

우리나라 자산가격 변동의 기준점 효과 및 전망이론적 해석 가능성 검토

김 윤 영

(단국대학교 무역학과 부교수)

이 진 수

(KDI 국제정책대학원 조교수)

Dynamics of Asset Returns Considering Asymmetric Volatility Effects:
Evidences from Korean Asset Markets

Yun-Yeong Kim

(Associate Professor, Department of International Trade, Dankook University)

Jinsoo Lee

(Assistant Professor, KDI School of Public Policy and Management)

* 김윤영: (e-mail) yunyeongkim@dankook.ac.kr, (address) 126 Jukjeon-dong, Yongin-si, Gyeonggi-do, 448-701, Korea
이진수: (e-mail) jlee@kdiskool.ac.kr, (address) 87 Hoegiro, Dongdaemun-Gu, Seoul, 130-650, Korea

- Key Word: 자산가격(Asset Return), 기준점 효과(Anchor Effect), 전망이론(Prospect Theory), 변동성(Volatility)
- JEL Code: C3, F4
- Received: 2010. 10. 4 • Referee Process Started: 2010. 10. 13
- Referee Reports Completed: 2011. 3. 4

ABSTRACT

In this paper, we claim the asymmetric response of asset returns on the past asset returns' signs may be explained from the market behavioral portfolio choice of investors. For this, we admit the anchor and adjustment mechanism of investors which partly explains the momentum in the asset prices. We also claim the prospect theory based on the risk aversions may simultaneously work with the anchor and adjustment effect, whenever the lagged asset return was positive and investors accrued the gain. To identify these effects empirically in a threshold autoregressive model, we suppose the risk aversions inducing the volatility effect is related with the past volatility of asset returns. In application of suggested method to Korean stock and real estate markets, we found these effect exist as expected.

본고에서는 Tversky and Kahneman (1974)의 기준점 효과와 Kahneman and Tversky(1979)의 전망이론으로 해석이 가능한 현상이 우리나라 자산시장에 동시에 나타나는지를 주가 및 부동산 가격을 대상으로 검증하였다. 전망이론의 경우 위험 회피 성향 투자자가 가격 상승 시 매각을 선호하는 것으로 예측하는데, 본고는 이런 성향이 자산가격 수익의 변동성이 증가하

는 경우 더 강화되는 것으로 보았다.

1990년대 이후 우리나라 자료를 바탕으로 실증분석한 결과, 과거 수익률이 양(+)인 경우, 주기수익률은 과거 20 또는 30 영업일 자료(window)를 이용하여 산출한 변동성에, 아파트를 제외한 주택가격 수익률은 과거 24~36개월의 자료를 이용하여 산출한 변동성에 각각 통계적으로 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다.

1. 서론

최근의 글로벌 금융위기에서도 확인된 바와 같이 자산가격 변동의 결정요인을 파악하는 것은 정책당국에 있어 매우 중요한 문제이며, 특히 자산가격의 상승기와 하락기의 동태적 특성을 이해하는 것은 유사한 금융위기 재발을 억제하기 위해 긴요하다고 할 수 있다.

이에 실패한 예로는, 잘 알려져 있듯이, 전 FRB 의장 그린스펀이 자산가격이 상승할 때는 금리를 인상하지 않고, 반대로 급락할 때는 금리를 인하해 버블 붕괴를 막는 비대칭적 통화정책(이른바 ‘그린스펀 독트린’)을 택함으로써 자산가격 상승을 방임하고 자산가격 하락 시 금리 인하로 이를 억제할 것이라는 신호를 시장 참가자들에게 주었고, 결과적으로 주택 투기와 버블 형성을 촉진한 것을 거론하는 견해도 있다.

한편, 효율적 시장가설이 금융위기 이후 자산가격의 동태적 특성을 설명하는데 한계가 있다는 인식이 확산되면서 심리적 요인에 좀 더 주목하는 행동경제학적 접근이 대두되고 있다.¹⁾ 가령 Shiller

(2004)는 1990년대 이후 자산가격 버블 형성의 주요인을 이상 시장심리에서 찾고 있다.

이와 관련하여 본고에서는 자산가격의 변동을 행동경제학의 기준점 효과와 전망이론에 의해 동시에 설명할 수 있는지를 검증해 보고자 하였다. 좀 더 구체적으로 먼저 Tversky and Kahneman(1974)에 이론적 근거를 둔 기준점 효과(anchor effect)는 자산가격의 상승은 자산가격의 연속적 상승을, 반대로 자산가격의 하락은 자산가격의 연속적 하락을 가져올 개연성이 크다는 이론이다. 이 효과는 이른바 자산가격의 쏠림현상으로도 해석이 가능하며, 통상 자산가격의 예측에 있어 과거의 추세(trends)가 중요한 정보변수로서의 역할을 하기 때문에 발생한다고 볼 수 있다.

다음으로 Kahneman and Tversky(1979)의 전망이론(prospect theory)은 투자자들이 이익이 예상되는 자산가격 변동에는 위험회피적으로, 손실이 예상되는 변동에는 위험추구적으로 행동하는 것을 예측한다.²⁾ 물론 이와 같은 투자가의 위험 선호는 보유자산의 매각 또는 계속 보유로 나타날 수 있으며, 이런 경향은 자산가격 변동성의 확대로 더 강화될 수 있다. 이와 관련하여 김윤영(2010)은 전망이론과 환율 변동성에 입각하여 환율 변

1) 이와 관련된 서베이로는 Barberis and Thaler(2003) 등을 참조하라.

2) 이는 재무이론에서 Shefrin and Statman(1985), Odean(1998) 이래로 언급되는 처분성향효과(disposition effect)와 관련이 있다.

동과 이에 따른 국내의 자본 유출입에 기 인하여 다시 환율이 영향을 받는 현상이 외환위기 이후 우리나라 외환시장에 나타남을 보고하고 있다.

본고에서는 기존의 연구 결과를 감안 하여 기준점(쏠림) 효과 및 전망이론으로 해석이 가능한 현상이 우리나라 자산시 장에 동시에 나타나는지를 주가 및 부동산 가격을 대상으로 검증하였다.³⁾

다음으로 제II장에서 이론 및 계량분석 모형들을 설명하고, III장에서는 자산가 격 조정의 비대칭성 검증과 파급효과 실 증분석을 수행하기로 한다. 마지막으로 IV장에서는 결론을 도출하기로 한다.

II. 기준점 효과와 전망이론을 동시에 고려한 자산가격 변동모형

Fama(1965)의 효율적 시장가설의 도입 이후 주가와 같은 자산가격의 수익이 예측 가능한지에 대해서는 많은 논의와 연구들이 이루어져 왔다. 이들 중 가장 초 보적인 형태의 주가 예측 가능 검정모형 으로는 Kendall(1953)과 Fama(1965, 1970)

등이 적용한 AR(1) 모형을 들 수 있다.

$$\Delta p_t = \mu + \alpha \Delta p_{t-1} + v_t \quad (1)$$

여기서 Δp_t 는 로그변환 주가지수 p_t 의 차분을 나타내며, 주가수익률의 근사치 로 볼 수 있다.

한편, 주가수익률을 경제 펀더멘털로 설명하려는 연구도 진행되어 왔는데, Fama and Schwert(1977)가 미 재무성 증권 이자율을 주가 및 채권 수익률 예측에 사용한 것이 이런 사례라 할 수 있다. 이 외에도 Campbell(1987), Campbell and Shiller(1988), Cutler, Poterba, and Summers (1991), Fama and French(1988, 1989) 등은 배당률, 주가수익비율(price-earnings ratio), 기간구조변수 등 금융변수를 주가수익 예측 펀더멘털로 사용하고 있다. 생산이 나 인플레이션과 같은 거시 펀더멘털을 사용한 경우도 있는데, Balvers, Cosimano, and MacDonald(1990), Fama(1990), Schwert (1990) 등이 그 예라 할 수 있다.⁴⁾

이와 관련하여 아래에서는 미시경제이 론에서 잘 알려진 Tversky and Kahneman (1974)의 기준점 효과(anchor effect)와 Kahneman and Tversky(1979)의 전망이론 (prospect theory)을 고려하여 모형 (1)을

3) 아주 오래전의 수익률 변동성은 투자가 등에게 최근의 변동성에 비해 영향이 거의 없을 수 있다. 투자가 들이 과거 어느 기간까지의 변동성에 대한 메모리를 가지고 투자결정을 하는지는 어디까지나 실증분석 의 문제이다.

4) 주가의 예측 가능성에 대한 논의는 Kaul(1996)을 참조하라.

보완하고자 한다.

1. 기준점 효과(Anchor Effect)

Tversky and Kahneman(1974) 등의 이론에 따르면, 현재의 주가수익의 부호는 기준점 효과에 의해 직전 기 주가수익의 부호에 의존할 수 있다. Shiller(2004, p.149)의 서베이 분석에 따르면, 주가 수준의 적정 여부를 결정할 때, 가장 핵심적인 기준점으로 삼는 것은 가장 최근에 발생한 가격 변동이다.

우리나라의 경우 ‘개미군단’이라고 불리는 주식시장의 개인투자자, 부동산시장의 소규모 투자자 등의 일부가 추종거래를 많이 한다고 알려져 있는데, 이는 강경훈(2006)에 따르면 거래세 등 주식시장 관련 세제, 자산운용사의 신뢰성 부족 등과 관련이 있다.⁵⁾

이러한 기준점 효과는 금기의 주가에 대한 불완전 정보하에서 투자자가 과거 주가로부터 정보를 습득(learning)하는 과정으로도 해석이 가능하다. 가령 전기의 주가 상승이 주가 결정 펀더멘털의 변동

을 반영한다고 투자자가 생각할 경우 금기의 주가 변동방향 판단에 유용한 정보로 작용한다. 여기에 투자자는 금기에 획득한 정보를 추가하여 금기의 최적 투자 방향을 결정하게 된다.⁶⁾

따라서 현재 기의 양(또는 부)의 주가 수익은 직전 기의 양(또는 부)의 주가 수익과 기준점 효과에 의해 다음과 같이 연결된다.

$$\Delta p_t \propto \gamma_1 \Delta p_{t-1} \text{ if } \Delta p_{t-1} \leq 0, \quad (2)$$

$$\propto \gamma_2 \Delta p_{t-1} \text{ if } \Delta p_{t-1} > 0$$

여기서 $\gamma_1, \gamma_2 > 0$ 로 가정한다. 만일 $\gamma_1 = \gamma_2$ 로 가정하면, 대칭적인 기준점 효과를 상정하는 것이 된다.

2. 수익 변동성을 반영한 전망이론 효과

Kahneman and Tversky(1979)의 전망이론에 따르면, 위험선호 또는 위험기피 성향에 따라 현재 기의 주가수익은 바로 전기 주가수익의 부호에 의존할 수 있다. 이를 좀 더 자세히 설명하기 위하여, $t-1$

5) Banerjee(1992)는 쫓림현상을 개인이 자신의 사적정보에 따라 행동하지 않고 타인의 행동을 쫓는 현상으로 정의하며, Keynes가 주식시장의 전문적인 투자자들을 미인대회의 심사위원들에 비유한 것은 잘 알려져 있다. 한편, Froot, Scharfstein, and Stein(1992)에 따르면, 투자자의 시야가 단기일 경우 이와 같은 미인대회 현상이 발생하여 쫓림이 유발될 수 있는데, 이는 특정 종목의 자산의 장기 보유 시 자산의 내재가치 실현을 기다리게 되기 때문에 다른 투자자의 기대에 관심을 기울일 필요가 없으나, 단기에는 다른 투자자의 투자행위에 따라 가격이 변동하기 때문에 여기에 주목해야 한다는 것이다.

6) 이를 이해하는 데는 Bayesian 정보처리 개념이 도움이 될 것이다.

기에 예상되는 주가(또는 부동산 가격) 변동을 $\Delta p_t = x$ 로 상정하자.⁷⁾⁸⁾ 다음으로 분석의 편의를 위하여 오차항 u_t 가 다음의 대칭적 확률분포를 갖는 것으로 가정하자.

$$u_t = \begin{cases} x, & 1/2 \text{의 확률} \\ -x, & 1/2 \text{의 확률} \end{cases} \quad (3)$$

여기서 만일 t 기에 투자가가 주식을 팔면, t 기의 이익이나 손실은 전기의 주가 수익의 부호에 따라 결정된다. 그러나 주

식을 보유하고 있으면 위의 이익과 손실은 확정되지 않으며 대신 보유 주식의 주가 변동에 따라 위험이 따르게 된다.

이에 따라 주식을 사고파는 것에 따른 투자가의 수익은 다음의 <Table 1>과 같이 요약이 가능하다.

이와 같은 구조하에서, 투자가의 주식 매각 또는 보유에 대한 행동 선택을 전망 이론에 따라 예상하면 다음과 같다. 먼저 <b, 1/2>를 b의 이득을 1/2의 확률로 또는 0의 이득을 1/2의 확률로 얻는 복권이라고

<Table 1> Investor's Gain or Loss at Time t Due to Her Choice of Action

Asset Return at time t-1 (Δp_{t-1})	Choice of Action	Asset Return at time t (Δp_t)	Moments of Asset Return at time t	
			mean	variance
x	sell	x	x	0
	hold	(2x, 1/2) or (0, 1/2)	x	x^2
-x	sell	-x	-x	0
	hold	(0, 1/2) or (-2x, 1/2)	-x	x^2

Note: 1) (2x, 1/2) denotes that an investor will receive 2x with the probability of 1/2.

- 7) 주가의 임의보행(random walk process)은 합리적 기대가설과 부합하는 것으로 잘 알려져 있다.
- 8) 여기서 오차항 u_t 의 비조건부 기댓값이 '0'이라는 것이 조건부(conditional) 기댓값 역시 '0'이라는 것이 아님에 유의할 필요가 있다. 좀 더 구체적으로 이를 설명하기 위하여 변수 Z를 주가 변화를 설명하는 변수(예: 배당률, 주가수익비율)로, $P(\cdot)$ 를 확률분포함수로, $E(u_t | Z=z)$ 를 $Z=z$ 일 때의 u_t 의 조건부 기댓값으로 정의하자. 물론 변수 Z에는 본고에서 주목하는 과거 주가 변동의 부호나 변동성도 포함된다. 이 경우 u_t 의 비조건부 기댓값($E u_t$)은 정의에 의해 다음으로 주어지는데,

$$E u_t = E(u_t | Z=z)P(Z=z) + E(u_t | Z \neq z)P(Z \neq z)$$

여기서 $E u_t = 0$ 이더라도 $E(u_t | Z=z) \neq 0$ 또는 $E(u_t | Z \neq z) \neq 0$ 일 수 있음을 알 수 있다. 이는 주가 변동 예측을 위해 배당률, 주가수익비율 등을 사용하여 모형을 구축하려는 시도가 주가 변동이 임의보행을 따른다는 실증분석 결과와 전혀 배치되는 것이 아님을 보여주는 것이다. 이에 따라 본고의 실증분석의 이론적 기초는 기존 연구들과 같이 $E(u_t | Z=z) \neq 0$ 이어서 어떤 정보 $Z=z$ 가 주가변동 예측에 도움이 되는지를 확인하는 작업이 된다.

상정하자. 이 경우 다음과 같은 투자자의 선택행동이 예상된다.⁹⁾

만일 $\Delta p_{t-1} > 0$ 이면 t 기에 주식의 ‘매각’을 선택하는데 이는 $\langle 2x, 1/2 \rangle \langle x, 1 \rangle$ 임을 반영 (이익이 예상되는 경우 위험 회피)

또는

만일 $\Delta p_{t-1} \leq 0$ 이면 t 기에 주식의 ‘보유’를 선택하는데 이는 $\langle -2x, 1/2 \rangle \langle -x, 1 \rangle$ 임을 반영 (손실이 예상되는 경우 위험 선호)

그런데 여기서 한 가지 유의할 점은, Markowitz(1959) 이래의 표준적인 재무이론에 따르면 앞의 <Table 1>에서 서술한 투자 선택행동의 경향이 주가 변동성의 영향으로 더 강화될 소지가¹⁰⁾ 있다는 점이다.

가령 <Table 1>을 예로 들어 $\Delta p_{t-1} = x$ 인 경우를 상정하자. 여기서 t 기의 자산

보유 또는 매각에 따른 기대수익과 분산 및 투자가 효용의 변화를 살펴보기로 하자. 먼저 기대수익은 모두 x 로 보유 또는 매각에 따른 수익차는 없다. 그러나 매각의 경우 분산이 발생하지 않으며 대신 보유의 경우 x^2 의 분산이 발생한다. 따라서 위험 기피자의 경우 분산을 기피하므로 ‘보유’하는 것의 효용(u_2)이 ‘매각’하는 경우의 효용(u_1)에 비해 작게 된다(Figure 1(a) 참조¹¹⁾).

한편, 시차 주가 상승 시 위험기피 성향을 갖는 투자자는 보유보다는 매각을 선호하는 정도가 분산이 커질수록 증가할 수 있다. 이를 설명하기 위해 구체적으로 투자자의 효용(u)을 기대수익(μ)과 수익의 분산(σ^2)의 합산(additive) 함수로 $u = \mu - \lambda \sigma^2$ 와 같이 가정하자.¹²⁾ 여기서 위험 기피 성향은 $\lambda > 0$ 으로 표현된다. 이때 보유 시 효용(u_2)과 매각 시 효용(u_1)과의 차이는 $u_1 - u_2 = \lambda x^2 > 0$ 로 주어지며, 분산의 증가함수가 된다.¹³⁾

반대로 $\Delta p_{t-1} = -x$ 인 경우에는 [Figure 1(b)]에서 보듯 분산이 커질수록 ‘보유’

9) 이는 재무이론에서 Shefrin and Statman(1985), Odean(1998) 이래로 언급되는 처분성향효과(disposition effect), 즉 “투자자들이 손실이 난 주식을 오래 보유하고 이익이 난 주식을 일찍 팔아버리는 경향이 있다”는 견해와 관련이 있다. 그러나 본고는 주가지수를 사용하여 시장 평균적 성향을 확인한다는 의미가 있다. 일부 기업의 경우 다른 경향을 보일 수 있으나, 평균적으로는 통계분석 결과가 전체적인 추세를 나타낸다는 것이다. 이는 물론 통계분석의 철학적 기본 명제이다. 가령 흡연이 일부 사람들의 폐암과는 무관할 수 있으나, 평균적으로는 관련이 있을 수 있다는 것이다.

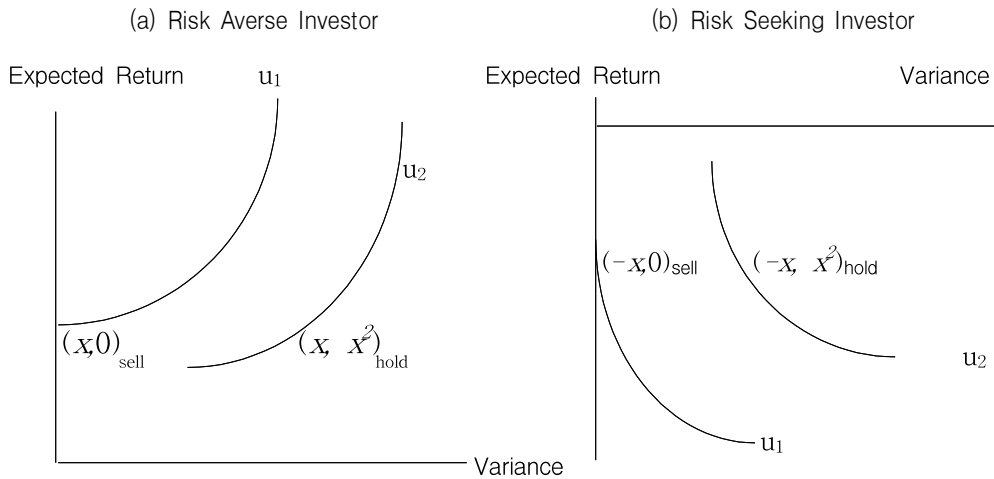
10) 여기서는 x 의 값이 커지는 것을 의미한다.

11) 위험기피의 경우는 우상향, 위험 선호의 경우는 우하향하는 효용함수로 표현된다.

12) 한편, 곱(multiplicative) 효용함수의 경우는 두 경우의 비(比)에서 동일한 논의가 적용된다. 효용함수의 형태를 달리하더라도 유사한 함의의 도출에는 무리가 없다.

13) 이와 같은 경향은 다음 절의 추정모형 설정에 반영하고자 한다.

[Figure 1] Changes in Indifference Curves Due to Investor's Choice of Action



하는 것의 효용(u_2)이 ‘매각’하는 경우의 효용(u_1)에 비해 커진다. 이 경우 시차 주가가 하락 시 위험선호 성향을 갖는 투자자는 매각보다는 보유를 선호하는 정도가 분산이 커질수록 증가할 수 있다. 이를 설명하기 위해 투자자의 효용(u)을 앞서와 같이 $u = \mu - \lambda \sigma^2$ 라고 가정하자. 여기서 위험선호 성향은 $\lambda < 0$ 으로 표현된다. 이때 보유 시 효용(u_2)과 매각 시 효용(u_1)의 차이는 $u_2 - u_1 = -\lambda x^2 > 0$ 로 주어지며, 분산의 증가함수가 된다.

이에 따라 다른 조건이 불변인 경우 (ceteris paribus), 직전 기의 주가수익이 양인 경우 위험회피적인 투자자가 차익 실현을 위해 주식을 매각할 경우 이는 [Figure 2]에서 보듯 공급곡선의 우측 이

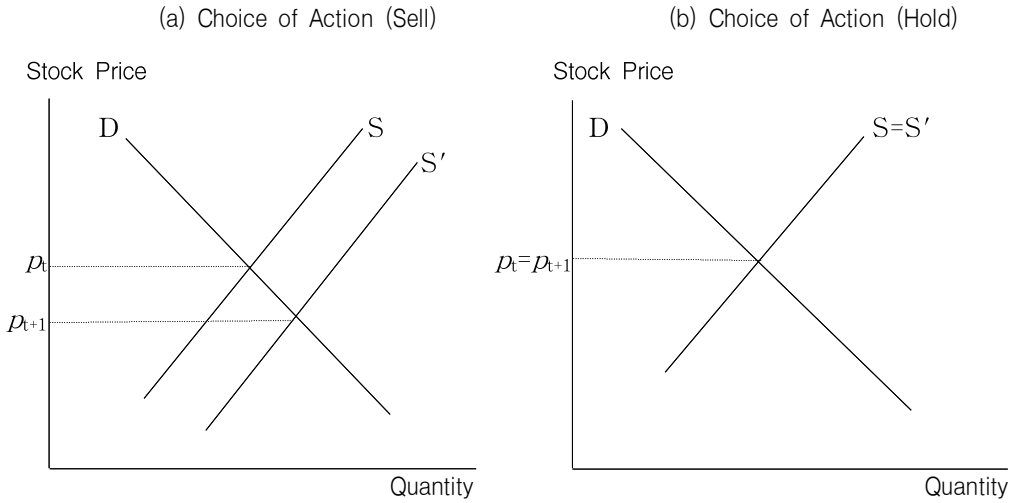
동(S→S')으로 시장 균형 주가를 떨어뜨리게 된다.¹⁴⁾

그러나 직전 기의 주가수익이 음인 경우 주식을 계속 보유하기 때문에 현재 기의 주가수익에는 영향이 없다. 앞의 예의 경우 분산의 증가는 위험기피 투자자의 보유 선호를 더욱 강화시킬 뿐이며, 가격에 미치는 영향은 없는 것으로 예측된다.

한편, 주식 미보유자는 어떤 영향을 받을 것인가? 주식 미보유자의 경우 시차 주가의 상승 또는 하락으로 인해 보유자산의 가치가 변하지 않는다. 대신 다음 식 (9)의 주가변동 설명변수 중 펀더멘털(z_{t-1})의 변화에 따라 주식의 신규 구매 여부를 결정하여 주가 변동에 영향을 미치며, 그 정도는 계수(θ)의 크기로

14) 여기서 공급곡선의 이동 정도는 앞서 논의한 대로 수익의 분산이 증가할수록 커지게 된다.

[Figure 2] Changes in Supply Curve and Equilibrium Price for a Stock



결정된다.¹⁵⁾ 가령 실물경제의 성장세는 새로운 주식시장 신규진입 수요를 창출할 수 있으며, 그 크기는 Θ 로 표현된다.

$$E(\Delta p_t | \Omega_{t-1}) = 0 \text{ if } \Delta p_{t-1} \leq 0, \\ E(\Delta p_t | \Omega_{t-1}) = \lambda \Delta p_{t-1} \text{ if } \Delta p_{t-1} > 0 \quad (4)$$

3. 추정모형 유도

이번 절에서는 위의 이론적 예측에 따라 추정모형을 유도한다. 이를 위해 먼저 Δp_{t-1} 를 포함한 $t-1$ 기까지의 정보 Ω_t 에 기초한 Δp_t 의 조건부 기댓값은 전망이론에 따라 아래와 같이 예상할 수 있다.¹⁶⁾

식 (4)에서 $\lambda < 0$ 이며, 그 크기는 앞 절의 추론과 같이 자산가격의 변동성에 의존할 것으로 예측된다. 이는 가격 변동성이 클수록 실현된 차익이 없어질 가능성이 높아지며 따라서 이는 투자자의 보유 자산 매각을 부추길 것이기 때문이다. 이를 감안할 경우 σ_{t-1} 을 $t-1$ 기의 가격변동성(분산)으로 정의하고, 이를 t 기의 변동성 예측에 이용한다는 전제하에 다음의

15) 물론 주식 보유자의 신규 주식 구입 역시 동일한 경로를 거쳐 주가 변동에 영향을 미칠 수 있다.
16) 변동성 효과를 약화시키는 요인으로 일정 수준 이하로 주가가 하락하면 보유주식을 매각하는 손절매(loss cut) 제도를 들 수 있다. 이는 기관투자자가 주로 갖고 있는 제도이다. 그러나 이러한 손절매의 수준은 각 기관마다 다를 것이고, 따라서 일정 수준의 가격하락에 대한 변동성 효과의 완전한 구축은 어려울 것으로 판단된다.

관계가 가능해진다.

$$\lambda \propto \lambda_0 \sigma_{t-1}, \lambda_0 < 0 \quad (5)$$

다음으로 식 (1)에 식 (2)와 (4)를 외삽하는 경우 다음의 추정식이 유도된다.

$$\Delta p_t = \mu + \gamma_1 \Delta p_{t-1} + (\gamma_2 - \gamma_1) \Delta p_{t-1} 1_{[\Delta p_{t-1} > 0]} + \lambda_0 \sigma_{t-1} \Delta p_{t-1} 1_{[\Delta p_{t-1} > 0]} + u_t \quad (6)$$

위 식에서 $1_{[\Delta p_{t-1} > 0]}$ 는 가격 상승 시에는 1이고, 다른 경우에는 0의 값을 갖는 지표함수를 나타낸다.

한편, 위 식 (6)은 $\Delta p_{t-1} \leq 0$ 인 경우, $1_{[\Delta p_{t-1} > 0]} = 0$ 이므로 다음과 같이 정리된다.

$$\Delta p_t = \mu + \gamma_1 \Delta p_{t-1} + u_t \quad (7)$$

곧 <Table 1>에 따라 행동하는 투자자에게는 전기의 가격 하락 시에는 기준점 효과 γ_1 만이 작용하는 것이다. 반대로 $\Delta p_{t-1} > 0$ 인 경우 $1_{[\Delta p_{t-1} > 0]} = 1$ 이므로 식 (6)은 다음과 같이 정리된다.

$$\Delta p_t = \mu + \gamma_2 \Delta p_{t-1} + \lambda_0 \sigma_{t-1} \Delta p_{t-1} + u_t \quad (8)$$

이에 따라 <Table 1>에 따라 행동하는 투자자에게는 $\lambda_0 < 0$ 인 경우 전기의 가격 상승 시에는 기준점 효과 γ_2 와 함께 변동성 σ_{t-1} 의 영향을 받아 획득한 부의 소멸을 염려하는 투자자가 보유 주식을 처분하는 효과¹⁷⁾가 동시에 작용할 수 있다. 결국 식 (6)은 식 (7)과 (8)을 동시에 나타낸다고 할 수 있다.

다음으로 식 (6)에 이자율이나 환율 등 한국경제에 중요한 작용을 한다고 판단되는 거시경제변수를 추가하여 다음의 최종 추정식을 유도한다.

$$\Delta p_t = \mu + \gamma_1 \Delta p_{t-1} + (\gamma_2 - \gamma_1) \Delta p_{t-1} 1_{[\Delta p_{t-1} > 0]} + \lambda_0 \sigma_{t-1} \Delta p_{t-1} 1_{[\Delta p_{t-1} > 0]} + \theta' z_{t-1} + d_t [t \in C] + u_t \quad (9)$$

위 식에서 z_{t-1} 은 거시경제변수¹⁸⁾를, $d_t [t \in C]$ 는 특정 기간 C를 나타내는 더미변수를 나타낸다.

한편, 식 (9)에서 전기 자산가격 상승이 금기 자산가격에 미치는 영향을 나타내는 부분은 다음과 같이 합하여 나타낼 수 있다.

$$\delta_{t-1} \times \Delta p_{t-1} 1_{[\Delta p_{t-1} > 0]} \quad (10)$$

17) 이는 소위 처분성향효과와 관련이 있으나, 변동성의 개념을 추가하였다는 점에서 양자가 정확히 일치하는 것이라고는 할 수 없다.

18) 여기서 변수 z_{t-1} 은 펀더멘털이라고 볼 수 있으며, Fama and Schwert(1977)이 미연방 채권(treasury bill) 수익률을 추가수익률 예측에 사용한 것이 이러한 접근법의 시초라 할 수 있다. 이에 대한 자세한 논의는 Kaul(1996)의 3.4절을 참조.

여기서 $\delta_{t-1} = \gamma_2 + \lambda_0 \sigma_{t-1}$ 로 주어지는데, 이는 시변(time-varying)의 성격을 지니며 추후 논의의 편의상 ‘상승반응계수(positive response coefficient)’로 정의한다.

여기서 식 (9)의 계수 γ_2 와 λ_0 가 주어지면 $\delta_{t-1} = 0$ 로 만드는 표준편차의 해 σ_{t-1}^* 가 주어지는데, 제III장의 [Figure 3]은 그 응용 예라 할 수 있다. 이와 함께 σ_{t-1} 의 추정치를 사용한 추정 시변 계수 δ_{t-1} 는 제III장의 [Figure 4]에 표시하고 있다.

한편, 자산가격의 변동성(σ_{t-1})을 측정하기 위하여 본고에서는 one-sided rolling regression 형태로 $t-1$ 기 기준 과거 m 기간 동안의 자산가격 표준편차($\hat{\sigma}_{m,t-1}$ 로 표시)를 사용하였다.¹⁹⁾ 여기서 어떤 m 에 수익률이 반응하는지(또는 그러한 m 이 존재하는지)가 본고의 중요한 관심사 중의 하나이다. 이는 투자자들이 과거 어느 시점까지의 변동성을 투자결정에 반영하는지에 대한 정보를 포함하고 있다고 판단되기 때문이다.

다음 장에서는 우리나라 자산시장을 대상으로 식 (9)를 추정한 결과를 소개한다.

III. 실증분석

본 장에서는 앞에서 제시한 이론적 모형 (9)를 우리나라의 주가(일별 자료 중심)와 부동산 가격(주택, 아파트 월별자료 중심)에 적용 추정하였다.

주가 결정 기초 경제변수로는 기존 문헌²⁰⁾을 참고하여 환율, 콜금리, 미국 주가지수를, 부동산 가격의 기초 경제변수로는 산업생산지수, 원/달러 환율(증가), 물가지수, 통화정책금리의 대응변수로서의 콜금리, 경상수지, 미국의 주가지수 등을 고려하였다.²¹⁾ 강건성 검증을 위해 이들 변수들을 제외한 경우(모형 1, 2)와 포함한 경우(모형 3)를 모두 추정, 비교하였다. 금리와 경상수지를 제외한 모든 변

19) 여기서 one-sided rolling regression을 쓴 것은 투자자가 자산가격의 변동성을 어떻게 예측한다고 가정하는 것이 가장 현실적인가 하는 문제를 고려하고 또 투자자의 정보이용 구조를 좀 더 정확히 반영하기 위한 것이다. 이는 가령 $t-1$ 시점에 투자자가 자산선택을 하는 경우 $t-1$ 기 이전의 자산가격 정보(변동성 포함)에 기초하여 구체적인 행동을 취한다고 가정하는 것이다. 이때 two-sided rolling regression을 통하여 변동성을 추정하는 경우 t 기 이후 미래 기의 정보까지를 이용하는 것이 되며, 이는 t 기 이전의 정보만을 이용한다는 가정에 위배된다고 할 수 있다. ARCH류의 접근 역시 계수추정에 주어진 표본 모두를 사용하므로 이런 비판에 저촉되는 것으로 판단하였다. 결국 투자자가 일정 과거 시점(m)을 관측하여 변동성을 계산하고 이를 이용하여 투자를 실행한다고 보는 것으로 정리할 수 있다.

20) 물론 본고에서 개발된 방법은 이자율, 환율 등 여타 자산가격에도 적용될 수 있을 것이다.

21) 주가의 펀더멘털은 Chen, Roll, and Ross(1983, 1986), Fama and French(1989), Campbell and Ammer(1993), Balke and Wohar(2006), 박진우(2002), 황선웅·최재혁(2006), 조정구(2009), 이상규·김양우·우준명(2009) 등을 참고하여 거시변수를 구성하였다.

수들은 로그변환 후 사용하였다.

분석 대상 기간은 자본시장 개방 등을 고려하여 일별 주가지수는 1995~2008년, 월별 부동산 가격은 1991~2008년으로 정하였다. 분석기간 중의 구조변화 가능성을 반영하기 위하여 외환위기(1997. 10~1999. 2), 신용카드 위기(2002~04), 최근의 글로벌 신용위기(2007. 8~) 등의 기간은 더미변수를 추가하였다.²²⁾

자료원은 주가의 경우 자본시장연구원의 데이터베이스 및 한국거래소에서 제공하는 종합주가지수를 이용하였고, 부동산 가격의 경우 국토해양부의 「전국주택가격 동향조사」에서 제공하는 주택매매가격 종합지수(전국)와 아파트매매가격 종합지수(전국)를 이용하였다. 한편, 산업생산지수는 한국은행에서 제공하는 월별 전산업생산지수(계절변동조정지수), 환율은 한국은행에서 제공하는 매일 말 또는 매월 말 원/달러 환율(종가), 콜금리는 한국은행에서 제공하는 무담보 콜금리(1일물), 미국의 주가지수는 데이터스트림에서 제공하는 미국주식시장 수익률지수, 물가지수는 한국은행에서 발표하는 소비자물가지수, 경상수지는 한국은

행에서 제공하는 월별 경상수지를 당해 연도 국내총생산으로 나눈 수치 등을 이용하였다. 분석에서 이용된 일별 및 월별 변수들의 표본통계량은 각각 <Appendix 1>과 <Appendix 2>에, 표본기간 중 우리나라 및 미국의 주가지수 추이는 <Appendix 3>에 나타내었다.

다음에서는 주가와 부동산 가격의 추정 결과를 설명하기로 한다.

1. 주가의 경우

먼저 추정 결과를 나타낸 <Table 2>에서 보듯 거시 펀더멘털 및 구조조정 더미변수를 제외한 모형 1과 2의 추정 결과는 주가수익률의 표준편차를 산정하는 기간의 크기와 관계없이 과거 주가수익률이 현재의 주가수익률에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.²³⁾ 하지만 환율과 이자율, 미국의 주가수익률 등을 포함한 모형 3의 추정 결과는 변동성 산출기간에 따라 과거 주가수익률이 변동성과 맞물려 현재 주가수익률에 미치는 영향이 존재함을 보여주고 있다.²⁴⁾²⁵⁾

22) 외환위기 기간을 1997년 10월부터 1999년 2월까지가 아니라 1998년 8월까지로 가정한 경우, 글로벌 신용위기 더미를 2007년 11월부터 또는 2008년 9월부터 산정하는 경우, 외환위기 이후 기간을 대상으로 글로벌 신용위기가 제외된 경우와 포함된 경우도 추정하여 보았으나 추정계수의 유의성이 다소 변화한 것 이외에는 큰 차이를 발견할 수 없었다. 좀 더 세분화된 변동성 표준편차 구간(window)인 m 도 달리하여 추정(예: 주가 10일 → 5일)하여 보았으나 본문에 제시된 결과와 크게 다르지 않았다. 전반적으로 추정 결과는 시차 조정 및 변수 변화에 큰 영향을 받지 않았다.

23) 주가수익률의 표준편차를 산정하기 위해 과거 10, 20, 30, 60 영업일의 자료를 이용하였다.

24) 이는 모형 1과 모형 2가 유의한 설명변수 누락으로 인한 편의(omitted variable bias)를 가져올 수 있는 모

<Table 2> Regression Results for Daily Korean Stock Market Returns

	m = 10 business days			m = 20 business days		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
constant	0.011 (0.23)	0.020 (0.40)	0.145* (1.76)	0.011 (0.23)	0.007 (0.13)	0.123 (1.49)
ΔP_{t-1}	0.035 (1.20)	0.039 (1.29)	-0.044 (-1.48)	0.035 (1.20)	0.034 (1.13)	-0.050* (-1.68)
$\Delta P_{t-1} * 1_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$	0.041 (0.85)	0.002 (0.03)	0.128 (1.61)	0.041 (0.85)	0.061 (0.71)	0.217*** (2.58)
$\sigma_{m,t-1} * \Delta P_{t-1} * 1_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$		0.012 (0.58)	-0.029 (-1.43)		-0.007 (-0.28)	-0.062*** (-2.60)
Rate of Change in Exchange Rate $t-1$			-0.221*** (-6.42)			-0.231*** (-6.70)
Call Rate $t-1$			-0.021** (-2.36)			-0.020** (-2.29)
US Stock Market Return $t-1$			0.454*** (17.55)			0.456*** (17.63)
Dummy for Period 1 (1997. 10~1999. 2)			0.104 (0.81)			0.131 (1.01)
Dummy for Period 2 (2002~2004)			-0.108 (-1.26)			-0.107 (-1.27)
Dummy for Period 3 (2007. 8~2008)			-0.103 (-0.94)			-0.089 (-0.81)
N	3,150	3,150	3,150	3,150	3,150	3,150
F-statistic	5.65***	3.88***	40.90***	5.65***	3.79***	41.48***
adjusted R ²	0.003	0.003	0.102	0.003	0.003	0.104

Note: 1) The numbers in parentheses denote t-values.
 2) ***, **, * denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

형임을 시사한다.
 25) 더미변수를 사용하지 않고 글로벌 신용위기 기간을 아주 제외한 외환위기 이후 기간만을 표본기간으로 추정할 경우 변동성의 유의수준이 떨어지는 것으로 나타났다.

〈Table 2〉 continued

	m = 30 business days			m = 60 business days		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
constant	0.011 (0.23)	0.018 (0.35)	0.138* (1.66)	0.011 (0.23)	0.023 (0.46)	0.159* (1.92)
ΔP_{t-1}	0.035 (1.20)	0.038 (1.27)	-0.045 (-1.52)	0.035 (1.20)	0.039 (1.33)	-0.039 (-1.32)
$\Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$	0.041 (0.85)	0.007 (0.08)	0.166* (1.90)	0.041 (0.85)	-0.027 (-0.28)	0.092 (0.98)
$O_{m,t-1} * \Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$		0.012 (0.45)	-0.046* (-1.76)		0.025 (0.82)	-0.021 (-0.69)
Rate of Change in Exchange Rate $_{t-1}$			-0.223*** (-6.49)			-0.215*** (-6.25)
Call Rate $_{t-1}$			-0.020** (-2.31)			-0.021** (-2.36)
US Stock Market Return $_{t-1}$			0.455*** (17.58)			0.453*** (17.51)
Dummy for Period 1 (1997. 10~1999. 2)			0.119 (0.92)			0.100 (0.76)
Dummy for Period 2 (2002~2004)			-0.106 (-1.25)			-0.106 (-1.25)
Dummy for Period 3 (2007. 8~2008)			-0.098 (-0.89)			-0.112 (-1.02)
N	3,150	3,150	3,150	3,150	3,150	3,150
F-statistic	5.65***	3.83***	41.03***	5.65***	3.99***	40.70***
adjusted R ²	0.003	0.003	0.103	0.003	0.003	0.102

Note: 1) The numbers in parentheses denote t-values.

2) ***, **, * denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

<Table 3> Anchor and Volatility Effects in Korean Stock Market

	m = 10 business days	m = 20 business days	m = 30 business days	m = 60 business days
γ_1	-0.044	-0.050*	-0.045	-0.039
γ_2	0.084	0.167**	0.121	0.053
λ_0	0.029	0.062***	0.046*	0.021
$\gamma_2 - \gamma_1$	0.128	0.217***	0.166*	0.092

Note: ***, **, * denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

<Table 3>에는 모형 3의 추정 결과에 의해 식별된 계수들의 수치를 요약하였는데, 특히 과거 20 또는 30 영업일 자료를 이용하여 가격 변동성을 산정할 때 과거 주가수익률이 양(+)인 경우 현재의 주가수익률에 영향을 미칠 수 있는 것으로 정리하고 있다.

가령 과거 20 영업일의 자료를 이용한 추정 결과는 전일의 주가 상승 시에는 금일의 주가가 추가적으로 상승하는 기준점 효과($\gamma_2 = 0.167$)를 5% 유의수준에서, 전일의 주가 상승 시 차익실현을 위한 매도의 증가로 금일의 주가가 하락하는 변동성 효과($\lambda_0 = 0.062$)를 1% 수준에서 각각할 수 없음을 보이고 있다.

이 경우 전일의 주가 상승이 금일의 주가 상승 또는 하락을 초래하는가 여부는 모형 3의 상승반응계수 δ_{t-1} 로 결정된다. 가령 과거 20 영업일 자료를 이용

하여 δ_{t-1} 의 계수 γ_2 와 λ_0 를 추정하면 식 (11)이 정의된다.

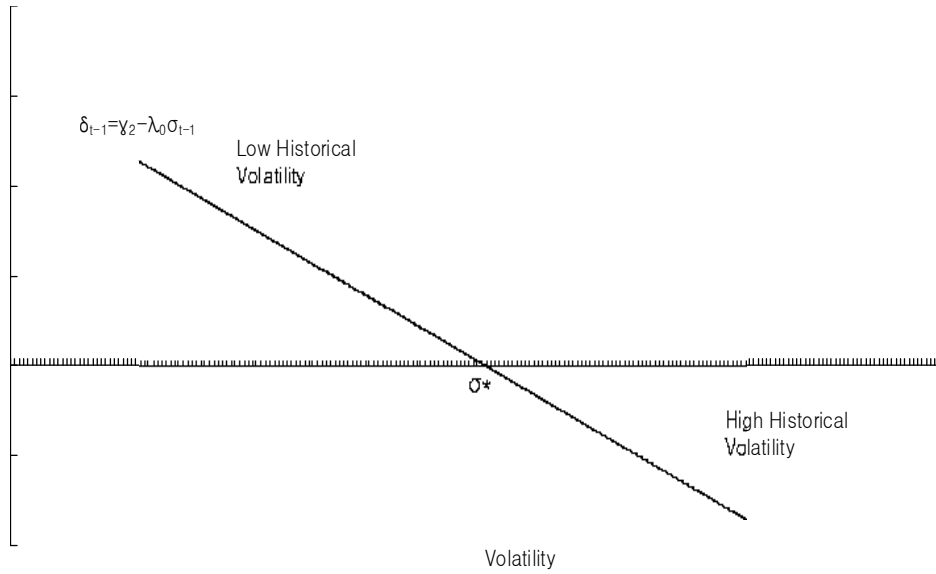
$$\delta_{t-1} = 0.167 - 0.062\sigma_{t-1} \quad (11)$$

여기서 과거 20 영업일의 주가수익률의 표준편차가 임계치 2.69보다 작은 경우에는 기준점 효과가 변동성 효과보다 커서 전일의 주가 상승이 금일의 주가 상승으로 이어진 반면, 동 표준편차가 2.69보다 큰 경우에는 변동성 효과가 기준점 효과보다 커서 전일의 주가상승이 오히려 금일의 주가하락으로 이어지는 것으로 분석된다(Figure 3 참조).

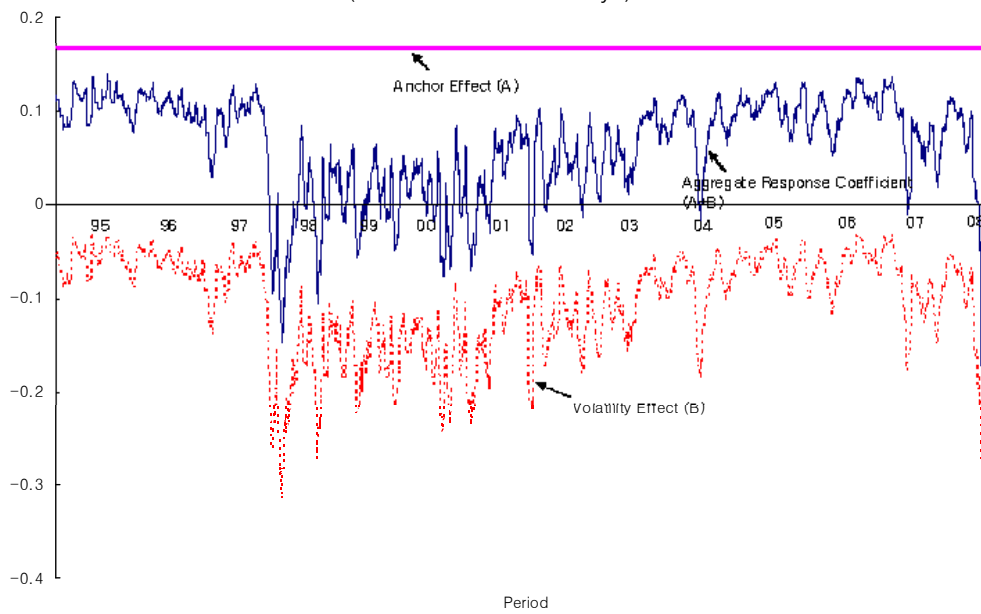
이와 관련하여 [Figure 4]에서는 과거 20 영업일의 자료 기준 표준편차를 이용하여 1995~2008년 중 상승반응계수 δ_{t-1} 의 구성계수 γ_2 와 λ_0 를 추정한 후 상승반응계수 δ_{t-1} 의 추이²⁶⁾를 살펴보았다.

26) 여기서 σ_{t-1} 가 시간에 따라 변화함에 유의하자. 한편, σ_{t-1} 는 γ_2 와 λ_0 를 추정하는 경우에는 설명변수의 구성요소로 들어가게 된다.

[Figure 3] Relationship between Standard Deviation of Korean Stock Market Returns and their Aggregate Response Coefficient(δ_{t-1}) (m = 20 Business Days)



[Figure 4] Historical Trend in Aggregate Response Coefficient(δ_{t-1}) for Korean Stock Market (m = 20 Business Days)



여기서 주가수익률의 변동성이 크지 않았던 1995년에서 1997년 전반기까지는 기준점 효과(γ_2)가 변동성 효과($\lambda_0\sigma_{t-1}$)보다 상대적으로 커서 전일의 주가 상승 시 금일의 주가도 상승하는 경향이 있었던 반면, 주가수익률의 변동성이 컸던 외환위기 전후 1997년 하반기부터 2000년까지는 변동성 효과가 상대적으로 커서 전일의 주가 상승이 금일의 주가 하락을 야기하는 경우가 많아진 것을 볼 수 있다.

경제가 다시 회복 국면에 진입한 2001년 이후에는 주가수익률의 변동성이 작아져 기준점 효과가 주로 작용하여 전일의 주가 상승 시 금일의 주가도 상승하는 경향이 있었으나, 금융위기가 심화되기 시작한 2008년 하반기 이후에는 주가수익률의 변동성이 급격하게 커져 변동성 효과가 큰 영향을 미치고 이에 따라 전일의 주가 상승이 금일의 주가 하락을 야기하는 것으로 보인다.

다음으로 전일의 주가 하락과 금일 주가 변동의 관계를 살펴보면, 주가 상승 시기와 달리 기준점 효과가 있을 시에는 이론적으로 γ_1 의 부호가 양(+)이어야 하지만 계수값이 0에 가깝고 통계적 유의성이 낮았다.

한편, 자료 주기의 변화에 따른 추정 결과의 강건성을 비교하기 위하여 월별 자료를 가지고 유사한 추정을 하였다. 구체적으로 주가지수 월수익률에 대하여 과거 6, 12, 24, 36개월의 자료를 이용하여 변동성을 추정하고 이어 전월의 주가수익률이 금일의 주가수익률에 주는 영향을 살펴보았다. 그 결과 <Appendix 3>과 <Appendix 4>에서 보듯 기준점 효과와 변동성 효과는 일별 자료 분석 결과와 달리 모두 발견되지 않았다.²⁷⁾

한편, 전일 주가수익률 이외에 환율 변화율, 콜금리, 미국의 주가수익률 등이 금일의 주가수익률에 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히 환율의 경우 전일의 환율 하락이 금일의 주가를 상승시키는 것으로 나타났는데, 이는 외국인 투자자들이 외환시장에서 외환을 매각하고 동원화자금으로 주식시장에서 주식매입을 하는 행태와 부합한다.²⁸⁾

한편, 무담보 콜금리의 경우 추정치의 계수가 통계적으로 유의한 음(-)인데, 이는 정책당국이 콜금리를 인하할 경우 주식시장에 호재로 작용하여 주가 상승이 초래되고, 콜금리를 인상할 경우에는 반대로 주가가 하락함을 의미한다.²⁹⁾ 또한

27) 이러한 점을 모두 고려하면 우리나라 주식시장 투자자들이 장기적인 변동성보다는 과거 20~30 영업일 정도의 단기적인 시장 변동성을 염두에 두고 투자할 가능성을 제시한다.

28) 김윤영(2010)에 따르면, 해외 투자 유출입이 자유화된 외환위기 이후 자료를 대상으로 분석한 결과, 원/달러 환율 상승 시 환율의 변동성이 커지는 경우 해외 투자 내국인의 투자자금 회수가 일어나 환율이 하락하는 경향이 있다. 김윤영(2010)은 본고와 같은 전망이론의 틀에서 이 결과를 해석할 수 있음을 보여주고 있다.

전일의 미국 주가수익률의 상승 또는 하락은 금일 우리나라 주가의 상승 또는 하락을 야기하는 것으로 나타났는데, 이는 미국 주식시장의 동향이 우리나라 주식 시장에 직접적으로 영향을 미치는 동조화 추이를 반영한 것으로 볼 수 있다.

마지막으로 외환위기 기간 등을 나타내는 더미변수들은 모두 유의하지 않아, 주가지수 수익률의 행태는 분석기간 중 크게 변화하지 않은 것으로 판단된다.

2. 부동산 가격의 경우

본 절에서는 주가와 유사한 형태의 추정을 주택 및 아파트 등 부동산 가격에 대해서도 수행하였다. 이와 관련하여 <Table 4>에는 주택매매 가격지수를 이용한 월수익률에 대한 모형 1, 2 및 3의 추정 결과를 제시하고 있다. 가격 변동성을 나타내는 과거 주택매매 가격지수 수익률의 표준편차를 산정하기 위해서는 과거 6, 12, 24, 36개월의 수익률 자료를 이용하였다.

<Table 5>에서는 <Table 4>의 계수 γ_1 , γ_2 , λ_0 등의 추정 결과를 요약하였는데, γ_1 과 λ_2 가 모두 유의한 양수로 추정되어 주택의 경우, 전월의 가격 상승 또는

하락이 금일의 추가적인 가격 상승 또는 하락으로 이어지는 기준점 효과가 있는 것으로 나타났다.

반면, 변동성 효과의 경우 6~12개월의 수익률 자료를 이용한 때에는 계수 λ_0 의 추정치가 통계적으로 유의하지 않다가, 24~36개월의 수익률 자료를 이용한 때에는 10% 유의수준에서 양(+)의 값을 보였다. 이는 주택가격이 상승할 경우 24~36개월의 중기 변동성에 따라 차익실현을 위한 매물의 증가로 인해 주택가격이 하락할 가능성이 있음을 제시한다.²⁹⁾

그러나 24개월의 수익률 자료로 추정된 계수를 이용하여 표본기간인 1991~2008년 중 기준점 효과와 변동성 효과를 모두 고려한 상승반응계수는 모두 양(+)으로 나타났다(Figure 5 참조). 이는 동기간이 우리나라 부동산 가격의 지속적 상승기로서 기준점 효과가 변동성 효과에 비해 상대적으로 컸던 데 기인한 것으로 해석된다.

한편, <Table 4>에서는 콜금리와 경상수지가 금일의 주택매매 가격지수 수익률에 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히 콜금리의 추정계수의 부호는 음(-)으로 통화정책당국이 긴축기조를 유지하는 경우 주택가격의 안정을 가져올 수 있음을

29) 그러나 <Appendix 3>에서 보듯 무담보 콜금리의 영향은 월별 주가수익모형에서는 통계적으로 유의하게 나타나고 있지 않으며, 오히려 환율과 경상수지의 영향이 크게 나타난다.

30) 외환위기 이후만을 대상으로 추정된 경우 글로벌 신용위기 기간의 포함 여부와 관계없이 부동산 가격에서 기준점 효과와 변동성 효과의 통계적 유의성이 유지되었다.

<Table 4> Regression Results for Monthly Korean Housing Market Returns

	m = 6 months			m = 12 months		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
constant	0.068 (1.62)	0.067 (1.56)	0.396*** (3.88)	0.068 (1.62)	0.062 (1.46)	0.375*** (3.65)
ΔP_{t-1}	0.897*** (11.47)	0.896*** (11.39)	0.624*** (5.76)	0.897*** (11.47)	0.892*** (11.40)	0.632*** (5.83)
$\Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$	-0.170 (-1.53)	-0.146 (-0.86)	0.046 (0.25)	-0.170 (-1.53)	0.007 (0.04)	0.162 (0.90)
$\sigma_{m,t-1} * \Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$		-0.040 (-0.19)	-0.003 (-0.02)		-0.274 (-1.31)	-0.203 (-0.94)
Rate of Change in Industrial Production Index $t-1$			0.011 (0.71)			0.011 (0.75)
Rate of Change in Exchange Rate $t-1$			-0.010 (-1.21)			-0.010 (-1.25)
Inflation (CPI) $t-1$			0.027 (0.39)			0.032 (0.46)
Call Rate $t-1$			-0.040*** (-3.78)			-0.039*** (-3.62)
Current Account $t-1$			-0.378** (-2.52)			-0.387** (-2.52)
US Stock Market Return $t-1$			0.010 (1.32)			0.010 (1.30)
Dummy for Period 1 (1997. 10~1999. 2)			0.183 (1.04)			0.194 (1.10)
Dummy for Period 2 (2002~2004)			-0.045 (-0.44)			-0.020 (-0.20)
Dummy for Period 3 (2007. 8~2008)			-0.105 (-0.81)			-0.110 (-0.86)
N	215	215	215	215	215	215
F-statistic	183.67***	121.90***	34.49***	183.67***	123.43***	34.71***
adjusted R ²	0.631	0.629	0.653	0.631	0.632	0.654

Note: 1) The numbers in parentheses denote t-values.

2) ***, **, * denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

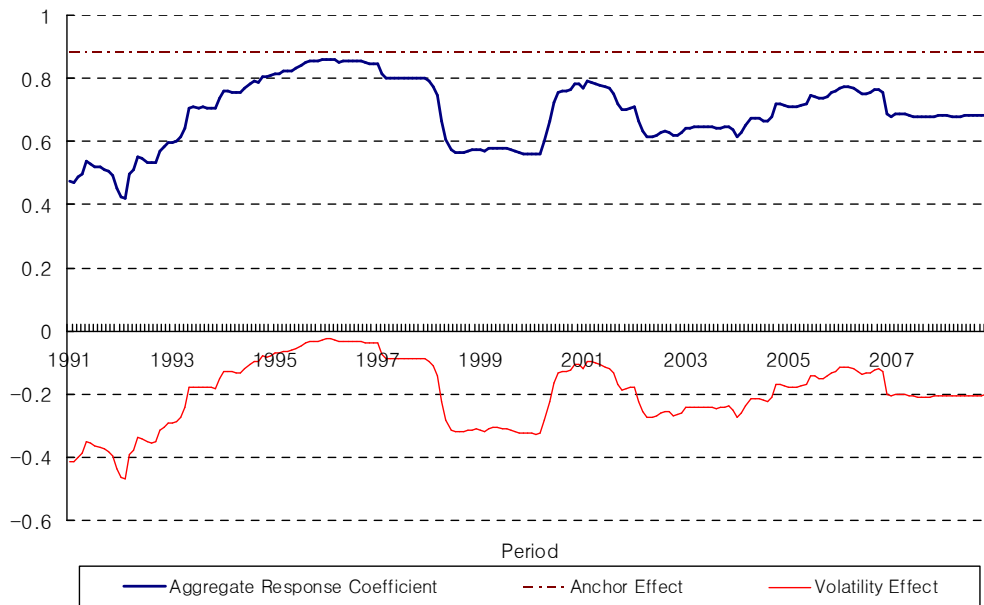
〈Table 4〉 continued

	m = 24 months			m = 36 months		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
constant	0.068 (1.62)	0.064 (1.52)	0.351 ^{***} (3.55)	0.068 (1.62)	0.069 (1.64)	0.363 ^{***} (3.58)
ΔP_{t-1}	0.897 ^{***} (11.47)	0.893 ^{***} (11.52)	0.643 ^{***} (5.95)	0.897 ^{***} (11.47)	0.897 ^{***} (11.58)	0.645 ^{***} (5.96)
$\Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$	-0.170 (-1.53)	0.112 (0.67)	0.244 (1.41)	-0.170 (-1.53)	0.134 (0.77)	0.259 (1.45)
$\sigma_{m,t-1} * \Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$		-0.392 ^{**} (-2.22)	-0.308 [*] (-1.71)		-0.440 ^{**} (-2.26)	-0.338 [*] (-1.72)
Rate of Change in Industrial Production Index $_{t-1}$			0.012 (0.82)			0.011 (0.73)
Rate of Change in Exchange Rate $_{t-1}$			-0.011 (-1.29)			-0.011 (-1.28)
Inflation (CPI) $_{t-1}$			0.039 (0.57)			0.041 (0.59)
Call Rate $_{t-1}$			-0.037 ^{***} (-3.41)			-0.037 ^{***} (-3.47)
Current Account $_{t-1}$			-0.372 ^{**} (-2.43)			-0.359 ^{**} (-2.34)
US Stock Market Return $_{t-1}$			0.010 (1.37)			0.010 (1.36)
Dummy for Period 1 (1997. 10~1999. 2)			0.180 (1.04)			0.162 (0.93)
Dummy for Period 2 (2002~2004)			-0.008 (-0.08)			-0.024 (-0.25)
Dummy for Period 3 (2007. 8~2008)			-0.082 (-0.64)			-0.101 (-0.79)
N	215	215	215	215	215	215
F-statistic	183.67 ^{***}	126.37 ^{***}	35.22 ^{***}	183.67 ^{***}	126.51 ^{***}	35.24 ^{***}
adjusted R ²	0.631	0.637	0.657	0.631	0.638	0.658

Note: 1) The numbers in parentheses denote t-values.

2) ^{***}, ^{**}, ^{*} denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

[Figure 5] Historical Trend in Aggregate Response Coefficient(δ_{t-1}) for Korean Housing Market (m = 20 Months)



<Table 5> Anchor and Volatility Effects in Korean Housing Market

	m = 6 months	m = 12 months	m = 24 months	m = 36 months
γ_1	0.624 ^{***}	0.632 ^{***}	0.643 ^{***}	0.645 ^{***}
γ_2	0.670 ^{***}	0.794 ^{***}	0.887 ^{***}	0.904 ^{***}
λ_0	0.003	0.203	0.308 [*]	0.338 [*]
$\gamma_2 - \gamma_1$	0.046	0.162	0.244	0.259

Note: ***, **, * denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

시사한다.

또한 경상수지의 추정계수는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있는데, 이는 OECD 국가들에서 경상수지 적자 시 부동산 가격의 상승이 관찰된다는 Aizenman and Jinjark(2008)의 연구 결과

와도 부합하는 것이다.

한편, 외환위기 기간 등을 나타내는 더미변수들은 모두 유의하지 않은 것으로 나타나 주택매매 가격지수 수익률의 행태는 기간에 따라 크게 변화하지 않은 것으로 해석된다.

다음으로 <Table 6>에는 주택과는 다른 수요 특성을 지닌 아파트매매 가격지수의 월수익률을 이용한 모형 1, 2 및 3의 추정 결과를 나타내었다. 여기서 변동성을 나타내는 과거 아파트매매 가격지수 수익률의 표준편차는 주택가격의 경우와 같이 과거 6, 12, 24, 36개월의 수익률 자료를 이용하였다.

이와 관련하여 <Table 7>에는 모형 3을 기준으로 계수 γ_1 , γ_2 , λ_0 등의 추정 결과를 요약하여 나타내었다. 여기서 γ_1 과 γ_2 는 유의한 양수로 추정되어 아파트의 경우에도 주택의 경우와 마찬가지로 전월의 가격 상승 또는 하락이 금월의 추가적인 가격 상승 또는 하락으로 이어지는 기준적 효과가 존재함을 알 수 있다. 그러나 추정치 λ_0 는 양수이지만 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 아파트가격이 주택가격보다 가격 변동성에 덜 취약하다는 인식을 강하게 가지고 있다는 점을 반영한 것으로 풀이된다.

한편, 전월 아파트매매 가격지수 수익률 이외에 콜금리와 미국의 주가수익률이 금월의 아파트매매 가격지수 수익률에 영향을 주는 것으로 나타났다. 주택의 경우와 같이 무담보 콜금리의 추정치 계수도 음(-)인데, 이는 통화정책당국의 긴축기조가 아파트가격의 안정을 유도할 수 있음을 시사하는 것이다.

또한 전월의 미국의 주가수익률이 금

월 아파트매매 가격지수 수익률에 미치는 영향에 대한 추정치의 계수는 양(+)인데, 이는 미국 주식시장의 가격 상승 등으로 대변되는 전반적인 자산가격 상승 추세가 우리나라 아파트가격 상승에 영향을 주었음을 의미하는 것으로 판단된다. 주택과 마찬가지로 외환위기 기간 등을 나타내는 더미변수들은 모두 유의하지 않아, 아파트매매 가격지수 수익률의 행태 또한 기간에 따라 크게 변화하지 않은 것으로 보인다.

IV. 결 론

본 논문에서는 Tversky and Kahneman (1974)의 기준점 효과와 Kahneman and Tversky(1979)의 전망이론으로 해석이 가능한 현상이 우리나라 자산시장에 동시에 나타나는지를 주가 및 부동산 가격을 대상으로 검증하였다. 전망이론의 경우 위험회피 성향 투자자가 가격 상승 시 매각을 선호하는 것으로 예측하는데, 본고는 이런 성향이 자산가격 수익의 변동성이 증가하는 경우 더 강화되는 것으로 보았다.

1990년대 이후 우리나라 자료를 바탕으로 실증분석한 결과, 과거 수익률이 양(+)인 경우, 주가수익률은 과거 20 또는 30 영업일 자료(window)를 이용하여 산출한

<Table 6> Regression Results for Monthly Korean Apartment Market Returns

	m = 6 months			m = 12 months		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
constant	0.126** (2.12)	0.123** (2.02)	0.510*** (3.50)	0.126** (2.12)	0.116* (1.92)	0.483*** (3.30)
ΔP_{t-1}	0.907*** (10.16)	0.904*** (10.07)	0.640*** (5.23)	0.907*** (10.16)	0.900*** (10.07)	0.650*** (5.31)
$\Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$	-0.222* (-1.83)	-0.179 (-1.02)	0.034 (0.18)	-0.222* (-1.83)	-0.040 (-0.22)	0.134 (0.70)
$\sigma_{m,t-1} * \Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$		-0.052 (-0.34)	-0.046 (-0.29)		-0.200 (-1.29)	-0.170 (-1.05)
Rate of Change in Industrial Production Index $t-1$			0.016 (0.78)			0.018 (0.84)
Rate of Change in Exchange Rate $t-1$			-0.007 (-0.64)			-0.008 (-0.67)
Inflation (CPI) $t-1$			0.010 (0.10)			0.014 (0.14)
Call Rate $t-1$			-0.049*** (-3.23)			-0.047*** (-3.10)
Current Account $t-1$			-0.390* (-1.82)			-0.380* (-1.77)
US Stock Market Return $t-1$			0.021* (1.90)			0.020* (1.86)
Dummy for Period 1 (1997. 10~1999. 2)			0.205 (0.83)			0.221 (0.89)
Dummy for Period 2 (2002~2004)			0.001 (0.00)			0.031 (0.22)
Dummy for Period 3 (2007. 8~2008)			-0.171 (-0.94)			-0.170 (-0.94)
N	215	215	215	215	215	215
F-statistic	152.20***	101.08***	28.17***	152.20***	102.34***	28.39***
adjusted R ²	0.586	0.584	0.604	0.586	0.587	0.606

Note: 1) The numbers in parentheses denote t-values.

2) ***, **, * denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

〈Table 6〉 continued

	m = 24 months			m = 36 months		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
constant	0.126** (2.12)	0.119** (2.00)	0.464*** (3.14)	0.126** (2.12)	0.125** (2.11)	0.481*** (3.31)
ΔP_{t-1}	0.907*** (10.16)	0.902*** (10.15)	0.661*** (5.38)	0.907*** (10.16)	0.901*** (10.20)	0.660*** (5.37)
$\Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$	-0.222* (-1.83)	0.005 (0.03)	0.148 (0.83)	-0.222* (-1.83)	-0.002 (-0.01)	0.137 (0.76)
$\sigma_{m,t-1} * \Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$		-0.224* (-1.85)	-0.172 (-1.38)		-0.230* (-1.79)	-0.164 (-1.26)
Rate of Change in Industrial Production Index $t-1$			0.018 (0.85)			0.016 (0.79)
Rate of Change in Exchange Rate $t-1$			-0.008 (-0.70)			-0.008 (-0.69)
Inflation (CPI) $t-1$			0.022 (0.23)			0.023 (0.24)
Call Rate $t-1$			-0.045*** (-2.93)			-0.046*** (-2.99)
Current Account $t-1$			-0.357* (-1.66)			-0.351 (-1.63)
US Stock Market Return $t-1$			0.021* (1.96)			0.021* (1.94)
Dummy for Period 1 (1997. 10~1999. 2)			0.194 (0.79)			0.177 (0.72)
Dummy for Period 2 (2002~2004)			0.027 (0.20)			0.006 (0.04)
Dummy for Period 3 (2007. 8~2008)			-0.144 (-0.79)			-0.162 (-0.89)
N	215	215	215	215	215	215
F-statistic	152.20***	103.78***	28.57***	152.20***	103.60***	38.50***
adjusted R ²	0.586	0.590	0.607	0.586	0.590	0.607

Note: 1) The numbers in parentheses denote t-values.

2) ***, **, * denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

〈Table 7〉 Anchor and Volatility Effects in Korean Apartment Market

	m = 6 months	m = 12 months	m = 24 months	m = 36 months
γ_1	0.640 ^{***}	0.650 ^{***}	0.661 ^{***}	0.660 ^{***}
γ_2	0.674 ^{***}	0.784 ^{***}	0.809 ^{***}	0.797 ^{***}
λ_0	0.046	0.170	0.172	0.164
$\gamma_2 - \gamma_1$	0.034	0.134	0.148	0.137

Note: ***, **, * denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

변동성에 영향을 받고, 아파트를 제외한 주택가격 수익률은 과거 24~36개월의 자료를 이용하여 산출한 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다.

마지막으로 본고에서는 자산가격 수익률의 변동성을 표준편차로 정의하고 투

자가들의 이에 대한 메모리 구간도 일부에 대해서만 추정하였으나, 이는 추후 연구에서 보다 진전된 계량이론을 이용하여 확장될 여지가 있으며, 보다 정치한 일반균형이론을 통한 모형 설명은 추후 연구과제로 추진하고자 한다.

참 고 문 헌

- 강경훈, 「우리나라 금융시장의 쏠림현상」, 『금융조사보고서』, 한국금융연구원, 2006.
- 김윤영, 「자본 유출입과 환율안정: 환율 변동성의 역할에 대한 전망이론적 해석과 검증」, 『경제분석』, 제16권 제4호, 한국은행, 2010.
- 박진우, 「미국 주가가 한국 주가에 미치는 영향에 관한 분석」, 『국제경영연구』, 제13권 제2호, 2002, pp.241~258.
- 이상규 · 김양우 · 우준명, 「통화정책과 주식수익률의 관계에 대한 실증분석과 시사점: 한국의 경우」, 경제학공동학술대회(한국금융학회), 2009.
- 조정규, 「한·미 주가와 원/달러 환율 간의 동태적 관계 분석」, 『국제경제연구』, 제15권 제3호, 2009, pp.1~31.
- 황선웅 · 최재혁, 「VECM모형을 이용한 거시경제변수와 주가 간의 관계에 대한 실증분석」, 『재무관리논총』, 제12권 제1호, 2006, pp.183~213.
- Aizenman, J. and Y. Jinjarak, “Current Account Patterns and National Real Estate Markets,” Working Paper, No. 13921, NBER, 2008.
- Balke, N. S. and M. E. Wohar, “What Drives Stock Prices? Identifying the Determinants of Stock Price Movements,” *Southern Economic Journal* 73(1), Southern Economic Association, 2006, pp.55~78.
- Balvers, R. J., T. F. Cosimano, and B. McDonald, “Predicting Stock Returns in an Efficient Market,” *Journal of Finance* 45(4), 1990, pp.1109~1128.
- Banerjee, Abhijit V., “A Simple Model of Herd Behavior,” *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, pp.797~817.
- Barberis, N. and R. Thaler, “A Survey of Behavioral Finance,” *Handbook of the Economics of Finance*, 2003, pp.1051~1121.
- Campbell, J. Y., “Stock Returns and the Term Structure,” *Journal of Financial Economics* 18(2), 1987, pp.373~399.
- Campbell, J. Y. and J. Ammer, “What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns,” *The Journal of Finance* 48(1), 1993, pp.3~37.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, “Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends,” *Journal of Finance* 43(3), 1988, pp.661~676.
- Chen, N., R. Roll, and S. Ross, “Economic Forces and the Stock Market: Testing the APT and Alternative Asset Pricing Theories,” CRSP Working Paper No. 119, University of Chicago,

- Chicago, IL, 1983.
- Chen, N., R. Roll, and S. Ross, "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business* 59(3), 1986, pp.383~403.
- Cutler, D. M., J. M. Poterba, and L. M. Summers, "Speculative Dynamics," *Review of Economic Studies* 58(3), 1991, pp.529~546.
- Fama, E., "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business* 38, 1965, pp.34~105.
- Fama, E., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance* 38, 1970, pp.383~417.
- Fama, E. F., "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity," *Journal of Finance* 45(4), 1990, pp.1089~1108.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Dividend Yields and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 22, 1988, pp.3~27.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy* 81, 1989, pp.607~636.
- Fama, E. F. and G. W. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics* 5, 1977, pp.115~146.
- Froot, Kenneth A., David D. Scharfstein, and Jeremy C. Stein, "Herd on the street: Informational Inefficiencies in a Market with Short-term Speculation," *Journal of Finance* 47, 1992, pp.1461~1484.
- Kaul, G., "Predictable Components in Stock Returns," *Handbook of Statistics* 14, 1996, pp.269~296.
- Kahneman, D. and A. Tversky, "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk," *Econometrica* 46, 1979, pp.171~185.
- Kendall, M. G., "The Analysis of Economic Time Series, Part I: Prices," *Journal of Royal Statistical Society* 96, 1953, pp.11~25.
- Markowitz, H.M., *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, New York: John Wiley & Sons, 1959.
- Odean, T., "Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?" *The Journal of Finance*, Vol. LIII, No. 5, 1998, pp.1775~1798.
- Shiller, R., *Irrational Exuberance*, Prince University Press, 2004.
- Schwert, G. W., "Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence," *Journal of Finance* 45(4), 1990, pp.1237~1257.
- Shefrin, H. and M. Statman, "The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence," *The Journal of Finance*, Vol. XL, No. 3, 1985, pp.777~790.
- Tversky, A. and D. Kahneman, "Judgement Under Uncertainty: Heuristics and Bias," *Science* 185, 1974, pp.1124~1131.

<Appendix 1> Descriptive Statistics(Daily Data)(1995~2008)

(unit: %)

	Before Korean Financial Crisis (1995. 1~1997. 9)						During Korean Financial Crisis (1997. 10~1999. 2)					
	Mean	Median	Standard Deviation	Max	Min		Mean	Median	Standard Deviation	Max	Min	
KOSPI Return	-0.033	-0.092	1.086	4.472	-3.886		0.021	0.051	3.008	8.503	-8.096	
Rate of Change in Exchange Rate	0.025	0.012	0.224	1.296	-1.321		0.028	-0.074	2.374	14.402	-18.410	
Call Rate	12.33	12.03	1.84	22.49	8.94		13.97	13.31	6.47	26.70	5.17	
US Stock Market Return	0.114	0.127	0.688	2.622	-2.930		0.094	0.152	1.191	4.410	-3.576	

	After Korean Financial Crisis (1999. 3~2007. 7)						During Global Financial Crisis (2007. 8~2008. 12)					
	Mean	Median	Standard Deviation	Max	Min		Mean	Median	Standard Deviation	Max	Min	
KOSPI Return	0.085	0.150	1.770	7.017	-7.341		-0.067	0.000	2.286	11.946	-10.571	
Rate of Change in Exchange Rate	-0.018	-0.031	0.397	1.674	-1.584		0.070	0.049	1.505	10.770	-12.404	
Call Rate	4.23	4.26	0.59	5.42	3.03		4.81	4.99	0.52	5.28	2.57	
US Stock Market Return	0.027	0.060	1.103	5.521	-4.365		-0.092	0.013	2.325	11.531	-8.968	

<Appendix 2> Descriptive Statistics(Monthly Data)(1991~2008)

(unit: %)

	Before Korean Financial Crisis (1995. 1~1997. 9)					During Korean Financial Crisis (1997. 10~1999. 2)				
	Mean	Median	Standard Deviation	Max	Min	Mean	Median	Standard Deviation	Max	Min
Housing Index Return	-0.067	-0.043	0.576	2.186	-2.060	-0.732	-0.437	1.129	1.205	-2.881
Apartment Index Return	-0.007	0.000	0.856	3.104	-2.888	-0.721	-0.552	1.475	2.216	-3.178
KOSPI Return	0.023	-1.007	6.276	18.069	-10.936	-1.286	-8.051	18.909	41.062	-31.810
Rate of Change in Industrial Production Index	0.683	0.677	1.824	4.706	-5.556	0.223	0.409	3.210	6.135	-5.576
Rate of Change in Exchange Rate	0.301	0.104	0.847	3.502	-2.229	1.711	-2.438	12.540	37.068	-16.616
Inflation (CPI)	0.442	0.462	0.401	1.324	-0.511	0.401	0.089	0.911	2.498	-0.508
Call Rate	13.18	12.64	2.15	19.14	9.46	14.15	13.56	6.81	25.34	5.63
Current Account/GDP	-0.157	-0.150	0.172	0.169	-0.644	0.782	0.854	0.368	1.206	-0.097
US Stock Market Return	1.582	1.652	3.133	11.101	-4.981	1.785	4.097	5.885	7.830	-15.969
During Global Financial Crisis (2007. 8~2008. 12)										
	After Korean Financial Crisis (1999. 3~2007. 7)					During Global Financial Crisis (2007. 8~2008. 12)				
	Mean	Median	Standard Deviation	Max	Min	Mean	Median	Standard Deviation	Max	Min
Housing Index Return	0.469	0.326	0.709	3.058	-0.831	0.246	0.263	0.388	0.870	-0.725
Apartment Index Return	0.685	0.510	0.923	3.984	-0.869	0.171	0.159	0.420	0.966	-0.873
KOSPI Return	1.300	1.751	8.334	20.254	-17.557	-3.188	-1.792	8.593	6.886	-26.311
Rate of Change in Industrial Production Index	0.705	0.634	2.039	5.888	-5.209	-1.008	-0.080	3.581	3.495	-10.101
Rate of Change in Exchange Rate	-0.283	-0.413	2.096	6.402	-6.590	1.852	1.615	6.234	12.916	-15.387
Inflation (CPI)	0.236	0.291	0.424	1.290	-0.606	0.311	0.374	0.364	0.929	-0.271
Call Rate	4.26	4.28	0.60	5.34	3.25	4.84	4.98	0.48	5.21	3.27
Current Account/GDP	0.173	0.171	0.190	0.623	-0.244	-0.005	-0.012	0.255	0.512	-0.506
US Stock Market Return	0.315	1.108	4.191	8.852	-10.877	-2.593	-0.740	6.093	4.964	-0.506

〈Appendix 3〉 Regression Results for Monthly Korean Stock Market Returns

	m = 6 months			m = 12 months		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
constant	0.603 (0.65)	0.851 (0.89)	1.002 (0.58)	0.603 (0.65)	0.935 (0.97)	0.912 (0.53)
ΔP_{t-1}	0.183 (1.40)	0.205 (1.55)	0.079 (0.54)	0.183 (1.40)	0.212 (1.61)	0.094 (0.65)
$\Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$	-0.107 (-0.52)	-0.413 (-1.19)	-0.420 (-1.27)	-0.107 (-0.52)	-0.463 (-1.37)	-0.342 (-1.06)
$\sigma_{m,t-1} * \Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$		0.029 (1.09)	0.055** (1.98)		0.029 (1.34)	0.039* (1.72)
Rate of Change in Industrial Production Index $t-1$			0.306 (1.11)			0.263 (0.96)
Rate of Change in Exchange Rate $t-1$			0.790*** (4.92)			0.761*** (4.78)
Inflation (CPI) $t-1$			0.214 (0.17)			0.219 (0.17)
Call Rate $t-1$			-0.088 (-0.57)			-0.070 (-0.44)
Current Account $t-1$			6.653** (2.60)			6.941*** (2.71)
US Stock Market Return $t-1$			0.274* (1.71)			0.246 (1.54)
Dummy for Period 1 (1997. 10~1999. 2)			-9.926*** (-2.87)			-9.790*** (-2.82)
Dummy for Period 2 (2002~2004)			-1.050 (-0.60)			-1.006 (-0.57)
Dummy for Period 3 (2007. 8~2008)			-4.661** (-1.99)			-4.569* (-1.95)
N	215	215	215	215	215	215
F-statistic	1.82	1.61	3.68***	1.82	1.82	3.58***
adjusted R ²	0.011	0.009	0.131	0.011	0.011	0.127

Note: 1) The numbers in parentheses denote t-values.

2) ***, **, * denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

<Appendix 3> continued

	m = 24 months			m = 36 months		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
constant	0.603 (0.65)	0.837 (0.88)	0.901 (0.52)	0.603 (0.65)	0.710 (0.75)	0.986 (0.57)
ΔP_{t-1}	0.183 (1.40)	0.204 (1.55)	0.089 (0.60)	0.183 (1.40)	0.192 (1.46)	0.072 (0.49)
$\Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$	-0.107 (-0.52)	-0.456 (-1.26)	-0.048 (-0.13)	-0.107 (-0.52)	-0.350 (-0.90)	0.244 (0.61)
$\sigma_{m,t-1} * \Delta P_{t-1} * I_{[\Delta P_{t-1} > 0]}$		0.030 (1.18)	0.010 (0.40)		0.023 (0.73)	-0.017 (-0.54)
Rate of Change in Industrial Production Index $t-1$			0.268 (0.97)			0.276 (1.00)
Rate of Change in Exchange Rate $t-1$			0.728 ^{***} (4.57)			0.736 ^{***} (4.61)
Inflation (CPI) $t-1$			0.251 (0.19)			0.134 (0.10)
Call Rate $t-1$			-0.098 (-0.62)			-0.121 (-0.76)
Current Account $t-1$			7.094 ^{***} (2.73)			7.450 ^{***} (2.87)
US Stock Market Return $t-1$			0.247 (1.53)			0.264 (1.63)
Dummy for Period 1 (1997. 10~1999. 2)			-8.296 ^{**} (-2.45)			-8.296 ^{**} (-2.45)
Dummy for Period 2 (2002~2004)			-1.206 (-0.68)			-1.347 (-0.76)
Dummy for Period 3 (2007. 8~2008)			-4.632 [*] (-1.95)			-4.871 ^{**} (-2.05)
N	215	215	215	215	215	215
F-statistic	1.82	1.68	3.30 ^{***}	1.82	1.39	3.32 ^{***}
adjusted R ²	0.011	0.010	0.114	0.011	0.006	0.115

Note: 1) The numbers in parentheses denote t-values.

2) ***, **, * denote 1%, 5%, 10% statistical significance, respectively.

〈Appendix 4〉 Anchor and Volatility Effects in Korean Stock Market

	m = 6 months	m = 12 months	m = 24 months	m = 36 months
γ_1	0.079	0.094	0.089	0.072
γ_2	-0.341	-0.248	0.041	0.316
λ_0	-0.055*	-0.039*	-0.010	0.017
$\gamma_2 - \gamma_1$	-0.420	-0.342	-0.048	0.244