

# 株價와 主要巨視經濟變數間的 相互關係에 대한 實證分析

金 俊 逸

우리나라 株價變化的 절반 이상은 巨視經濟變數의 움직임에 의하여 설명되며, 특히 國際收支 및 産業生産의 움직임이 주가변화에 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 다른 한편으로는 株式市場이 상대적으로 안정적이었던 1985년까지의 기간중에는 株價變化가 설비투자의 움직임을 잘 설명하고 있음이 발견되었다. 반면에 株式市場이 규모면에서 크게 확대되고 株價의 변동폭이 컸던 1986년 이후의 기간중에는 設備投資와 株價變化간의 연계성이 거의 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 株價와 實物經濟 사이의 관계가 주는 政策的 示唆點은 단기적이고 직접적인 市場介入을 통한 株式市場 부양정책은 한계가 있으며 보다 근본적으로는 실물경제의 안정과 착실한 성장기조의 회복만이 證市安定에 기여할 수 있다는 것이다. 아울러 株式市場이 기업의 투자계원 조달창구로서의 역할을 효율적으로 수행하기 위해서는 株式市場의 安定이 선행되어야 한다는 것이다.

## I. 序

우리나라의 株價는 1980년대 중반 이후 國際收支黑字 시대를 맞으면서 큰 폭으로 上昇하기 시

작하였으며, 이러한 주가상승은 1989년 中盤부터 下落勢로 반전되면서 주가하락이 加速化되어 최근에는 株式市場의 展望이 극히 不透明한 상태에 있다. 이러한 株式市場의 沈滯를 극복하기 위하여 최근에는 株式市場 부양을 위한 機關投資家들의 株式買入政策이 실시되고 있다. 이러한 주가의 급격한 上昇과 下落은 不動產價格의 變動과 함께 우리 경제의 거품화현상을 대표하는 것으로 認識되어 왔다.

그러나 보다 長期的인 관점에서 보면 주가변화의 상당부분은 實物經濟의 흐름과 연결되어 있는

筆者：本院 研究委員

\* 本稿를 완성하는 데 유익한 助言을 아끼지 않으신 本院의 左承喜·崔範樹 博士와 자료준비에 힘써준 巨視金融部 研究員들, 그리고 원고정리를 담당한 林明姬·姜希淑 研究助員께 깊은 感謝를 드린다.

市場基本要因(market fundamental)의 변화에 기인하는 것으로 판단된다. 특히 1980년대 중반 이후에 나타나는 큰 폭의 주가변화가 비단 우리나라뿐만 아니라 外國에서도 잘 관찰되고 있다는 점은 주가변화의 결정요인에 대한 많은 示唆點을 주고 있다. 즉 1980년대 중반 이후의 주가변화는 거품현상에 의한 부분도 포함하고 있지만 여러 국가들간에 공통적으로 나타난 경제적 요인에 의하여 영향받았을 가능성을 시사하고 있다.

주가변화와 실물경제 사이에는 기본적으로 相互關係(feedback relationship)가 존재하고 있다. 실물경제의 흐름이 주가에 영향을 미치고 있다는 사실은 상호연관관계의 한쪽 면에 해당하는 것이다. 반면에 株價가 주식투자자들의 미래에 대한 期待를 반영하고 있는 점에 비추어 볼 때, 주가변화가 거꾸로 실물경제에 영향을 미칠 수 있다. 잘 알려진 Tobin의 Q理論은 實物市場과 株式市場에서 평가된 實物資本의 價値가 반드시 일치하지 않는다는 점에 근거하여 株價變化와 投資와의 관계를 설명하고 있다. 우리나라에서도 주가변화가 실물투자와 연계성을 가지고 있는지의 여부를 검토하는 것은 향후 주식시장의 育成과 發展方向에 대한 시사점을 제공할 것이다.

本稿의 주요목적은 우리나라 주가변화의 決定要因을 分析하고 株價와 金利 및 實物投資와의 관계를 計量分析을 통하여 살펴봄으로써 政策的인 示唆點을 찾고자 하는 데에 있다. 第Ⅱ章에서는 우리나라와 外國의 주가를 비교분석함으로써 주가변화의 큰 흐름에 대한 고찰을 하였다. 우리

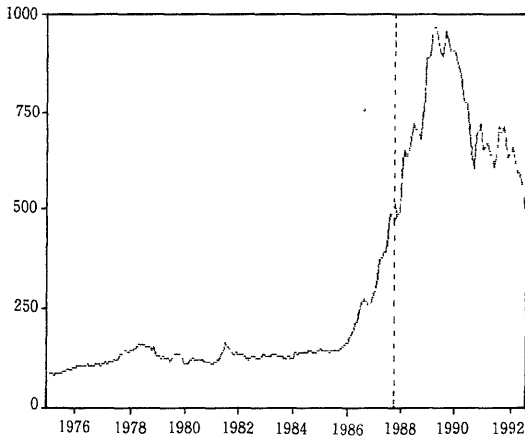
나라 주가와 外國의 주가 사이에 短期的으로는 높은 連繫性이 발견되지 않고 있으나 長期的인 흐름에 있어서는 상당한 공통점을 찾을 수 있었다. 第Ⅲ章에서는 우리나라의 주가변화를 설명할 수 있는 巨視經濟的 要因을 찾아보고 回歸模型을 통하여 각 요인의 효과에 대한 實證分析을 시도하였다. 第Ⅳ章에서는 주가변화와 금리간의 관계에 대하여 살펴봄으로써 최근에 논의되고 있는 金利引下를 통한 주식시장 부양정책에 대한 시사점을 찾고자 하였으며, 第Ⅴ章에서는 Tobin의 Q理論을 사용하여 株價變化의 設備投資에 대한 효과분석을 하였다. 끝으로 第Ⅵ章은 本稿의 結論을 담고 있다.

## Ⅱ. 株價變化의 基本的 特徵

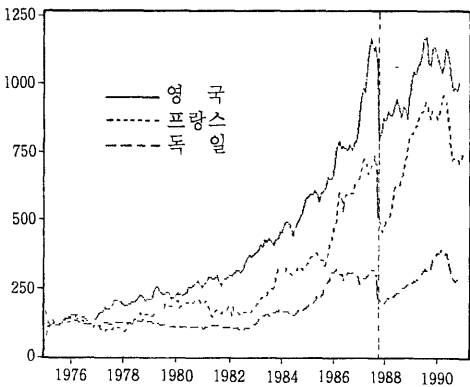
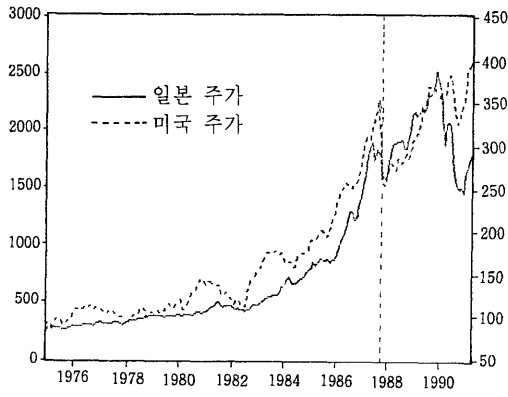
우리나라의 株價는 [圖 1.1]에서 보듯이 1986년 以前에는 큰 폭의 變動을 보이지 않다가 1986~88년의 3低好況期를 맞으면서 급격한 上昇勢를 나타내기 시작하였다<sup>1)</sup>. 1989년 4월 1일에 頂點에 달한 株價는 이후 下落勢로 反轉되었으며 최근의 주식시장 부양책이 실시되기 전인 1992년 7월에는 1987년 수준인 520선으로 하락하였다. 이러한 주가변화의 큰 흐름은 우리나라뿐만 아니라 다른 國家들에서도 잘 관찰되고 있다. [圖 1.2]에서 보듯이 일본과 유럽의 선진국들에서도 주가의 급격한 상승세가 1986년을 前後한 시점부터 두드러지게 나타나고 있으며 1989년 중반 혹은 1990년부터 하락하는 추세를 보이고 있음이 잘 나타나고 있다. 미국의 경우에도, 다른 先進國들에 비해 상

1) [圖 1.1]의 우리나라 綜合株價指數는 1980년 1월 4일 기준이며, [圖 1.2]에 표시되어 있는 各國의 株價指數는 1967년 기준이다.

[圖 1.1] 우리나라의 月別 株價推移



[圖 1.2] 外國의 月別 株價推移



대적으로 완만하지만 1986년부터 1987년 후반의 株價暴落 이전 기간중에 주가가 빠르게 상승하고 있음을 알 수 있다.

〈表 1〉은 우리나라를 포함한 각국 실질주가 상승률간의 상관관계를 보여주고 있는바, 對角線 아랫부분은 전월대비 실질주가 상승률간의 상관계수를 나타내며 윗부분은 전년동기대비로 구성된 실질주가 상승률간의 상관계수를 표시하고 있다<sup>2)</sup>. 〈表 1〉에서 나타나는 전체적인 특징은 각국 실질주가의 변화가 서로 陽의 相關關係를 가지며 이러한 상관관계는 우리나라와 외국간의 관계에서보다 선진국들 사이에서 더 높게 나타나고 있다는 점이다. 또한 우리나라를 기준으로 외국과 비교할 경우 日本 株價變化와의 상관계수가 다른 국가와의 비교에서보다 두 배 정도 높게 나타나고 있음을 알 수 있다.

〈表 1〉 各國 實質株價 上昇率間의 相關係數

	韓國	日本	美國	英國	프랑스	獨逸
韓國	—	0.68	0.23	0.30	0.26	0.05
日本	0.30	—	0.52	0.50	0.54	0.29
美國	0.16	0.44	—	0.54	0.53	0.63
英國	0.22	0.40	0.53	—	0.33	0.46
프랑스	0.06	0.28	0.35	0.14	—	0.60
獨逸	0.15	0.34	0.45	0.40	0.36	—

註: 1) 使用된 資料는 1976. 1 ~ 1992. 6 기간중의 月別 實質株價임.

2) 相關係數의 標準誤差는 0.07임.

또 다른 중요한 특징은 前月對比 주가상승률보다 前年同期對比 주가상승률의 경우 상관계수가 더 높게 나타나고 있다는 점이다. 즉, 對角線 윗부분의 係數들이 아랫부분의 계수들보다 대체적으로 큰 값을 보이고 있어 장기적으로 각국의 주가변화 사이에 보다 높은 연관성이 있음을 알 수

2) 각국의 實質株價는 綜合株價指數를 소비자물가지수로 나누어 구하였다.

있다. 이러한 결과는 장기적으로는 金融要因의 變化外에도 실물경제의 흐름이 각 국가의 株價에 반영되면서 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 주가변화의 큰 흐름 외에 [圖 1.2]에서 뚜렷이 나타나는 각국 주가변화의 특징은 1987년 10월에 발생한 美國의 株價暴落 사태가 다른 先進國들의 株式市場으로 급속히 擴散되었다는 점이다. 특히 유럽국가들의 주가가 美國의 주가변화에 敏感하게 反應하여 같은 시기에 폭락하였으며, 日本株價의 반응은 유럽국가들의 경우보다는 다소 약하지만 역시 急落하는 모습을 나타내고 있다. 반면에 우리나라의 경우, 같은 시기에 이렇다 할 株價下落의 조짐은 보이지 않고 있다. 이와 같은 현상은, 선진국들간에는 金融資本의 移動이 자유롭게 이루어지고 있는 반면 우리나라의 자본시장은 상당히 制限的으로 開放되어 있었다는 사실에 의해 잘 說明될 수 있을 것이다.

우리나라의 주가가 長期的인 흐름에 있어서는 외국의 주가와 밀접한 관계를 보이는 반면 短期的으로는 그러한 연계성을 발견할 수 없다는 사실은 本稿에서 시도하고자 하는 株價變化의 決定要因 分析에 중요한 시사점을 주고 있다. 즉, 자본시장

- 3) 단기적으로는 국내금융시장이 해외시장의 동향에 대하여 민감하게 반응하지 않고 있지만 장기적으로는 해외자본거래의 규모가 꾸준히 확대됨에 따라 國內金融市場과 海外市場間의 연계성이 높아지고 있는 것도 우리나라 주가가 외국의 주가와 장기적인 연관성을 보이는 간접적인 원인으로 작용하고 있다. 실제로 Jwa(1992)의 研究는 국내금리와 해외금리의 연계성이 1980년대에 들어 以前에 비해 크게 높아지고 있음을 실증분석을 통하여 보여주고 있다.
- 4) 이러한 견해는 朴元巖(1992)의 연구결과와 일치하는 것이다. 朴元巖은 1986년 이후 우리 경제에 나타난 큰 변화를 거품현상으로 파악하려는 견해에 대한 재검토를 통하여 거품보다 시장기본요인의 중요성을 강조하였다. 그의 연구에 따르면 주가변화의 큰 흐름이 實質金利와 經濟成長率의 추세변화에 의해 대부분 설명될 수 있음이 밝혀지고 있다.

개방이 제한적이었음에도 불구하고 우리나라의 주가변화가 다른 국가와 비교할 때 큰 흐름에 있어서 유사한 모습을 보이고 있는 점은 우리나라를 포함한 각국의 주가가 共通的인 要因에 의하여 상당부분 결정되고 있음을 시사하고 있다<sup>3)</sup>. 실제로 3低好況 기간중 世界經濟가 전반적으로 好況이었던 점에 비추어 보면 1986~88년 기간중의 주가상승은 거품(price bubble)에 의한 부분을 무시할 수는 없지만 實物經濟의 動向을 반영하고 있는 부분이 상당할 것으로 생각할 수 있다<sup>4)</sup>. 바꾸어 말하면, 대부분의 국가에서 같은 時期에 주가가 크게 上昇한 것을 각 국가에서 거품현상이 同時에 발생하였기 때문이라고 하기보다는 공통된 巨視經濟의 흐름이 주가상승의 중요한 원인이었다고 생각하는 것이 보다 說得力이 있을 것이다.

### Ⅲ. 株價變化의 巨視經濟的 決定要因

本章에서는 第Ⅱ章에서 논의한 우리나라 주가변화의 큰 흐름을 바탕으로 주가변화에 대한 계량분석을 시도하였다. 비록 用語上의 문제점은 있지만, 주가변화 중 실물경제의 흐름에 의해 설명되는 부분을 市場基本要因(market fundamental)에 의한 주가변화로 간주하였다. 주가의 변화와 밀접한 관계를 가지고 있을 것으로 생각되는 거시경제변수는 여러가지가 있지만 크게 나누어 實物變數의 경우 經濟成長率, 產業生産, 國際收支, 投資 등을 고려하였으며 金融變數로서 通貨量과 金利 등을 포함하였다.

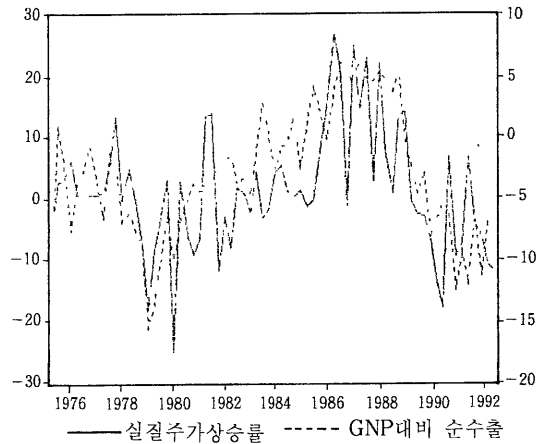
기본적으로 名目變數들의 변화 속에는 一般物價上昇에 의한 변화가 포함되어 있으므로 변수들 간에 실제적인 因果關係가 존재하지 않더라도 단지 물가가 상승하는 이유만으로 時系列上的 相關關係가 매우 有意하게 나타날 가능성이 있다. 이러한 가능성을 방지하기 위하여 분석대상을 명목 주가가 아닌 실질주가의 변화에 맞추었다.

[圖 2.1]은 前分期對比 실질주가변화와 國民計定上으로 나타나는 GNP對比 순수출이 밀접하게 움직이고 있음을 보여주고 있다. 이러한 상관관계는 우리나라의 경우, 國內流動性이 海外部門에 의하여 직접적으로 영향을 받고 있음을 시사하고 있는바, 순수출 또는 국제수지의 변화가 국내유동성을 변화시킴으로써 결국 주가를 변화시킨다는 논리에 의하여 설명될 수 있다. 그러나 다른 한편으로는, 輸出入의 변화가 企業들의 未來收益性에 대한 주식투자자들의 展望에 영향을 미치고 이에 따라 株價가 변한다는 논리도 가능하다.

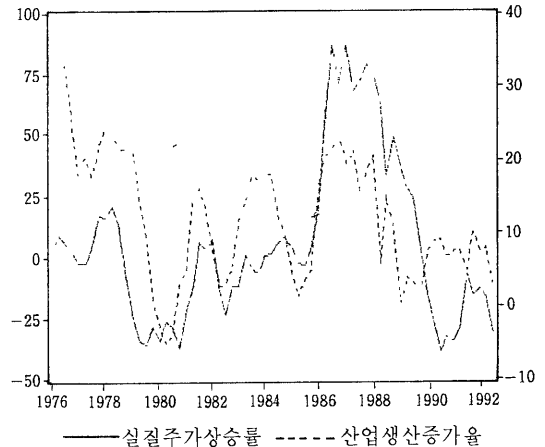
[圖 2.2]와 [圖 2.3]은 각각 前年同期對比 産業生産增加率과 經濟成長率(非農林漁業 실질GNP 증가율)과 주가변화와의 관계를 표시하고 있다<sup>5)</sup>. 산업생산과 주가를 살펴보면 1980년 이전 기간중에는 주가변화가 산업생산의 변화를 앞서는 傾向이 있으나 1980년 이후 기간중에는 오히려 산업생산의 변화를 1~2분기 정도의 시차를 두고 따라가는 경향을 보이고 있다. 따라서 1980년대 들어서에는 주가변화의 景氣先行的인 役割이 상당히

5) [圖 2.2]와 [圖 2.3]에서 株價, 産業生産 및 實質GNP의 변화를 前分期對比 증가율 대신 前年同期對比 증가율로 표시한 이유는 産業生産과 실질GNP의 경우 전분기대비 증가율이 상당한 季節變動을 보임에 따라 주가변화와의 관계를 視覺적으로 제시하기 어려웠기 때문이다. 반면에 아래의 회귀분석에서는 주가와 산업생산의 전분기대비 증가율이 사용되었다.

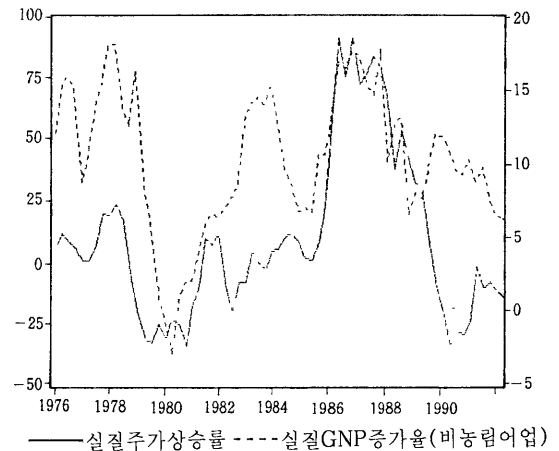
[圖 2.1] 株價變化와 純輸出



[圖 2.2] 株價變化와 産業生産 增加率



[圖 2.3] 株價變化와 經濟成長率(非農林漁業)



감소되었다고 할 수 있을 것이다<sup>6)</sup>. 비농림어업 실질GNP의 변화와 추가변화와의 관계는 산업생산의 경우에 비해 약하게 나타나고 있으며, 특히 1980년대에는 그 관계의 有意性이 상당히 低下되는 모습을 나타내고 있다.

추가변화를 설명하기 위한 回歸分析에서는 1975년 1분기부터 1992년 2분기까지의 分期別資料를 이용하였다. 1975년 이전의 추가지수 자료는 새로 개정된 추가지수와 일관성의 문제가 있으므로 제외하였다. 분석모형의 設定에 있어서의 한가지 특징은 다소 說明力이 떨어지는 것을 감수하면서도 株價上昇率의 과거 값들을 설명변수에 포함시키지 않았다는 점이다. 이러한 시도는 本稿에서 의도하는 바가 추가변화에 內在하여 있는 時系列上的 相關關係를 다른 거시경제변수의 움직임으로 설명함으로써 추가변화의 巨視經濟的 決定要因을 찾고자 하는 것이기 때문이다.

실질주가를 포함한 대부분의 거시경제변수들이 時系列上的 安定性(stationarity)을 보이지 않고 單位根(unit root)을 가짐에 따라 假性的 回歸(spurious regression)의 가능성이 있다. 이러한 가능성들에 의한 오류를 방지하기 위하여 회귀분

석에 사용된 모든 變數는 前分期對比 增加率 혹은 GNP對比 比率로 구성하였다. 설명변수로 사용된 實質金利는 豫想실질금리로서 會社債流通收益率로 측정된 名目金利에서 豫想인플레이션을 差減하여 구성하였다<sup>7)</sup>.

推定模型의 설명변수들 중에 현재 값을 가지는 內生變數들이 포함되어 있는 관계로 추정방법은 2SLS(two stage least square)를 이용하였으며 추정된 결과는 다음과 같다<sup>8)</sup>.

$$\begin{aligned}
 RSPG_t = & 4.37 + 1.22XR_t - 1.52MR_t + 0.51IPG_t \\
 & (0.56) (5.79) (-5.42) (2.27) \\
 & + 0.68IPG_{t-1} + 0.82IFMR_{t-1} - 0.34RESMG_t \\
 & (3.50) (2.10) (-3.87) \\
 & - 0.85RI_t + 0.70RI_{t-1} \\
 & (-1.43) (1.28)
 \end{aligned}$$

$R^2=0.61$   $D.W.=2.12$   $SEE=6.7$ , ( ) 안은  $t$ 값임.

註 :  $RSPG$ = 실질주가상승률

$XR$ =GNP대비 수출 비율

$MR$ =GNP대비 수입 비율

$IPG$ = 산업생산 증가율

$IFMR$ =GNP대비 설비투자 비율

$RESMG$ =본원통화증가율

$RI$ = 예상실질금리

모든 변수의 단위는 퍼센트(%)임.

추정기간 : 75. I ~ 92. II

먼저 추정된 방정식의 Durbin-Watson통계량이 殘差項에 時系列 相關이 거의 없음을 나타내고 있어 추가변화의 시계열상관이 설명변수들에 의하여 대부분 설명되고 있음을 알 수 있다<sup>9)</sup>. 추정된 방정식에서 輸出과 輸入의 係數가 부호가 서로 反對이면서 크기가 비슷하게 나타나고 있는 것은 [圖 2.1]에서 보듯이 純輸出( $XR-MR$ )이 주

6) Stock and Watson(1990)의 연구결과는 美國의 경우에도 주가의 景氣先行的 特性이 강하지 않음을 보여주고 있다.

7) 豫想인플레이션은 前年同期對比 소비자물가상승률과 총통화증가율의 2變數 VAR模型을 추정한 후, 각 시점에서 모형으로부터 산출된 4分期後의 인플레이션 豫測值로 구성하였다. VAR 모형의 추정은 추정의 정확도를 높이기 위하여 全體標本을 사용하여 이루어졌지만 각 시점에서의 모형의 예측치는 그 시점까지의 자료만을 사용하여 구하였다.

8) 2SLS 推定을 위하여 사용된 對應變數(instrumental variables)는 상수항, 각 說明變數의 과거 3分期까지의 값 및 과거 3분기까지의 換率變化 등이다.

9) 회귀분석에 사용된  $RSPG$ ,  $IPG$  및  $RESMG$  등이 상당한 정도의 계절변동을 보이고 있는 점을 감안하여 계절변동조정정미를 회귀방정식에 使用하였으나 統計的 有意性이 없어 제외하였다.

가변화에 영향을 주고 있음을 의미하고 있다<sup>10)</sup>. GNP對比 純輸出이 1%포인트 增加하면 주가 상승률이 대략 1.2~1.5%포인트 정도 增加하는 것으로 나타나 다른 설명변수들의 계수와 비교하여 볼 때 相對的으로 큰 影響을 미치고 있다. 産業生産의 경우, 주가변화에 대하여 時差效果를 가지고 있으며 産業生産의 1%포인트 상승은 전체적으로 실질주가를 1.2%포인트 높이는 것으로 나타났다. 또한 추정결과에 따르면 설비투자의 1%포인트 증가는 1分期의 時差를 두고 실질주가를 0.82%포인트 상승시키는 요인으로 作用하고 있다. 이것은 주가변화가 투자증가에 따른 企業의 市場價値(market value of firm)가 증가하는 것을 반영하고 있는 것으로 판단된다.

金融變數의 주가변화에 대한 效果를 살펴보면

- 10)  $F$ -檢定統計量을 사용하여 輸出 및 輸入係數의 숨어 째이는 귀무가설을 검증한 결과 10%의 유의수준에서도 귀무가설을 기각할 수 없었다.
- 11) 本源通貨 대신 總通貨를 사용하여 회귀분석을 시도한 결과 추정계수의 유의성은 높지 않으나 부호는 本源通貨의 경우와는 반대로 陽으로 나타나고 있다.
- 12) 이러한 可能性을 제시하여 준 本 研究院의 崔範樹 研究委員에게 감사드린다. 아울러 本源通貨와 株價의 움직임에 대한 구체적인 연구는 앞으로의 연구과제로 남겨둬를 밝혀둔다.
- 13) 이러한 해석은 다음과 같은 논리에 근거하여 가능하다. 전체주가를  $SP$ , 시장기본요인에 의하여 결정되는 부분을  $F$ , 그리고 거품에 의한 부분을  $B$ 라고 표기하면  $SP=F+B$ 가 성립한다. 이론적으로는  $B$ 는 單位根을 가지며 우리나라의 경우처럼 빠르게 성장하는 경제에서는  $F$ 도 單位根을 가질 가능성이 높으므로 양변을 1次差分하면  $\Delta SP=\Delta F+\Delta B$ 의 형태로 전환할 수 있다.  $\Delta F$ 와  $\Delta B$ 가 서로 無關한 교란項(orthogonal shocks)에 의하여 전개되는 安定的인 時系列(stationary time series)이라고 가정하면 거시경제변수를 사용하여 추정된 주가변화는 바로  $\Delta F$ 에 해당하며 추정식의 오차항은  $\Delta B$ 를 반영하고 있다고 간주할 수 있을 것이다. 물론 市場基本要因이란 거시경제변수뿐만 아니라 다른 요인도 포함하고 있으므로 거시경제변수들에 의하여 설명되는 주가변화는 시장기본요인에 의한 부분 중 一部分을 반영한다고 할 수 있다.

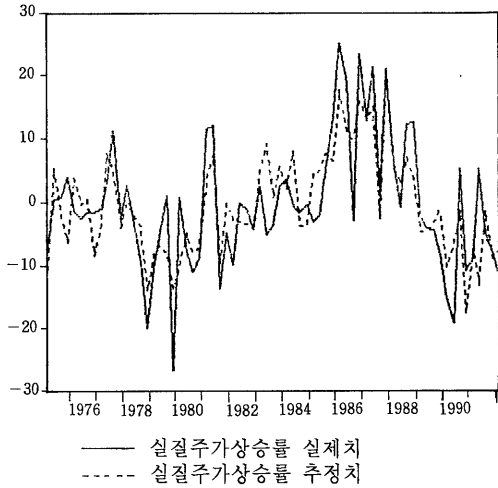
金利의 경우 같은 時點에서의 금리는 주가상승에 負의 效果를, 그리고 前分期의 금리는 正의 效果를 보이고 있으나 統計的 有意性은 별로 없는 상태이다. 本源通貨의 경우, 통상적인 예상과는 달리, 本源通貨 1%포인트 증가가 실질주가를 0.34%포인트 하락시키는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과에 대하여 한가지 가능한 해석은 本源通貨 供給經路 및 總通貨 증가목표에 치중하는 通貨管理方式의 특성에서 찾을 수 있다. 먼저 本源通貨의 대부분이 政策金融의 형태로 공급되고 있는 상황하에서는 증가된 本源通貨가 주식시장으로 流入되기에는 상당한 시간이 경과되어야 할 것이므로 本源通貨의 증가가 곧바로 株價上昇要因으로 작용하기는 힘들 것으로 판단된다<sup>11)</sup>. 이와 더불어, 總通貨 중심의 통화관리 관행상 本源通貨의 증가는 곧 이어 通安證券이나 RP의 發行을 통한 市中短期資金의 回收를 수반하였으므로, 단기적으로 機關投資家들의 資金事情을 압박하고 기관투자자들의 주식투자를 위축시켜 株價下落要因으로 작용하였을 가능성이 있다<sup>12)</sup>.

거시경제변수들에 의하여 설명되는 주가변화를 市場基本要因에 의한 주가변화로 간주할 때, 추정된  $R^2$ 는 시장기본요인에 의한 주가변화가 전체 주가변화의 60% 이상을 설명하고 있음을 보여주고 있다<sup>13)</sup>.

[圖 3]은 實質株價가 매우 큰 폭으로 불규칙하게 변하고 있음에도 불구하고 회귀방정식을 통한 추정값이 實際變化의 趨勢變動을 잘 설명하고 있음을 보여주고 있다.

이러한 결과는 주식시장에 대하여 매우 당연하면서도 看過되기 쉬운 정책적 示唆點을 가지고 있다. 침체된 주식시장을 부양하기 위하여 최근

[圖 3] 實質株價 變化의 實際값과 推定값 比較



에 실시된 기관투자자들의 주식매수정책은 一般投資家들의 投資心理를 자극하여 주식시장에 활기를 불어넣는다는 측면에서는 一時的인 효과가 있을 수 있으나 根本的인 해결책은 될 수 없으며 지난 수년간 우리가 경험하였던 주식시장에서의 거품현상을 다시 招來할 위험이 있다. 오히려 株價回復을 위해서는 實物經濟의 安定과 回復이 선결조건이며 이러한 선결조건의 해결 없이는 주가를 변화시키는 데 있어서 分명한 限界가 있다는 점을 위의 분석결과가 보여주고 있다.

#### IV. 株價變化와 金利

최근에 주식시장을 회복시키기 위한 정책의 일환으로 金利引下가 논의되고 있다. 本章에서는 이러한 論議의 背景이 무엇이며 金利인하의 주가에 대한 효과가 어떻게 나타날 것인지에 대하여 간단히 살펴보았다.

金利를 債券의 收益率로 간주하는 경우 金利와 債券價格은 逆의 관계에 있고 주식과 채권이라는 금융자산은 서로 代替關係(substitutes)에 있으므로 靜態的인 측면에서는 주가와 金利는 기본적으로 反對方向으로 움직이려는 경향을 보이게 된다. 따라서 金利를 引下하여 주가를 부양한다는 최근 논의의 배경은 이러한 주가와 金利 사이의 正態적인 陰의 相關關係에 그 근거를 두고 있는 것으로 보인다.

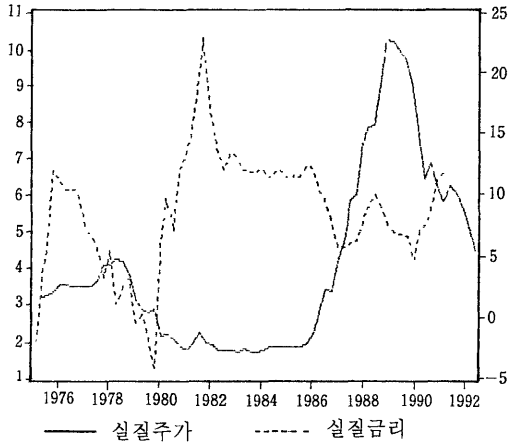
그러나 기본적으로 주가와 金利는 金融資產에 대한 넓은 의미의 價格變數로서 경제에 外生的인 衝擊이 주어졌을 경우 經濟主體들의 행동에 따라 결정되는 內生變數들이다. 따라서 주가와 金利 사이에 正態적으로 발견되는 陰의 상관관계를 因果關係로 해석하기는 힘들다. 오히려 이들 변수 사이의 靜態的 및 動態的 상관관계는 각각의 변수가 外생적인 충격에 반응하면서 새로운 均衡으로 調整해 가는 과정에서 나타나는 결과로 해석해야 할 것이다. 더욱이 이들 변수들의 外생적인 충격에 대한 반응의 程度와 速度가 서로 다르기 때문에 동태적인 상관관계는 多樣한 형태를 나타내게 될 것이다.

[圖 4.1]은 같은 시점에서 관측된 實質株價와 實質金利 사이의 관계를 보여주고 있다. 전체적으로는 실질주가와 실질금리가 반대 방향으로 움직이는 경향이 있지만 1978~79년과 1982~85년 기간 및 1986년 이후의 일부기간중에는 같은 방향으로 움직이거나 혹은 相互關係가 별로 없는 모습을 나타내고 있다. 이러한 비교는 주가가 가격의 水準을 나타내는 변수인 반면 金利는 收益率을 나타내는 변수이므로 同質的인 비교라 하기 힘들다. 따라서 株價보다는 株價上昇率과 金利를



비교하는 것이 오히려 주가변화와 금리의 관계를 살펴보는 데에 있어서 보다 효과적일 것이다<sup>14)</sup>.

[圖 4.1] 實質株價와 實質金利



먼저 경제전반의 物價가 安定되기 시작한 1982년 이후 최근까지의 기간동안 실질주가 상승률은 年平均 17.5%에 달하고 있는 반면 債券投資의 실질수익률은 年平均 9.7%를 나타내고 있어, 配當收益까지 포함할 경우 주식수익률은 채권수익률보다 훨씬 높은 것으로 나타나고 있다. 한편 같은 기간중에 주가상승률의 標準偏差는 37.3%를 기록한 반면 채권수익률은 2.9%의 標準偏差만을 보이고 있다. 기본적인 市場原理로 해

14) 時系列上으로 실질주가는 不安定한 過程을 나타내므로 이론적으로는 실질주가의 分散은 존재하지 않으며 따라서 실질주가와 실질금리 사이의 상관관계는 정의될 수 없다. 실질주가 상승률과 실질금리의 비교는 이러한 이론적인 문제점을 해결하는 측면도 있다.

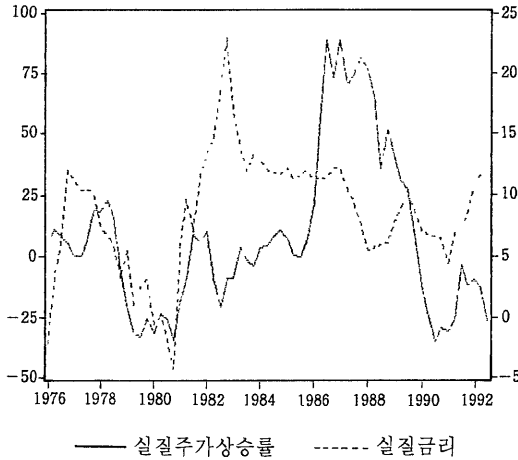
15) 예를 들어 1985년 1분기의 前年同期對比 실질주가 상승률은 1984년 1분기부터 1985년 1분기까지의 기간중의 실질주가 상승을 의미하며 1985년 1분기의 실질금리도 마찬가지로 같은 기간중, 즉 1984년 1분기부터 1985년 1분기까지의 기간동안에 적용된 事後的인 실질금리로서 1984년 1분기에 측정된 명목금리에서 1984년 1분기부터 1985년 1분기 사이의 실제 물가상승률을 차감한 값이다.

석할 때, 이렇게 평균적으로 높은 수익률은 주식 투자에 따르는 높은 危險度에 대한 보상(risk premium)이 수익률에 포함되어 있기 때문이라고 할 수 있다. 따라서 주식에 투자한 사람은 여러 금융자산 중에서 高收益 - 高危險度의 資産을 選好한 것이라고 볼 수 있으며 1986~88년 기간중의 높은 수익률은 결과론적으로 볼 때는 1989년 중반 이후의 주가하락에 따른 손해에 대한 事前的인 보상이었다고도 생각할 수 있다.

[圖 4.2]에는 주가변화와 실질금리의 동태적 관계가 나타나 있다. 여기서 주가변화는 각 시점에서의 前年同期對比 실질주가 상승률이며 실질금리는 각 시점으로부터 4分期前의 名目金리에서 각 시점까지의 前年同期對比 物價上昇率을 차감한 事後的인 실질금리이다<sup>15)</sup>. 이렇게 비교된 실질금리와 주가상승률은 그 의미상 같은 기간중에 얻어진 금융자산의 수익률이라고 할 수 있으며 전체 표본기간을 통하여 대체로 같은 방향으로 움직이는 경향을 나타내고 있어 주식과 채권이 代替關係에 있는 金融資産임을 반영하고 있다.

주가변화와 금리의 動態的인 관계를 보다 구체적으로 살펴보기 위해서 前年同期對比 실질주가 상승률과 실질금리간의 時差別 交叉相關係數(cross correlation coefficient)를 <表 2>에 구성하여 보았다. 전년동기대비 실질주가 상승률은 同時點에서의 실질금리와는 상관관계가 희박한 반면 4분기 전의 실질금리와는 陽의 상관을 보이고 있어 [圖 4.2]에 나타나는 동태적 관계를 뒷받침하고 있다. 흥미로운 것은 주가변화와 미래의 실질금리는 陰의 相關을 보이고 있으며 이러한 상관관계가 주가변화와 과거 실질금리 사이의 陽의 상관관계보다 더 강하게 나타나고 있는 점이다.

[圖 4.2] 實質株價 上昇率과 實質金利



<表 2> 株價變化와 金利의 時差別 交叉相關關係

分期時差	實 質 金 利								
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
實質株價 上 昇 率	0.25	0.18	0.14	0.08	-0.02	-0.10	-0.20	-0.28	-0.34

註：交叉相關係數의 標準誤差는 0.13임.

이상에서 살펴본 주가변화와 금리와의 관계를 토대로 볼 때, 주식시장을 부양하기 위하여 금리

- 16)  $t$ 기에 인하된 금리는  $t$ 기부터  $t+1$ 기까지 적용되는 금리이므로 균형점에서는 같은 기간중의 주식수익률(주가상승률)도 하락하여야 한다.  $t$ 기와  $t+1$ 기 사이의 주가상승률이 하락하려면  $t$ 기의 주가가 상승하여야 한다. 즉  $t$ 기에 이루어진 금리인하에 대한 주식시장의 반응은 같은 시점에서 주가상승으로 나타날 것이다.
- 17) 물론 금리인하가 企業의 投資를 促進시켜 企業의 市場價値를 높임에 따라 주가를 상승시키는 요인으로 작용할 수도 있다. 그러나 중요한 점은 이러한 低金利-高株價 組合이 계속될 수 없다는 점이다. 금리인하로 企業의 投資수요가 증가함에 따라 금리는 다시 상승하게 된다. 따라서 企業의 投資증가에 따른 주가상승은 결국 企業의 投資수요 증가에 따른 금리상승과 함께 나타나게 될 것이다.

를 인하시켜야 한다는 논리는 주가와 금리 모두가 내생변수라는 사실을看過하고 이들 두 변수의 短期的인 相關關係를 因果關係로 잘못 해석한 결과라고 할 수 있을 것이다. 논의의 편의상, 배당수익을 제외하고 주가상승률이 곧 주식의 수익률이라고 가정하고, 주가부양 정책의 일환으로  $t$ 기에 人爲的으로 金利를 引下시킨 경우를 고려해 보자. 기본적으로 주식과 채권이 대체재의 관계에 있으므로 두가지 금융자산의 수익률은 같은 방향으로 움직이는 경향을 나타낸다. 따라서  $t$ 기와  $t+1$ 기 사이의 주가상승률은 금리인하가 없었을 경우보다 낮아져야 하므로  $t$ 기의 주가는 상대적으로 상승하게 된다<sup>16)</sup>.

그러나 이러한 주가상승은 매우 단기적으로 끝나게 됨을 알 수 있다. 만일 금리가  $t$ 기 이후에도 계속 낮은 수준으로 유지되는 경우에는  $t+1$ 기以後의 주가상승률도 금리인하가 없었을 경우에 비하여 계속 낮은 수준에 머물러 있어야 한다. 이렇게 낮은 주가상승으로 인하여, 장기적으로는 주가가 금리인하가 없었을 경우에 비해 오히려 상대적으로 下落하는 결과를 가져오게 된다<sup>17)</sup>. 금리인하 조치가 지속적이지 못하고 一過性으로 끝날 경우에는 금리인하 당시의 주가상승효과도 미미할 뿐만 아니라 금리가 다시 원래 수준으로 회복될 때에는 주가의 하락이 발생하게 된다. 이러한 점에서 금리인하를 통한 주식시장 활성화는 근본적인 한계가 있으며 주식시장의 不安定을 초래할 위험도 있다.

이와 더불어 第三章의 回歸分析 결과는 주가변화가 금리의 變動에 큰 영향을 받지 않고 있음을 보여주고 있어 금리인하에 의한 단기적인 주가상승 효과도 不確實함을 보여주고 있다. 따라서 금

리인하가 단기적으로 주가상승을 유도할 수 있을 지도 불확실한 반면, 장기적인 측면에서는 오히려 주가부양에 逆行하는 결과를 가져올 수 있음이 강조되어야 할 것이다. 앞서서도 언급하였듯이, 주가회복을 위해서는 무엇보다도 經濟의 安定과 건실한 成長이 뒷받침되어야 하며 이러한 基本要因의 변화가 수반되지 않는 주식시장 부양 정책은 가능한 한 止揚되어야 할 것으로 판단된다.

## V. 株價變化와 實物投資

주가변화와 실물투자와의 관계에 대하여는 매우 相反된 견해가 共存하고 있다. Bosworth (1975)는 기업이 투자를 할 때, 주가의 움직임이 기업이 판단되는 시장기본요인과 다르게 움직인다고 생각할 때에는 주가의 움직임을 무시하는 것이 옳다고 주장하는 반면, Fischer and Merton(1984)은 주가가 기업의 판단과 다르게 움직여도 기업은 주식시장에서의 흐름을 반영하여 투자를 결정해야 한다고 주장한다. Blanchard, Rhee, and Summers(1990)는 이렇게 상반된 견해를 實證적으로 檢證하기 위하여 장기간의 연간 자료를 사용하여 주가변화 및 시장기본요인과 투자 사이의 관계를 분석하였으나 두가지 견해에 대한 뚜렷한 결론은 내리지 못하고 있다.

주가변화와 실물투자의 관계에 대한 이론 중 잘 알려진 것은 Tobin의 Q理論일 것이다. Tobin의 이론은 주식시장의 성격을 短期資本利益을 얻기 위한 投機的 去來가 이루어지는 시장이 아니라

기업의 投資財源 調達을 뒷받침하는 傳統的인 의미의 資本市場으로서 상정하고 있다. 또한 주식 시장이 效率적으로 움직이며 주가가 市場基本要因을 정확히 반영하고 있다는 假定에서 출발하고 있다. 本章에서는 Tobin의 Q理論을 사용하여 주가와 투자간의 관계를 살펴본다.

Tobin의 Q이론을 간략히 살펴보기 위하여 주식시장에서 評價된 企業의 市場價値와 기업의 實物資本의 保有總量을 각각 V와 K로 表記하고 實物市場에서는 資本財 1단위의 가격을 P라고 하면 Tobin의 Q는 다음과 같이 정의된다.

$$Q = (V/K)/P = V/PK$$

여기서 V/K는 바로 株式市場에서 評價된 資本 1단위의 市場價値를 의미하며, 논의의 편의상 資本 1단위당 株式 1株가 발행되었다고 가정하면 V/K는 바로 주식 1주의 價格을 의미하게 된다. 따라서 Tobin의 Q는 자본 1단위의 주식시장에서 가격과 실물시장에서의 가격의 比率로 정의될 수 있다.

만일 Q가 1보다 클 경우—즉, V/K가 P를 초과하는 경우—에는 기업이 P의 비용을 들여 1단위의 투자를 하면 기업의 시장가치가 투자비용보다 더 높은 V/K만큼 증가하므로 기업의 투자가 활발해질 수 있는 經濟的 動機가 발생하게 된다. 반대로 Q가 1보다 작을 때에는 기업의 투자비용이 이득을 초과하여 투자가 위축되게 된다. 주식 시장이 효율적이라면 1단위의 투자에서 발생하는 이익의 現在價値는 바로 V/K와 一致하게 된다.

현실적으로는, 투자와 관련된 각종 制度的 環境 및 주가와 시장기본요인 사이의 괴리 등으로 인하여 단순한 형태의 Tobin이론을 실제로 適用하기에 한계가 있음은 물론이다. 예를 들어 기업

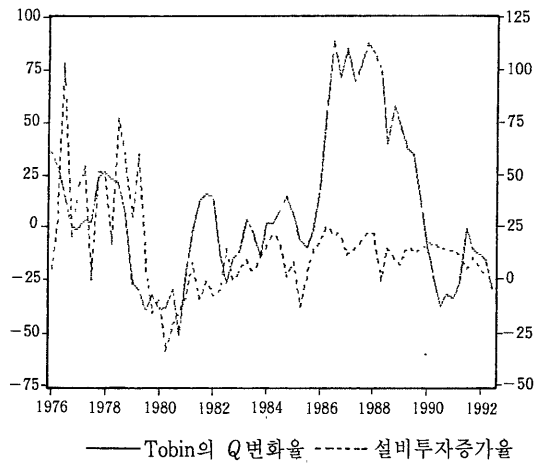
의 투자를 촉진하기 위하여 投資에 대한 稅制上의 혜택이 주어지는 경우,  $Q$ 가 1보다 작더라도 기업의 투자는 활발해질 수 있다. 또 다른 예로, 에너지가격의 급등에 의한 不景氣下에서는 주식 시장에서 평가된 企業의 市場價値가 하락하여  $Q$ 가 1보다 작아질 수 있다. 그러나 에너지 效率性을 높이기 위한 기업의 투자는 활발하게 이루어질 가능성이 있다<sup>18)</sup>.

本章에서는 이러한 理論的 限界에도 불구하고 實物투자 중 設備投資에 초점을 맞추어 주가변화와 설비투자간의 관계를 計量分析하였다. 먼저 자료의 한계상 정확한  $Q$ 값을 관찰할 수는 없지만  $Q$ 의 變化率에 해당하는 변수의 구성은 어느 정도 가능하다. 이론적으로  $Q$ 값은 주식가격과 實物資本재 가격의 비율이므로  $Q$ 의 증가율은 名目株價上昇率과 資本財價格上昇率의 차이로 측정될 수 있다. 本章의 계량분석에서는 자본재가격의 代用變數로서 設備投資디플레이터를 사용하였다.

Tobin의 이론이  $Q$ 의 실제수준과 實物투자의 수준을 연결시키고 있음에 비추어,  $Q$ 의 변화율은 투자의 변화율과 관련되어 있을 것으로 가정하여 회귀분석에 사용된 從屬變數는 설비투자의 前年同期對比 증가율을 사용하였으며 說明變數인  $Q$ 의 변화율도 마찬가지로 전년동기대비 변화율로

구성하였다. 이렇게 구성된  $Q$ 와 설비투자의 증가율을 비교하면 [圖 5]에서 잘 나타나듯이 설비투자의 증가율과  $Q$ 의 변화율은 1976~85년 기간 중에는 상당히 밀접하게 움직이고 있는 반면에 1986년 이후부터는 두 변수 사이에 有意性 있는 관계는 발견되지 않고 있다. 이러한 두 변수 사이의 움직임은 1986년 이후의 주가의 움직임 중 시장기본요인이 아닌 다른 요인에 의한 부분이 상대적으로 컸을 가능성을 시사하고 있다.

[圖 5] Tobin의  $Q$ 와 設備投資



이렇게  $Q$ 변수와 설비투자 사이의 관계가 1986년을 기점으로 構造的인 변화를 보이고 있는 점을 반영하기 위하여, 회귀분석에서는 더미변수를 사용하여  $Q$ 변수의 설비투자에 대한 효과가 期間別로 다른 값을 가질 수 있도록 하였다<sup>19)</sup>.  $Q$ 변수 외에 사용된 說明變數는 輸出, 總通貨 및 建設投資의 前年同期對比 증가율과 豫想 實質金利 등이며 時差效果의 설정은 여러가지 모형을 시도하여 본 후, 추정계수의 安定性和 추정모형의 適合度를 고려하여 이루어졌다.

설비투자 방정식의 추정결과는 <表 3>에 제시

18) 이러한 예는 추가되는 資本財 1단위의 시장가치를 나타내는 限界的  $Q$ (marginal  $Q$ )와 이미 존재하고 있는 資本財 1단위의 시장가치를 나타내는 平均的  $Q$ (average  $Q$ )가 일치하지 않는다는 것을 의미한다. 보다 자세한 설명은 Hayashi(1982) 참조.

19) 回歸分析에서는 1986년 1분기부터 1의 값을 가지는 더미변수를  $Q$ 變數에 곱하여 구성한 변수( $QDUM$ )를 既存의  $Q$ 변수와 함께 說明變數로 사용하였다. 따라서  $Q$ 변수의 設備投資에 대한 効果는, 1986년 이전 기간중에는  $Q$ 변수의 係數에 의하여 측정되는 반면, 1986년 이후 기간중에는  $Q$ 변수와  $QDUM$ 의 係數들의 總합으로 측정된다.

〈表 3〉設備投資 方程式 推定結果

說明變數	1976.Ⅲ ~ 1992.Ⅱ	1976.Ⅲ ~ 1985.Ⅳ
Constant	8.96( 1.13)	1.38( 0.15)
$IFMG_{t-3}$	0.37( 5.29)	0.40( 5.60)
$IFMG_{t-4}$	-0.53(-7.73)	-0.52(-7.29)
$XG_{t-1}$	0.55( 4.33)	0.72( 4.29)
$IFCG_{t-5}$	0.40( 3.59)	0.47( 3.77)
$M2G_{t-1}$	2.35( 3.46)	2.46( 2.99)
$M2G_{t-2}$	-1.91(-2.90)	-1.94(-2.36)
$RI_{t-1}$	-1.32(-3.63)	-1.10(-2.78)
$Q_{t-2}$	0.52( 6.52)	0.50( 6.01)
$QDUM_{t-2}$	-0.54(-5.75)	-
$R^2$	0.83	0.91
D.W.	1.74	2.06

註:1)  $IFMG$  = 설비투자 증가율,  $IFCG$  = 건설투자 증가율,  $XG$  = 실질수출 증가율,  $M2G$  = 총 통화 증가율(평잔기준),  $RI$  = 예상 실질금리(회사채수익률),  $Q$  = 명목주가상승률-설비투자 디플레이터 증가율,  $QDUM = Q \times DUMMY$ .

$DUMMY$ 값은 1975.Ⅰ~1985.Ⅳ기간중 0이며 그 이후에는 1임.

모든 변수의 단위는 퍼센트(%)임.

2) ( ) 안은  $t$ 값.

되어 있다. 전체표본 기간을 대상으로 한 추정결과와 1986년 이전 기간에 대한 추정결과를 비교해 볼 때, 추정계수들이 대체로 거의 변화가 없이 安定的임을 알 수 있다. 추정결과에 따르면 설비투자가 수출증가율에 크게 영향을 받고 있어 수출주도의 경제성장을 반영하고 있으며 건설투자에 의해서도 시차를 두고 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 이러한 건설투자의 설비투자에 대한 효과는 최근의 설비투자 감소가 건설경기의

下降과 무관하지 않다는 주장과 일맥상통하는 것이다.

그러나 전체표본에 대한 추정결과에서 가장 주목하여야 할 것은 첫째로, 實質金利가 설명변수에 포함되어 있음에도 불구하고,  $Q$ 와  $QDUM$ 의 係數가 有意성이 높게 나타나고 있으며, 둘째로  $Q$ 와  $QDUM$ 의 추정계수가 부호는 반대이면서 절대값은 거의 비슷하다는 점이다. 즉, 1976~85년 기간 중에는  $Q$ 증가율이 1%포인트 상승할 경우 설비투자 증가율이 2분기 후에 0.52%포인트 상승하는 것으로 正의 효과가 뚜렷이 나타나고 있는 반면 1986년 이후의 기간중에는  $Q$ 의 설비투자에 대한 효과는 거의 0에 가깝게 나타나고 있다. 이러한 결과는 [圖 5]의 시사점과 일치하는 것이다.

이러한 결과가 시사하는 바는 주식시장이 기업의 투자재원 조달창구의 역할을 함으로써 기업투자의 활성화에 기여하기 위해서는 株式市場의 安定이 先行되어야 한다는 점이다. 주식시장이 투기적 거래에 의하여 큰 폭의 변동을 보일 때에는 주가의 움직임과 시장기분요인 사이에 괴리가 발생하여 기업의 투자결정에 混亂을 초래할 수 있다. 또한 Blanchard, Rhee, and Summers가 1987년의 株價暴落 사태를 전후한 투자와 주가의 움직임을 분석하며 지적하였듯이, 주가가 거품현상에 의하여 크게 변하고 있다고 기업이 판단하는 경우에는 기업이 投資를 擴大하기보다는 財테크 등의 資產運用에 더 큰 관심과 經濟的 動機를 가지게 될 것이다.

## VI. 結 論

우리나라 주가의 分期別 움직임은 절반 이상이 實物經濟의 흐름을 반영하고 있는 것으로 판단된다. 물론 이러한 결론은 주식시장에서 많은 情報가 교환되고 이러한 정보가 주가에 반영된다는 점에 비추어 볼 때 매우 당연한 것이다. 반면에 경제흐름에 대한 先行指標로서의 역할면에서는 주가변화의 중요성이 1980년대 들어 상대적으로 低下된 것으로 판단된다. 주가변화가 경제활동의 核心인 産業生産의 변화를 앞서는 것이 아니라 산업생산의 변화와 同時에 움직이거나 혹은 뒤늦게 따라가는 현상은 回歸分析에서도 나타나고 있다.

우리나라 주식시장이 企業의 投資財源 調達窓으로서의 역할을 효율적으로 수행하였는가에 대한 實證分析을 위하여 株價變化와 設備投資의 관계를 살펴본 결과 주식시장이 상대적으로 安定的이었던 1985년까지의 기간중에는 주가변화가 設備投資에 상당한 효과를 나타낸 반면 주식시장이 규모면에서 크게 확대되고 주가가 큰 폭으로 변한 1986년 이후의 기간중에는 오히려 설비투자 주가변화에 대하여 거의 反應하지 않고 있는 것이 발견되었다. 이러한 결과는, 주식시장이 기업의 투자재원 조달창구로서의 기능을 원활히 수행

하기 위해서는 주식시장의 安定이 先決條件임을 시사하고 있다. 주식시장이 안정되지 못하고 거품적인 요소가 많을 때에는 기업이 生産的인 投資보다는 財테크에 더 많은 경제적 동기와 관심을 가지게 된다는 점을 의미하고 있다.

本稿의 實證分析 결과는 주식시장의 안정을 도모하기 위해서는 거시경제의 안정이 必須的이며 정부의 直接的인 株式市場 介入은 가능한 한 자제되어야 함을 시사하고 있다. 최근에 논의되고 있는 金利引下를 통한 株價浮揚政策은 短期的으로는 효과가 있을 수도 있으나 長期的으로는 오히려 주가상승을 억제하는 결과를 초래할 가능성이 높다. 또한 주식시장에 대한 정부의 직접적인 개입은 주식투자자들의 경제적 동기를 歪曲하여 오히려 주식시장의 不安定 要因으로 작용할 가능성도 있다. 대부분의 정부개입이 주가상승보다는 株價下落을 防止하려는 목적에서 이루어졌기 때문에 정부의 직접적인 개입은 주식투자에 대한 危險度를 인위적으로 낮추는 결과를 초래한다. 따라서 주가가 크게 하락할 때마다 정부가 개입하여 주가하락을 방지할 것으로 주식투자자들이 예상한다면, 投機的인 株式去來에 대한 경제적 인센티브가 증가하여 정부개입의 주요목적인 株價安定化 努力과 相反되는 결과를 가져올 수도 있기 때문이다.

▷ 参 考 文 献 ◁

- 朴元巖, 「地價, 換率과 거품」, 『韓國開發研究』, 1992年 겨울號.
- Blanchard, Olivier, Changyong Rhee, and L. Summers, "The Stock Market, Profit and Investment," NBER Working Paper No. 3370, May 1990.
- Bosworth, B., "The Stock Market and Economy," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1975, pp.257~300.
- Fischer, S. and R.C. Merton, "Macroeconomics and Finance : The Role of the Stock Market," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 21, 1984, pp.57~108.
- Hayashi, F., "Tobin's Marginal Q and Average Q : A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, 50, 1982, pp.213~224.
- Jwa, Sung Hee, "Capital Mobility in Korea since the Early 1980s : Comparison with Japan and Taiwan," KDI Working Paper No. 9216, September 1992.
- Stock, J. and M. Watson, "Business Cycle Properties of Selected U.S. Economic Time Series, 1959~1988," NBER Working Paper No. 3376, June 1990.
- Tobin, J. and W.R. Brainard, "Asset Prices and the Cost of Capital," Bela Balassa and Richard Nelson(eds.), *Economic Progress, Private Value, and Public Policy*, New York, North-Holland, 1977.

come and tax are vulnerable to being under-reported.

Information about the business income and thus income tax is private information. Without information costs, the tax agency cannot collect all the information about the business income and income tax. In Korea there are more than 600,000 proprietors. Therefore, the costs to investigate the accuracy of the taxpayers' reports are substantial. The tax agency sets a level over which proprietors should report income ratio to total sales, which induces the under-report.

To estimate the ratio of under-reported tax, the expenditure method is employed. By this method, the under-reported income can be easily presumed based on expenditures since expenditures are closely related to income. First, the consumption function is estimated by using cross-section data of 1986-89. Generally, the estimation results show the expected sign of the coefficients of the explanatory variables such as income, wealth, and family size.

Second, the extent of under-reported business income and related tax is estimated by using the estimation results. The estimated ratios of under-reported tax and income to the actual tax and income fall in the range of 13~39% and 8~25% respectively. This estimation confirms the increasing tendency of the tax detection ratio in previous studies.

However, it should be noted that this study is not based on data of the tax report but those of the urban household survey. Therefore, there still remains the possibility that the ratio of under-reported tax could be underestimated.

## **Interactions between Stock Price and Key Macroeconomic Variables**

*Kim Jun-il*

This paper examined interactions between stock price and key macroeconomic variables over the period of 1975-1992. It has been found that more than 60% of real stock price changes can be well explained by movements in key macroeconomic variables, particularly in net exports and industrial production. On the other hand, real stock price changes were found to have a significant explanatory power for plant and equipment investments for the sample period of 1975-1985 during which the stock market was stable. In contrast, no significant linkage between stock price changes and investments emerged over the subsample period of 1986-92 despite the sharp expansion of the stock market in terms of trade volume. Based on such findings, two major policy implica-



tions were derived; ( i ) the government's intervention in the stock market to stabilize stock prices would be ineffective unless the stable economic growth supports the market fundamental, and ( ii ) the stock price stability is a precondition for the stock market to play a key role in mobilizing resources to finance the firm's long-term capital.

## The Determinants of Wage Premium

*Rhee Chong-hoon*

This study analyzes the determinants of wage premium, defined as the excess of actual wage rate over opportunity wage, for the average worker in a Korean bargaining unit.

Average wage premium of a firm is decomposed into quasi-rent per worker and rent-sharing rule. Per capita quasi-rent, representing a firm's ability to pay, is defined as the difference between sales revenue and the opportunity cost of mobile factors, divided by the number of employees. Rent-sharing rule, a measure of workers' bargaining power, is defined as the average wage premium divided by the per capita quasi-rent.

Empirical results show that the differences in wage premium among Korean bargaining units are much better explained by the differences in quasi-rent than by the differences in bargaining power. Also, comparing the results of 1986 with those of 1988 show that the wage settlement mechanism in 1988 was not quite different from that of 1986, in spite of the drastic change in industrial relation system in 1987. It may simply yield higher opportunity wages, by raising the bargaining power of overall workers.

The tendency of Korean labor market in 1988 to show a dual structure of high & low wage premium sectors, is not due to the fact that the differences in bargaining powers across firms tend to expand, but to the fact that unions tend to reduce the wage differences among the workers within an enterprise by pursuing more equal distribution of total wage premium.

Hence, the policies for reducing the wage differentials across firms should focus on rent-regulating industrial policies, e.g. eliminating monopoly rents by deregulation.