



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](#)

碩士學位論文

현재가치 모형을 이용한 한국 주식시장 연구

A Study of Korean Stock Market
using the Present Value Model

韓國外國語大學校 大學院

國際通商學科

朴 勢 華



碩士學位論文

현재가치 모형을 이용한

한국 주식시장 연구

A Study of Korean Stock Market
using the Present Value Model

指導 金 壯 烈 教授

이 論文을 碩士學位請求論文으로 提出합니다.

2019 年 6 月 日

韓國外國語大學校 大學院

國 際 通 商 學 科

朴 勢 華



이 論文을 朴勢華의 碩士學位 論文으로 認定함.

2019 年 6 月 日

審査委員 _____ (印)

審査委員 _____ (印)

審査委員 _____ (印)

韓國外國語大學校 大學院



<목 차>

제 1 장 서 론	1
-----------------	---

제 1 절 연구의 배경 및 목적	1
제 2 절 한국 주식시장의 추이 (2004년-2018년)	3
제 3 절 선행연구	6

제 2 장 한국 주식시장의 현재가치 모형(Present Value model)	9
---	---

제 1 절 모형	9
제 2 절 데이터	15
제 3 절 추정 결과	20
1. 추정 결과	20
2. 한국 주식시장의 동인은 무엇인가?	23
3. 분산분해 결과	25



제 3 장 결 론	27
참고문헌	29
Appendix	32
Abstract	39



<표 차례>

<표 1> : Maximum Likelihood Estimates of parameters	22
<표 2> : Variance decomposition for the fundamental price-dividend ratio(pd_t)	26

<그림 차례>

<그림 1> : 현재가치 모형의 시계열	18
<그림 2> : 주식시장 본원요소의 기여분	24



제 1 장 서 론

제 1 절 연구의 배경 및 목적

주식시장은 기업 내부의 요인뿐만 아니라 환율, 국내외 정책, 금리, 국제유가 등의 외부 요인의 영향도 상당히 받는다. 이러한 다양한 요인들의 복합적인 상호작용을 통해 주가는 등락을 반복한다. 주가의 등락은 경제 전반의 여러 영역에 걸쳐 영향을 끼치기 때문에, 주가 변동의 주요인을 규명하는 연구는 지속해서 이루어져 왔고, 이러한 연구들에 기초하여 향후 주식시장의 미래를 예측·분석하는 연구도 수행되고 있다.

주가 데이터는 변동성을 가진 “시계열 데이터” 특성을 가지기 때문에 시계열 분석기법들을 주로 이용하여 분석되었다(박강희, 신현정, 2011). 가령, Jeantheau(2004)는 ARCH 모형을 사용하고, Amilon and Liu et al.(2003)은 GARCH 모형을 사용하여 주가 예측에 관해 연구하였다.

이미 미국, 영국 등 시계열 데이터가 100년 이상 축적된 국가들은 이와 같은 연구가 활발히 이루어졌지만, 한국의 경우에는 주식시장의 시계열 데이터가 충분히 축적되지 않아 연구에 제약이 있었다. 하지만 우리나라 경제가 큰 폭으로 성장한 1980년대부터 지금까지 약 30여 년간의 데이터가 축적된 현



상황에서는 연구가 가능하다 판단된다.

본 논문에서는 시계열 분석기법 중 주가(stock price), 주식수익률(stock return), 주가-배당비율(price-dividend ratio) 등의 가치들을 평가하는데 유용하게 사용되는 Campbell-Shiller의 현재가치 모형(Present Value model)을 사용하여, 한국 주식시장의 동인을 규명해보려 한다. 특히 주식시장의 주가-배당비율에 주목하여, 이를 배당 증가율, 실질 이자율, 초과 수익률 세 가지 요소의 할인된 기대치로 분해해보려 한다. 방법론 면에서는, 이 세 가지 요소를 비관측 요인(unobserved components)로 정의하고 단순 AR(2) 과정을 따른다고 가정하여, 모형을 상태-공간형(State-space form)으로 전환한 후 최우추정법(Maximum Likelihood method)을 통해 모수를 추정할 것이다. 이 중 가장 큰 영향을 주는 요소와 가장 미미한 영향을 주는 요소를 각각 도출하여 한국 주식시장의 흐름과 비교하여 최종적인 결론을 도출해낼 것이다.

본 연구를 통하여 한국 주식 시장의 주가-배당비율을 가장 영향력 있게 선도하는 요인이 무엇인지 알아보고, 이를 이용하여 어떻게 한국 주식시장의 미래를 예측하고 위기를 대비하며 투자자들의 심리를 파악할 수 있을지 대책을 세우는데 참고할 수 있을 것이라 기대한다.



제 2 절 한국 주식시장의 추이(2004년-2018년)

본 절에서는 지난 15년간의 한국 주식시장의 추이를 간략히 요약한다.

한국 주식시장은 1956년 개장 이후 1970년대 석유파동, 1997년 외환위기, 1998년 IMF 사태, 2000년대 IT 버블 등의 사건을 겪어 등락을 반복하며 지속해서 성장해왔다.

2004년에 들어 한국 주식시장은 아시아지역 조류인플루엔자 사태, 노무현 대통령 탄핵안 가결 등의 정국 혼란, 스페인 열차 폭파 사건 등 테러 공격, 중동지역 긴장 고조, 반도체 및 IT 업종 호조세 둔화 등의 사건을 겪었음에도 불구하고 FTA 비준 통과로 인한 수출 환경 개선, 글로벌 자금 유입 등의 영향으로 지난해 대비 성장하는 모습을 보였다.

이러한 상승세는 2005년 국가신용등급 상향조정으로 인한 외국인 투자자 매수세와 8.31 부동산종합대책 발표를 통한 부동산시장 관련 불확실성 해소 및 기관매수세 확대로 꾸준히 2007년까지 이어졌다.

그러나 2008년도 미국 서브프라임 모기지 사태가 발발하면서 세계 금융 위기가 도래하였고, 이로 인해 지속적인 개미들의 불안감으로 전 세계 주식 시장이 급격히 얼어붙었다. 이로 인해 한국 주식시장도 매우 침체하였고 이는 2009년 상반기까지 유지되었다.



미국 서브프라임 모기지 부실사태 이후 세계 각국에서 다양한 경기 부양 정책이 추진되고, 환율 안정세와 경기회복에 대한 기대감 등으로 주식시장의 상승세가 2010년까지 이어졌다. 특히 2010년에는 주식시장을 통한 기업들의 자금 조달 규모가 증가하였는데 이는 생명보험사, 기업인수목적회사, 코스닥 기업 등 기업공개가 활발히 진행되었기 때문이다.

2011년은 1월 중동 지역의 민주화 운동 및 3월 일본 후쿠시마 원전 방사능 유출 사태로 주식시장이 하락하였다. 또한 유럽 및 미국 경제 상황의 불확실성이 커지면서 세계 각국의 주식시장도 전반적으로 같이 하락하였다.

2012년 유로존의 그리스 2차 구제금융 지원 결정, 한국 신용등급 상향 전망으로 주식시장이 비교적 상승하였으나 유로존 재정 불안(스페인 국가채무, 그리스 디폴트 우려), 미국 재정절벽 우려 등의 사건으로 등락을 지속적으로 반복하였으나 2011년 대비 다소 상승하는 경향을 보였고 이러한 상승세는 꾸준히 2016년까지 지속하였다.

상승세가 지속하는 사이 한국 주식시장에서 특히 주목할만한 점은 과거 미국 주식시장과 높은 상관관계를 보였던 국내 주식시장이 2015년에는 중국 주식시장과 더 유사한 양상을 보였다는 것이다. 이는 높은 대중국 수출 의존도에서 기인한 것으로 보이며, 이로 인해 중국 경기 부진 우려가 한국 주식시장에도 상당한 영향을 끼쳤다.

2016년 브렉시트 가결, 최순실 게이트로 인한 정치 혼란에도 불구하고 이



후 정치 혼란 완화, 미국의 점진적 금리 인상으로 2017년 3월에 2011년 중순 이래 지속하여 온 박스권을 돌파하였다. 또한 2017년 한국 주식시장은 매우 호조세였는데 이는 반도체 시장 호황에 따른 IT 업종의 강세 등의 영향이 매우 크다.

마지막으로 2018년에는 남·북 및 북·미 관계 개선 기대로 인한 국내주가 상승에도 불구하고, 미·중 무역분쟁 확대 우려와 유로 지역 일부 국가의 정치적 불확실성으로 2017년 대비 다소 하락세를 보였다.



제 3 절 선행연구

주가를 움직이는 요인에 관한 국내외 연구는 다음과 같다.

Campbell and Shiller(1988)는 1871년부터 1986년까지의 미국 주식시장의 배당금과 관련된 주가의 변화를 연구하였다. 로그 배당-가격 비율(log dividend-price ratio)의 움직임을 기대 배당 증가율, 기대 할인율, 원인 불명의 요인으로 나누어 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive model)과 방정식을 사용하여 분석하였다. 이러한 검증 과정을 통해 로그 배당-가격 비율이 합리적으로 기대 배당 증가율과 함께 움직이며, 실질 소득(real earnings)의 장기 이동 평균이 미래의 실질 배당(real dividends)을 예측하는 데 도움이 된다는 것을 밝혔다.

이후, Campbell and Ammer(1993)가 1952년 1분기부터 1987년 2분기까지의 미국 주식시장 데이터를 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive model)을 사용하여 초과 주식(excess stock)과 10년 만기 채권 수익률을 미래 주식 배당금, 인플레이션, 단기 실질 이자율, 초과 주식 및 채권 수익률에 대한 기댓값의 변화로 분해하였다. 이를 통해 주식과 채권 수익은 각각 미래 초과 주식 수익률과 인플레이션에 대한 뉴스에 의해 주도되고, 실질금리는 수익에는 거의 영향을 미치지 않는다고 하였다.



이 외에 Fama and French(1988)와 Hodrick(1990) 등은 배당수익률로 단기 주식수익률보다 장기 주식수익률이 더 예측 가능하다는 것을 주장하였다.

Binsbergen and Koijen(2010)의 경우에는 ARMA 모형을 Campbell and Shiller(1988)의 현재가치 모형과 결합하여 주식수익률이 예측 가능하다는 것을 증명했으며, 또한 기대수익률과 기대배당증가율이 동등하게 지속(persistent)하지 않는다는 사실도 주장하였다.

이와 관련하여 Choi and Park(2013)는 1980년부터 2010년까지 한국의 주식시장 데이터를 관찰 가능하지 않은 기대 수익률 또는 기대 배당 증가율을 잠재변수로 취급하는 상태-공간 모형(State-space model)을 이용하여, 기대 주식수익률이 주가-배당 비율을 설명하는 데 중요한 역할을 한다고 주장하였다. Choi and Park(2013)의 연구는 주가-배당 비율의 구조적 변화(structural break)를 허용하면서 Binsbergen and Koijen(2010) 모형의 확장 형태라 볼 수 있다.

이 외에 국내에서, 정동준(2007)은 1981년 1월부터 2006년 12월까지의 한국 주식시장 데이터를 대상으로 주식수익률의 예측 가능성을 분석하였다. Campbell and Siller(1988)의 일정 기대수익률 모형과 시간가변 위험프리미엄 모형을 이용하여 검정한 결과, 1개월 주식수익률이 어느 정도 예측 가능하며 월별 계절 더미들과 과거의 로그 배당-주가 비율과 실질 배당증가율이 어



는 정도 설명력을 가진다고 하였다.

이후, 이상규 · 김양우 · 우준명(2010)은 1992년 3월부터 2008년 6월까지의 한국의 주식시장 데이터를 Campbell and Shiller(1988a, 1988b), Campbell(1991), Campbell and Ammer(1993)의 단기시계 VAR 모형과 주식 초과 수익률의 동태적 회계항등식을 사용하여 분석하였다. 이를 통해 통화정책, 특히 정책금리가 주가(주식수익률)에 상당한 영향을 끼침을 보였다.



제 2 장 한국 주식시장의 현재가치 모형

제 1 절 모형

주가-배당 비율의 현재가치 모형(Present Value model)

P_t 는 t 기에서의 주가, D_t 는 t 기와 $t+1$ 기 사이의 배당수입이라고 하자. Campbell-Shiller의 현재가치 모형에서처럼, 주가-배당 비율에 로그 선형 근사(log-linear approximation)를 적용하면 다음과 같다.

$$pd_t = K + \rho pd_{t+1} + \Delta d_{t+1} - h_{t+1} \quad (1)$$

식 (1)에서 $pd_t = \log(P_t/D_t)$ 는 로그 주가-배당 비율(log price-rent ratio), $\Delta d_t = \log(D_t/D_{t-1})$ 는 실질 배당 증가율(real rent growth), $h_t = \log[(P_t + D_t)/P_{t-1}]$ 는 로그 총 실질 수익률(log grow real return), 그리고 K 는 선형화 상수(linearization constant)이다. 할인 계수(discount factor) ρ 는 $\rho = e^{\bar{pd}}/(1 + e^{\bar{pd}})$ 이고, \bar{pd} 는 안정 상태(steady-state)에서의 로그 주가-배당 비율이다.



Campbell and Ammer(1993) 및 Campbell et al.(2009)에서처럼, 로그 총 실질수익을 h_t 로, 실질이자율의 합을 i_t (무위험 수익률)로, 그리고 초과수익률을 π_t (주택 투자를 위한 리스크 프리미엄으로 반영)로 정의한다. 식 (1)에서 $i \geq 1$ 의 pd_{t+i} 항을 반복적(recursively)으로 대입한 후 조건부 기대치(conditional expectation) $E_t(\cdot)$ 을 취하면, 아래의 식을 얻는다.

$$\begin{aligned} pd_t &= \frac{K}{1-\rho} + E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (\Delta d_{t+j+1} - i_{t+j+1} - \pi_{t+j+1}) \right\} \\ &= \frac{K}{1-\rho} + D_t - J_t - \Pi_t \end{aligned} \quad (2)$$

이 때, D_t , J_t , Π_t 는 t 기에서의 배당 증가율, 실질 이자율, 초과 수익률과 같은 주식시장 기초여건(stock market fundamentals)의 기대치이다.

$$D_t = E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+j+1} \right\}, \quad J_t = E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j i_{t+j+1} \right\}, \quad \Pi_t = E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \pi_{t+j+1} \right\} \quad (3)$$

식 (2)-(3)에 명시된 현재가치 관계식을 실제로 사용하기 위해서는, 미래의 기초여건에 대한 기댓값을 어떻게 구성할 것인가가 중요하다. 본 논문에서



는 van Binsbergen and Koijen(2010)과 Kishor and Moley(2015)의 방법을 따라, 1기 앞의 예상 임대료 증가율을 $g_t = E_t[\Delta d_{t+1}]$, 예상 실질 이자율을 $\mu_t = E_t[i_{t+1}]$, 그리고 예상 초과 수익률을 $\lambda_t = E_t[\pi_{t+1}]$ 로 정의하고 이들은 비관측 요인(unobserved components)으로 간주하였다. 더불어 모형의 간결성(parsimony)을 위해, 단순 AR(2) 과정을 따른다고 추가로 가정한다.

$$g_t = \gamma_0 + \gamma_1(g_{t-1} - \gamma_0) + \gamma_2(g_{t-2} - \gamma_0) + \epsilon_t^g, \quad (4a)$$

$$\mu_t = \delta_0 + \delta_1(\mu_{t-1} - \delta_0) + \delta_2(\mu_{t-2} - \delta_0) + \epsilon_t^\mu, \quad (4b)$$

$$\lambda_t = \theta_0 + \theta_1(\lambda_{t-1} - \theta_0) + \theta_2(\lambda_{t-2} - \theta_0) + \epsilon_t^\lambda, \quad (4c)$$

위 식의 g_t , μ_t , λ_t 에 더해지는 충격인 $\epsilon_t = (\epsilon_t^g, \epsilon_t^\mu, \epsilon_t^\lambda)$ 는 일반적인 공분산 행렬 Σ_ϵ (general covariance matrix)을 가지는 Gaussian i.i.d. 분포를 따른다고 가정한다.

한편, 배당 증가율, 무위험 실질 이자율, 초과 실질 수익률의 실제 값은 각각의 전기 예상치에 예상하지 못한 충격이 더해진 결과이다.



$$\Delta d_t = g_{t-1} + u_t^d, \quad i_t = \mu_{t-1} + u_t^i, \quad \pi_t = \lambda_{t-1} + u_t^\pi \quad (5)$$

여기서 예상되지 못한 충격 $u_t = (u_t^d, u_t^i, u_t^\pi)$ 는 대각 공분산 행렬 $\Sigma_\epsilon = \text{diag}(\sigma_g^2, \sigma_\mu^2, \sigma_\lambda^2)$ 를 가지는 Gaussian i.i.d. 분포를 따른다. ϵ_t 와 u_t 는 모든 선도(leads)나 지연(lags)에서 서로 상관없이 있다고 가정한다.

식 (3)의 조건부 기대치에 식 (4a)–(4c)와 식 (5)를 이용하여 아래와 같은 식을 얻을 수 있다.

$$D_t = \frac{\gamma_0}{1-\rho} + B_1 G_t, \quad J_t = \frac{\delta_0}{1-\rho} + B_2 M_t, \quad \Pi_t = \frac{\theta_0}{1-\rho} + B_3 A_t \quad (6)$$

$G_t = \begin{bmatrix} g_t - \gamma_0 \\ g_{t-1} - \gamma_0 \end{bmatrix}$, $M_t = \begin{bmatrix} \mu_t - \delta_0 \\ \mu_{t-1} - \delta_0 \end{bmatrix}$, $A_t = \begin{bmatrix} \lambda_t - \theta_0 \\ \lambda_{t-1} - \theta_0 \end{bmatrix}$ 는 AR(2) 과정을 통해 쌓인 시장의 기대요인(market expectation factors)이고, 요인 적재값 계수(factor loading coefficients) (B_1, B_2, B_3)는 모형의 모수(deep parameters)들이다. 식 (6)은 당시에 형성된 미래 시장 기초 여건의 기댓값이 어떻게 당기의 추가-배당 비율에 반영되는지를 보여준다.

투자자들이 정확히 식 (4a)–(4c)에 따라 기대치를 형성하지 않는다면, 실제 추가-배당 비율은 현재가치 관계식과 차이가 있을 것이다. 따라서 우리는



현재가치 관계식에 오차항(error term) u_t^{pd} 를 더한 다음과 같은 식을 이용할 것이다.

$$pd_t = pd_t^* + u_t^{pd} = \frac{1}{1-\rho} \{K + \gamma_0 - \delta_0 - \theta_0\} + B_1 G_t - B_2 M_t - B_3 A_t + u_t^{pd} \quad (7)$$

여기서 pd_t^* 는 식 (2)에 있는 주가-배당 비율이며, 이에 더해진 오차항 u_t^{pd} 는 Gaussian white noise로 다른 모든 충격이나 오차와 상관관계가 없다고 가정한다.

현재가치 모형은 실제로 관측되는 수치(observables) $Y_t = (\Delta d_t, i_t, \pi_t, pd_t)$ 를 나타내는 네 개의 측정방정식(measurement equations)(식 (5)와 식 (7))과 상태변수(state variables) $X_t = (G_t, M_t, A_t, u_t^d, u_t^i, u_t^\pi, u_t^{pd}, \epsilon_t^g, \epsilon_t^\mu, \epsilon_t^\lambda)$ 를 나타내는 세 개의 전이방정식(transition equations)(식 (4a)-(4c))으로 이루어진다. 이렇게 구성된 상태공간 모형(State-space model)은 부록에 제시되어 있으며, 동 모형의 모수는 최우추정법(Maximum Likelihood method)을 통해 추정하였다.

일단 모형의 모수(parameters)를 추정하면, pd_t 의 비조건부 분산(unconditional variance)을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$var(pd_t) = var(pd_t^*) + var(u_t^{pd})$$



$$\begin{aligned}
&= B_1 var(G_t) B_1' + B_2 var(M_t) B_2' + B_3 var(\Lambda_t) B_3' \\
&\quad - 2B_1 cov(G_t, M_t) B_2' - 2B_1 cov(G_t, \Lambda_t) B_3' + 2B_2 cov(M_t, \Lambda_t) B_3' + var(u_t^{pd}) \quad (8)
\end{aligned}$$

위 식은 주가-배당 비율의 분산이 분산과 공분산 구조 (variance-covariance structure)와 시장의 기대에 의해 결정된다는 것을 보여준다. 식 (8)로 주가-배당 비율의 분산을 분해함으로써 주식시장의 움직임 설명함에 있어 각 기초여건(fundamentals)의 상대적 중요성을 평가할 수 있다. 분산분해공식 (8)에 대한 더 자세한 설명은 부록에 제시하였다.



제 2 절 데이터

본 논문에서 현재가치 모형을 추정하는데 기본적으로 네 가지 기초 데이터가 필요하다. 명목 종합주가지수(KOSPI), 배당 수익률, 명목 이자율, 소비자물가지수(CPI)이다.

이 데이터들은 대부분 한국은행 경제통계시스템에서 구했으며, 소비자 물가지수(CPI)만 통계청 데이터베이스(KOSIS)에서 구하였다. 표본 기간은 2004년 1월부터 2018년 8월까지의 기간으로 설정되었으며, 표본 크기는 총 176개다. 이 논문의 데이터는 다소 짧은 기간의 배당 시계열 자료만이 가용하기 때문에 소표본의 편의(small sample bias) 문제를 줄이고자 월간 데이터를 이용하여 분석하였다. 그리고 본 논문의 현재가치 모형에서는 명목 변수들이 아니라 실질 변수를 사용하기 때문에, 데이터로 얻은 명목 변수를 추후 실질 변수들로 변환하는 과정을 거쳤다.

먼저 명목 종합주가지수(KOSPI)는 1980년 1월 4일의 지수를 100으로 하는 월평균 지수이다. 이 명목 종합주가지수(KOSPI)를 식료품·에너지를 제외한 소비자물가지수(CPI)로 나누어 실질 종합주가지수(KOSPI)를 구하였다. 여기서 소비자물가지수(CPI)는 2005년 기준의 식료품·에너지 항목을 제외한 소비자물가지수 자료를 사용하였으며, 이는 계절적·외부적인 요인에 의한



영향을 제외하기 위함이다.

한편 배당 수익률의 원자료는 퍼센트(%) 단위로 되어 있다. 위에서 구한 실질 종합주가지수(KOSPI)로 배당수익률을 나누어 100을 곱하면 실질 배당액 시계열을 얻을 수 있다. 그런데 한국에서 제공되는 월간 배당수익률은 연율이기 때문에 월간 명목 배당은 평균적으로 지난 일 년 동안 이루어진 배당을 합한 것과 같다. 따라서 월별 배당의 원자료의 수치는 12배 과대평가 되어 있으므로, 바로잡기 위해 이를 12로 나누었다.

명목 이자율의 경우, 1개월간의 이자율에 적합한 데이터가 한국에는 존재하지 않기 때문에 한국은행 경제통계시스템에서 제공되는 1년 만기 국고채 금리 데이터를 대신 사용하였다. 이 명목 이자율에서 소비자물가지수(CPI)를 통해 구한 인플레이션율(전년 동기 대비)을 차감하여 실질 이자율을 구한 후, 이를 12로 나누어 월간 단위로 바꾸었다.

위와 같은 과정을 거쳐 월별 실질 단위로 환산한 자료를 이용하여, 현재가치 모형의 관측변수(observables)에 해당하는 주가-배당 비율, 실질 배당 증가율, 무위험 실질 수익률, 초과 실질 수익률을 구성하였다. 먼저 주가-배당 배율의 경우 배당수익률(%로 환산하지 않은 절대 수치)의 역수로 구하였다. 실질 배당 증가율은 위에서 구한 실질 배당액의 전월 대비 로그 차분으로 구하였다. 무위험 실질 수익률은 전술한 1년 만기 국고채 실질 이자율을 대용하였다. 마지막으로 초과 실질 수익률은 실질 주가와 실질 배당 시계열을 이용

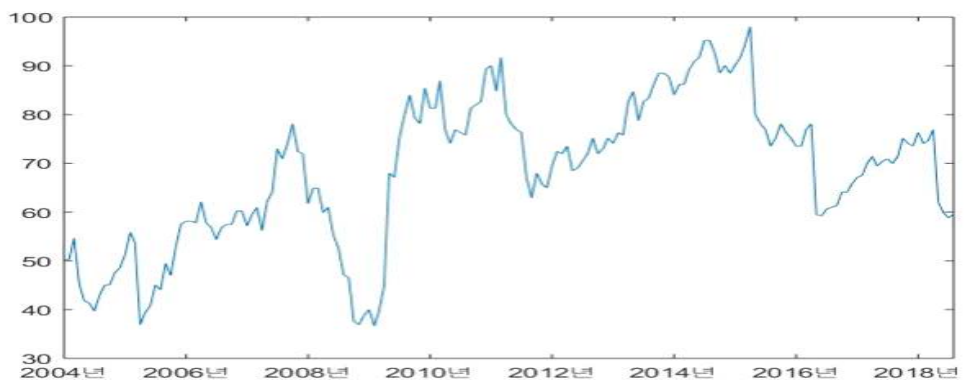


하여 로그 실질 총 수익률(h_t) 시계열을 먼저 구성한 후, 이로부터 무위험 실
질 수익률을 차감하여 구하였다. <그림 1>은 추정에 사용된 관측변수 시계열
을 보여준다.

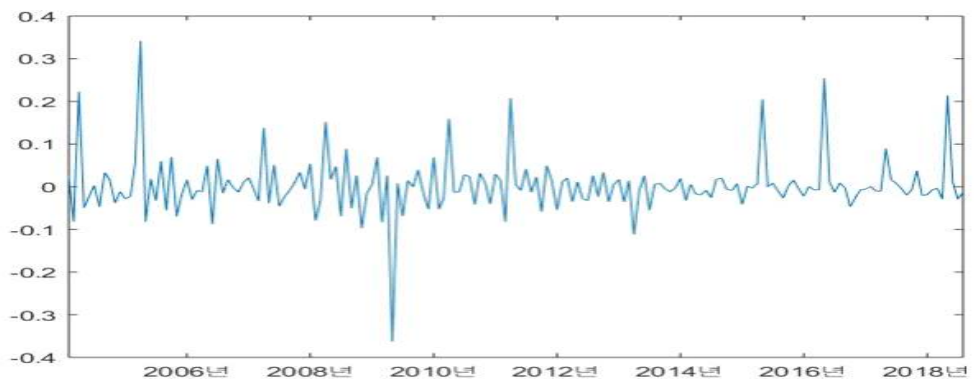


<그림 1> : 현재가치 모형의 시계열

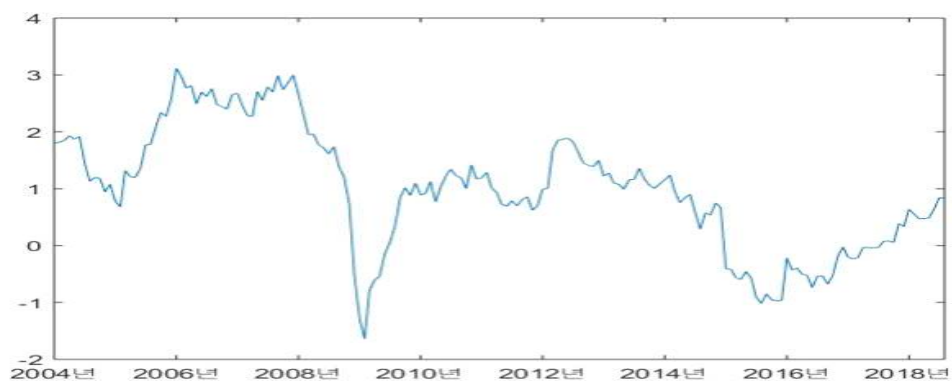
(a) 주가-배당 비율



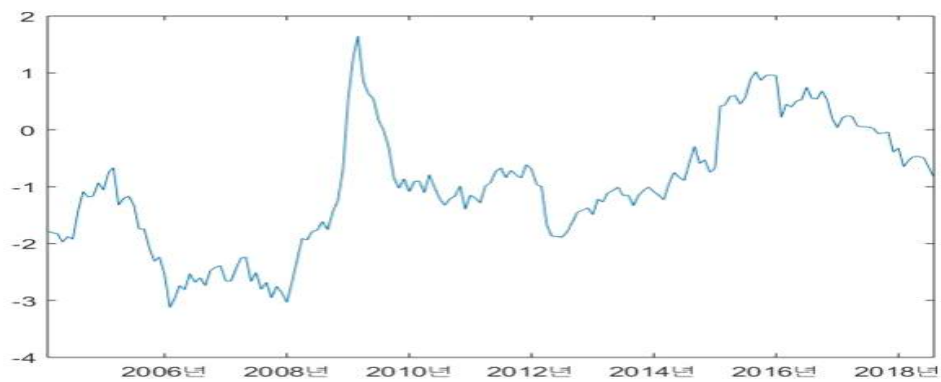
(b) 실질 배당 증가율



(c) 무위험 실질 수익률



(d) 초과 실질 수익률



제 3 절 추정 결과

3.1 추정 결과

<표 1>은 모형의 추정 결과를 보여준다. 첫 번째 패널에서 기대 실질 이자율의 평균과 기대 초과 수익률의 평균의 합을 통해 구한 총 기대 실질 수익률의 평균은 $\delta_0 + \theta_0 = 0.0044$ 이고, 이는 추정된 실질 배당 증가율의 평균인 $\gamma_0 = 0.0031$ 보다 큰 값이다.

두 번째 패널에 제시한 장기 자기회귀계수(long-run AR coefficients)의 기대치는 주식시장의 세 본원요소(fundamental components) 모두 매우 천천히 변화함을 보여준다. 특히 기대 실질 배당 증가율의 자기회귀계수는 $\gamma_1 + \gamma_2 = 0.841$ 이고, 기대 실질 이자율과 기대 초과 수익률의 자기회귀계수는 각각 $\delta_1 + \delta_2 = 0.9696$, $\theta_1 + \theta_2 = 0.9796$ 으로 실질 배당 증가율의 자기회귀계수 보다 다소 높은 수준이다.

마지막 세 번째 패널은 본원요소 기대치에의 충격항 $(\epsilon_t^g, \epsilon_t^\mu, \epsilon_t^\lambda)$ 들 간의 상관계수를 나타낸다. 배당 증가율과 기대 이자율에의 충격 $(\epsilon_t^g, \epsilon_t^\mu)$ 은 음(-)의 상관관계를 가지고 그 값은 $\text{corr}(\epsilon_t^g, \epsilon_t^\mu) = -0.6547$ 이다. 그리고 이자율과 초과



수익률 간에도 $corr(\epsilon_t^\mu, \epsilon_t^\lambda) = -0.8395$ 라는 음(-)의 상관계수를 가진다. 이러한 상관계수는 다음과 같이 해석할 수 있다. 가령 이자율이 상승한다고 하면, 기업의 차입 비용이 증가하고 따라서 이윤은 감소하게 된다. 이 때문에 배당 증가율과 초과 수익률은 모두 감소한다. 한편, 배당 증가율과 초과 수익률 간에는 $corr(\epsilon_t^g, \epsilon_t^\lambda) = 0.8584$ 라는 양(+)의 상관계수를 가진다. 이는 실질 이자율과 초과 수익률 간의 상관관계와 함께 다음과 같이 해석할 수 있다. 배당 증가율이 상승하는 경우에, 주가는 이를 즉각 모두 반영하지 않고 상당 기간에 걸쳐 오르게 된다. 이 경우 기대 초과 수익률은 지금 상승하게 된다. 또, 실질 이자율이 하락할 것이라는 기대감이 주가에 즉각 반영되지 않아 주가가 서서히 상승한다면, 기대 초과 수익률이 지금 상승하게 된다. 이 두 가지 결과를 종합하면 한국 주식시장에서 주가는 미래에 기대되는 실질 이자율과 배당 증가율의 변동을 즉각 반영하여 변동하지 않았다고 해석할 수 있다.



<표 1> : Maximum Likelihood Estimates of parameters

Parameters	Estimate	Standard Error
Means		
γ_0	0.0031	0.0092
δ_0	0.0015	0.0004
θ_0	0.0029	0.0097
AR coefficients		
γ_1	0.3066	0.0023
γ_2	0.5344	0.0020
δ_1	1.5682	0.0017
δ_2	-0.5986	0.0015
θ_1	1.1983	0.0155
θ_2	-0.2187	0.0150
Correlations		
$corr(\epsilon_t^g, \epsilon_t^\mu)$	-0.6547	0.0032
$corr(\epsilon_t^g, \epsilon_t^\lambda)$	0.8584	0.0003
$corr(\epsilon_t^\mu, \epsilon_t^\lambda)$	-0.8395	0.0004



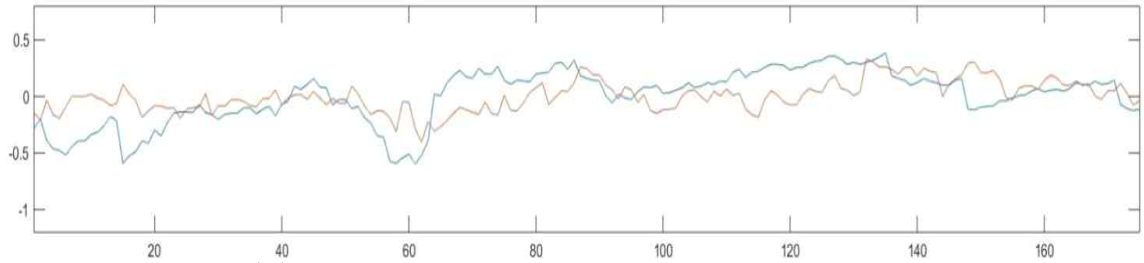
3.2 한국 주식시장의 동인은 무엇인가?

<그림 2>는 시장의 본원요소(fundamentals)(주황색 선)들이 각각 얼마나 주가-배당 비율(파란색 선)에 영향을 미치는지 각 요소의 기여분을 보여준다. <그림 2>의 그래프들을 통하여 초과 수익률이 표본 전체 기간에 걸쳐 주가-배당률과 거의 동일하게 움직이며 가장 크게 기여하고 있음을 알 수 있다. 또한 배당 증가율은 어느 정도는 영향을 끼치고 있다고 볼 수 있지만, 실질 이자율은 거의 영향력이 없다는 것도 함께 볼 수 있다.

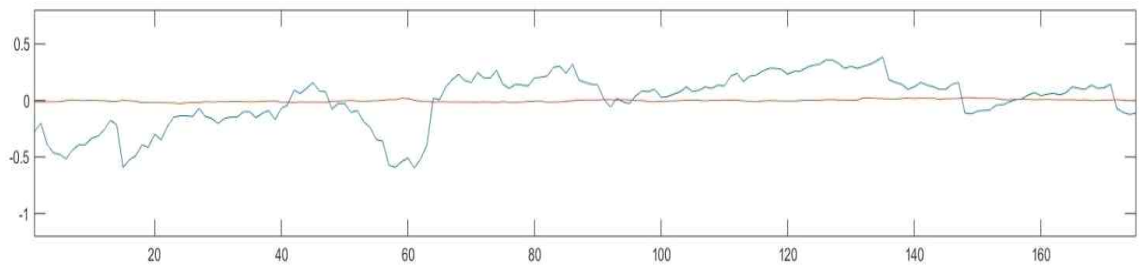


<그림 2> : 주식시장 본원요소의 기여분

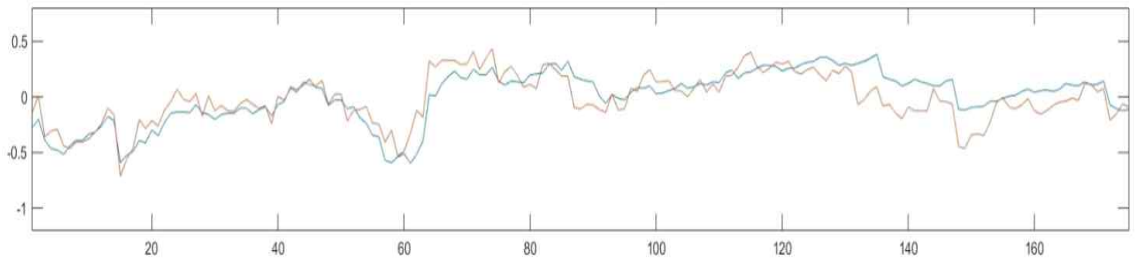
(a) Contribution of expected dividend growth



(b) Contribution of expected real interest rate



(c) Contribution of expected excess returns



3.3 분산분해 결과

<표 2>의 분산분해(variance decoposition) 결과는 시장의 기대치가 본원 요소의 비율을 얼마나 끌어올리는지에 대해 보다 자세한 정보를 제공해준다. 분산분해를 통해 기대 초과 수익률이 주식 시장을 주도하는 주요 요인임을 확인할 수 있으며, 주가 배당률 총 변동의 188.9%에 해당하는 만큼을 기대 초과 수익률이 설명한다는 것을 알 수 있다. 반면, 배당 증가율과 실질 이자율의 기여도는 각각 55.6%와 0.1%에 불과하다. <그림 2>에서 살펴본 결과, 기대 초과 수익률이 주식시장의 가장 큰 동인이고, 이는 기대 배당 증가율은 어느 정도 영향을 미치는 요인이며, 기대 실질 이자율은 전혀 관계없는 요인이라는 것과 일치하는 결과라고 할 수 있다. 또한 <표 2>의 하단 패널은 기대 배당 증가율과 기대 초과 수익률 간의 상관관계가 주가 배당률 총 변동의 약 1.5배 정도를 감소시킨다는 것을 보여준다.



<표 2> : Variance decomposition for the
fundamental price-dividend ratio(pd_t)

	Measured by	Estimate	% of $var(pd_t)$
$var(pd_t)$	-	0.1661	100%
$var(G_t)$	$B_1 var(G_t) B_1'$	0.0924	55.6%
$var(M_t)$	$B_2 var(M_t) B_2'$	0.0002	0.1%
$var(\Lambda_t)$	$B_3 var(\Lambda_t) B_3'$	0.3183	188.9%
$cov(G_t, M_t)$	$-2B_1 cov(G_t, M_t) B_2'$	0.0055	3.3%
$cov(G_t, \Lambda_t)$	$-2B_1 cov(G_t, \Lambda_t) B_3'$	-0.2345	-141.2%
$cov(M_t, \Lambda_t)$	$-2B_2 cov(M_t, \Lambda_t) B_3'$	-0.0112	-6.8%

<그림 2>와 <표 2>가 나타내는 결론은 명확하다. 한국 주식시장의 주가 배당률은 주로 미래의 초과 수익률에 의해 좌우된다는 것이다. 이 결과는 Campbell et al.(2009)의 결론을 연상시킨다. Campbell and Ammer(1993)도 미국 주식 수익률 변동의 70%가 미래 초과 수익률에 관한 뉴스에서 기인한 반면, 수익 변동의 15%만이 미래 배당 관련 뉴스에 기인한다고 하였다. 또한 Bernanke and Kuttner(2005)도 역시 주가 상승이 일어나는 중요한 경로가 기대 초과 수익률 또는 주식의 인식된 위험성이며, 이는 예상 미래 배당 증가율의 약 3배에 달하는 변동성이라는 결과를 제시한 바 있다.



제 3 장 결 론

주식수익률을 예측한다는 것은 개인의 이익과 관련될 뿐만 아니라, 경제시장 전반에 걸쳐 영향력을 끼친다. 예전부터 국내외 증권가는 주식수익률 예측을 판단의 근거로 삼아 왔고, 이는 단순히 증권가 내에서만 영향력이 있는 것이 아니었다. 전 세계 경제에 있어 주식은 각국의 현 상황을 보여줄 뿐만 아니라 미래를 어느 정도 예측할 수 있도록 해주기 때문에, 주식시장의 현황을 통해 정부가 향후 정책을 관리할 수도 있다.

본 논문은 이처럼 지속적으로 살펴보아야 할 주식수익률을 예측하는 데 있어, 주요 동인이 무엇인지를 살펴보고 어떻게 영향을 끼치는지 분석하였다.

Campbell-Shiller의 현재가치 모형(Present Value model)으로 한국 주식시장 2004년 1월부터 2018년 8월까지 기간의 월간 배당 시계열 자료(표본 크기 총 176개)를 분석하였다. 본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

현재가치 모형을 통해 실질 배당 증가율, 실질 이자율, 초과 수익률 세 본 원요소(fundamental components)의 상관관계를 추정한 결과 배당 증가율과 이자율 간에, 이자율과 초과 수익률 간에는 음(-)의 상관관계를 가지며, 배당 증가율과 초과 수익률 간에는 양(+)의 상관관계를 가짐을 알 수 있었다. 이



는 배당 증가율이 상승하는 경우와 실질 이자율이 하락하는 경우 모두 주가에 즉각 반영되지 않아 주가는 일정 기간을 가지고 상승하게 되지만, 기대 초과 수익률은 지금 당장 상승하게 된다고 해석할 수 있다. 즉 한국 주식시장에서 주가는 기대 실질 이자율과 기대 배당 증가율의 변동을 즉각 반영하여 변동하는 것이 아니라고 볼 수 있다.

이어서 한국 주식시장의 동인을 분석한 결과 초과 수익률이 표본 기간 전체에 걸쳐서 주가-배당 비율에 가장 큰 영향을 미치는 요소이며, 배당 증가율은 어느 정도의 영향을 주는 요소이고, 실질 이자율은 거의 영향을 미치지 못하는 요소라는 결론을 내릴 수 있었다. 또한, 분산분해(variance decomposition) 결과를 통해 기대 초과 수익률이 주가 배당률 총변동의 188.9%만큼 기여하는 것을 볼 수 있었다.

위와 같은 결과를 통해 Campbell and Ammer(1993)와 Bernanke and Kuttner(2005)의 연구 결과와 같이 한국 주식시장의 주가 배당률 변동은 기대 초과 수익률에 기인한다는 결론을 내릴 수 있다.

본 논문은 지금까지 축적된 한국 주식시장 시계열 데이터에 비해 다소 짧은 기간의 자료를 사용하였고, 주식시장의 세 가지 본원요소에 관해서만 분석함으로써 버블과 같은 요소를 포함한 한국 주식시장 역사 전체에 일반화하는 데에는 무리가 있다. 그럼에도 불구하고 한국 주식시장의 동인을 명확히 하고, 선행 연구를 뒷받침한다는 데에 의의가 있다.



참고문헌

- 박강희, 신현정(2011), “시계열 네트워크에 기반한 주가예측”, 경영 과학
(Korean Management Science Review), 제 28권 제 1호, pp.53-60
- 윤창현(2014), “한국금융산업 발전사-1990~2010년을 중심으로”, 금융리
포트, Vol.2014 No.2, 1-1407
- 이상규, 김양우, 우준명(2010), “통화정책과 주식수익률의 관계에 대한 실증
분석과 시사점: 한국의 경우”, 경제분석, 제 16권 제 1호, pp.37-70
- 정동준(2007), “로그 배당-주가 비율 모형과 시간에 따라 변동하는 위험
요소들을 한국주식시장에 적용한 실증 분석”, 금융학회지, 제 12권 제
4호, pp.295-327
- Balke, Nathan S. and Wohar, Mark E.(2002), "Low-Frequency
Movements in Stock Prices: A State-Space Decomposition",
Review of Economics and Statistics, Vol.84 No.4, pp.649-667
- Campbell, John Y.(1991), "A Variance Decomposition for Stock
Returns", The Economic Journal, Vol.101 No.405, pp.157-179
- Campbell, John Y., and J. Ammer(1993), "What Moves the Stock and
Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset



- Returns", *Journal of Finance*, Vol.48 No.1, pp.3–37
- Campbell, John Y., and Robert J. Shiller(1988a), "The Dividend–Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors", *The Review of Financial Studies*, Vol.1 No.3, pp.195–228
- Campbell, John Y., and Robert J. Shiller(1988b), "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends", *The Journal of Finance*, Vol.43 No.3, pp.661–676
- Campbell, Sean D., Morris A. Davis, Joshua Gallin, and Robert F. Martin(2009), "What Moves Housing Markets: A Variance Decomposition of the Rent–Price Ratio", *Journal of Urban Economics*, Vol.66 No.2, pp.90–102
- Cochrane, John H.(1992), "Explaining the Variance of Price–Dividend Ratios", *The Review of Financial Studies*, Vol.5 No.2, pp.243–280
- Choi, K.H and Park, C(2013), "State–Space Model and Present Value Model: An Application to the Korean Stock Market", *Journal of Economic Theory and Econometrics*, Vol.24 No.1, pp.1–15
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French(1988), "Dividend yields and



expected stock returns", Journal of Financial Economics, Vol.22
No.1, pp.3-25

Hodrick, Robert J.(1990), "Dividend Yields and Expected Stock
Returns: Alternative Procedures for Inference and Measurement",
The Review of Financial Studies, Vol.5 No.3, pp.357-386

van Binsbergen, J. H. , and Koijen, R. S. J.(2010), "Predictive
Regressions: A Present-Value Approach", The Journal of
Finance, Vol.65 No.4, pp.1439-1471



Appendix

A.1 Decomposition of $\text{var}(pd_t)$

We first cast the law of motions (5a)–(5c) in the companion form

$$G_t = \Gamma G_{t-1} + \epsilon_t^G, \quad M_t = DM_{t-1} + \epsilon_t^M, \quad A_t = \Theta A_{t-1} + \epsilon_t^A \quad (\text{A1})$$

where

$$G_t = \begin{bmatrix} \hat{g}_t \\ \hat{g}_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_t - \gamma_0 \\ g_{t-1} - \gamma_0 \end{bmatrix}, \quad M_t = \begin{bmatrix} \hat{\mu}_t \\ \hat{\mu}_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_t - \delta_0 \\ \mu_{t-1} - \delta_0 \end{bmatrix},$$

$$A_t = \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_t \\ \hat{\lambda}_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_t - \theta_0 \\ \lambda_{t-1} - \theta_0 \end{bmatrix},$$

$$\Gamma = \begin{bmatrix} \gamma_1 & \gamma_2 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}, \quad D = \begin{bmatrix} \delta_1 & \delta_2 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}, \quad \Theta = \begin{bmatrix} \theta_1 & \theta_2 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}, \text{ and}$$

$$\epsilon_t^G = \begin{pmatrix} \epsilon_t^g \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \epsilon_t^M = \begin{pmatrix} \epsilon_t^\mu \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \epsilon_t^A = \begin{pmatrix} \epsilon_t^\lambda \\ 0 \end{pmatrix}.$$



Given the laws of motions for (G_t, M_t, Λ_t) above, the law of iterated expectation allows us to re-write equation (7) as

$$\begin{aligned}
 pd_t &= \frac{\kappa}{1-\rho} + \frac{\gamma_0 - \delta_0 - \theta_0}{1-\rho} + E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (\hat{g}_{t+j+1} - \hat{\mu}_{t+j+1} - \hat{\lambda}_{t+j+1}) \right\} + u_t^{pd} \\
 &= \frac{\kappa}{1-\rho} + \frac{\gamma_0 - \delta_0 - \theta_0}{1-\rho} + [1 \ 0] E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (G_{t+j+1} - M_{t+j+1} - \Lambda_{t+j+1}) \right\} + u_t^{pd}
 \end{aligned}
 \tag{A2}$$



Pushing (G_t, M_t, A_t) forward using the laws on motion in (A1), we obtain

$$pd_t = A + B_1 G_t - B_2 M_t - B_3 A_t + u_t^{pd} \quad (\text{A3})$$

where

$$A = \frac{\kappa}{1-\rho} + \frac{\gamma_0 - \delta_0 - \theta_0}{1-\rho} \quad ,$$

$$B_1 = \rho [1 \ 0] \times (I - \rho \Gamma)^{-1} \quad ,$$

$$B_2 = \rho [1 \ 0] \times (I - \rho D)^{-1} \quad , \text{ and}$$

$$B_3 = \rho [1 \ 0] \times (I - \rho \Theta)^{-1} \quad .$$



Then, the variance of pd_t is decomposed into the sum of piecewise variance and covariance terms:

$$\begin{aligned} \text{var}(pd_t) = & B_1 \text{var}(G_t) B_1' + B_2 \text{var}(M_t) B_2' + B_3 \text{var}(\Lambda_t) B_3' \\ & - 2B_1 \text{cov}(G_t, M_t) B_2' - 2B_1 \text{cov}(G_t, \Lambda_t) B_3' + 2B_2 \text{cov}(M_t, \Lambda_t) B_3' + \text{var}(u_t^{pd}) \end{aligned} \quad (\text{A4})$$

Where the individual variance and covariance terms in equation (A4) can be deduced from the AR(2) specifications of the unobserved components. For example:

$$\text{var}(G_t) = \sigma_g^2 \begin{bmatrix} \frac{1-\gamma_2}{(1+\gamma_2)[(1-\gamma_2)^2 - \gamma_1^2]} & \frac{\gamma_1}{(1+\gamma_2)[(1-\gamma_2)^2 - \gamma_1^2]} \\ \frac{\gamma_1}{(1+\gamma_2)[(1-\gamma_2)^2 - \gamma_1^2]} & \frac{1-\gamma_2}{(1+\gamma_2)[(1-\gamma_2)^2 - \gamma_1^2]} \end{bmatrix}, \text{ and}$$

$$\text{cov}(G_t, M_t) = \begin{bmatrix} \text{cov}_{11} & \frac{\gamma_1 + \gamma_2 \delta_1}{1 - \gamma_2 \delta_2} \text{cov}_{11} \\ \frac{\delta_1 + \delta_2 \gamma_1}{1 - \gamma_2 \delta_2} \text{cov}_{11} & \text{cov}_{11} \end{bmatrix},$$

$$\text{with } \text{cov}_{11} = \sigma_{g\mu} / \left[1 - \gamma_1 \delta_1 - \gamma_2 \delta_2 - \frac{\gamma_1 \delta_2 (\gamma_1 + \gamma_2 \delta_1)}{1 - \gamma_2 \delta_2} - \frac{\gamma_2 \delta_1 (\delta_1 + \gamma_1 \delta_2)}{1 - \gamma_2 \delta_2} \right].$$



A.2 State space representation of the model

The transition equations (4a)–(4c) of the present-value model can be cast in the following form:

$$\begin{bmatrix} G_t \\ M_t \\ \Lambda_t \\ u_t^d \\ u_t^i \\ u_t^\pi \\ u_t^{pd} \\ \epsilon_t^g \\ \epsilon_t^\mu \\ \epsilon_t^\lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma & 0_{2 \times 2} & 0_{2 \times 2} & 0_{2 \times 7} \\ 0_{2 \times 2} & D & 0_{2 \times 2} & 0_{2 \times 7} \\ 0_{2 \times 2} & 0_{2 \times 2} & \Theta & 0_{2 \times 7} \\ & 0_{1 \times 13} & & \\ & 0_{1 \times 13} & & \\ & 0_{1 \times 13} & & \\ & 0_{1 \times 13} & & \\ & 0_{1 \times 13} & & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} G_{t-1} \\ M_{t-1} \\ \Lambda_{t-1} \\ u_{t-1}^d \\ u_{t-1}^i \\ u_{t-1}^\pi \\ u_{t-1}^{pd} \\ \epsilon_{t-1}^g \\ \epsilon_{t-1}^\mu \\ \epsilon_{t-1}^\lambda \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C_G \\ C_M \\ C_A \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^d \\ u_t^i \\ u_t^\pi \\ u_t^{pd} \\ \epsilon_t^g \\ \epsilon_t^\mu \\ \epsilon_t^\lambda \end{bmatrix}$$

$$(X_t = FX_{t-1} + C\eta_t)$$

where $C_G = \begin{bmatrix} 0_{2 \times 4} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$, $C_M = \begin{bmatrix} 0_{2 \times 4} & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$, $C_A = \begin{bmatrix} 0_{2 \times 4} & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$, and



$$var(\eta_t) = \begin{bmatrix} \sigma_d^2 & 0 & 0 & & & & & & & \\ 0 & \sigma_i^2 & 0 & & & & & & & \\ 0 & 0 & \sigma_\pi^2 & & & & & & & \\ & & & \sigma_{pr}^2 & 0 & 0 & 0 & & & \\ & 0_{4 \times 3} & & 0 & \sigma_g^2 & \sigma_{g\mu} & \sigma_{g\lambda} & & & \\ & & & 0 & \sigma_{g\mu} & \sigma_\mu^2 & \sigma_{\mu\lambda} & & & \\ & & & 0 & \sigma_{g\lambda} & \sigma_{\mu\lambda} & \sigma^2\lambda & & & \end{bmatrix}$$

The measurement equation consists of equations (5) and (7), and presented as follows:

$$\begin{bmatrix} \Delta d_t \\ i_t \\ \pi_t \\ pd_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_0 \\ \delta_0 \\ \theta_0 \\ A \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0_{1 \times 3} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0_{1 \times 3} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0_{1 \times 3} \\ B_1 & -B_2 & -B_3 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0_{1 \times 3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} G_t \\ M_t \\ \Lambda_t \\ u_t^d \\ u_t^i \\ u_t^\pi \\ u_t^{pd} \\ \epsilon_t^g \\ \epsilon_t^\mu \\ \epsilon_t^\lambda \end{bmatrix}$$

$$(Y_t = M + HX_t)$$

Once the above state-space model is estimated, the contribution of



the expected dividend growth to the price-dividend ratio is the product of the estimated B_1 and the first two elements of the filtered state vector, $X_{t|t}$.



ABSTRACT

A Study of Korean Stock Market using the Present Value Model

Park Se Hwa

Department of International Economics and Law

Graduate School

Hankuk University of Foreign Studies

This paper uses Campbell–Shiller Present Value model to identify main driver in the Korean stock market. Price–dividend ratio is decomposed into the expected present discounted values of stock market fundamentals: dividend growth, real interest rate, and excess returns. The model is estimated with the Korean stock market data from January 2004 to August 2018.

We define dividend growth, real interest rate, excess returns as unobserved components that following AR(2) processes. Also after convert Campbell–Shiller Present Value model into a State–space form, we estimate parameters using Most Likelihood method.

Our main findings are (i)Korean stock price do not change immediately to reflect changes in expected real interest rates and expected dividend growth rates. (ii)The main driver of the price–dividend ratio is the excess returns, contributing as much as 188.9% of total change of dividend rate.

