

Journal of Insurance and Finance

보험금융연구

2
0
1
9
년
8
월
제
30
권
제
3
호
·
통
권
제
96
호

The Effects of Net Worth Shock of the Bank and the Firm on the Business Cycle in the Korean Economy

Donghun Joo

The Performance Analysis of Individual Pension Products:Focusing on Investment Returns and Fees

Kyonghee Lee·Sejoong Kim

Nepotism in Korean Family Firms

Hyung Cheol Kang·Hee Sub Byun

일별 암호화폐 가격들에서 나타나는 장기기억 변동성과 베르누이 점프현상

한영욱

은행 및 기업의 자기자본 충격이 경기변동에 미치는 영향

주동훈

연금저축상품 성과 분석: 수익률 및 수수료를 중심으로

이경희·김세중

가족기업의 친족등용에 관한 연구

강형철·변희섭

Long Memory Volatility and Bernoulli Jumps in Daily Crypto Currency Prices

Young Wook Han

은행 및 기업의 자기자본 충격이 경기변동에 미치는 영향*

The Effects of Net Worth Shock of the Bank and the Firm on the Business Cycle in the Korean Economy

주 동 헌**

Donghun Joo

본 연구는 Bernanke, Gertler, Gilchrist(1999)의 기업을 통한 금융가속 기제(financial acceleration mechanism)와 Gertler, Karadi(2011)의 은행을 통한 금융가속 기제가 모두 포함되는 모형을 구축하고 동 모형에서 기업과 은행의 순자본 충격이 경기변동에 미치는 영향을 2003년 4/4분기-2018년 2/4분기 한국경제를 대상으로 추정해 보았다. 순자본 충격의 추정을 위해서는 기존 경기 변동 분석 문헌에서 활용도가 낮았던 자료인 자금순환표의 은행 및 기업 주식 및 출자지분 자료를 사용하였다. 분석 결과, 기업 순자본 충격은 경기 변동에 유의한 크기로 기여한 것으로 나타났다. 반면 은행 순자본 충격이 경기 변동에 미친 영향은 미미한 것으로 나타났다. 이는 금융의 역할을 포함하는 실증적 DSGE 모형을 설정하는 데 있어 기업을 통한 금융가속 기제의 도입이 은행을 통한 금융가속 기제의 도입보다 우선될 필요가 있음을 시사한다.

국문 색인어: 금융가속 기제, DSGE, 경기변동

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030300, B030601, B030108

* 본 연구는 한양대학교 교내 연구비(2014) 지원을 받아 작성된 논문이다.

** 한양대학교 ERICA 캠퍼스 경제학부 교수(ramiboo@hanayng.ac.kr), 제1저자

논문 투고일: 2019. 03. 18, 논문 최종 수정일: 2019. 07. 08, 논문 게재 확정일: 2019. 08. 19

I. 머리말

Bernanke, Gertler(1989)는 경기변동에서 금융부문의 역할을 배제하였던 실물경기변동 모형에 금융 거래가 경기변동을 증폭시키는 기제(mechanism)를 도입하고 이를 금융가속기(financial accelerator)라고 이름 지었다. 이후 Bernanke, Gertler, Gilchrist(1999)는 뉴케인지언 DSGE 모형에서 금융가속기를 구체적으로 구현하였다. 금융가속 기제하에서는 경기가 좋을 때 기업의 재무상태(balance sheet)가 양호해 지면서 기업의 채무불이행 위험이 작아지고 이에 따라 신용위험 프리미엄이 낮아져 투자와 생산에 긍정적 영향을 미쳐 경기가 더욱 진작되며, 경기 침체 시에는 동일한 기제가 반대로 작동하여 경기 진폭이 확대된다. 이후 Christensen, Dib(2008), Christiano, Motto, Rostagno(2009), Carlstrom, Fuerst, Paustian(2009), Demirel(2009), Fiore, Tristani(2009), Gilchrist, Ortiz, Zakrajsek(2009) 등이 다양한 방식으로 금융거래가 경기 변동에 영향을 미칠 수 있는 모형을 제시하였으나 이들 모두가 기본적으로 기업의 재무상태가 신용위험 프리미엄에 영향을 미치는 방식이라는 점에서 Bernanke, Gertler, Gilchrist(1999)와 공통점을 갖는다. 즉 동기제는 기업의 자금 차입과 가계의 대여 행위만을 모형화하거나 이를 증개하는 금융기관을 명시적으로 포함하더라도 금융기관의 적극적 역할이 고려되지 않는 형태로 모형화 되었다.

그러나 2008년 글로벌 금융위기는 실물부문만을 고려하거나 금융가속기와 같은 형태로 금융부문을 포함하더라도 금융기관 자체의 위험관리 행태를 고려하지 못하는 거시모형의 한계를 드러냈다. 예를 들어 Adrian, Shin(2008)은 금융기관이 자체 레버리지를 통해 경기변동을 증폭시켰음을 보였다. 이와 같은 문제의식하에 Gertler, Karadi(2011)는 은행의 채무불이행 가능성에 따른 동기 제약(incentive compatibility) 조건을 은행 최적화 문제에 도입하고 이로 인해 예대금리차가 은행 순자본의 함수가 되어 긍정적 경기 충격이 은행 순자본을 증가시켜 경기변동을 증폭시키는 금융가속기 모형을 제안하였다. 이는 기존 금융가속기 모형에서 신용위험 프리미엄이 기업 순자본의 함수인 것과 대비된다.

아쉬운 점은 금융부문을 명시적으로 고려하는 금융가속기 모형의 경우 기업을 통한 기존의 금융가속 기제를 배제하고 있다는 것이다. 모형에 은행의 신용위험을 도입하는 것이 기업의 신용위험을 배제하는 이유가 될 수는 없을 것이다. 본 연구는 이러한 점에 착안하

여 두 가지 금융가속기 형태 모두가 포함된 모형을 구축하고 한국 경제에서 은행과 기업의 순자본 충격이 각각 경기변동에 기여하는 정도를 추정해 보고자 한다. 사실 금융기관을 매개로 하든, 기업의 차입 활동을 매개로 하든, 금융가속 기제의 영향을 측정하는 것은 쉽지 않다. 금융가속 기제는 어떤 변수가 아니라 모형설정 방식이기 때문이다. 본 연구는 Gertler, Karadi(2011)가 은행의 순자본 충격을 활용하여 금융가속 기제의 크기를 추정해 본 것을 참고하여 한국 경제를 대상으로 하는 거시경제 모형에서 은행과 기업의 순자본 충격이 한국 경제에서 경기변동에 기여하는 정도를 추정해 보고 이를 통해 금융가속 기제의 유효성을 가늠해 보고자 한다.

한국 경제에서 경기변동 분석이나 통화정책 효과 분석을 위해 DSGE 모형에 금융부분을 도입한 모형을 활용한 사례로는 정용승(2010), 이준희(2011), 김건홍(2012), 배병호(2013) 등을 들 수 있다. 이들은 모두 Bernanke, Gertler, Gilchrist(1999)의 방식을 따라 기업 재무상태를 통해 금융부분이 경기에 영향을 미치는 금융가속 기제를 모형에 도입하고 있다. 반면 유병학, 조규환(2012), 김남중(2018) 등은 은행의 능동적 행태 분석이 가능한 Gertler, Karadi(2011)의 모형을 활용하여 거시전전성 정책 효과 분석을 시도하였다. 본 연구는 이들 기존 연구에서 각각 활용되었던 기업과 은행을 통한 금융 가속 기제를 함께 포함한 모형을 구축하고 기업과 은행의 재무상태가 경기변동에 기여하는 정도를 비교하는 데서 차별적 의미를 찾아보고자 한다.¹⁾

한편 본 연구는 Christensen, Dib(2008)과 Gertler, Karadi(2011)의 모형을 참고하여 두 가지 금융가속 기제가 모두 포함된 모형을 설정하되, 논의를 단순화하기 위해 기대변수가 포함된 IS 곡선과 뉴케인지언 필립스 곡선, 그리고 테일러 준칙 형태의 통화정책으로 구성된 선형 DSGE 모형에서 최소한으로 확장된 형태의 모형을 제시한다. 이에 따라 한국 경제에서 경기변동 요인을 분석함에도 불구하고 해외부문과 정부부문은 모형에서 제외하였다.²⁾ 다만 이와 같은 단순화에도 불구하고 소비함수에는 습관형성 소비행태를 상정하고 뉴케인지언 필립스 곡선에는 가격 조정이 가격 지수를 따라 이루어지는 행태(indexation)를

1) 두 가지 형태의 금융가속 기제를 동시에 포함한 기존 연구로는 Ahuja et al.(2010)이 있다.
2) 문외술, 이윤수(2012)나 배병호(2013)의 DSGE 모형에서 해외 충격이 우리나라 경기에 미치는 단기 효과가 미미하게 나타난 점 등을 감안할 때 본 연구에서 해외부문을 고려하지 않은 점이 분석결과에 미치는 영향은 크지 않을 것으로 생각된다.

상정함으로써 모형이 실증자료의 동태적 움직임을 적절히 포착할 수 있도록 노력하였다.

분석 결과, 은행과 기업을 통한 금융가속 기제 중 기업을 통한 금융가속 기제가 한국 경제에서 생산 갭으로 측정된 경기 변동에 더 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 이는 모형의 데이터 설명력이나 예측성, 또는 분석력을 제고하기 위해 금융가속 기제를 도입하는 경우 은행 부문을 통한 금융가속 기제보다 기업 부문을 통한 금융가속 기제를 우선하는 것이 바람직함을 의미한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 두 형태의 금융가속 기제가 포함된 모형을 로그 선형화된 형태로 제시하고 필요한 부분에 대해 추가적으로 설명한다. III장에서는 모형의 추정에 활용된 데이터를 제시하고 캘리브레이션과 베이지언 추정으로 모형의 계수를 설정한 과정에 대해 설명한다. IV장에서는 추정된 모형의 적정성을 충격반응함수 등을 통해 검토하고 추정된 경제적 충격과 동 충격이 경기변동에 미친 영향을 역사적 분산 분해 결과를 바탕으로 분석한다. 마지막으로 V장에서는 분석결과를 요약하고 연구의 시사점을 제시한다.

II. 모형 구축

1. 모형 개황

모형은 단순한 형태의 뉴케인지언 DSGE 모형을 구성하는 가계, 중간재 생산 기업, 소매업자 및 통화당국에 더해 은행³⁾과 자본재 생산기업을 포함한다. 각 경제주체의 최적화 문제에 대한 1계 조건과 시장청산 조건에서 도출되는 23개의 방정식으로 이루어진 일반균형 모형은 23개 내생 변수를 결정한다. 소비(생산), 물가, 정책금리의 3개 변수로 이루어진 기본적인 뉴케인지언 DSGE 모형에 비해 두 가지 형태의 금융가속 기제를 도입함으로써 모형 규모가 상당히 확대됨을 알 수 있다.

가계부문 변수로는 소비 c_t , 한계효용 u_{c_t} , 확률적 시간 할인 인자 $\lambda_{t,t+1}$,⁴⁾ 노동 l_t 이 있

3) 이하에서는 금융기관의 대표적 형태로 은행을 상정한다.

4) 이는 가계의 최적화 문제에서 제약식에 부과된 라그랑지 승수이다.

다. 중간재 생산 기업의 변수로는 생산 y_t , 한계비용 p_t^m ,⁵⁾ 기업 순자본 n_t^f 이 있으며 소매업자의 최적화 문제에서는 물가상승률 π_t 이 결정된다. 은행 변수로는 은행 자산 증가에 따라 기대되는 한계 수익(expected discounted marginal gain to the banker of expanding asset value by a unit, holding net worth constant) ν_t , 은행 순자본 증가에 따라 기대되는 한계 가치(expected discounted value of having another unit of net worth, holding asset constant) η_t , 은행 레버리지 ϕ_t ,⁶⁾ 은행 순자산 증가율 z_t , 은행 순자본 n_t^b , 기존 은행 순자본 $n_{e,t}^b$, 신규진입 은행 순자본 $n_{n,t}^b$ 이 있다. 자본재 생산 기업의 변수로는 생산자본 가격 q_t , 투자 i_t , 생산자본 k_t 이 있다. 통화당국은 명목 정책금리 R_t 를 결정하며 은행의 실질 차입 금리는 피셔 방정식에 의해 r_t 로 결정된다. 중간재 생산 기업은 생산자본의 구입을 위해 자기자본을 넘는 부분에 대해 금리 r_t^{kl} 로 차입하여 자금을 조달한다. r_t^{kl} 은 은행 차입 제약으로 인해 은행 차입금리 r_t 보다 높은 금리 r_t^k 에 신용위험 프리미엄 Δ_t 가 더해진 것이다.

또 본 연구의 모형에서는 미래지향적 IS 곡선, 뉴케인지언 필립스 곡선 및 테일러 준칙 형태의 통화정책 함수로 구성되는 기초적 뉴케인지언 모형에 포함되는 수요 충격 ϵ_t^d , 비용 충격 ϵ_t^c , 통화정책 충격 ϵ_t^r 외에 은행 순자본 충격 ϵ_t^n 및 기업 순자본 충격 $\epsilon_t^{n'}$ 의 2개 충격만을 추가로 도입한다. 수요 충격 ϵ_t^d 는 가계의 최적화 문제에서 소비의 효용함수에 곱해진 기호(preference) 충격으로서 AR(1) 과정으로 설정된 d_t 의 오차항이다. 물가 또는 비용 충격인 ϵ_t^c 는 기업의 가격 결정 충격으로서 마크업률에 가해지는 충격으로 해석할 수 있다. 한편 Christiano et al.(2014)은 Bernanke, Gertler, Gilchrist(1999) 형태의 금융가속 기제가 포함된 모형에서 초기자본(raw capital)의 유효자본(effective capital)으로의 전환 계수에 대한 불확실성을 위험 충격(risk shock)으로 정의하고 동 충격이 경기변동의 상당부분을 설명한다고 주장하였다. 이러한 주장을 고려하면 금융가속 기제 모형을 분석에 활용하고 있는 본 연구에서도 위험 충격을 도입할 필요가 있을 것이나 두 가지 형태의 금융가속 기제의 도입으로 그 역할이 대비되는 기업과 금융의 순자본 충격에 초점을 두기 위해 다른 형태의 경제적 충격은 도입하지 않기로 한다.

5) 이는 중간재 가격과 같다.

6) 순자본 대비 자산비율로 정의된다.

한편 이들 충격은 모형 추정 시 각 충격에 상응하는 관찰변수의 도입을 통해 모형을 식별할 수 있도록 해준다. 이외에 본 연구에서 경기 변동으로 정의되는 생산이 소비와 투자의 합으로 구성됨에 따라 관찰 가능 변수로서 투자 변수에 상응하는 측정 오차 μ_t^i 도 모형 내에 설정하였다.

2. 모형 구조식

이하에서는 각 경제주체의 최적화 문제로부터 도출된 1계 조건을 로그 선형화한 23개 변수에 대한 균형 조건 방정식 체계를 제시한다. 각 경제주체의 최적화 문제는 〈Appendices〉에 제시하였다. 다만 은행의 최적화 문제는 Gertler, Karadi(2011) 이외에 다른 기존 연구에서 정형화 되어 사용되고 있지 않아 2-1절에서 따로 설명한다. 변수 명에 시간 표시 첨자가 삭제되고 윗줄이 더해진 것은 해당 변수의 균제상태(steady state) 값을 의미한다. 각 식에서 캘리브레이션 및 추정의 대상이 되는 균제상태 변수 값의 비율과 계수에 대한 설명은 여기서는 생략하고 모형 추정 섹션에서 자세히 설명한다.

〈가계부문〉

$$uc_t = \frac{-1}{(1-\beta h)(1-h)}(c_t - hc_{t-1} - \beta h(c_{t+1} - hc_t)) + d_t \quad (1)$$

단, d_t 는 AR(1) 과정 $d_t = \rho^d d_{t-1} + \epsilon^d$ 을 따르는 수요충격이다. β 는 시간할인 인자이며 h 는 소비습관 계수이다.

$$\lambda_t = uc_t - uc_{t-1} \quad (2)$$

$$\lambda_{t+1} + r_t = 0 \quad (3)$$

$$p_t^m + y_t - l_t = -uc_t + \varphi l_t \quad (4)$$

식 (1)에서 식 (3)은 소비 습관이 도입되는 경우 미래지향적(forward looking) IS 곡선을 풀어 쓴 것이다. 식 (4)는 노동시장 균형식이다. 여기서 φ 는 노동소득 탄력성 계수이다.

〈은행부문〉

$$\bar{\nu}\nu_t = (1-\theta)\beta(\bar{r}^k r_{t+1}^k + \bar{\Delta}\Delta_t - \bar{r}r_t) + (1-\theta)\beta(\bar{r}^k + \bar{\Delta} - \bar{r})\lambda_{t+1} + \beta\theta\bar{x}\bar{\nu}(\lambda_{t+1} + \phi_{t+1} - \phi_t + z_{t+1} + \nu_{t+1}) \quad (5)$$

$$\bar{\eta}\eta_t = (1-\theta)\beta\bar{\lambda}\bar{r}(\lambda_{t+1} + r_t) + \beta\theta\bar{z}\bar{\eta}(\lambda_{t+1} + z_{t+1} + \eta_{t+1}) \quad (6)$$

$$\bar{z}z_t = \bar{\phi}(\bar{r}^k r_t^k + \bar{\Delta}\Delta_t - \bar{r}r_{t-1}) + \bar{\phi}(\bar{r}^k + \bar{\Delta} - \bar{r})\phi_{t-1} + \bar{r}r_{t-1} \quad (7)$$

$$\left(\frac{\bar{\eta}}{\bar{\phi}} + \bar{\nu}\right)\bar{\phi}\phi_t - \bar{\phi}\bar{\nu}(\phi_t + \nu_t) = \bar{\eta}\eta_t \quad (8)$$

$$q_t + k_t = \phi_t + n_t \quad (9)$$

$$n_t = \frac{\bar{n}^e}{\bar{n}}n_t^e + \frac{\bar{n}^n}{\bar{n}}n_t^n + \epsilon_t^n \quad (10)$$

$$n_t^e = z_t + n_{t-1} \quad (11)$$

$$n_t^n = q_t + k_t \quad (12)$$

식 (5)에서 (7)은 앞서 설명한 은행 관련 변수의 동학식(law of motion)이다. 여기서 θ 는 은행 생존률이다. 식 (8)은 은행의 레버리지 결정식, 식 (9)는 은행의 재무제표 정의식, 식 (10)에서 식 (12)는 은행의 순자본 동학식이다.

〈자본재 생산기업〉

$$q_t = \eta^i(i_t - i_{t-1}) - \beta\eta^i(i_{t+1} - i_t) \quad (13)$$

$$k_t = (1 - \delta)k_{t-1} + \frac{\bar{i}}{k}i_t + \mu^{i_t} \quad (14)$$

식 (13)은 생산자본 가격 결정식, 식 (14)는 생산자본 동학식이다. 여기서 η^i 는 투자조정 비용 계수, δ 는 자본 감가상각률이다.

〈중간재 생산기업〉

$$\overline{r^{k1}}(r_t^{k1} + q_{t-1} + k_{t-1}) = \alpha \overline{p^m} \frac{\bar{y}}{\bar{k}}(p_t^m + y_t) + (q_t + k_{t-1}) - \delta k_{t-1} \quad (15)$$

$$r_{t+1}^{k1} = \Delta_t + r_t^k \quad (16)$$

$$\Delta_t = \psi(q_t + k_t - n_t^f) \quad (17)$$

$$n_t^f = \gamma^f \overline{r^{k1}} \left[\left(\psi \left(\frac{\bar{k}}{n^f} - 1 \right) + 1 \right) n_{t-1}^f + \frac{\bar{k}}{n^f} r_{t-1}^{k1} - \psi \left(\frac{\bar{k}}{n^f} - 1 \right) (k_{t-1} + q_{t-1}) - \left(\frac{\bar{k}}{n^f} - 1 \right) r_{t-1}^k \right] + \epsilon^{n_t^f} \quad (18)$$

$$y_t = \alpha k_{t-1} + (1 - \alpha) l_t \quad (19)$$

식 (15)는 중간재 생산기업의 최적 생산자본 결정식이다. 여기서 α 는 생산함수 자본계수이다. 식 (16)과 식 (17)은 기업 신용위험에 따른 차입금리 결정식이다. 여기서 ψ 는 기업 가산금리의 레버리지 민감도 계수이다. 기업을 통한 금융가속 기제만 있는 경우 기업의 신용위험 프리미엄 Δ_t 는 r_t 에 더해지나 은행을 통한 금융가속 기제를 추가로 도입하는 경

우 기업의 신용위험 프리미엄은 은행차입 제약으로 r_t 보다 높은 r_t^k 에 더해진다. 식 (18)은 기업 순자본 동학식을, 식 (19)는 생산함수를 각각 선형화한 것이다. 여기서 γ^f 는 기업 생존률이다.

〈소매업자〉

$$\pi_t = \frac{\beta}{1+\beta\iota}\pi_{t+1} + \frac{\iota}{1+\beta\iota}\pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta\iota}\kappa p_t^m + \epsilon_t \quad (20)$$

식 (20)은 잘 알려진 대로 뉴케인지언 필립스 곡선이다. 여기서 ι 는 물가 인덱세이션 계수, κ 는 필립스 곡선의 한계비용 반응계수이다.

〈시장청산 조건〉

$$y_t = \frac{\bar{c}}{y}c_t + \frac{\bar{i}}{y}i_t \quad (21)$$

식 (21)은 생산과 수요가 일치해야 한다는 시장청산 조건을 선형화한 것이다.

〈통화정책〉

$$R_t = r_t + \pi_{t+1} \quad (22)$$

$$R_t = \rho^r R_{t-1} + (1 - \rho^r)(\kappa_\pi \pi_t + \kappa_{mc} p_t^m) + \epsilon_t^r \quad (23)$$

식 (22)는 실질금리를 결정하는 피셔 방정식이며 식 (23)은 테일러 준칙 형태의 금리 결정 식이다. 여기서 ρ^r 은 정책금리 지속성 계수, κ_π 와 κ_{mc} 는 각각 금리준칙의 물가 및 한계비용 반응 계수이다.

제시된 균형조건 식들 중 가계, 자본재 생산기업, 소매업자, 통화당국 및 시장청산 조건은 〈Appendices〉에 제시된 통상적 뉴케인지언 DSGE 모형의 전형적 최적화 문제와 시장

청산 조건 등으로부터 유도된 것으로 여기서 설명을 반복할 필요는 없을 것으로 생각된다.

가. 불완전 금융시장에서 은행부문의 최적화 문제

은행의 차입 제약을 통해 작동하는 금융가속 기제를 포함하는 은행의 최적화 조건식은 Gertler, Karadi(2011)이 제안한 은행의 최적화 문제를 차용하여 유도하였다. 본 연구에서 조건식의 형태는 Gertler, Karadi(2011)과 거의 동일하나 기업 신용제약을 통해 작동하는 금융가속 기제가 더해져 있고 은행을 통한 금융가속 기제가 일반적 형태로 정립되어 있지 않은 점을 감안하여 이에 대해서는 여기서 설명하고자 한다.

Gertler, Karadi(2011)은 은행의 최적화 문제를 다음과 같이 설정하였다.

$$V_t = \max E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1-\theta) \theta^i \beta^{1+i} A_{t,t+1+i} N_{t+1+i} \quad (24)$$

여기서 θ 는 은행의 생존확률이며 $\beta A_{t,t+1}$ 은 확률적 시간할인 인자이고 N_t 는 은행의 순 자본이다.⁷⁾ 또 은행의 운용 자산 S_t 의 가격이 Q_t 일 때 이는 순자본 N_t 와 예금 B_{t+1} 의 합과 같다. 즉,

$$Q_t S_t = N_t + B_{t+1} \quad (25)$$

이다.

한편 은행이 영업을 영위하기 위해서는 다음 조건이 만족되어야 한다.

$$E_t \beta^{1+i} A_{t,t+1+i} (R_{t+1+i}^k - R_{t+1+i}) \geq 0$$

완전(perfect) 금융시장 가정하에서 위 식은 등식으로 성립하나 은행이 차입 제약하에 있을 경우 위 식은 부등식으로 성립한다. 이는 은행이 자금의 무한 차입 및 운용을 통해 무

7) 균형조건식에서 이들 변수에 상응하는 소문자 $\lambda_{t,t+1}$, n_t^b 는 각 변수의 로그 선형 변환에 따른 변수이다.

한 이익을 추구할 수 있음을 의미한다. 이와 같은 경우를 배제하기 위하여 은행이 운용자산 중 일부($0 < \zeta < 1$)를 횡령할 가능성이 있다고 가정한다. 이는 은행의 최적화 문제가 다음과 같은 동기 제약(incentive compatability) 조건하에 놓임을 의미한다.

$$V_t \geq \zeta Q_t S_t$$

즉 예금자가 은행에 예금을 맡기기 위해서는 은행의 순가치가 횡령금액보다 높아야 함을 의미한다.

나. 기업 및 은행 금융가속 기제의 연결

Gertler, Karadi(2011)은 이와 같은 은행의 최적화 문제에서 앞서 제시한 은행의 최적화 조건이 유도됨을 보였다. 다만 본 연구에서는 Gertler, Karadi(2011)이 제시한 은행을 통한 금융가속 기제에 더해 기업을 통한 금융가속 기제를 도입함에 따라 은행의 최적화 문제가 아래와 같이 조정된다.

먼저 앞서 중간재 생산 기업의 구조식에서 제시된 것처럼 기업의 신용위험을 통해 작동하는 금융가속 기제를 포함하는 중간재 생산 기업의 최적화 문제는 Bernanke, Gertler(1989), Bernanke, Gertler, Gilchrist(1999) 등에서 정형화된 문제에서 유도한 조건식을 차용하고 있다. 다만, 식 (16)의 설명에서 언급한 것과 같이 Christensen, Dib(2008)의 경우 신용위험 프리미엄이 통화당국에 의해 결정되는 정책금리 r_t 에 더해지는 반면 여기서는 차입 제약하에 놓인 은행의 대출금리 r_t^k 에 더해진다. 이에 따라 은행의 기업에 대한 자금운용 수익률은 은행의 차입 제약으로 인해 예금금리보다 높게 형성되는 자산운용 수익률 R_t^k 에 기업의 신용위험 프리미엄 Δ_t 이 더해진 R_t^{k1} 이 된다. 이에 따라 순자산 동학식은 다음과 같이 주어진다.

$$N_{t+1} = R_{t+1}^{k1} Q_t S_t - R_{t+1} B_{t+1} = (R_{t+1}^k + \Delta_t) Q_t S_t - R_{t+1} B_{t+1} \quad (26)$$

식 (25)를 B_t 에 대해 정리하여 식 (26)에 대입하면 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$N_{t+1} = (R_{t+1}^k + \Delta_t - R_{t+1})Q_t S_t + R_{t+1}N_t$$

이를 다시 은행의 목적함수에 대입하면 다음과 같다.

$$V_t = \max_{S_{t+i}} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1-\theta)\theta^i \beta^{1+i} A_{t,t+1+i} [(R_{t+1+i}^k + \Delta_t - R_{t+1+i})Q_{t+i} S_{t+i} + R_{t+1+i}N_{t+i}]$$

앞서 제시한 은행의 최적화 조건식은 이와 같이 조정된 은행의 최적화 문제에서 유도된 것이다.

III. 모형 추정

통상적으로 DSGE 모형에서 계수 설정은 캘리브레이션과 베이지언 추정을 병행하여 이루어진다. 본 연구에서 모형 계수의 설정도 이와 같은 방식을 따른다. 본 연구의 목적은 앞서 설정된 모형을 활용하여 경기변동 요인을 분석하는 것이다. 단순한 형태의 뉴케인지언 DSGE 모형의 경우 경기변동 요인으로서는 수요, 비용 및 통화정책 충격이 설정된다. 본 연구에서는 이에 더해 은행 및 기업의 순자본 충격을 포함한다. 이에 따라 모형 추정에는 소비, 투자, 인플레이션, 단기 정책금리, 은행 순자본 및 기업 순자본의 6개 시계열 자료를 사용한다. 이는 모형에서 설정된 5개의 구조적 충격과 1개의 측정 오차⁸⁾에 상응하는 관찰 변수이다.

1. 추정 자료

먼저 소비와 투자는 한국은행 분기별 국민소득계정의 실질 계절조정 민간소비와 설비투자 자료를 사용한다. 인플레이션은 소비자물가지수의 전년동기대비 증가율을 사용한다. 단기 정책금리는 1일물 무담보 콜금리를 사용한다. 은행 및 기업의 순자본은 한국은행 자금순환표 내 금융자산부채 잔액표의 부채 항목에서 국내 일반은행과 민간기업의 주식 및

8) 경기변동이 소득과 투자 데이터의 합인 생산에 대해 정의됨에 따라 이에 상응하는 측정 오차의 도입이 필요하다.

출자지분 자료를 사용한다.⁹⁾

시계열 자료의 기간은 순자본 자료의 입수가 가능한 2002년 4/4분기에서 시작하여 2018년 2/4분기까지이다. 추세를 가지는 소비, 투자 및 은행과 기업의 순자본 자료의 경우 로그 변환한 값에 HP 필터로 추세를 제거한 값을 자료를 추정에 사용하였다. 콜금리 및 인플레이션은 연율 자료에서 한국은행의 목표 인플레이션¹⁰⁾을 차감한 후 이를 4로 나누어 분기자료로 전환하여 추정에 사용하였다.

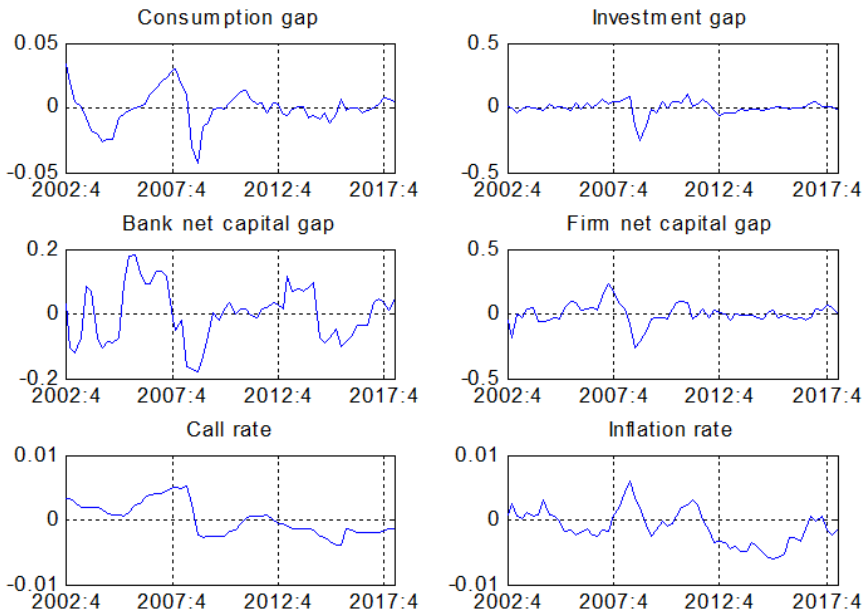
한편 금융가속 기제를 포함한 DSGE모형 추정에서 자금순환표 자료를 사용한 기존 연구 사례가 없다는 점에서 본 연구의 모형 추정에 자금순환표 상의 은행 및 기업의 주식 및 출자지분 자료 활용을 시도한 것은 특기할 만한 점이다. 기업 부문을 통한 금융가속 기제를 모형에 포함한 이준희(2011)나 김건홍(2012)의 경우 추정에 금융가속 기제 관련 데이터를 활용하지 않았으며 정용승(2010)의 경우 모수를 추정하지 않고 모두 캘리브레이션하거나 기존 연구에서 차용하였다. Gertler, Karadi(2011) 모형을 활용한 국내 연구인 김남종(2018)과 유병학, 조규환(2018)도 기존 연구의 모수 설정을 차용하여 분석하였다. 다만 배병호(2013)의 경우 금융가속 기제와 관련된 변수로서 금리 스프레드와 주기총액 증가율을 모형 추정에 활용하였다.

추정에 사용된 이들 자료는 <Figure 1>에 제시되어 있다. 소비, 투자 및 물가가 2008년 글로벌 금융위기 시 크게 하락하고 이에 대응하여 단기 정책금리도 크게 하락하는 모습은 일반적으로 잘 알려진 사실이다. 이에 더해 은행과 기업의 순자본도 위기 시 크게 하락하여 이들 변수가 위기 심화에 기여하거나 또는 위기의 영향을 받았을 가능성이 있음을 보여주고 있다.

9) 순자본 자료는 소비자물가지수로 실질화하였다.

10) 한국은행의 목표 인플레이션으로 2015년까지는 구간 중심치인 3%를, 2016년 이후로는 목표인플레이션인 2%를 사용하였다.

〈Figure 1〉 Data Used for the Estimation



2. 캘리브레이션 및 추정

모형의 계수는 DSGE 모형을 활용하는 기존 연구의 방식을 따라 캘리브레이션이 가능한 계수는 캘리브레이션으로 그 값을 먼저 설정하고 나머지 계수는 베이저언 방식으로 추정하였다. 캘리브레이션 결과는 〈Table 1〉에 제시하였다. 표에서 앞서 설명된 내생변수 이름에 밑줄 표시가 되어 있는 것은 동 변수의 균제상태 값을 의미하는 것이다. 계수에 대한 설명과 그 값의 설정방식은 표에 명시하였으나 몇 가지 계수에 대해서는 조금 더 설명이 필요할 것으로 생각된다.

〈Table 1〉 Parameter Calibrations

Parameters	Parameter Values	Parameter Explanations	Calibration Methods
β	0.9950	Time discount factor	$1/(1+\text{real interest rate}/4)$
α	0.3860	Capital coefficient of the production function	1-labor income share
θ	0.98	Bank survival rate	The value implies the expected lifetime of a bank is 50 years.
δ	0.0480	Depreciation rate	Fixed capital depreciation/Fixed capital
γ^f	0.9728	Firm survival rate	Recited from Christensen, Dib(2008)
ε	4.1670	Parameter that determines mark-up rate	Recited from Gertler, Karadi(2011)
$\bar{\phi}$	12.5		BIS capital ratio of 8%
$\bar{k}/\bar{n}^f$	1.92		Average of the data
$\bar{y}/\bar{k}$	0.26		Average of the data
$\bar{c}/\bar{y}$	0.60		Average of the data
$\bar{i}/\bar{y}$	0.40		$1 - \bar{c}/\bar{y}$
$\bar{n}^e/\bar{n}$	0.9980		Recited from Gertler, Karadi(2011)
$\bar{n}^n/\bar{n}$	0.0020		$1 - \bar{n}^e/\bar{n}$
$\bar{p}^m$	0.76		$1/\varepsilon$
$\bar{r}$	1.0050		$1/\beta$
$\bar{r}^k$	1.0053		Average of the data
$\bar{r}^{k1}$	1.0103		Average of the data
$\bar{\lambda}$	1		Computed with the equilibrium equations based on the above calibrated parameter values
$\bar{z}$	1.0206		
$\bar{x}$	1.0206		
$\bar{\nu}$	0.0052		
$\bar{\eta}$	4.1984		
$\bar{\zeta}$	0.3411		
$\bar{i}/\bar{k}$	0.1040		

Note: The variable with bar denotes the steady state value of the variable.

먼저 시간할인인자 값을 계산하기 위한 실질이자율은 DSGE 모형에서 통상적으로 사용되는 값인 2%로 설정하였다. 은행 생존률은 Gertler, Karadi(2011)의 경우 0.972로 설정하였으나 한국 경제에서 은행의 기대 생존기간이 기업보다 긴 것이 일반적 인식이므로 이를 0.98로 설정하였다. 은행의 레버리지도 Gertler, Karadi(2011)의 경우 은행과 기업의 대체적 평균치인 4를 사용하였으나 여기서는 은행의 BIS 자기자본비율에 상응하는 레버리지 값을 사용하였다. $\bar{r}^k$ 는 콜금리와 예금금리의 차이를 $\bar{r}$ 에 더해 설정하였으며 $\bar{r}^{k1}$ 은 $\bar{r}^k$ 에 예대금리차를 더해 설정하였다.

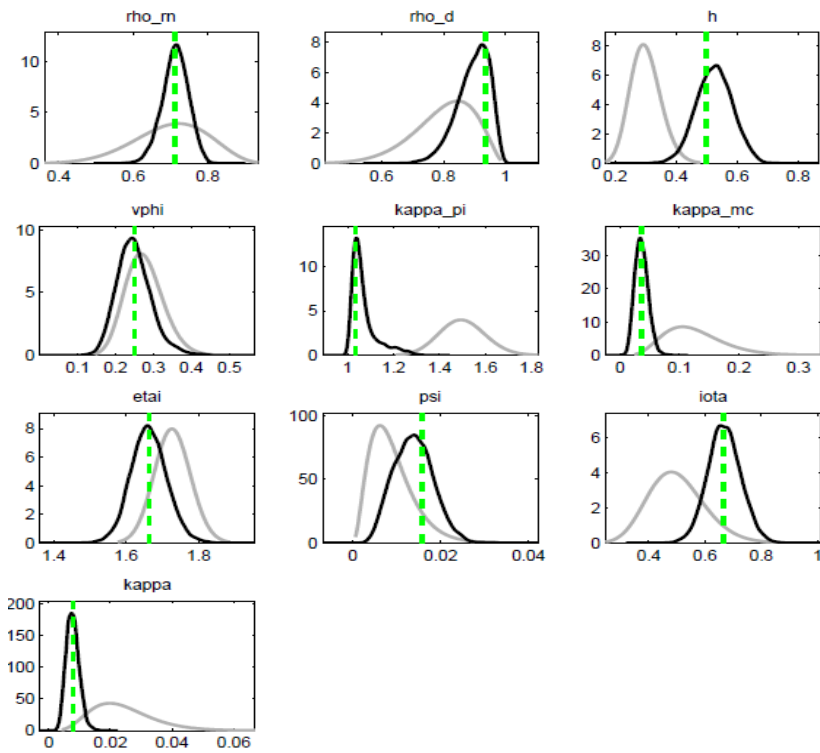
캘리브레이션으로 그 값을 설정한 계수 이외에 나머지 계수들은 베이지언 방식으로 추정하였다. 베이지언 방식으로 추정한 계수들의 사전분포의 설정과 추정결과는 <Table 2>와 <Figure 2>에 제시하였다. 기존 연구 결과 등을 참고하여 설정된 사전분포가 추정 데이터의 정보를 반영하여 어떻게 사후분포를 구성하게 되었는지는 <Figure 2>에 잘 나타나 있다. 또 사후분포의 형태를 볼 때 추정에 사용된 데이터가 계수 추정에 의미 있는 정보를 제공한 것으로 보인다. 모형에서 추정된 계수의 값은 사후분포의 평균값으로 설정된다.

<Table 2> Bayesian Estimation Results of the Parameters

Parameters	Parameter explanation	Prior distribution	Posterior distribution	
			Mean	95% confidence interval
ρ^r	Policy interest rate persistence coefficient	beta(0.7, 0.1)	0.7127	[0.6561, 0.7701]
ρ^d	Consumption shock persistence coefficient	beta(0.8, 0.1)	0.8944	[0.8179, 0.9784]
h	Habit formation coefficient	gamma(0.3, 0.05)	0.5247	[0.4323, 0.6252]
φ	Labor income elasticity coefficient	gamma(0.276, 0.05)	0.2485	[0.1751, 0.3187]
κ_π	Taylor rule inflation coefficient	gamma(1.5, 0.1)	1.0704	[1.005, 1.1547]
κ_{mc}	Taylor rule marginal cost coefficient	gamma(0.125, 0.05)	0.036	[0.0176, 0.0534]
η^i	Investment adjustment coefficient	gamma(1.728, 0.05)	1.6624	[1.584, 1.7435]
ψ	Risk premium sensitivity coefficient	gamma(0.009, 0.005)	0.0138	[0.0064, 0.0206]

	of the firm			
ι	Inflation indexation coefficient	gamma(0.5, 0.1)	0.6678	[0.5762, 0.7682]
κ	Marginal cost coefficient of the NKPC	gamma(0.024, 0.01)	0.0078	[0.0043, 0.011]

〈Figure 2〉 Prior and Posterior Distributions of the Parameters
Estimated by Bayesian Method



Note: Gray solid lines denote prior distributions and black solid lines denote posterior distributions.

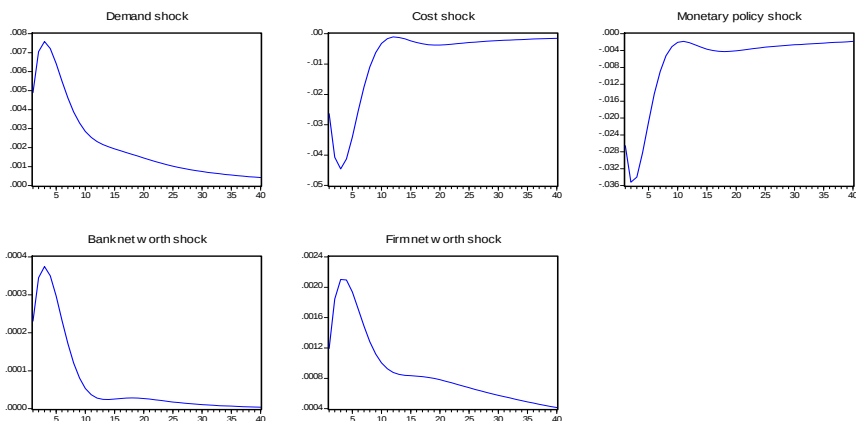
IV. 경기변동 요인 분석

1. 모형 검토

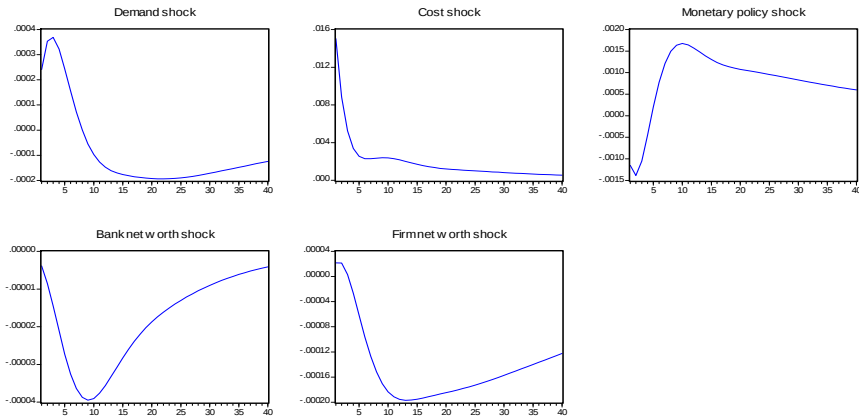
시계열 거시경제 모형의 성격은 예를 들어 VAR 모형에서와 같이 충격반응함수 (impulse response function(IRF))를 살펴봄으로써 알 수 있다. 관찰 변수와 비관찰 변수로 이루어진 DSGE 모형의 경우도 IRF로 모형의 성격을 파악할 수 있다. 본 연구에서 추정한 모형에서 생산과 인플레이션의 5개 경제 충격에 대한 IRF를 <Figure 3>과 <Figure 4>에 제시하였다. 충격은 모두 0.01 크기의 양(+)의 방향 충격으로 하였다. 이에 따라 수요충격은 생산 증가와 물가 상승으로 나타난다. 비용충격은 생산 감소와 물가 상승으로 나타난다. 금리 상승의 통화정책 충격은 생산 감소와 물가 하락으로 나타난다.

기존 모형에 포함되는 이들 경제적 충격 외에 본 연구에서 고려되는 은행 및 기업의 순 자본 충격은 생산 증가와 물가 하락으로 나타난다. 이와 같은 생산 및 물가의 반응은 기본적으로 순자본 충격이 부(-)의 비용충격과 유사한 성격을 가지는 것으로 해석할 수 있다.

<Figure 3> The Impulse Response Functions of the Output Gap

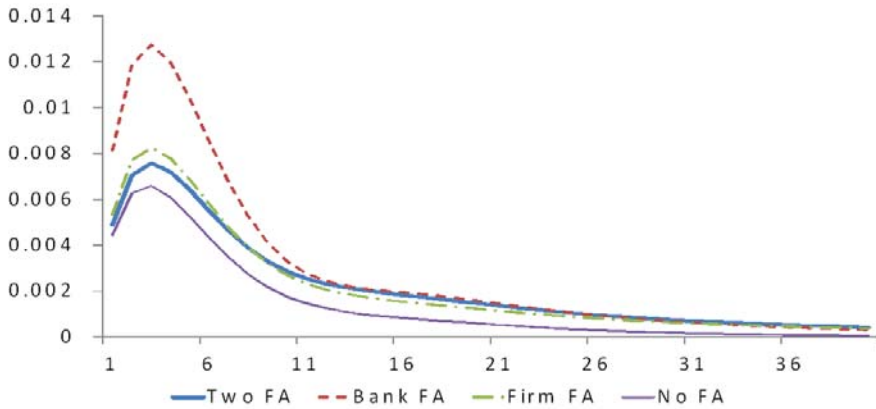


〈Figure 4〉 The Impulse Response Functions of the Inflation



충격반응 함수를 통해 본 연구에서 구축한 금융가속 기제의 성격을 파악해 볼 수도 있다. 〈Figure 5〉는 은행과 기업을 통한 금융가속 기제가 모두 모형에 도입된 경우와 각각의 금융가속 기제를 하나씩 제거한 경우, 그리고 두 금융가속 기제를 모두 제거한 경우 생산의 수요충격에 대한 충격반응 함수를 보여주고 있다. 앞서 추정된 모수를 그대로 사용할 경우 Bernanke, Gertler, Gilchrist(1999) 형태의 기업을 통한 금융가속 기제를 제거하고 은행을 통한 금융가속 기제만을 모형에 남겨두는 점선의 경우가 금융가속 효과가 가장 크게 나타난다. 이와 같은 모습은 여기서 그림으로 제시하지는 않았으나 수요충격뿐만 아니라 비용충격과 통화정책 충격에서도 동일하게 나타난다.

〈Figure 5〉 The Impulse Response Functions of the Output Gap to the Demand Shock Depending on the Financial Acceleration Mechanism Settings



흥미로운 점은 기업 및 은행을 통한 두 가지 형태의 금융가속 기제가 모두 도입되는 경우는 실선의 경우 금융가속 효과가 증폭되지 않고 반대로 줄어드는 것으로 나타난다는 것이다. 이는 예를 들어 양의 수요 충격이 발생하는 경우 기업의 재무상태가 개선되어 신용위험 프리미엄이 낮아지면 은행의 수익성은 저하되어 기업 부문을 통한 금융가속 기제 효과가 은행부문을 통한 금융가속 기제 효과에 의해 상쇄되는 부분일 발생하기 때문이다. 이와 같은 모형 내 효과의 실재 여부를 실증적으로 확인하기는 쉽지 않다. 금융가속 기제는 특정 변수의 효과가 아니라 모형 설정 방식의 문제이기 때문이다. 어떤 형태의 금융가속 기제가 실제 데이터 생산 과정(data generating process)으로서 적절한지는 보다 정치한 방식의 모형 설정(model specification) 검증 절차를 필요로 한다.¹¹⁾ 본 연구에서는 두 가지 형태의 금융가속 기제를 모두 도입한 모형에서 순자본 충격이 경기변동에 기여하는 정도를 측정함으로써 어떤 형태의 금융가속 기제가 더 큰 역할을 하는지를 간접적이지만 직관적인 방식으로 가늠해 보고자 한다.

11) 예를 들어 모형의 한계 우도(marginal likelihood)를 비교하여 모형 사이에 인접성(neighborhood)이 없어도 모형 설정 검증이 가능한 베이지 팩터(Bayes factor)의 활용 등을 생각해 볼 수 있을 것이다.

2. 경기 변동 요인 분석

본 절에서는 앞서 설정된 모형을 바탕으로 2003년 4/4분기에서 2018년 2/4분기 동안에 대해 추정된 경제적 충격과 동 경제적 충격이 생산에 기여한 정도를 제시한다. 먼저 동 기간에 대해 추정된 경제적 충격은 <Figure 6>에 제시하였다. 비관찰 변수인 경제적 충격은 설정된 모형을 바탕으로 상태공간(state-space) 모형에 대해 칼만 필터링을 적용하여 추정된다. 이 때 2002년 4/4분기에서 2003년 3/4분기 값은 초기 조건으로 활용되어 추정 기간에서 제외한다.

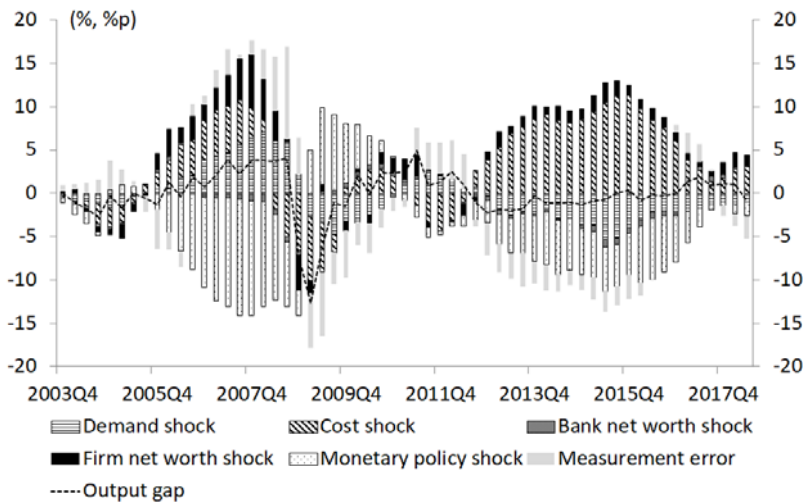
먼저 수요 충격은 글로벌 금융위기 기간인 2008년에 주요한 경기 침체 요인으로 작용하였음을 확인할 수 있다. 비용 충격도 글로벌 금융위기 초반에는 경기 침체 요인으로 작용하였으나 이후 낮은 물가수준이 지속되면서 경기침체를 완화하는 방향으로 작용한 것으로 추정된다. 통화정책 충격은 글로벌 금융위기 직전 물가 상승에 대응하여 긴축적으로 운영되다가 글로벌 금융위기를 맞아 큰 폭의 금리 인하를 통해 경기 침체에 대응한 모습을 확인할 수 있다. 그러나 2012년 이후로는 통화정책 충격이 다소 긴축적인 모습이었던 것으로 나타나는데 이는 모형에서 통화정책 방정식이 단순한 형태의 테일러 준칙 형태로 설정된 데 기인하는 것으로 판단된다. 즉 당시의 기준금리가 과거 수준과 비교하면 매우 낮게 유지된 것은 사실이나 테일러 준칙의 기준으로 보면 부(-)의 생산 갭과 인플레이션 갭을 감안하면 당시의 통화정책을 긴축적으로 평가하게 되는 것이다. 은행 및 기업의 순자본 충격은 경기와 다소 무관한 형태를 보이고 있다. 다만 기업 순자본 충격의 경우 글로벌 금융위기 직후인 2008년에 상당 기간 부(-)의 값을 나타낸 것으로 분석되었다.

〈Figure 6〉 Estimated Structural Shocks



이와 같은 경제적 충격이 생산 갭 변동에 기여한 정도는 역사적 분산분해를 통해 확인할 수 있다. 같은 기간 생산 갭 변동에 대한 역사적 분산분해 결과는 검은 선으로 표시된 생산 갭 추이와 함께 〈Figure 7〉에 제시하였다.

〈Figure 7〉 Historical Variance Decomposition of the Output Gap



먼저 전통적 경기 변동 요인인 수요, 비용 및 통화정책 충격의 경기 변동 기여도를 살펴 보면 일반적인 직관과 크게 어긋나지 않는 결과를 얻은 것으로 보인다. 수평선 패턴 막대로 표시된 수요 충격은 글로벌 금융위기 이전 경기 상승 요인으로 작용하였으나 글로벌 금융위기 이후 경기 둔화 요인이 되었고 2012년 이후 횡보하는 경기 추세에서 지속적으로 경기 후퇴 요인으로 작용하고 있다. 빗금 패턴 막대로 표시된 비용 충격은 글로벌 금융위기 이전 수요 충격과 같은 방향으로 작용하면서 경기 상승에 힘을 더하였으나 글로벌 금융위기 직후에는 경기 둔화 요인으로 작용하였다. 다만 2012년 이후에는 원유가격 하락 등에 힘입어 비용 충격이 경기에 긍정적 요소로 작용하면서 부(-)의 수요충격 효과를 상쇄하는 역할을 하였다. 닳트 패턴 막대로 표시된 통화정책 충격은 글로벌 금융위기 이전 5%대에 이르는 물가 상승과 부동산 시장 과열 등을 감안하여 경기 과열을 억제하는 역할을 하였으며 위기 직후에는 급격한 경기 침체를 막기 위해 큰 폭의 완화적 기조를 유지한 것으로 분석되었다. 2012년 이후에는 앞서 추정된 통화정책 충격에서도 언급한 것과 같이 횡보하는 모습을 보인 경기에 통화정책이 부(-)의 충격으로 작용한 것으로 분석되었다. 이는 부동산 가격 상승 등으로 가계부채가 급증하면서 금융안정을 감안하여 금리가 물가 및 경기만을 고려하였을 때보다 높게 유지되었을 가능성을 시사한다.

다음으로 본 연구에서 경기 변동 요인으로서 분석의 주요 관심 대상인 은행 및 기업 순자본 충격의 기여도를 보면 전통적 경기 변동 요인에 비해 그 기여도가 크지 않은 것으로 나타났다. 그 중에서도 진한 회색 막대로 표시된 은행 순자본 충격의 경기 변동에 대한 기여는 분석 대상 전 기간에 걸쳐 크게 의미 있는 수치를 나타내지 못하였다. 그러나 검은 색 막대로 표시된 기업 순자본 충격은 글로벌 금융위기 직후를 제외하고는 분석 대상 전 기간에 걸쳐 상당한 수준으로 경기에 긍정적 요인으로 작용한 것으로 분석되었다. 이는 2000년대 이후 기업들이 자기자본 확충을 통해 재무 상태를 개선하고 이에 따라 자본조달 비용이 낮아진 데 기인하는 것으로 생각된다. 또 2008년 글로벌 금융위기 직후 급격한 생산 갭 감소에는 기업 순자본 충격의 영향이 수요충격보다 더 컸던 것으로 나타나 경제 위기 시 기업을 통한 금융가속 기제의 역할이 중요한 역할을 하였을 가능성을 보여주고 있다.

V. 분석 결과 요약 및 시사점

본 연구는 은행과 기업 두 가지 경로의 금융가속 기제를 포함하는 모형을 구축하고 이를 활용하여 은행 및 기업의 순자본 충격이 경기 변동에 기여하는 정도를 추정해 보았다. 순자본 충격의 식별을 위해 본 연구에서는 기존 경기 변동 요인 분석 연구에서 활용되지 않았던 자금순환표의 은행 및 기업 순자본 자료의 활용을 시도하였다. 글로벌 금융위기 이후 금융경로를 통해 경기 변동이 증폭될 수 있다는 점에 대해서는 어느 정도 공감하면서도 정책 분석에 활용되는 거시경제 모형에 어떤 형태로든 금융가속 기제를 포함하는 작업은 활발하지 못하다. 이는 금융가속 기제를 포함하는 경우 발생하는 모형의 복잡성에 비해 경제 예측이나 경기 변동 원인 분석 측면에서 큰 실익을 기대하기 어렵다는 데 기인하는 것으로 생각된다. 이에 본 연구는 직접적으로 관찰하기 어려운 금융가속 기제가 발생시키는 경기 증폭 효과를 순자본 충격을 통해 간접적으로 추정함으로써 금융가속 기제의 모형화 필요성에 대해 평가해 보고자 하였다.

본 연구의 모형에서 은행 및 기업 순자본 충격이 경기 변동에 영향을 미치는 경로는 가산금리이다. 모형에서 은행은 자기자본이 감소하면 레버리지가 높아져 차입 규모에 제약을 받게 되고 이는 기업 대출 금리를 상승시켜 경기에 부정적인 영향을 미치게 된다. 기업의 경우도 유사하게 자기자본이 감소하면 레버리지가 높아져 신용위험 가산금리 상승을 통해 경기에 부정적인 영향을 미치게 된다. 금융가속 기제에서 은행과 기업의 자기자본은 다른 경제적 충격이 증폭되는 경로이다. 예를 들어 정(+)의 수요 충격은 이윤 증가를 통해 기업의 순자산을 증가시켜 레버리지를 낮추고 이는 신용위험 가산금리를 하락시켜 기업의 자금조달 비용을 낮춤으로써 생산을 더욱 증가시킨다. 문제는 이와 같은 금융가속 기제의 효과를 주어진 과거 데이터만으로 식별해 내기가 쉽지 않다는 것이다. 본 연구는 이에 따라 순자본 자료를 바탕으로 순자본 충격을 식별해 내고 동 충격의 효과를 측정해 봄으로써 DSGE 모형에서 어떤 형태의 금융가속 기제 도입이 바람직한 것인가에 대해 간접적으로나마 그 답을 제시할 수 있을 것으로 생각하였다.

분석 결과, 은행 순자본 충격이 경기 변동에 미친 영향은 미미한 것으로 나타난 반면 기업 순자본 충격은 경기 변동에 유의하게 기여한 것으로 나타났다. 2000년대 이후 기업의

순자본 충격은 글로벌 금융위기 기간을 제외하고는 생산 갭 증가에 긍정적 기여를 한 것으로 분석되었다. 이는 1997년 외환위기 이후 기업들이 자본 확충 등을 통해 재무구조를 개선함으로써 자금조달 여건이 개선되어 온 한국 경제의 상황에 대체로 부합하는 결과로 생각된다. 또 글로벌 금융위기 기간에는 수요 충격과 함께 생산 갭이 크게 감소하는 요인으로 작용한 것으로 나타나 기업 순자본 충격이 경기변동에 미치는 효과가 직관적 인식에 대체로 부합하는 모습을 보였다.

글로벌 금융위기 이후 금융의 역할이 은행의 행태를 포함하여 모형 내에서 명시적으로 작동하도록 DSGE 거시경제 모형을 발전시키려는 노력이 활발히 진행되어 왔다. 기업부문을 통한 기존의 금융가속 기제 모형은 차입자와 대여자간 금융 거래를 포함하기는 하였으나 금융부문이 명시적으로 포함되지는 못하였다. 글로벌 금융위기 이후 은행을 명시적으로 포함하는 모형이 제시되었고 나아가 Gertler, Karadi(2011)는 은행을 통한 금융가속 기제의 작동 가능성을 제시하였다. 본 연구는 이와 같은 연구를 종합하여 두 종류의 금융가속 기제가 한 모형에서 작동할 때 어떤 경로가 유효하게 작동하는지를 살펴보았다. 본 연구의 분석 결과를 바탕으로 하면 은행 경로를 통한 금융가속 기제보다는 기업 경로를 통한 금융가속 기제를 모형에 도입하는 것이 모형의 데이터 설명력을 높이는 데 더 유용할 것으로 생각된다.

참고문헌

- 김건홍 (2012), “한국의 경기변동에서 금융부문의 역할”, **한국경제학보**, 제19권 제1호, pp. 177-212.
- (Translated in English) Kim, K. (2012). “The Role of Financial Factors in Korean Business Cycle”, *The Korean Journal of Economics*, 19(1):177-212.
- 김남중 (2018), **예대율 규제의 거시건전성 효과와 시사점: 대출의 경기순응성 완화효과에 대한 분석을 중심으로**, KIF 연구보고서, 2018-05, 금융연구원.
- (Translated in English) Kim, N. (2018). *The Macroprudential Effect of Deposit and Loan Rate Regulation and its Moral: Focused on Relieving the Pro-cyclicality of the Loan*, KIF Research Report, 2018-05, Korea Institute of Finance.
- 배병호 (2013), **거시금융연계 DSGE 모형을 이용한 경기변동 요인 및 통화정책효과 분석**, BOK 경제연구, 2013-30, 한국은행.
- (Translated in English) Bae, B. (2013). *The Analysis of the Determinants of Business Cycle and the Effect of Monetary Policy Using the Macroeconomic DSGE Model with Financial Sector*, BOK Economic Research, 2013-30, the Bank of Korea.
- 문외솔·이윤수 (2012), “금융시장 마찰과 NOEM 모형을 이용한 우리나라의 경기변동 분석”, **국제경제연구**, 제18권 제1호, pp. 51-88.
- (Translated in English) Moon, W., and Y., Lee (2012). “An Analysis of Korean Business Cycles Using a New Open Economy Macroeconomics (NOEM) Model with Financial Frictions”, *International Economics Research*, 18(1):51-88.
- 유병학·조규환 (2018), “경기대응완충자본규제와 통화신용정책”, **한국개발연구**, 제34권 제4호, pp. 69-90.

(Translated in English) Yoo, B.-, and K., Cho (2018). “The Countercyclical Capital Buffer and Monetary Policy”, *Korea Development Research*, 34(4):69-90.

이준희 (2011), “담보 차입 제약 금융가속기가 부가된 명목가격 경직성 모형을 이용한 우리나라의 경기변동 분석”, *경제학연구*, 제59권 제3호, pp. 187-216.

(Translated in English) Lee, J. (2011). “An Analysis of Korean Business Cycles with a DSGE Model with Collateral Constraints”, *Economic Research*, 59(3):187-216.

정용승 (2010), “불완전한 금융시장이 고려된 DSGE모형하에서의 통화정책에 대한 연구”, *금융연구*, 제24권 제4호, pp. 119-154.

(Translated in English) Jung, Y. (2010). “A Simple, Implementable, and Optimal Monetary Policy in a DSGE Model with Incomplete Financial Markets”, *Journal of Money and Finance*, 24(4): 119-154.

Adrian, T., and H., Shin (2008). *Liquidity and Leverage*, Staff Reports 328, Federal Reserve Bank of New York.

Ahuja, A., S., Piamchol, P. Pongpaichet, T. Ruenbanterng, and S. Tanboon (2010). *Impacts of Financial Factors on Emerging Market Business Cycle Fluctuations*, Technical Report, Bank of Thailand.

Bernanke, Ben, and M., Gertler (1989). “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations”, *American Economic Review*, 79(1): 14-31.

Bernanke, Ben, M., Gertler, and S., Gilchrist (1999). *The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework*, In J. B. Taylor and M. Woodford(Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 1(21): 1341-1393.

Carlstrom, C. T., T. S. Fuerst, and M., Paustian (2009). *Optimal Monetary Policy in a Model with Agency Costs*, Working papers.

- Christensen, Ian and A., Dib (2008). "The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model", *Review of Economic Dynamics, Elsevier for the Society for Economic Dynamics*, 11(1): 155-178.
- Christiano, L., R., Motto, and M., Rostagno (2009). *Financial Factors in Economic Fluctuations*, Working paper.
- Demirel, U., (2009). "Optimal Monetary Policy in a Financially Fragile Economy", *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 9(1).
- Fiore, F., and O., Tristani (2009). *Optimal Monetary Policy in a Model of the Credit Channel*, Working Paper Series 1043, European Central Bank.
- Gertler, Mark and P., Karadi (2011). "A Model of Unconventional Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 58(3): 17-34.
- Gilchrist, S., A., Ortiz, and E., Zakrajsek (2009). *Credit Risk and the Macroeconomy: Evidence from an Estimated DSGE Model*, Working papers.

Appendices

각 경제주체별 최적화 문제

1. 가계: 가계는 주어진 예산 제약하에 소비와 노동 공급의 선택을 통해 효용을 극대화한다.

$$\max_{c_{t+i}, b_{t+i}, l_{t+i}} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[e^{d_{t+i}} (\ln c_{t+i} - h \ln c_{t+i-1}) - \chi \frac{l_{t+i}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right]$$

s.t.

$$c_t = w_t l_t + \Pi_t + \tau_t + r_t b_t - b_{t+1}$$

2. 자본재 생산 기업: 자본재 생산 기업은 소비재를 자본재로 일대일 전환하는 기술로 자본재를 생산한다. 이 때 자본재 조정비용을 지급하게 되며 본 연구에서 자본재 조정비용의 형태는 Gertler, Karadi(2011)를 따랐다.

$$\max_{i_{t+\tau}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau+1} \Lambda_{t,t+1+\tau} \left[(q_{t+\tau} - 1) i_{t+\tau} - \frac{\eta^i}{2} \left(\frac{i_{t+\tau}}{i_{t-1+\tau}} - 1 \right)^2 i_{t-1+\tau} \right]$$

3. 중간재 생산 기업: 중간재 생산 기업은 생산함수 제약하에서 생산 이윤과 자본 이익을 극대화한다.

$$\max_{k_t, l_t} p_t^m y_t + q_t (1 - \delta) k_t - w_t l_t - r_t^{k1} (q_{t-1} k_t - n_{t-1}^f)$$

s.t.

$$y_t = k_t^\alpha l_t^{1-\alpha}$$

4. 소매업자: 독점적 경쟁 시장에서 차별적 재화를 공급하는 소매업자는 가격 조정 기회가 $1 - \nu$ 의 확률로 주어질 때 가격 조정기회가 주어질 경우 향후 이윤을 극대화하는 가격을 선택한다.

$$\max_{p_t^*} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \nu^i \beta^i \Lambda_{t,t+i} \left[\frac{p_t^*}{p_{t+i}} \prod_{k=1}^i (1 + \pi_{t+k-1})^{\epsilon} - p_t^m \right] y_{t+i}(j)$$

Abstract

This study constructs the model that has two types of financial accelerator mechanism. The one suggested by Bernanke, Gertler, Gilchrist(1999) works through the firm and the other suggested by Gertler, Karadi(2011) works through the bank. The effects of net worth shocks of the firm and the bank on the business cycle in the Korean economy for the period of 2003-2018 is investigated with the model. Net worth shocks are estimated with the equity share data of the money flow table announced by the Bank of Korea. The firm's net worth shock shows the significant effect on the business cycle while the effect of the bank net worth shock is negligible. This implies that the financial acceleration mechanism of the firm is more essential than that of the bank when the empirical DSGE model is specified in the Korean economy.

※ Key words: Financial Accelerator Mechanism, DSGE, Business Cycle

연금저축상품 성과 분석: 수익률 및 수수료를 중심으로

The Performance Analysis of Individual Pension Products: Focusing on Investment Returns and Fees

이 경 화*·김 세 중**

Kyonghee Lee·Sejoong Kim

이 연구에서는 금융감독원이 공시하는 정보를 활용하여 연금저축상품의 성과를 분석하였다. 2018년 상반기 기준 판매 후 12~17년이 경과된 상품($n=221$)에 대한 장기수익률을 분석한 결과, 명목수익률 평균은 3.63%로 나타났는데, 이는 1년 만기 정기예금금리와 소비자물가상승률 대비 0.30%p, 1.35%p 높은 수치이다. 상품 특성이 유사한 연금저축보험상품($n=177$)에 국한하여 수수료와 수익률 사이의 회귀분석을 실시한 결과, 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 이는 수수료율에 대한 정보가 소비자에게 매우 중요하다는 것을 의미한다. 연금저축상품의 성과를 개선하기 위해 감독당국은 데이터에 대한 정확성을 높이고, 실제 성과 중심으로 공시 정보를 변경하는 등 의사결정자의 판단에 유의한 정보를 제공하기 위해 노력할 필요가 있다. 또한 독일과 스웨덴의 사례와 같이 소비자가 이해하기 쉽도록 수익률 및 수수료 정보를 전달하고 적극적인 상품변경을 유도하는 방안에 대한 고려도 필요할 것으로 보인다.

국문 색인어: 개인연금저축, 수익률, 수수료, 공시

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051601, B051609

* 상명대학교 글로벌금융경영학과 부교수(khlee@smu.ac.kr), 제1저자

** 보험연구원 연구위원(sjkim@kiri.or.kr), 교신저자

논문 투고일: 2019. 03. 21, 논문 최종 수정일: 2019. 07. 08, 논문 게재 확정일: 2019. 08. 19

I. 서론

우리나라의 세제적격 개인연금제도(개인연금저축상품)는 퇴직연금제도(2005.12)보다 10년 이상 앞선 1994년 6월 도입되었다. 가입자격에 특별한 제한이 없고, 세제혜택을 부여하기 때문에 상당한 규모로 성장하였다. 2017년 말 기준 가입자 규모는 227만명에 달하고, 이들이 연간 저축한 납입금액은 5조 7천억원이며, 정부가 납입금액에 대해 세액공제 방식으로 부여한 세제혜택 규모는 7천 2백억원 수준이다(국세청, 2018). 2017년 말 기준 적립금 규모(128조원)는 국민연금의 20.6%, 퇴직연금의 76.2%에 달한다.

우리나라 3층보장체계 내에서 개인연금제도가 차지하는 비중이 결코 적지 않음에도 불구하고, 노후저축수단으로서 실제 성과에 대한 분석은 매우 미흡하다. 이는 분석에 필요한 데이터가 체계적으로 집적되어 외부에 공표되지 않기 때문이다. 연구자가 활용할 수 있는 데이터는 금융감독원의 연금저축 통합공시¹⁾가 유일하다. 그러나, 통합공시 데이터는 금융감독원의 관리 감독하에 생성된 것이 아니라 개별 금융회사가 자신이 속한 업권의 협회²⁾ 사이트에 게시한 자료이다. 따라서 데이터 품질 관리가 이루어지지 않아 상당수 자료가 부정확하고, 아예 해당 자료가 없는 경우도 존재한다.

연금저축을 둘러싼 이해관계자가 많고, 사회적 관심도 높기 때문에 이런 수요를 충족시키기 위해 금융감독원은 비정기적으로 수익률이나 시장 규모 등에 대한 자료를 발표한다(금융감독원, 2012.10., 2017.4.27., 2017.7.24., 2018.7.27.). 최근 개인연금저축상품의 수익률이 대체 금융상품에 비해 지나치게 낮다는 비판이 제기됨에 따라 2001년에 판매된 상품에 대해 일정 가정하에 내부수익률(IRR)을 산출하고, 경쟁상품인 예금은행 적금 및 저축은행 적금과 비교하였다(금융감독원, 2018.7.27.). 세액공제 효과를 고려하기 전에는 은행신탁상품의 수익률이 경쟁상품인 예금은행 적금과 저축은행 적금보다 낮았으며, 절세 효과를 감안하더라도 일부 상품은 저축은행의 적금 수익률보다 낮은 수익률을 시현한 것으로 나타났다.

1) <http://fine.fss.or.kr/main/saving/gongsi/pension.jsp>

2) 은행연합회에서는 은행의 공시 내용만 조회할 수 있고, 금융투자협회에서는 자산운용사(증권사)의 공시 내용만 조회할 수 있다. 마찬가지로 생명보험협회와 손해보험협회에서는 각각 생명보험사, 손해보험사의 공시 내용만 조회 가능하다.

가용 데이터가 제한되어 있어 개인연금저축상품의 투자성과에 대한 실증연구는 찾기 어렵다. 이런 제약조건하에서 본 연구에서는 연금저축상품의 투자수익률과 수수료 사이의 관계를 분석하고자 한다. 그런데, 연금저축상품은 금융업권 간 수수료 부과 방식과 수준이 달라서 수수료가 수익률에 미치는 영향을 동일 기준으로 파악하기 어렵다. 이에 본 논문에서는 2018년 상반기 기준 업권 간 수익률과 수수료를 살펴보고, 상품 특성이 유사하여 동일 기준으로 수익률 비교가 가능한 연금보험상품($n=177$)에 국한하여 수수료가 수익률에 미친 영향을 회귀분석한다. 여러 가지 제약이 존재하지만 개인연금저축상품에 대해 수수료가 수익률에 미친 영향을 회귀분석하는 것이 시장참여자에게 유용한 정보를 제공한다는 측면에서 의미 있는 작업이라고 본다. 아울러 우리가 벤치마킹할 수 있는 해외사례 분석을 통해 관리 감독 방안을 제시한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 선행연구를 개관하고, III장에서는 2018년 6월 기준 금융감독원 연금저축 통합공시 자료를 통해 상품(업권)별 수익률과 수수료 수준에 대해 살펴본다. 아울러 동일 기준으로 수익률과 수수료를 비교할 수 있는 연금저축보험에 한해 장기(12-17년) 누적 수수료가 수익률에 미친 영향에 대해 회귀분석을 실시한다. IV장에서는 해외 사례 분석을 통해 개인연금상품의 성과를 개선하기 위한 방안을 강구한다. V장에서는 본 연구의 분석결과를 요약하고 한계점 및 향후 연구과제를 제시한다.

II. 선행연구

개인연금제도, 상품 또는 개인연금가입자의 투자성과를 비용(수수료)과 연계한 실증 연구는 많지 않다. 투자성과에 대한 연구는 주로 퇴직연금제도에 대한 연구(Munnell et al., 2015; Sy, 2008; Pool et al., 2016) 중심이며, 이들 연구에서는 연기금(pension fund)에 대한 투자성과 또는 가입자 개인에 대한 투자성과를 분석하였다.

Sy(2008)는 호주건전성감독청(APRA)에서 조사한 퇴직연금제도(superannuation) 지배구조 자료를 활용하여 연기금 유형 사이의 성과 차이를 분석하였다. 호주의 연기금은 비영리 연기금인 산업형(industry fund), 회사형(corporate fund), 공적(public fund)

방식과 영리 연기금인 소매형(retail fund)으로 구분된다. 영리 연기금 수익률이 비영리 연기금보다 연평균 2%p 낮은 것으로 나타났는데, 연구자는 그 주된 이유를 지배구조(의사 결정 방식)의 차이로 설명하였다. 영리 연기금의 수탁이사회(trustee board)는 계열금융 회사 내부 경영진으로 구성되기 때문에 가입자 이익을 적극 대변하려는 유인이 적고, 자신이 속한 금융회사의 주주 이익을 대변하려는 유인이 존재한다는 것이다. Coleman et al.(2006)은 호주 퇴직연금제도에 내재하는 대리인 비용이 연기금 성과에 미치는 영향을 파악하였다. 225개 연기금의 1995년 6월부터 2002년 6월까지 분기 자료를 사용하여 분석한 결과, 영리 연기금의 수익률이 비영리 연기금보다 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 연구진은 영리 연기금의 마케팅 비용, 판매채널 수당, 감독당국에게 보고되지 않는 숨은 비용 등을 원인으로 보았다.

Munnell et al.(2015)는 1990~2012년 미국의 퇴직연금제도에 대한 수익률을 확정급여형(DB: Defined Benefit)과 확정기여형(DC: Defined Contribution)으로 구분하여 비교하였다. 동 기간 연평균 기하평균 수익률은 DC제도가 DB제도보다 0.7%p(적립금 가중평균 안함), 0.9%p(적립금 가중평균 함) 낮은 것으로 나타났다. 사업체 규모, 적립금규모, 주식비중, 노조유무 등에 대해 통제한 후 회귀분석한 결과에서도 DC제도 수익률이 DB제도 수익률보다 통계적으로 유의하게 낮게 나타났다. 저자들은 DC가입자가 부담하는 펀드 관련 수수료로 인해 수익률이 낮아진 것으로 보았다. 2000~2012년 연평균 기하평균 수익률은 DB(4.7%), DC(3.1%), IRA(2.2%) 순으로 나타났다. IRA 수익률이 현저하게 낮은 이유는 안전자산 위주의 자산배분³⁾과 높은 수수료 때문으로 알려졌다.

Pool et al.(2016)은 미국의 확정기여형 퇴직연금제도인 401(k)를 대상으로 수탁자 편애(trustee favoritism)가 존재하고, 이로 인해 가입자 수익률이 낮아짐을 보였다. 미국에서 수탁자는 종업원퇴직소득보장법(Employee Retirement Income Security Act of 1974)상 가입자 이익을 위해 행동할 책무가 있다. 따라서, 영리를 목적으로 한 뮤추얼펀드 회사(예: Fidelity, Vanguard 등)가 수탁자가 될 경우에는 수탁자로서 가입자 이익을 위해 행동해야 하는 책무와 퇴직연금사업자로서 자신의 이익을 극대화해야 하는 경제적 유인 사이에 이해상충 문제가 발생한다고 보았고 이를 검증하였다. 실증분석 결과, 성과가

3) MMF 투자 비중은 IRA 가입자는 11%에 달하는데 비해 DC가입자는 4% 수준이다.

저조할 경우 수탁자의 계열 펀드(trustee fund)가 비계열 펀드(non-trustee fund)보다 투자옵션에서 탈락할 가능성이 낮은 것으로 나타나 수탁자 편에 현상을 발견하였다. 가입자는 성과가 저조한 계열사 펀드에 자산을 배분함으로써 음(-)의 초과수익률을 기록한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 DC제도에서 사용자와 퇴직연금사업자의 펀드 라인업(line-up)이 가입자 투자성과에 결정적 영향력을 갖는다는 것을 시사한다.

Dahlquist et al.(2016)은 스웨덴의 공적연금제도(Premium Pension System)⁴⁾ 가입자를 대상으로 투자성과를 분석하였다. 금융전문가로부터 투자자문을 받은 가입자(coordinated investors)와 그렇지 않은 가입자(non-coordinated investors) 그룹으로 구분하여 두 집단 사이에 수익률 차이가 있는지 검증하였다. 분석 결과, 금융전문가로부터 자문을 받는 가입자가 그렇지 않은 가입자보다 더 낮은 수익률을 보였다. 자문을 받는 그룹의 경우 적립금의 1~2%에 달하는 수수료(fee)가 수익률 하락의 주 요인으로 작용하였다.

Vanguard(2016)는 400여 개 미국 DC제도에 가입한 80만명 가입자를 대상으로 수익률을 분석하였다. 제5백분위수 가입자의 5년 연평균 수익률은 1.7%인데 비해 제95백분위수 가입자는 12.2%에 달해 개인별 수익률 격차가 큰 것으로 나타났다. 가입자가 선택한 펀드 유형별로 보면 디폴트 옵션(managed fund, target date fund)만 보유한 경우 제5백분위수와 제95백분위수 간 격차가 1.9%p에 불과한 것으로 나타났다. 이에 비해 자신이 직접 투자의사결정을 한 경우 양자 사이의 격차는 11.4%p로 크게 확대되었다.

국내 선행연구 역시 개인연금제도 상품 또는 가입자의 수익률에 대해 실증분석한 자료는 제한적이다. 따라서, 이와 유사한 측면이 있는 일반펀드 및 퇴직연금상품의 수익률과 관련된 연구를 참고한다. 고광수(2014)는 주식형펀드의 수수료가 수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 제로인이 제공한 주식형펀드의 2001년 1월부터 2012년 6월까지 자료 중 순자산가치 50억원 이상, 생존기간 2년 이상 펀드 중 적립금 대비 판매보수만 부과하는 펀드(Class C) 496개를 대상으로 하였다. 위험조정 이후의 초과수익률을 사용하여 펀드별로 상이한 위험이 성과에 미치는 영향을 차단하였다. 연평균 운용보수는 0.6648%, 판매보수는 1.41%로 나타났으며, 판매보수와 수익률 사이에는 음(-)의 상관관계가 존재하였다. 다

4) 스웨덴의 공적연금제도는 부과방식(notional defined contribution)과 완전적립방식(PPS: Premium Pension System)으로 이원화되었다. 총부담률은 18.2%이며, 부과방식 16%와 완전적립방식 2.5%로 구성되는데, PPS는 전국민을 대상으로 가입이 의무화되어 있다.

른 변수들을 통제하고 회귀분석한 결과에서도 판매보수가 펀드의 수익률에 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주어 판매보수가 높은 펀드는 그렇지 않은 펀드에 비해 수익성이 좋지 않은 것으로 나타났다. 이는 판매회사와 투자자 사이에 대리인 문제가 존재함을 시사하며, 투자자의 투자 의욕을 저하시키는 요인으로 작용한다고 보았다.

근로복지공단(2017)은 퇴직연금펀드의 총보수율 수준을 일반펀드와 비교하였다. 퇴직연금펀드의 총보수율은 2010~2017년 약 1% 내외(2010.1: 0.94%, 2017.11: 0.97%)에서 큰 변화 없이 등락하는 양상을 보였다. 이에 비해 동 기간 전체 공모펀드의 총보수는 0.41%p 하락(1.4%→0.99%)하는 추이를 보였다. 연구자는 그 원인을 상이한 경쟁 환경으로 설명하였다. 전체 공모펀드의 경우 시장이 위축됨에 따라 운용 및 판매보수가 모두 하락한 반면, 퇴직연금펀드의 경우 제도에 기반하기 때문에 자금유입이 지속되어 경쟁적인 보수인하 환경에 노출되지 않았다는 것이다. 퇴직연금펀드의 판매보수도 하락하였으나 공모펀드에 비해 하락 폭이 낮은 것으로 나타났는데 그 이유로는 ① 판매사가 퇴직연금사업자로서 협상력을 가질 수 있으며, ② 투자 가능한 퇴직연금상품에 대한 안내·추천(line-up) 역할을 하며, ③ 장기 고객관리 필요성 등 기존 공모펀드에 비해 판매사의 역할이 크기 때문으로 보았다.

홍원구·심수연(2016)은 금융감독원 공시자료를 이용하여 퇴직연금제도의 수익률과 수수료 측면을 각각 분석하였다. 2010년 3분기부터 2015년 2분기까지 상품별, 유형별, 업권별 수익률 차이를 분석한 결과, 실적배당형보다 원리금보장형의 수익률이 더 높게 나타났다. 이는 제도 도입 초기 고금리 과당경쟁의 영향과 실적배당형 성과가 저조한 시기(2011.1/4~2/4)가 포함되었기 때문이다. 유형별로 보면, 미국과 달리 DB와 DC 사이에 뚜렷한 수익률 차이가 나타나지 않았다. 수수료 수준이 10년 후 목표 적립금(퇴직급여의 10배)에 미치는 영향을 수수료 공제 전과 후로 구분하여 비교한 결과, 수수료 수준이 목표 적립금 달성 여부에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 저자는 퇴직연금사업자 선정 시 수익률과 함께 수수료도 고려해야 한다고 주장하였다.

연금저축상품을 대상으로 투자성과를 분석한 연구로는 이경희(2016)와 홍원구(2016)가 있다. 이들 연구는 사용한 원 데이터가 금융감독원의 연금포털 사이트 공시자료로 동일하고 분석시점도 유사하기 때문에 분석결과도 대동소이하다. 2016년 1분기 기준 연금저

축상품의 장기성적을 분석하기 위해 2001년부터 2007년 사이에 판매된 상품을 대상으로 누적 연평균 수익률을 비교하였다. 업권(은행·보험·증권) 사이의 수익률 차이는 크지 않지만, 개별상품 사이의 수익률은 차이가 큰 것으로 나타났다. 이들은 연금저축상품에 대한 수익률, 유지율, 수수료 정보가 각기 분절되어 공시되는 문제점을 지적하고, 가입자의 의사결정과 제도 개선에 실질적인 도움을 주기 위해서는 주요 항목을 통합하여 공시하는 것이 필요하다고 보았다.

Ⅲ. 데이터 및 실증분석

1. 상품특성

연금저축상품에 대해 투자성적을 분석할 수 있는 유일한 공표자료는 금융감독원이 분기별로 공시하는 자료이다. 2012년 10월부터 금융감독원은 연금저축 통합공시 사이트를 통해 수익률, 수수료, 유지율, 계좌이체제도 및 관련수수료에 대해 상품별로 비교 공시한다. 4개 항목을 클릭하면 개별 금융권역의 협회에서 제공하는 권역별 연금저축 공시정보로 연결된다. 따라서 금융감독원 통합공시 사이트는 비교 공시 관문의 역할만 하며, 실제 자료를 취합하여 게시하는 것은 각 협회가 담당한다. 비교 공시되는 자료는 2001년부터 판매되기 시작한 신개인연금상품⁵⁾으로 은행, 증권, 보험회사에게 모두 허용된 공통상품이다. 상품명칭은 취급하는 금융권역에 따라 연금저축신탁(은행), 연금저축펀드(증권, 자산운용사), 연금저축보험(생명보험), 연금저축보험(손해보험)으로 불린다.

그러나, ‘개인연금제도’ 관점이 아니라 ‘개인연금상품’ 관점에서 상품을 설계하였기 때문에 각 업권의 고유한 특성이 여과 없이 그대로 반영되었다. 그 결과 소비자 입장에서 동

5) 구개인연금은 1994년 6월부터 2000년 12월까지 판매된 상품으로 이에 대한 자료는 공시되지 않아 분석대상을 2001년 이후 판매된 신개인연금 상품으로 한정하였다. 신개인연금상품의 과세방식(2018년 기준)은 납입보험료(소득 1억 2천만원 이하 400만원, 소득 1억 2천만원 초과 300만원 한도)에 대해 세액공제(5,500만원 이하 15%, 5,500만원 초과 12%, 지방소득세 미포함), 투자수익 과세이연, 연금 수령 시 저율 분리과세(3~5%, 지방소득세 미포함)이다.

일 기준으로 상품 내용과 성과를 비교하기 어렵다. 구체적으로 납입방식, 상품유형, 수익률 결정방식, 사업비 부과방식, 예금자보호법 적용 여부, 수령하는 연금형태 등이 상이하 다. <Table 1>은 연금저축상품의 주요 항목을 업권별로 비교한 것이다.

<Table 1> Comparison of Individual Pension Products

Pension insurance products differ in terms of payment method, product type, yield determination method, business expense method, deposit protection method, and the type of pension they receive.

	Bank trust	Mutual fund	Life insurance	Non-life insurance
Contribution	Free payment	Free payment	Regular payment	Regular payment
Investment option	-Bond type - Conservative type (Proportion of equity <= 10%)	- Bond type (Proportion of bond >= 60%) - Mixed type (Bond/Equity) - Equity type (Proportion of equity >= 60%)	Principal guaranteed type	Principal guaranteed type
Rate of return	Investment-linked	Investment-linked	Interest-linked with minimum guaranteed rate	Interest-linked with minimum guaranteed rate
Fee	Back-end loading based on asset	Back-end loading based on asset	Front-end loading based on contribution	Front-end loading based on contribution
Principal guarantee	Guaranteed	Not guaranteed	Guaranteed	Guaranteed
Annuity period	Certain period	Certain period	whole-life, certain period	Certain period (Max 25 years)
Deposit insurance	Insured	Not insured	Insured	Insured

Source: Financial Supervisory Services(<http://fine.fss.or.kr/main/saving/gongsi/pension.jsp>)

<Table 2>는 2018년 3월 기준 연금저축상품 전체 적립금(공제 포함⁶⁾) 규모 추이를 업권별로 구분하여 파악한 것이다. 적립금 규모는 보험(생명보험+손해보험)이 96.2조원으로

6) 신탁, 수협, 새마을금고 및 우체국에서 취급하는 연금저축공제보험을 의미한다.

가장 많고, 신탁 16.8조원, 펀드 12.6조원 순이다. 전체 적립금 대비 비중은 보험 73.9%, 신탁 12.9%, 펀드 9.7% 순이다. 2014년 이후 세제혜택 방식이 소득공제에서 세액공제로 변경되었음에도 불구하고, 적립금의 성장세는 지속되고 있는데, 이는 양호한 투자성과 요인보다는 연평균 7천억원 이상의 세금감면 혜택⁷⁾에 기인한 것으로 보인다.

〈Table 2〉 Asset size of Individual Pension Products

As of March 2018, the amount of insurance products(life insurance + non-life insurance) was 96.2 trillion won, bank trust 16.8 trillion won, and mutual fund 12.6 trillion won. The proportion of the total reserve is 73.9% for insurance, 12.9% for bank trust, and 9.7% for mutual fund.

	Year	Insurance	Bank trust	Mutual fund	Mutual insurance	Total
Asset (KWR trillion)	2013	67.8	13.7	5.7	2.6	90
	2014	76.8	14.5	6.5	3.1	101
	2015	81.1	15.3	8.8	3.5	109
	2016	88.1	16.1	9.7	4.0	118
	2017	94.9	16.8	12.2	4.1	128
	2018.3	96.2	16.8	12.6	4.5	130
Share(%)	2013	75.5	15.3	6.3	2.9	100.0
	2014	76.1	14.4	6.4	3.1	100.0
	2015	74.6	14.1	8.1	3.2	100.0
	2016	74.7	13.7	8.2	3.4	100.0
	2017	74.1	13.1	9.5	3.2	100.0
	2018.3	73.9	12.9	9.7	3.5	100.0
Growth rate(%)	2014	13.3	5.8	14.0	19.2	12.4
	2015	5.6	5.5	35.4	12.9	7.7
	2016	8.6	5.2	10.2	14.3	8.5
	2017	7.7	4.3	25.8	2.5	8.6

Source: Financial Supervisory Services(2018.7.22.) and Author's editing.

7) 2014년 이후 근로소득 연말정산 신고자에 대한 연금저축 공제대상 인원(천명), 공제대상금액(억원), 공제세액(억원) 규모는 오른쪽 표와 같다(국세청, 국세통계연보 각호).

Year	Person	Amount	Tax credit
2014	2,346	60,398	7,767
2015	2,280	59,551	7,571
2016	2,291	59,066	7,490
2017	2,267	56,733	7,176

본 연구의 관심사인 수익률은 가입자가 부담한 일체의 수수료를 차감한 후 산출되는 순 수익률이기 때문에 수수료 수준과 밀접하게 관련되어 있다. 연금저축상품에 대한 사업비 부과방식은 업권별로 다르다. 연금저축신탁과 연금저축펀드는 일반 펀드와 동일한 방식이다. 펀드 상품에 대한 수수료는 크게 판매에 대한 보상과 운용에 대한 보상으로 구성되는데, 판매에 대한 보상은 선취 또는 후취방식으로 이루어지는데 비해 운용에 대한 보상은 후취인 보수(fee) 방식으로 이루어진다. 후취방식에서는 납입원금이 투자되고, 투자활동을 통해 수익이 발생하면, 기말에 $\text{‘납입원금} \times (1 + \text{투자수익률}) \times \text{수수료율’}$ 만큼을 적립금에서 차감하는 방식이다. 따라서, 소비자가 부담한 수수료의 규모는 실제 투자수익(납입원금 $\times$ 투자수익률) 규모가 실현되고 난 후 확정된다. 이 방식은 수수료 규모가 투자수익을 반영하여 결정되기 때문에 투자성과를 소비자와 금융회사 사이에 공유할 수 있는 장점이 있다. 반면, 계약기간이 길어져 적립금 규모가 증가하면, 수수료 부담도 크게 늘어나고 이로 인해 수익률에 부정적 영향을 줄 수 있다.

이에 비해 연금저축보험의 수수료는 보험상품과 동일한 선취방식을 적용한다. 이 방식에서는 납입원금(contribution)에서 수수료를 먼저 차감하기 때문에 투자금액이 $\text{‘납입원금} \times (1 - \text{수수료율})$ 로 축소된다. 선취는 후취와 달리 납입원금에서 수수료를 차감하기 때문에 투자수익률과 무관하게 계약시점에 수수료 규모가 확정될 수 있다. 선취방식은 계약 초기에 투자재원으로 투입되는 금액이 축소되기 때문에 일정 시점까지 수익률이 음(-)의 값을 가질 수 있지만, 장기간 계약이 유지되어 적립금 규모가 커지면, 수수료 부담이 크게 축소된다.

투자방식에서도 연금저축 상품 간 차이가 난다. 연금저축펀드는 실적배당형 상품으로 채권형, 혼합형, 주식형 등 다양한 위험자산에 투자함으로써 높은 수익률을 기대할 수 있다. 다만, 원금보장이 안되기 때문에 예금자보호 적용대상이 아니다. 연금저축신탁 상품의 경우 실적배당형이지만 채권형, 안정형(주식형 10% 미만)으로 운용된다.⁸⁾ 이에 비해 연금저축보험은 공시이율과 최저보증이율 중 높은 금리를 적용한다. 공시율은 시장금리와 보

8) 은행의 연금저축신탁상품 신규 판매는 2018년부터 중단되었다. 대신 은행 창구에선 보험사에서 만든 연금저축보험, 증권사에서 만든 연금저축펀드만 팔고 있다. 판매가 중단된 연금저축신탁은 원금이 보장되는 안정적인 상품이지만, 신규 자금이 더 이상 유입되지 않기 때문에 은행들이 관리를 소홀히 할 가능성도 제기된다(조선일보, 2018.12.14.).

험회사의 자산운용수익률을 가중평균하기 때문에 사후적으로 결정되지만, 최저보증이율은 계약시점에 확정된다. 즉, 납입원금에서 수수료를 선취하고 난 후 적립되는 보험료에 대해서는 공시이율 또는 최저보증이율에 해당하는 투자수익이 보장된다.

2. 데이터

가. 수익률

통합공시 사이트에서 2018년 상반기 기준 수익률을 공시한 연금저축상품(판매 중지 포함)은 모두 3,136개에 달한다. 판매이후 연평균 수익률은 최초 판매일로부터 조회시점(2018년 상반기)까지의 평잔원금⁹⁾ 대비 연평균 수익률이다. 이는 최초 판매일에 가입하여 20년간 매월 일정금액(30만원)을 납입했다고 가정한 경우의 수익률을 의미한다. 따라서, 공시 수익률은 일정한 가정에 따라 산출되었기 때문에 가입자별 실제 실현된 수익률과는 상이할 수 있다.

2018년 상반기 기준 공시되는 전체 개인연금저축상품(3,136개)의 수익률을 출시연도 기준으로 정리하면, <Table 3>과 같다. 전체 수익률은 상품별 적립금이나 유지전수로 가중 평균한 값이 아니라 단순 평균한 값이다. 단순 평균 수익률 -0.61%, 중위값 1.25%이다. 제5백분위수와 제95백분위수는 각각 -21.59%, 11.82%로 나타나 개별 상품 사이의 성과 차이가 크다.

9) 평잔원금은 적립금 형성에 기여한 수준을 고려하기 위해 납입원금에 기간별 가중치를 반영하여 평균한 금액을 말한다.

〈Table 3〉 Investment Return Rates by Sales Year(2018.6, total)

Table 3 summarizes the yields of all individual pension savings products (3,136) announced in the first half of 2018 based on the year of release. The total return is a simple average rather than a weighted average. Simple average return is -0.61%, median 1.25%. The fifth and 95th percentiles are -21.59% and 11.82%, respectively. There is a large difference in performance between individual products.

Year	N	mean	p5	p50	p95
2001	84	4.22	2.81	3.97	7.20
2002	14	3.99	2.77	3.94	7.01
2003	33	3.52	2.68	3.49	4.28
2004	14	3.11	2.42	3.25	3.65
2005	35	3.13	2.22	3.14	3.76
2006	41	3.01	1.95	3.13	3.63
2007	41	2.62	1.49	2.33	4.09
2008	36	2.48	0.81	2.42	6.06
2009	114	1.96	0.88	1.93	3.18
2010	48	1.72	0.76	1.58	3.15
2011	43	1.93	0.28	1.26	6.20
2012	78	1.35	-0.43	0.63	5.52
2013	224	2.66	-0.09	1.32	11.28
2014	331	3.80	-0.85	2.57	12.01
2015	530	3.84	-2.44	1.87	17.87
2016	496	1.49	-5.78	0.50	14.69
2017	664	-4.32	-22.99	-2.58	9.73
2018.6	310	-16.62	-52.42	-15.05	10.64
Total	3,136	-0.61	-21.59	1.25	11.82

Note: Authors calculate using the Financial Supervisory Service's disclosure data.

금융업권별로 출시연도별 누적 수익률을 비교하면, 〈Table 4〉~〈Table 7〉과 같다. 〈Table 4〉와 〈Table 5〉에서 보는 바와 같이 연금보험의 경우 생명보험 588개, 손해보험 549개에 달하는 상품의 수익률이 공시되어 있다. 이중 상당수는 상품개정으로 인해 판매중지된 상품이다. 생명보험과 손해보험 모두 2015~2018.6 수익률은 음(-)으로 나타났는데 이는 가입 초기 납입원금 기준으로 수수료를 부과하는 사업비 부과 방식에 기인한 것이다. 2015년 이후 출시된 상품건수가 많기 때문에 전체 상품의 단순평균 수익률도 음(-)으로 나타났다.

〈Table 4〉 Investment Return Rates by Sales Year(2018.6, life insurance)

As shown in 〈Table 4〉 and 〈Table 5〉, in case of pension insurance, 588 life insurance and 549 non-life insurance products are disclosed. Both life and non-life insurers showed a negative (-) return in 2015 ~ 2018.6 due to the method of imposing a fee based on the principal amount of the initial payment. Since the number of products launched after 2015 is high, the simple average return of all products is also negative (-).

Year	N	mean	p5	p50	p95
2001	26	4.50	3.51	4.30	6.87
2002	8	3.93	3.35	4.01	4.22
2003	16	3.67	2.68	3.73	4.19
2004	7	3.31	2.52	3.39	3.65
2005	20	3.32	2.98	3.31	3.71
2006	25	3.20	2.83	3.21	3.58
2007	7	2.86	2.32	2.85	3.51
2008	13	2.56	2.15	2.59	2.86
2009	44	2.00	1.55	1.99	2.38
2010	19	1.74	1.00	1.73	2.53
2011	6	0.90	0.69	0.89	1.25
2012	43	0.55	0.03	0.49	1.37
2013	45	0.47	-0.13	0.45	1.24
2014	20	0.07	-0.85	-0.14	1.45
2015	86	-1.33	-2.74	-1.39	0.30
2016	104	-3.05	-6.29	-2.77	-0.70
2017	64	-5.65	-10.03	-4.87	-2.15
2018.6	35	-19.36	-34.86	-18.66	-8.04
Total	588	-1.48	-10.96	-0.13	3.90

Note: Authors calculate using the Financial Supervisory Service's disclosure data.

〈Table 5〉 Investment Return Rates by Sales Year(2018.6, non-life insurance)

year	N	mean	p5	p50	p95
2001	23	4.67	3.82	4.33	5.27
2002	6	4.07	2.77	3.68	7.01
2003	15	3.40	2.57	3.44	4.39
2004	3	2.87	2.50	2.79	3.32
2005	13	2.92	2.17	3.00	3.91
2006	15	2.59	1.86	2.55	3.67
2007	21	2.29	1.49	2.31	3.39
2008	17	2.04	0.81	2.08	3.32
2009	54	1.63	0.39	1.57	2.81
2010	25	1.26	0.53	1.27	2.35
2011	27	1.04	0.26	1.18	2.15
2012	26	0.77	-0.49	0.73	2.36
2013	69	1.00	-0.13	0.93	2.22
2014	42	0.40	-0.85	0.36	1.86
2015	65	-1.12	-3.84	-1.04	1.16
2016	71	-2.43	-6.17	-2.22	0.38
2017	35	-3.20	-6.19	-3.23	-0.75
2018.6	22	-16.33	-27.70	-15.44	-6.23
Total	549	-0.20	-6.04	0.83	3.72

Note: Authors calculate using the Financial Supervisory Service's disclosure data.

〈Table 6〉는 1,963개의 증권/자산운용사 뮤추얼펀드에 대한 수익률 공시자료이다. 대부분의 상품이 2013년 이후 집중적으로 출시되었으며, 특히 주가가 상승세를 보인 2017년에 565개의 상품이 출시되어 마케팅 요인이 강하게 작용한 것으로 보인다. 전체 상품에 대한 단순평균 수익률은 -0.53%이고 중위값은 1.81%이다. 제5백분위수와 제95백분위수는 각각 -28.13%, 15.14%로 상품별 수익률 차이가 매우 크다. 2018년에 출시한 연금저축펀드상품의 경우 대부분 주식형/주식파생형/재간접형에서 두 자리 수 마이너스 수익률을 기록한 결과, 평균 수익률도 음수(-)로 나타났다.

〈Table 6〉 Investment Return Rates by Sales Year(2018.6, mutual fund)

〈Table 6〉 shows the return of 1,963 mutual funds for securities / asset management companies. The simple average return for all products is -0.53% and the median is 1.81%. The fifth and the 95th percentile are -28.13% and 15.14%, respectively. There is a large difference in performance between individual products.

year	N	mean	p5	p50	p95
2001	8	5.39	2.45	4.56	9.94
2003	1	3.44	3.44	3.44	3.44
2007	12	3.10	-0.18	2.33	10.10
2008	6	3.56	-0.27	3.36	7.13
2009	16	2.97	-0.44	2.89	5.90
2010	4	4.47	2.43	4.58	6.30
2011	10	4.97	1.37	4.12	14.41
2012	9	6.89	-0.82	4.35	19.88
2013	110	4.59	0.81	3.44	14.51
2014	269	4.61	-0.79	3.47	15.69
2015	379	5.86	-1.10	3.72	20.05
2016	321	3.83	-2.92	2.29	15.54
2017	565	-4.24	-24.41	-1.95	10.21
2018.6	253	-16.26	-53.35	-14.13	11.22
Total	1,963	-0.53	-28.13	1.81	15.14

Note: Authors calculate using the Financial Supervisory Service's disclosure data.

이에 비해 은행연금신탁은 〈Table 7〉에서 보는 바와 같이 2008년 이후 신규 출시된 상품이 없고 총 상품개수도 36개 수준이다. 2001~2007 판매된 상품의 단순평균 수익률은 3.16%이고 중위값은 3.08%이다. 원리금이 보장되는 안정형 신탁상품임에도 불구하고 제5백분위수(2.31%)와 제95백분위수(4.42%) 사이의 수익률 격차는 1.11%p에 달한다.

〈Table 7〉 Investment Return Rates by Sales Year(2018.6, bank trust)

The yield gap between the 5th percentile (2.31%) and the 95th percentile (4.42%) is 1.11% p, even though it is a stable trust product guaranteed by principal.

year	N	mean	p5	p50	p95
2001	27	3.24	2.59	3.24	3.97
2003	1	2.90	2.90	2.90	2.90
2004	4	2.93	2.42	2.94	3.43
2005	2	2.60	2.35	2.60	2.84
2006	1	4.42	4.42	4.42	4.42
2007	1	2.19	2.19	2.19	2.19
Total	36	3.16	2.31	3.08	4.42

Note: Authors calculate using the Financial Supervisory Service's disclosure data.

나. 수수료율

2018년 상반기 기준 수수료를 공시한 연금저축상품(판매 중지 포함)은 모두 3,080개로 수익률을 공시한 상품 개수보다 56개 적다. 공시된 수수료 수준(%)은 최초 판매일에 가입하여 20년간 매월 일정금액(30만원)을 납입하고, 이후 10년이 지나서 연금 수령을 가정한 값이다. 앞서 기술한 바와 같이 연금저축상품에 대한 수수료 부과방식이 납입원금 대비 선취와 적립금 대비 후취로 구분되기 때문에 원금 대비 수수료율(총 수수료의 합계÷총 납입원금의 합계)¹⁰⁾과 적립금 대비 수수료율(해당 연차의 연간 수수료÷해당 연차말 시점의 적립금)¹¹⁾을 모두 공시하고 있다. 그러나, 현실에서 펀드 수수료는 (투자원금+투자수익) 기준으로 후취하기 때문에 선취(납입원금 대비 수수료 부과) 가정의 수수료는 참고용에 불과하다.

〈Table 8〉은 2018.6 기준 공시된 3,080개 연금저축상품에 대해 납입원금 대비 수수료 수준을 경과기간별·금융업권별로 비교한 것이다. 모든 상품의 수수료 평균은 16.71%, 중앙값은 11.53%, 제5백분위수 3.77%, 제95백분위수 42.39% 수준이다. 경과기간별로 살

10) 최초판매일이 2003.7.1일 경우, 15년간의 원금 대비 수수료율은 [과거 15년간(2003.7.1~2018.6.30) 수수료의 합계÷[15년간(2003.7.1~2018.6.30) 납입원금의 합계로 산출된다.

11) 최초판매일이 2003.7.1일 경우, 15년간의 적립금 대비 수수료율은 15년차(2017.7.1~2018.6.30)에 발생한 연간 수수료÷[15년차 말 시점(2018.6.30.)의 적립금으로 산출된다.

퍼보면, 1년, 5년, 10년까지는 생명보험과 손해보험상품의 수수료 수준이 높지만, 15년 이후에는 은행신탁과 뮤추얼펀드의 수수료가 더 높아진다.

실제 납입원금 대비 수수료를 부과하는 보험상품 사이의 수수료를 비교하면, 대체적으로 생명보험보다 손해보험 상품 수준이 더 높다. 제5백분위수와 제95백분위수를 비교하면, 격차는 더 커진다. 이는 손해보험상품의 경우 개별 회사 간 연금저축에 대한 영업전략이 다르고 이에 따라 사업비 수준도 달리 책정하기 때문으로 보인다.

〈Table 8〉 Fee of Individual Pension Products by Sector(% of paid premium, 2018.6)

〈Table 8〉 compares the level of commission paid to the 3,080 pension savings products announced as of 2018.6 by the Elapsed period and the financial businesses. The commission average of all commodities is 16.71%, the median is 11.53%, the 5th percentile is 3.77%, and the 95th percentile is 42.39%.

Duration	Product	N	mean	p5	p50	p95
1 year	life	589	6.83	4.00	6.69	9.70
	non-life	548	7.23	3.00	6.46	12.55
	bank trust	36	0.75	0.57	0.75	0.86
	mutual fund	1,907	0.65	0.13	0.59	1.42
	total	3,080	3.01	0.17	0.93	9.97
5 years	life	589	6.82	4.00	6.69	9.70
	non-life	548	7.23	3.00	6.46	12.55
	bank trust	36	3.51	2.67	3.34	4.71
	mutual fund	1,907	3.10	0.57	2.85	6.41
	total	3,080	4.55	0.78	4.00	10.06
10 years	life	589	6.30	3.83	6.36	8.49
	non-life	548	6.92	3.00	6.44	10.99
	bank trust	36	6.10	4.40	5.99	8.68
	mutual fund	1,907	6.13	1.13	5.67	12.72
	total	3,080	6.31	1.52	5.98	11.73
15 years	life	589	5.69	3.68	5.54	7.56
	non-life	548	6.12	3.00	5.57	9.56
	bank trust	36	7.71	5.48	7.61	10.57
	mutual fund	1,907	9.20	1.73	8.53	18.64
	total	3,080	7.96	2.25	6.60	17.16

20 years	life	589	5.38	3.50	5.30	6.99
	non-life	548	5.72	3.00	5.16	8.87
	bank trust	36	9.35	7.12	9.09	12.64
	mutual fund	1,907	12.31	2.33	11.37	24.69
	total	3,080	9.78	2.85	7.62	22.79
30 years	life	589	5.73	3.80	5.59	7.33
	non-life	548	6.49	3.28	6.13	9.80
	bank trust	36	17.05	12.48	15.92	29.27
	mutual fund	1,907	23.03	4.35	21.26	46.30
	total	3,080	16.71	3.77	11.53	42.39

Note: Authors calculate using the Financial Supervisory Service's disclosure data.

〈Table 9〉는 적립금 대비 수수료 수준을 경과기간별·금융업권별로 비교한 것이다. 3,080개 상품의 수수료를 단순 평균한 값은 0.72%, 중앙값은 0.52%, 제5백분위수 0.02%, 제95백분위수 2.07% 수준이다. 경과기간별로 살펴보면, 1년, 5년까지는 생명보험과 손해보험상품의 수수료 수준이 높지만, 10년 이후에는 은행신탁과 뮤추얼펀드 수수료가 더 높아진다. 실제로 적립금 대비 수수료를 부과하는 은행신탁과 뮤추얼펀드를 비교하면, 신탁보다 펀드가 높고, 상품 사이의 격차도 펀드상품이 더 크다. 이는 은행신탁의 경우 원리금보장상품으로 채권형 비중이 대부분인데 비해 신탁상품은 주식형, 재간접형 등 주식편입 비율이 높아 펀드 보수도 높은 상품이 많기 때문으로 보인다.

〈Table 9〉 Fee of Individual Pension Products by Sector(% of asset, 2018.6)

〈Table 9〉 compares the level of the reserve to the commission level by the elapsed period and the financial business. The simple averages of commissions for 3,080 commodities are 0.72%, the median 0.52%, the 5th percentile 0.02%, and the 95th percentile 2.07%.

Duration	Product	N	mean	p5	p50	p95
1 year	life	589	7.24	4.09	7.06	10.54
	non-life	548	7.74	3.03	6.76	13.89
	bank trust	36	0.74	0.56	0.74	0.85
	mutual fund	1,907	0.62	0.02	0.56	1.41
	total	3,080	3.09	0.11	0.88	10.77
5 years	life	589	1.38	0.78	1.34	1.97
	non-life	548	1.45	0.58	1.29	2.57
	bank trust	36	1.16	0.81	1.1	1.43
	mutual fund	1,907	1.06	0.07	0.95	2.13
	total	3,080	1.19	0.19	1.11	2.29
10 years	life	589	0.49	0.29	0.45	0.7
	non-life	548	0.60	0.27	0.56	1.04
	bank trust	36	0.89	0.51	0.885	1.39
	mutual fund	1,907	1.06	0.09	0.99	2.18
	total	3,080	0.87	0.18	0.69	2.01
15 years	life	589	0.26	0.18	0.24	0.35
	non-life	548	0.25	0.16	0.22	0.42
	bank trust	36	0.65	0.48	0.64	1.09
	mutual fund	1,907	1.07	0.09	1	2.21
	total	3,080	0.77	0.15	0.51	2.02
20 years	life	589	0.19	0.13	0.17	0.25
	non-life	548	0.17	0.11	0.16	0.3
	bank trust	36	0.67	0.49	0.64	1.1
	mutual fund	1,907	1.08	0.09	1	2.22
	total	3,080	0.75	0.11	0.51	2.03
30 years	life	589	0.05	0.02	0.03	0.05
	non-life	548	0.08	0.03	0.04	0.15
	bank trust	36	0.68	0.49	0.65	1.12
	mutual fund	1,907	1.10	0.09	1.02	2.26
	total	3,080	0.72	0.02	0.52	2.07

Note: Authors calculate using the Financial Supervisory Service's disclosure data.

다. 연금저축펀드 투자유형별 수수료와 수익률

수익률을 공시하는 연금저축펀드 개수는 1,963개에 달할 정도로 방대한데, 이들은 각기 위험수준이 다르다. 이론적 측면에서 보면 위험을 많이 감내한 상품일수록 더 많은 수익을 기대할 수 있고 관련 비용도 더 많이 소요될 것이다. <Table 10>은 2018.6 기준 연금저축펀드의 투자유형별 수수료(1년 경과 시점)와 수익률 수준을 비교한 것이다.

<Table 10> Net Returns of Mutual Fund by Investment Type(2018.6)

<Table 10> compares the commission rate (at the end of one year) and the level of return for each investment type of the pension fund as of 2018.6.

(Unit: %)

Type	Fees	Return		Number	Share
		mean	p50		
Money Market Fund	0.15	1.42	1.37	39	2.0
Real Estate	0.75	5.49	5.29	11	0.6
Real Estate Derivatives	0.18	2.38	2.38	2	0.1
Fund of Funds Derivatives	0.63	-18.68	-23.49	11	0.6
Fund of Funds	0.47	0.02	1.46	591	30.1
Euity Derivatives	0.62	-9.95	2.50	71	3.6
Euity	0.86	-1.46	2.88	741	37.7
Bond	0.25	1.31	1.60	160	8.2
Special Asset	0.71	2.24	0.74	13	0.7
Special Asset Derivatives	0.71	-9.95	-4.38	7	0.4
Mixed Asset	0.52	3.25	3.74	20	1.0
Mixed Asset Derivatives	0.36	0.94	0.94	1	0.1
Mixed Equity Derivatives	0.73	-2.35	-3.52	22	1.1
Mixed Equity	0.74	1.97	2.60	87	4.4
Mixed Bond Derivatives	0.47	1.22	1.22	2	0.1
Mixed Bond	0.49	2.57	1.90	185	9.4
Total	0.62	-0.53	1.81	1,963	100.0

Note: Fees are based 1 year later charged to asset.

16개 투자유형별 1,963개 연금저축펀드 상품의 1년 경과 시점 수수료 평균 수준은 0.62%이고, 이들 상품의 수익률 평균은 -0.53%로 공시되었다. 투자유형별 수익률과 수수료 사이의 상관계수는 -0.2677으로 나타나 음(-)의 관계가 확인되었다. 그러나, 다른 변수를 통제된 상태에서 수수료가 수익률에 부정적 영향을 주었는지에 대한 검증은 쉽지 않다. 회귀분

석을 위해서는 상품별로 상이한 위험이 수익률에 미친 영향을 배제하기 위해 위험조정수익률을 산출할 수 있어야 하는데 공시된 자료에서는 이를 산출할 수 없다. 아울러 상품별로 투자기간에 상응하는 수익률과 수수료 수준도 필요한데, 현행 연금포털 통합공시자료의 수수료 파일과 수익률 파일 사이에 상품명이 일치하지 않아 이 작업을 수행하기도 어렵다.

다만, 투자유형별 상품건수 비중을 보면, 주식형이 37.7%로 가장 높고, 그 다음 재간접형이 30.1%로 나타나 수수료 수준이 높은 주식형과 재간접형 비중이 67.8%에 달한다. 수수료 수준이 높은 주식형과 재간접형 중심의 상품 구성이 수익률에 부정적 영향을 주었을 것으로 추정된다.

3. 실증분석

가. 기초통계

앞서 살펴본 바와 같이 연금저축상품은 크게 투자위험에 따라 원리금보장형과 실적배당형으로 구분되고, 수수료 부과방식에 따라 선취형과 후취형으로 구분된다. 따라서, 특성이 서로 다른 상품에 대해 수수료가 수익률에 미친 영향을 분석하는 것은 여러 가지 오해의 소지가 있다. 특히, 수수료 부과방식의 차이로 인해 수익률은 경과기간과도 관련되어 있다. 이런 복잡한 점을 감안하여 여기서는 최대한 동일한 기준으로 비교 가능한 범위 내에서 수수료와 수익률 사이의 관계를 분석하고자 한다. 이를 위해 우선적으로 사업비 부과방식이 동일한 생명보험상품과 손해보험상품, 그리고 신탁과 펀드상품으로 구분하였다. 또한, 15년 이상 가입(적립기간 5년+인출기간 10년)해야 하는 연금저축상품의 특성을 감안하여 판매 이후 12~17년 경과한 상품으로 대상을 한정하였다. 이들 조건을 만족시키는 상품은 2001년부터 2006년에 판매된 221개이다(〈Table 11〉). 전체 상품을 업권별로 보면, 생명보험상품이 102개로 가장 많고, 손해보험상품 75개, 뮤추얼펀드 9개, 은행신탁 35개로 구성되어 있다.

납입원금 대비 15년 누적 수수료 수준은 생명보험이 평균 7.04%, 중위값 6.52%, 제5백분위수 4.68%, 제95백분위수 11.09%인데 비해 손해보험은 평균 8.51%, 중위값 9.06%, 제5백분위수 4.79%, 제95백분위수 9.81%이다. 손해보험상품의 수수료 수준이 생명보험보다 평균 1.0%p 이상 높다.

221개 상품에 대한 명목수익률 평균은 3.63%이며, 초과수익률은 1년만기 정기예금 대비 0.30%p, 소비자물가상승률 대비 1.35%p로 나타났다. 명목수익률은 생명보험(3.69%)과 손해보험(3.58%) 간 거의 유사한 수준으로 나타났다. 다만, 회사 간 수익률 편차는 손해보험(1.32%)이 생명보험(0.75%)이 더 크다. 1년만기 정기예금 대비 초과수익률은 신탁(-0.24%)을 제외하고 생명보험(0.40%), 손해보험(0.26%), 펀드(1.70%)는 모두 양(+)으로 나타났다. 다만, 모든 권역의 제5백분위수 상품은 1년만기 정기예금에도 못 미치는 저조한 수익률을 보였다.

〈Table 11〉 Summary Statistics for Investment Return Rates(2018.6)

The pension products analyzed were 221 sold in 2001-2006. The total number of life insurance products is 102, and there are 75 non-life insurance products, 9 mutual funds, and 35 bank trusts.

	Variable	N	mean	S.D.	p5	p50	p95
Life	Cost	102	7.04	2.10	4.68	6.52	11.09
	Nominal rate	102	3.69	0.75	2.52	3.53	4.67
	Excess rate(deposit)	102	0.40	0.67	-0.31	0.27	1.18
	Excess rate(CPI)	102	1.41	0.77	0.44	1.34	2.35
Non-life	Cost	75	8.51	1.50	4.79	9.06	9.81
	Nominal rate	75	3.57	1.32	1.86	3.41	5.24
	Excess rate(deposit)	75	0.26	1.24	-1.16	0.14	1.75
	Excess rate(CPI)	75	1.30	1.33	-0.51	1.22	2.92
Mutual fund	Cost	9	12.82	7.57	4.32	12.14	23.40
	Nominal rate	9	5.17	2.74	2.45	3.44	9.94
	Excess rate(deposit)	9	1.70	2.73	-1.04	0.14	6.45
	Excess rate(CPI)	9	2.86	2.74	0.13	1.23	7.62
Bank trust	Cost	35	7.70	1.14	5.35	7.65	10.20
	Nominal rate	35	3.19	0.51	2.31	3.11	4.42
	Excess rate(deposit)	35	-0.24	0.51	-0.90	-0.35	0.98
	Excess rate(CPI)	35	0.91	0.47	0.27	0.82	1.91
Total	Cost	221	7.88	2.56	4.32	7.47	10.81
	Nominal rate	221	3.63	1.13	1.86	3.43	5.23
	Excess rate(deposit)	221	0.30	1.08	-0.82	0.15	1.74
	Excess rate(CPI)	221	1.35	1.14	1.67	1.23	2.91

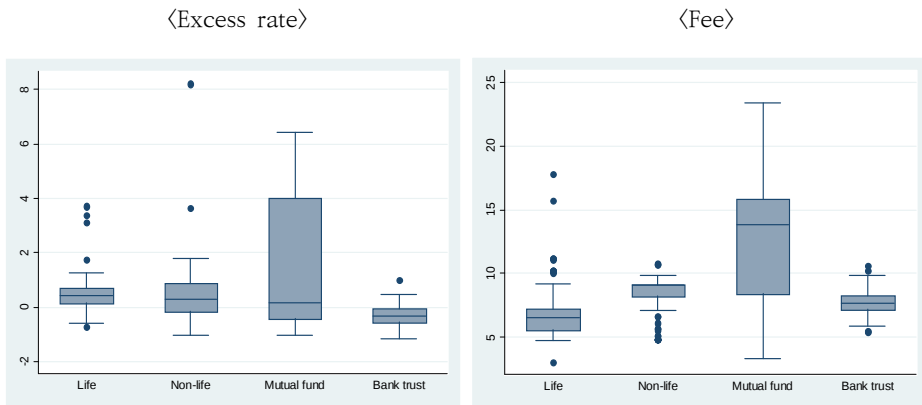
Notes: 1) Excess rate(deposit)=Nominal rate-1 year deposit rate

2) Excess rate(CPI)=Nominal rate-Inflation rate

2001~2006년 판매된 상품의 초과수익률(명목수익률-1년만기 정기예금금리)과 납입원금 대비 수수료 수준을 업권별로 비교하면 <Figure 1>과 같다. 동일한 자산배분유형(원리금보장형)과 수수료 부과방식(선취)을 적용하는 생명보험과 손해보험 상품 사이에도 초과수익률과 수수료 분포가 달리 나타난다. 대체적으로 수익률은 손해보험상품이 더 넓은 분포를 보이는데 비해 수수료는 생명보험상품이 더 넓은 분포를 보인다. 위험 및 수수료 측면에서 보험사 상품과 자산운용사 상품/은행상품을 직접 비교하기 어렵기 때문에 여기서는 참고용으로만 활용하기로 한다.

<Figure 1> Distribution of Investment Return Rate and Fee by Sector

This is the result of comparing the excess returns (nominal rate of return - 1-year maturity deposit interest rate) and commission levels compared to the principal amount paid during 2001 ~ 2006.



본 연구에서는 보험상품 177개(생명보험 102개, 손해보험 75개)에 국한하여 수수료가 수익률에 미친 영향을 실증분석하기로 한다. 이는 수익률에 영향을 주는 요인으로 자산배분과 수수료 수준을 모두 고려(고광수, 2014; Munnell et al., 2015)해야 하는데, 데이터 제약으로 이를 감안할 수 없기 때문이다. 신탁 및 펀드상품의 경우 실적배당형이므로 상이한 위험이 수익률에 미친 영향을 배제하기 위해 위험조정수익률을 사용해서 추정하지만, 통합공시 자료에서는 펀드 상품별로 자산배분, 수익률, 수수료 정보를 연계하여 파악할 수

없다. 따라서 금리연동형으로 원리금보장형이며 선취 방식으로 수수료를 부과하는 보험상품에 한정하여 수수료가 수익률에 미친 영향을 파악하기로 한다.

이와 관련된 주요 변수 및 측정 방법을 정리하면 <Table 12>와 같다. 종속변수는 명목 수익률(NR), 설명변수는 수수료율($Cost$), 소속 업권 유형($Sector$), 출시 연도($Year$)이다. 수수료율과 수익률 간 관계가 업권별로 다른지 확인하기 위해 수수료와 업권 교차항($Cost \times Sector$)도 감안하였다.

<Table 12> Definition of Variables

Variables		Definition
Dependent variables	NR	Annual rate of return(nominal return rate)
	$Cost$	(Total cost for 15 years/Total paid premium for 15 years) $\times 100$
Independent variables	$Sector$	Company group dummy 1: Non-life insurance company 0: Life insurance company
	$Cost \times Sector$	Intersection term
	$Year$	Year 2001(reference group) Year 2002(1: 2002, 0: Otherwise) Year 2003(1: 2003, 0: Otherwise) Year 2004(1: 2004, 0: Otherwise) Year 2005(1: 2005, 0: Otherwise) Year 2006(1: 2006, 0: Otherwise)

회귀분석에 사용된 변수에 대한 기초통계는 <Table 13>과 같다. 연금저축상품의 15년 평균수익률의 평균값은 3.64%이고, 최저값은 1.86%, 최대값은 11.72%로 상품 간 격차가 크다. 수수료 역시 평균값은 7.67%이나, 최저 4.68%, 최대 17.84%로 상품 간 차이가 크다. 전체 표본 중 손해보험회사 상품이 차지하는 비중은 42%이다.

<Table 13> Summary Statistics

Variable	N	mean	S.D.	Min	Max
Nominal rate	177	3.64	1.03	1.86	11.72
Cost	177	7.67	2.01	4.68	17.84
Non-life Company	177	0.42	0.50	0	1
Year: 2001	49	0.28	0.50	0	1
Year: 2002	14	0.08	0.50	0	1
Year: 2003	31	0.17	0.50	0	1
Year: 2004	10	0.06	0.50	0	1
Year: 2005	33	0.19	0.50	0	1
Year: 2006	40	0.22	0.50	0	1

나. 상관분석

<Table 14>은 실증분석에 사용된 주요 변수들 간 피어슨 상관계수를 측정한 것이다. 수익률과 사업비율 사이에 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났으나, 통계적으로 유의하지는 않다. 수익률과 손해보험상품 사이에는 음(-)의 관계가 존재하지만, 역시 통계적으로 유의하지는 않다. 사업비율과 손해보험상품 사이에 정(+)의 관계가 존재하며 통계적으로도 유의하다. 한편, 연도변수는 명목수익률, 수수료, 수수료와 업권 간 교차항과 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 보인다.

<Table 14> Person Correlation

	<i>NR</i>	<i>Cost</i>	<i>Sector</i>	<i>Cost</i> × <i>Sector</i>	<i>Year</i>
<i>NR</i>	1				
<i>Cost</i>	0.0570	1			
<i>Sector</i>	-0.0563	0.3633***	1		
<i>Cost</i> × <i>Sector</i>	-0.0423	0.7225***	0.8913***	1	
<i>Year</i>	-0.6020***	-0.3770***	-0.0798	-0.2051***	1

Note: ***, **, * represent the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

설명변수들 사이의 다중공선성 문제를 확인하기 위해 분산팽창계수(VIF: Variance Inflation Factor)를 추정하였다. 그 결과 각 변수들의 VIF가 모두 1.6보다 작게 나타났으

며 평균값도 1.34로 나타나 다중공선성이 우려되는 수준은 아닌 것으로 판단하였다. 다음 절에서 이러한 상관관계를 다변량 회귀모형을 통해 검증한다.

다. 회귀모형

본 연구에서는 수수료와 수익률 사이의 관계를 동일한 기준으로 측정하며, 원리금보장으로 비교가 가능한 연금저축보험상품에 한정하여 회귀분석한다. 수수료율 외에 통제변수로서 업권(생명보험 vs. 손해보험), 수수료 수준과 업권 간 상호효과, 상품출시 연도를 고려하였다. 구체적인 회귀모형은 다음과 같이 세 개(모형 1-모형 3)로 설정하였다.

$$\text{모형 1: } NR_i = \beta_0 + \beta_1 Cost_i + \beta_{2-6} Year_i + \epsilon_i \quad (1)$$

위 식 (1)에서 NR_i 는 i 상품의 판매(2001~2006년) 이후 2018.6까지 연평균 누적 명목 수익률이다. $Cost_i$ 는 i 상품의 누적 납입원금 대비 15년 누적 수수료 비중이며, $Year_i$ 는 i 상품이 출시된 연도(2001~2006년)이며, ϵ_i 는 오차항이다.

$$\text{모형 2: } NR_i = \beta_0 + \beta_1 Cost_i + \beta_2 Sector_i + \beta_{3-7} Year_i + \epsilon_i \quad (2)$$

위 식 (2)는 모형 1에 업권 변수 $Sector_i$ 를 추가한 것이다. 업권 변수는 수익률 수준이 생명보험회사와 손해보험회사 간 차이가 나는지 확인하기 위한 것으로 이항변수(0: 생명보험, 1: 손해보험)이다.

$$\text{모형 3: } NR_i = \beta_0 + \beta_1 Cost_i + \beta_2 Sector_i + \beta_3 Cost_i \times Sector_i + \beta_{4-8} Year_i + \epsilon_i \quad (3)$$

(3) 식은 (2) 식에 업권과 수수료 상호작용 항($Cost \times Sector$)을 추가하였다. 이는 수수료 수준과 수익률 간 관계가 업권별로 다른지 확인하기 위한 것이다.

라. 분석결과

세 개의 모형을 추정한 후 이분산성이 존재하는지 검정한 결과 모형 모두 귀무가설을 기각할 수 없어 동분산성을 가정하고 최소제곱(OLS) 방법으로 추정하였다. <Table 15>는

(모형 1)-(모형 3)에 대한 추정결과이다. 모든 모형에서 명목 수익률과 수수료 사이에 음(-)의 관계가 나타났으며, 통계적으로도 유의하다.

먼저 (모형 1)의 추정에서는 회귀계수가 -0.105로 나타났으며 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. 이는 수수료가 1%p 높은 연금저축상품은 수익률이 0.105%p 낮음을 의미한다. (모형 2)에서 업권 변수를 추가하면, 수수료 계수는 -0.096으로 낮아지지만, 여전히 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. 업권에 대한 회귀계수는 -0.086으로 추정되었으나, 통계적 유의성이 낮아 양 업권 수익률의 유의한 차이는 없는 것으로 나타났다.

(모형 3)에서 업권과 수수료 간 교차항을 포함시키면, 수수료에 대한 회귀계수는 -0.074로 낮아지지만, 유의수준 10%에서 통계적으로 유의하다. 상호작용 변수의 추정계수는 -0.073으로 나타났으나, 통계적으로 유의하지 않아 업권 간에 수수료 변수의 기울기 차이는 없다고 판단된다.

한편, 연도 더미의 경우 모두 음(-)의 값으로 추정되었으며 유의수준 1%에서 통계적으로도 유의하다. 이는 채권 중심으로 투자되는 보험회사 금리연동형 저축보험이 2001년 대비 2002~2006년 금리가 하락함에 따라 공시이율도 하락한 결과로 보인다. 이상의 분석 결과는 선취 수수료가 높은 연금저축보험상품이 수수료가 낮은 연금저축보험상품에 비해 수익률이 낮다는 점을 의미한다.

〈Table 15〉 Regression Results of Investment Return

In all models, a negative (-) relationship is found between nominal returns and commissions, and statistically significant.

	Model 1	Model 2	Model 3
Cost	-0.105*** (0.0320)	-0.096*** (0.035)	-0.074*** (0.041)
Sector		-0.086 (0.131)	0.509 (0.614)
Cost × Sector			-0.073 (0.074)
Year 2002	-0.622** (0.242)	-0.623** (0.242)	-0.601** (0.187)
Year 2003	-1.138*** (0.185)	-1.129*** (0.186)	-1.108*** (0.187)
Year 2004	-1.492*** (0.278)	-1.499*** (0.279)	-1.4611*** (0.281)
Year 2005	-1.611*** (0.189)	-1.602*** (0.190)	-1.574*** (0.192)
Year 2006	-1.795*** (0.180)	-1.788*** (0.180)	-1.755*** (0.183)
Constant	5.484*** (0.303)	5.538*** (0.315)	5.274*** (0.356)
Number of observation	177	177	177
Adj R-squared	0.4033	0.4251	0.4284
$H_0 : all \beta_i = 0$, $F(p)$ value	20.82 (0.0000)	17.85 (0.0000)	15.74 (0.0000)

Note: 1) ***, **, * represent the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

2) The numbers in parentheses represent the standard error of the coefficient estimation.

IV. 해외 사례 분석

개인연금 수익성 개선을 위해서는 소비자에 대한 정보 제공을 강화하고 적극적인 선택을 유도하여 개인연금 상품 간 수익률 경쟁을 촉진하는 것이 중요하다. 현재 개인연금 가입자가 각 금융회사 개인연금 상품의 수익성을 비교할 수 있도록 업권별 협회 등을 통해 수익률 비교 공시가 이루어지고 있고, 개인연금 가입자가 자유롭게 금융기관을 변경할 수 있도록 하는 제도적인 노력들이 이루어지고 있다. 또한 최근 감독당국은 금융소비자 관점의 정보제공을 위해 금융상품에 공통적으로 적용될 수 있는 표준 서식 및 공통 지표(factor) 마련을 추진 중이다(금융감독원, 2019). 본 절에서는 개인연금에 대한 적극적인 정보 제공을 통해 소비자들이 더 나은 선택을 할 수 있도록 유도하는 해외사례를 살펴보고자 한다.

1. 독일 리스터 연금(Riester Pension)

2001년 독일은 공적연금의 급여수준을 하향 조정하면서 줄어든 급여수준을 개인연금을 통해 보완할 수 있도록 보조금이 지급되는 리스터 연금(Riester Pension) 제도를 도입하였다. 리스터 연금은 공적연금의 급여 수준 하락을 보완하기 위한 제도이기 때문에 가입 대상은 공적연금 가입자를 대상으로 한다. 정부의 지원을 받는 리스터 연금은 정부에서 정한 승인기준을 충족해야 하며, 전통적 연금보험, 펀드연계형 연금보험, 리스터 펀드저축계획, 은행저축계획, 자가주택연금 등 다섯 가지 종류의 상품이 판매되고 있다.

리스터 연금 도입 이후 공적연금을 보충하기 위한 사적연금 가입률은 크게 증가하였다. 2002년 공적연금 이외에 한 가지 이상의 보충적 사적연금을 가입한 가구의 비중은 26%에 불과하였으나 리스터 연금의 확대로 2009년에는 55%까지 증가하였다(정원석 외, 2017). 이러한 긍정적 효과로 인해 우리나라에서도 개인연금에 대해 보조금을 지급하거나 세제지원을 강화할 필요가 있다는 주장이 제기되고 있다.¹²⁾ 그러나 리스터 연금은 낮은 수익률

12) 김재호(2013)는 리스터연금과 같은 보조금 지급이 도입될 경우 개인연금 가입과 유지에 긍정적인 효과가 있음을 보였으며, 정원석(2018)은 저소득층의 가입유인 제고를 위한 세제혜택 개선을 주장하였다.

과 높은 수수료에 대한 비판이 제기되어 왔으며, 정부는 이에 대한 대응 방안으로 리스터 연금 승인 기준에 수수료 및 비용 등에 대한 정보를 제공하도록 하고 있다.

또한, 리스터 연금은 독립적인 기관에 의해 매년 상품이 평가되고 우수한 상품으로 선정된 상품들이 공개되고 있다. 리스터 연금 상품을 평가하는 대표적인 기관은 연금 및 재정 계획 연구소(Institut für Vorsorge und Finanzplanung, 이하 IVFP)이다. IVFP는 2001년 설립된 독립 연구기관으로 대학교수, 회계사, 보험계리사 등으로 구성되어 있다.¹³⁾ 리스터 연금 평가는 수익과 비용이 가장 중요한 비중을 차지하며 서비스의 질, 유연성, 투명성 등을 포함한 84개의 평가 기준을 활용한다. 예를 들어 사업비의 투명성 항목은 각 사업비 항목이 잘 구분되어 있고 투명한 경우 10점을 부여하고 각 사업비 항목별 구분이 불명확한 경우 0점을 부여한다.

IVFP는 리스터 연금 상품의 수익률에 영향을 미칠 수 있는 수수료 수준에 대해서도 점수를 부여하고 있다. 독일 리스터 연금의 평균적인 신계약비율(신계약비/보험료) 수준은 약 4%로 알려져 있으며¹⁴⁾ 평균적인 수준의 신계약비율을 부과하는 경우 7점을 획득하게 된다. 신계약비율이 2.62%보다 낮은 경우 만점인 10점을 부여하는 반면, 신계약비율이 10.31%를 초과할 경우 점수를 부여하지 않는다(IVFP, 2017).

〈Table 16〉 IVFP Acquisition Cost Rating Criteria

	Acquisition cost/ Premium Sum		Acquisition cost/ Premium Sum
10 point	less than 2.62%	4 point	5.61%~5.97%
9 point	2.62%~3.28%	3 point	5.98%~6.64%
8 point	3.29%~3.92%	2 point	6.65%~6.91%
7 point	3.93%~4.53%	1 point	6.92%~10.31%
6 point	4.54%~5.06%	0 point	more than 10.31%
5 point	5.07%~5.60%		

Source: IVFP(2017).

13) 리스터연금 테스트 결과를 제공하는 곳으로는 독일 서비스 품질 연구소(Institut für Service-Qualität), Franke & Bornberg 등이 있다.

14) <https://www.testsieger-berichte.de>

IVFP는 2017년 7월 31개 보험회사의 리스터 연금을 대상으로 전통형, 전통형 플러스, 인덱스형 등 다섯 가지 유형의 상품에 대해 테스트를 실시하고 평가결과 상위 3개 회사를 발표하였다. 전 유형에 걸쳐 최고 등급으로 평가된 Allianz는 자사 홈페이지를 통해 평가 결과를 홍보하고 있다.

리스터 연금 사례와 같이 독립된 기관을 통한 사적연금 상품 간의 평가 결과를 공개하는 것은 다양한 유형의 수많은 상품 중 선택의 문제에 직면해 있는 소비자에게 적절한 정보를 제공하는 방안이 될 것이다. 아울러 상품을 제공하는 보험회사도 우수한 평가 결과를 얻고 자 수익률 향상과 서비스 품질 개선을 위해 노력할 것이다.

2. 스웨덴 수익연금(Premium Pension)

스웨덴은 1990년대부터 공적연금 재정 안정화를 위한 개혁을 추진하였고, 공적연금의 보완수단으로써 사적연금개혁을 병행하였다. 공적연금은 최저연금 수준을 보장하는 보증연금(Guarantee Pension), 명목확정기여방식(Notional Defined Contribution)의 소득연금(Income Pension), 수익연금(Premium Pension) 등으로 기능을 분산하였으며 이중 수익연금은 사적연금시장을 활용한 연금제도로서 공적연금 보험료인 소득의 18.5% 중 소득연금에 적립되는 16%를 제외한 급여의 2.5%를 개인저축계정에 적립하여 본인 책임하에 투자하도록 하는 제도이다(류진식, 2012).

수익연금은 개인이 직접 민간펀드를 선택할 수도 있고 국가가 운영하는 펀드인 AP7에 투자할 수 있으며, 펀드 교체가 언제든지 가능하고 교체 시 수수료가 부과되지 않도록 하고 있다. 개인은 최대 5개의 펀드를 선택할 수 있으며, 2013년 기준 850개의 펀드상품이 판매되고 있다(Brüggen and Böhnke, 2017). 수익연금의 수익성은 어떤 펀드를 선택하느냐에 따라 달라질 것이기 때문에 펀드 선택의 문제가 중요해진다.

스웨덴의 수익연금은 소비자들이 펀드상품의 비교 선택을 원활히 하기 위해 매년 운용결과와 비용에 대한 상세 내역을 제공하도록 하는 오렌지 봉투(Orange Envelope) 제도를 운영하고 있다. 오렌지 봉투는 공적연금 총 적립액과 은퇴 시 지급받을 수 있는 예상 연금수령액, 지난 1년간의 기여금 및 운용결과, 은퇴시점에 대한 진단 등 개인의 전반적인

공적연금 가입 현황을 보여주며, 수익연금 펀드에 대한 정보는 별도의 페이지에서 제시된다. 수익연금과 관련해서는 가입한 펀드의 포트폴리오, 수익률, 수수료 수준이 제시되며, 개인은 이러한 정보를 펀드 선택에 활용하게 된다. Brüggen and Böhnke(2017)에 따르면 오렌지 봉투는 수익연금 가입자가 펀드를 변경하는 데 가장 영향력이 큰 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 한편, 수익연금에 대한 정보를 눈에 잘 띄는 오렌지색 봉투에 담아 배송하는 것은 봉투가 투자자의 주의를 환기시켜 가입자로 하여금 내용을 파악하도록 유인한 것으로 행동경제학적 의도에서 비롯된 정책이다(Cronqvist et al., 2018).

한편 수익연금 펀드를 관리하는 스웨덴 연금청(Pension Agency)은 펀드 규모에 따라 운용수수료(Fund Administration Fee)의 일부를 가입자에게 환급해주는 제도인 Price Reduction model을 운영함으로써 가입자의 수수료 부담을 완화하고 있다.¹⁶⁾

V. 요약 및 향후 과제

개인연금저축상품은 적립금, 판매 규모, 세제혜택 등을 감안하면 그 역할이 적지 않다. 세제혜택에 힘입어 신규 가입자가 지속적으로 존재하고, 연금계좌 이전제도(연금저축 상호 간,¹⁷⁾ IRP→연금저축¹⁸⁾)도 실시되고 있기 때문에 연금저축상품에 대한 투자성과 정보는 매우 중요하다. 이에 본 논문에서는 제한된 금융감독원 공시 정보를 활용하여 연금저축상품의 성과를 분석하였으며, 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 2018년 상반기 기준 판매 후 12~17년 경과된 상품(n=221)의 장기수익률을 분석한 결과, 명목수익률 평균값은 3.63%로 나타났다. 이는 1년만기 정기예금금리와 소비자물가상승률 대비 0.30%p, 1.35%p 높은 수치이다. 분포를 보면, 명목수익률의 제5백분위수 1.86%, 제95백분위수 5.23%로 상품 사이의 격차가 크게 나타났다. 또한, 모든 업권

15) 설문조사에서 오렌지 봉투를 통해 펀드 정보를 전달하는 것이 펀드 변경에 영향을 주었다고 응답한 비중은 약 22%로 나타났다(중복 응답 가능). 이는 재무설계사(financial advisor) 약 21%, 지인(가족, 친구, 직장동료) 약 16%보다 높은 수준이다.

16) Sweden Pension Agent(2017).

17) 연금저축 사이의 계좌이동은 2001년 3월부터 허용되었다.

18) IRP에서 연금저축으로 계좌이동은 2016년 6월부터 허용되었다.

의 제5백분위수에 속하는 상품은 1년만기 정기예금 금리보다 낮은 수익률을 보였다.

둘째, 상품특성이 유사한 연금저축보험상품($n=177$)에 국한하여 수수료와 수익률 간 회귀분석 한 결과, 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 즉, 업권과 출시 연도를 통제 한 상태에서도 수수료가 1%p 높은 상품은 명목 수익률이 -0.074% 낮은 것으로 나타났다. 따라서, 수수료율에 대한 정보는 소비자에게 매우 중요하다고 볼 수 있다.

셋째, 연금저축 가입자는 자유롭게 금융기관을 변경할 수 있기 때문에 성과가 좋은 상품으로 교체함으로써 수익률을 높일 수 있다. 수수료 수준과 수익률은 관련성을 갖기 때문에 수수료는 상품 선택에 중요한 정보가 될 수 있다. 따라서 정책당국은 독일과 같이 수수료 수준을 반영한 연금상품 평가 결과를 제공하거나, 스웨덴의 사례와 같이 소비자가 이해하기 쉽도록 수익률 및 수수료 정보를 전달하고 펀드 수수료 부담을 낮추고자 노력할 필요가 있다.

가입자가 더 높은 수수료를 지급하고 보험상품을 선택하는 것은 해당 보험회사가 그만큼 더 나은 서비스와 우수한 성과를 제공할 것으로 기대하기 때문이다. 따라서, 더 높은 수수료를 부과한 보험회사는 더 높은 수익률을 제공해야 할 것이다. 그러나, 본 연구를 통해 현실에서는 그렇지 못한 것으로 나타났으며, 이에 대한 개선이 필요함을 지적하였다. 이것이 이 논문의 정책적 기여이며 선행연구와의 차별성이다.

본 연구는 자료의 제약으로 연금저축보험에 국한하여 수수료가 수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 아쉽게도 최근 상품 출시가 급증하고 있는 연금저축펀드에 대한 분석은 이루어지지 못하였다. 향후 펀드상품에 대해서도 수수료와 수익률 사이의 관계에 대한 분석이 이루어져야 할 것이다. 아울러, 왜 수수료가 더 높은 연금저축상품이 더 나은 투자성과를 가입자에게 귀속시키지 못하였는지에 대한 연구도 필요하다.

참고문헌

- 고광수 (2014), “운용 및 판매보수와 주식형 펀드의 성과”, **재무관리연구**, 제31권 제4호, pp. 129-150.
- (Translated in English) Ko, K. (2014). “The Effects of Management and Sales Fees on Equity Fund Returns”, *The Korean Journal of Financial Management*, 31(4): 129-150.
- 국세청 (2018), **2018 국세통계연보**.
- (Translated in English) National Tax Services (2018). *2018 Statistical Yearbook of National Tax*.
- 근로복지공단 (2017), **중소영세사업장 소속 근로자의 수급권 강화를 위한 퇴직연금 시장 구조 개선방안**, 연구용역 보고서.
- (Translated in English) Korea Workers' Compensation & Welfare Service (2017). *Improvement of Retirement Pension Market Structure to Strengthen Vest of Workers in small-sized enterprises*.
- 금융감독원 (2012), “연금저축”, **금융소비자 리포트**, 제1호.
- (Translated in English) Financial Supervisory Services (2012). Individual Pension Products, *Financial Consumer Reports*.
- 김재호 (2013), “개인연금 가입결정과 유지요인에 관한 분석”, **보험금융연구**, 제24권 제4호, pp. 3-29.
- (Translated in English) Kim, J. (2013). “A Study on the Determinants of Purchasing and Preserving the Private Pension - the effect of firm's subsidy for contribution on employee's private pension-”, *Journal of Insurance and Finance*, 24(4): 3-29.
- 류건식 (2012), “복지국가 스웨덴의 연금개혁과 시사점”, **KiRi Weekly**, 2012.7.9.
- (Translated in English) Ryu, K. (2016). “Pension Reform in Sweden and Implications”, *KiRi Weekly*, 2012.7.9.

이경희 (2016), “연금저축상품 장기 투자성과 분석: 비교공시 자료를 중심으로”, **KiRi Weekly**, 2016.7.4

(Translated in English) Lee, K. (2016). “Long-term Investment Performance of Individual Pension Products”, *KiRi Weekly*, 2016.7.4.

정원석·강성호·마지혜 (2017), **저소득층 노후소득 보장을 위한 공사연계연금 연구**, 보험연구원.

(Translated in English) Jung, W., S., Kang and J., Ma (2017). “*The Effects Analysis of Private Pension Subsidy*”, Korea Insurance Research Institute.

정원석 (2018), “연금저축 세제혜택 세액공제 전환에 따른 연금저축 납입행태 변화 분석,” **보험금융연구**, 제29권 제3호, pp. 77-102.

(Translated in English) Jung, W. (2018). “Does changing tax treatment method increase private pension saving?”, *Journal of Insurance and Finance*, 29(3): 77-102.

홍원구 (2016), “개인연금 자산운용 성과분석 및 시사점”, **자본시장 Weekly**, 2016-32호.

(Translated in English) Hong, W. (2016). “Investment Performance of Individual Pension Products”, *Weekly Capital Market*.

홍원구·심수연 (2016), **퇴직연금 수익률과 수수료 분석**, 자본시장연구원.

(Translated in English) Hong, W, and S., Shim (2016). *The Rates of Return on Retirement Plan Assets and Expenses of Asset Management*, Korea Capital Market Institute.

Brüggen, L., and M., Böhnke (2017). “Choice in Pensions: Insights from the Swedish Premium Pension System”, presentation, Netspar.

Coleman, A., N., Esho, and M., Wong (2006). “The Impact of Agency Costs on the Investment Performance of Australian Pension Funds”, *Journal of Pension Economics and Finance*, 5(3): 299-324.

- Cronqvist, H., R., Thaler, and F., Yu (2018). "When Nudges Are Forever: Inertia in the Swedish Premium Pension Plan", Working paper.
- Dahlquist, M., V., Martinez, V., Martinez, and P., Söderlind (2016). "Individual Investor Activity and Performance", *The Review of Financial Studies*, 30(3): 866-899.
- IVFP (2017). *Informationen zum Produktrating Riester-Rentenversicherung*.
- Munnell, A., J.-P. Aubry, and C., Crawford (2015). "Investment Returns: DB vs. DC Plans", *Issue in Brief*, Center for Retirement Research at Boston College.
- Swedish Pensions Agency (2017). "Instructions for the Fund Agreement".
- Sy, W. (2008). *Pension Governance in Australia: An Anatomy and an Interpretation*, Rotman International Journal of Pension Management.
- Pool, V., C., Sialm, and I., Stefanescu (2016). "It Pays to Set the Menu: Mutual Fund Investment Options in 401(k) Plans", *Journal of Finance*, 21: 1779-1812.
- Vanguard (2016). *How America Saves 2016: A Report on Vanguard 2015 Defined Contribution Plan Data*.

Abstract

This paper analyzes the performance of pension savings products by using the information provided by the Financial Supervisory Service. As a result of analyzing the long-term returns of the products ($n=221$) that have passed 12 ~ 17 years after the sales in the first half of 2018, the average nominal rate of return is 3.63%, which is 0.30%p and 1.35%p higher than 1 year deposit rate and inflation rate, respectively. Regression analysis between commissions and returns for a similar pension savings insurance product ($n=137$) showed a statistically significant negative relationship. This means that information on commission rate is a very important factor to consumer's investment decision. In order to improve the performance of pension savings products, regulators should work to increase the accuracy of data and provide informative information to decision makers, such as changing disclosure information based on actual performance. It is also necessary to consider the measures such as the case of Germany and Sweden to convey understandable information and guidance to change the product for customers.

※ **Key words:** Individual Pension Product, Investment Return Rate, Fee, Disclosure

가족기업의 친족등용에 관한 연구*

Nepotism in Korean Family Firms

강 형 철**·변 희 섭***

Hyung Cheol Kang·Hee Sub Byun

본 연구는 CEO 교체사건이 존재하는 한국거래소 유가증권시장 상장기업들을 대상으로 친족등용(nepotism)의 사전적 결정요인과 그 결과로서 기업가치에 미치는 영향을 분석한다. 우선, 지배주주의 친족을 지배주주 본인, 자녀, 기타 친족으로 구분하고 각자가 CEO로 선임되는 결정요인을 분석한 결과, 기업이나 산업의 수익성이 좋고 위험이 작은 기업일수록 자녀가 선임될 가능성이 유의하게 높아지는 것으로 나타난다. 다음으로 각각의 CEO 교체유형이 기업가치에 미치는 영향을 분석한 결과, 자녀 또는 기타 친족이 CEO로 선임된 경우 기업가치가 유의하게 낮은 것으로 나타난다. 이러한 결과들은 CEO의 경영능력과는 별개로 안정적인 수익확보가 용이한 기업의 경영권을 자녀에게 물려주는 친족등용 성향이 경영자 시장의 효율성을 제약함으로써 기업가치에 악영향을 미친다는 기존의 연구결과(Perez-Gonzalez, 2006)와 일치한다. 본 연구는 지배주주가 재무적으로 우월한 기업의 경영권을 자녀에게 물려주려는 시도가 오히려 기업가치를 하락시키는 결과를 초래할 수 있다는 실증적 논거를 제시한다는 점에서 학술적 의미가 있다.

국문 색인어: 가족경영, 친족등용, CEO 교체, 경영자 시장, 기업가치

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700, B050703

* 이 논문은 2018년도 서울시립대학교 교내학술연구비 지원을 받아 작성되었다.

** 서울시립대학교 경영대학 경영학부 교수(hckang@uos.ac.kr), 제1저자

*** 한림대학교 경영대학 금융재무학과 조교수(heesbyun@hallim.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2019. 05. 27, 논문 최종 수정일: 2019. 08. 09, 논문 게재 확정일: 2019. 08. 19

I. 서론

최고경영자(이하 CEO)는 기업의 경영의사결정에 대해 최종적인 영향력을 보유하기 때문에 이들의 교체는 기업가치 측면에서 중대한 변화를 초래할 수 있는 사건이다. 따라서 CEO 교체에 대한 많은 연구들은 왜 CEO 교체가 일어나는지와 CEO 교체가 기업가치 또는 주가에 미치는 영향을 다루고 있다. 소유가 분산되어 전문경영인 중심인 미국기업을 대상으로 한 연구들은 대체적으로 기업의 성과가 나쁠 때 CEO 교체가 발생하고, 교체 이후 기업가치가 상승한다는 결과를 보고하고 있다(Denis and Denis, 1995; Weisbach, 1988; Warner, Watts, and Wruck, 1988). 이러한 결과는 전문경영자 시장이 효율적으로 작동하고 있음을 시사한다.

하지만 미국, 영국 등 서구 선진국과는 달리 한국의 많은 기업은 지배주주 가족(controlling family)에게 소유가 집중되어 전문경영자뿐만 아니라 가족경영자도 존재하는 상황이다. 가족경영자의 존재는 전문경영자 시장이 비효율적인 경우 이를 대체하는 긍정적 효과를 가져올 수 있지만, 오히려 전문경영자 시장을 제약하는 요인으로 작용할 우려도 공존한다. 가족경영자와 같은 장기투자자의 존재는 장기적인 안목의 투자의사결정을 통해 기업의 효율성을 증진시키고 우수한 성과를 나타낼 수 있다(Stein, 1988; 1989; James, 1999). 하지만, 지배주주가 경영자 지위를 가족구성원에 한정하는 친족등용(nepotism) 성향과 자녀 또는 친족에 대한 이타주의(altruism) 성향이 경영자 시장의 효율성과 규율기능을 어렵게 하여 기업가치에 부정적 영향을 미칠 수도 있다(Perez-Gonzalez, 2006; Schulze, Lubatkin, Dino, and Buchholtz, 2001; Schulze, Lubatkin, and Dino, 2003).

이러한 상반된 예측을 고려하여 본 연구에서는 CEO 교체사건 중 전문경영자에서 가족경영자로의 교체(Professional to Family: 이하 'P-F 교체')와 가족경영자에서 전문경영자로의 교체(Family to Professional: 이하 'F-P 교체')에 집중하여 각각 교체의 결정요인과 기업가치에 미치는 사후적 효과를 검증한다. 가족이라는 장기투자자 관점에서 보면, P-F 교체는 장기적인 안목에서의 경영활동으로 전환한다는 것을 의미하고, F-P 교체는 단기성과 위주의 경영활동으로 전환한다는 것을 시사한다. 한편, 경영자 시장 관점에서 보면, P-F 교체는 친족등용이면서 효율적 경영자 시장을 떠나 협소한 경영자 시장으로 이전

한다는 것을 의미한다. 그 반대인 F-P 교체는 협소한 경영자 시장을 떠나 효율적 경영자 시장으로 이전함을 의미한다.

보다 중요하게, 본 연구에서는 친족등용에 대한 보다 구체적인 분석을 위해 P-F 교체의 경우 가족경영자를 지배주주 본인, 본인의 자녀, 기타 친족으로 구분하여 세밀한 분석을 시도한다. 가족경영자를 본 연구에서와 같이 구분한 연구는 국내외에서 찾아보기 어렵다.¹⁾ 이러한 구분이 의미가 있는 이유는 다음과 같다. 첫째, 지배주주 본인을 제외하고 자녀를 CEO로 선임하는 것은 친족등용으로서 가장 협소한 경영자 시장을 활용하는 것이고, 자녀에 대한 이타주의가 발현될 가능성이 매우 높다. 둘째, 자녀를 CEO로 선임한다는 것은 경영권 승계를 의미하며 이에 따른 대리인 문제가 나타날 우려가 존재한다. 이와 같이 친족등용, 이타주의, 승계 이슈를 고려하면 자녀로의 P-F 교체는 전문경영자 시장을 대상으로 한 전통적인 연구결과와는 반대로 경영성과가 좋을 때 일어날 가능성이 존재한다. 또한 이타주의로 인해 자녀가 CEO로 선임된 이후 성과가 나빠지더라도 CEO 교체가 발생하지 않을 가능성이 높다. 자녀의 검증되지 않은 경영능력과 경영권 승계과정에서 나타나는 대리인 문제 측면에서 보면 자녀로의 P-F 교체 이후 기업가치가 악화될 가능성이 높다.

본 연구에서는 이러한 가능성을 확인하기 위해 2005년부터 2015년까지 대표이사 변경과 관련한 한국거래소의 공시자료를 수작업을 통해 확인하여 CEO 교체가 발생한 모든 표본 중 P-F 교체인지, F-P 교체인지를 구분한다. 여기서, P-F 교체인 경우 새로이 선임된 CEO가 지배주주 본인인지, 지배주주 본인의 자녀인지, 아니면 기타 친족인지를 세분한다. 이러한 세분화 과정을 거친 후 각 교체의 결정요인과 교체 이후 기업가치에 미치는 영향을 분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 지배주주의 친족을 지배주주 본인, 자녀, 기타 친족으로 구분하고 각자가 CEO로 선임되는 결정요인을 분석한 결과, 기업이나 산업의 수익성이 좋고 위험이 작은 기업일수록 자녀가 선임될 가능성이 유의하게 높아지는 것으로 나타난다. 이는 CEO의 경영능력과 별개로 안정적인 수익확보가 용이한 기업의 경영권을 자녀에게 물려줌으로써 승계절차를 용이하게 하고 자녀의 CEO로서의 역량을 보여주려는 시도로 이해될 수 있다. 산업 수

1) 이렇게 가족을 세분한 연구로서 유일하다고 판단되는 연구는 태국 기업집단의 지배주주 가계도를 분석한 Bertrand, Johnson, Samphantharak, and Schoar(2008)이다. 가족경영자를 세분하기 어려운 이유는 다양한 자료를 통해 상당한 수작업이 요구되기 때문이다.

의성의 유의한 설명력은 산업 경기가 좋은 상황에서 검증되지 않은 자녀의 경영능력 또는 평판을 키워주려는 지배주주의 이타주의가 작동한 것으로 이해될 수 있다. 또한 이러한 결과는 CEO 교체가 기업의 과거 성과와 음(-)의 관계를 보이고, 특히 산업 요인을 배제한 기업의 순수한 성과가 나쁠 때 CEO 교체의 발생 가능성이 증가한다는 이론적, 실증적 예측과 상반되는 결과이다(Holmstrom, 1979; 1982; Diamond and Verrecchia, 1982; Jenter and Kanaan, 2015). 이는 기존의 연구들이 소유가 분산되어 지배주주 가족이 존재하지 않는 경우를 대상으로 하고 경영자시장이 효율적이라고 가정하기 때문에 나타나는 현상이며, 우리나라와 같이 가족기업이 만연하고 경영자 시장이 협소한 상황에서는 다른 결과가 나타날 수 있다는 것을 보여주는 결과이다.

둘째, 각각의 CEO 교체유형이 기업가치에 미치는 영향을 분석한 결과, 지배주주의 자녀 또는 기타 친족이 CEO로 선임된 경우 기업가치가 유의하게 낮은 것으로 나타난다. 이는 경영자 지위를 가족 구성원에 한정하는 친족등용 성향이 경영자 시장의 효율성을 제약함으로써 기업가치에 악영향을 미친다는 기존의 연구결과를 지지하는 결과이다(Perez-Gonzalez, 2006; Schulze, et al., 2001; 2003). 결국, 지배주주 본인의 친족등용과 이타주의 성향으로 인해 본인의 자녀에게 재무적으로 우수한 기업의 경영권을 물려주게 되지만, 이로 인해 의도와는 다르게 기업가치에 악영향을 미치게 된다는 것을 의미한다. 이는 지배주주가 CEO 선임과정에서 경쟁적이고 효율적인 경영자 시장을 포기하고 자녀들의 경영능력에 대한 검증절차 없이 협소한 경영자 시장을 활용한 것이 그 원인일 수 있다.

본 연구는 가족기업에서 나타나는 CEO 교체의 결정요인과 CEO 교체가 기업가치에 미치는 영향을 종합적으로 파악했다는 점에서 그 의미가 있다. 특히 국내에서 기존의 많은 연구들은 두 가지 이슈 중 어느 하나에 초점을 두고 연구를 수행해 왔다. 가족기업에서 기업성과가 CEO 교체에 미치는 영향은 신현한·장진호(2005), 김아리·조명현(2011), 남윤성(2017) 등의 연구가 있고, CEO 교체가 기업성과에 미치는 영향은 박준용(1998), 김정진·이기은(2009) 등의 연구가 대표적이다. 하지만 동일한 표본에 근거한 인과관계의 규명이 종합적인 해석에 필수적인 만큼, CEO 교체의 사전적 원인과 사후적 결과를 통합적으로 연구한 본 연구는 중요한 학술적 의미를 갖는다.

또한 본 연구는 가족기업에서 CEO 유형을 세분화한 공헌점을 갖는다. 국내의 기존 연

구에서는 가족이 CEO인지의 여부만 확인할 뿐, 본 연구에서와 같이 가족경영자를 지배주주 본인, 자녀, 기타 친족으로 구분한 연구는 찾아보기 어렵고 분석결과에 근거한 간접적인 해석만을 제공하고 있다. 경영권 승계 및 친족등용의 이슈를 다루기 위해 이러한 구분은 필연적임에도 불구하고 기존 연구에서 거의 다루어지지 않았던 이유는 자료의 제약에 있을 것이다. 본 연구에서는 사업보고서, 신문 등 다양한 자료원천을 사용하여 이 제약을 극복하고 유의미한 시사점을 이끌어낸 공헌점이 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 II장에서는 가족경영자 선임의 결정요인과 가족경영자 선임이 기업가치에 미치는 영향에 대한 기존 연구를 소개하고 가설을 제시한다. 제 III장에서는 표본의 선정 및 변수의 측정방법과 기초통계를 제시한다. 제 IV장에서는 친족등용의 결정요인과 친족등용이 기업가치에 미치는 영향을 구분하여 제시한다. 마지막으로 제 V장에서는 결론과 시사점을 제시하고 논문을 마무리한다.

II. 기존 연구 및 연구 가설

1. 가족경영자 선임의 결정요인

전통적으로 CEO 교체가 과거 기업의 성과와 음(-)의 관계를 갖는다는 것은 잘 알려진 사실이다. 특히 CEO 교체는 기업이 속한 시장 및 산업 요인을 배제하고 CEO 고유의 경영능력에 기반해야 한다고 주장한다(Holmstrom, 1979, 1982; Diamond and Verrecchia, 1982). 이러한 CEO 교체에 대한 전통적 연구는 경영자 시장이 경쟁적이고 효율적인 상황에서 CEO 교체를 이사회에 의한 규율장치로 가정하고 이루어진 것이다.

하지만 지배주주가 가족으로 이루어진 상황에서는 이러한 가정이 더 이상 유효하지 않다. 더욱이 Perez-Gonzalez(2006)는 가족구성원 중 대표이사를 선임하는 것이 마치 2000년 올림픽 금메달리스트의 장자를 2020년 올림픽 국가대표로 선정하는 것과 다를 바 없다는 주장²⁾을 제시한다. 이러한 주장에 기반하여 Burkart, Panunzi, and Shleifer

2) David C. Johnston, New York Times(2001. 2. 14), "Dozens of Rich Americans Join in Fight to Retain the Estate Tax".

(2003)의 가족기업에서의 경영권 승계에 대한 이론적 연구에 따르면 전문경영자가 가족경영자보다 더 우수한 능력을 보유한다고 가정한다. 이는 가족기업에서의 경영자 교체의 결정요인은 전통적 관점과 다른 요인에 기인하거나 다른 결과가 나타날 가능성이 존재한다는 것을 의미한다.

따라서 지배주주가 가족인 기업을 대상으로 한 연구에서는 전통적 연구와는 조금 다른 관점에서 경영자 교체의 결정요인을 다루고 있다(Anderson and Reeb, 2003; Villalonga and Amit, 2006; Maury, 2006). Burkart et al.(2003)에 따르면 지배주주 일가는 자신들의 후생(welfare)을 극대화하기 위해 가족구성원이 CEO 직위를 맡을지, 전문경영자에게 위임할 것인지를 결정한다. 여기서 지배주주 가족의 후생은 자신들의 지분 가치와 통제 의 사적 이득(private benefits of control)으로 구성된다. 따라서 지배주주 일가는 소유권이 큰 기업의 경영을 직접 담당함으로써 자신의 지분가치를 극대화하려고 하거나, CEO 직위를 활용하여 사적 이득을 최대한 누리려고 할 것이다.

서론에서 제시한 바와 같이 가족경영자는 장기투자자라는 관점에서 충분히 장점을 가질 수 있지만, CEO 선임이 친족등용과 이타주의 성향으로 이루어지는 경우 가족경영자의 참호구축 효과(entrenchment effects), 경영권 승계, 보수적 경영 등으로 기업경쟁력이 도태될 수 있는 단점이 나타날 수 있다(Allen and Panian, 1982; Schulze et al., 2003). 친족등용은 그 자체로 경영자 시장을 제약하여 협소한 경영자 시장을 활용한다는 것을 의미하며, 지배주주가 자녀를 CEO로 선임하는 경우 가장 협소한 경영자 시장을 활용하게 되는 것이다. 한편, 이타주의는 성과가 나쁜 가족경영자에 대한 규율을 어렵게 하여 비경쟁적인 가족경영자가 선임될 수 있으며 자신의 직위에 위협을 느끼지 않는다면 직위유지를 위한 노력을 기울이지 않게 되는 결과를 초래할 수 있다.

지배주주가 이러한 친족등용과 이타주의의 부정적 측면을 인지한다면 안정적인 경영권 승계절차의 마무리를 위해 재무적으로 우월한 기업을 자신의 자녀 또는 친족에게 맡길 가능성이 존재한다. 즉, 지배주주의 2세들은 경영자로서의 명성(reputation)을 쌓아 나가야 책임이 있기 때문에 열악한 기업의 경영자가 되는 경우 명성을 보여줄 기본적인 기회조차 박탈될 가능성이 있기 때문이다. 국내의 연구에서 간접적이거나 이러한 증거를 확인해 볼 수 있다. 김아리·조명현(2011)에 따르면 기업의 성과가 좋은 경우 가족경영자가 선임될

가능성이 증가하는 반면, 신현한·장진호(2005)에 따르면 기업의 성과가 나빠 CEO가 교체되는 현상은 가족경영자보다는 전문경영자인 경우 더 쉽게 발생한다. 한편, 강형철(2014)은 우리나라 기업집단을 대상으로 과거 성과와는 다른 측면에서 지배주주 가족의 소유권이 크거나 그룹에 대한 통제권이 큰 계열사일수록 가족이 CEO일 가능성이 증가한다는 결과를 제시한다.

본 연구는 기존 연구와 달리 가족경영자를 지배주주 본인, 자녀, 기타 친족으로 구분하기 때문에 친족등용의 유인을 보다 세밀히 분석해 볼 수 있다. 자녀를 CEO로 선임한다는 것은 CEO로서의 경영능력과 무관하게 가장 협소한 경영자 시장을 활용하는 것이므로, 이에 따른 부정적인 영향을 최소화하기 위하여나 이타주의를 이유로 재무적으로 우월한 기업에서 자녀가 CEO로 선임될 가능성이 가장 크게 나타날 것으로 기대한다. 따라서 친족등용의 결정요인에 대한 다음의 가설을 제시한다.

가설 1: 수익성이 좋고 위험이 작은 기업일수록 최고경영자는 가족경영자, 특히 자녀로 교체될 가능성이 높다.

2. 가족경영자 선임이 기업가치에 미치는 영향

가족경영자 선임의 사후적 결과로서 본 연구에서는 CEO 교체가 기업가치에 미치는 영향을 분석한다. 기존 연구에 따르면 가족경영자 선임이 기업가치에 미치는 영향은 논란의 여지가 있다. 긍정적 측면에서, 가족경영자는 장기투자자이므로 전문경영자의 근시안적 투자의사결정을 제약하여 투자효율성과 기업가치를 증진시킬 수 있다(Stein, 1988, 1989; James, 1999). 또 다른 측면에서 가족경영자는 금전적 보상보다는 기업의 장기적 성공과 관련된 비금전적 보상을 선호하고, 기업과 관련하여 획득하기 어려운 특화된 지식을 더 많이 보유하고 있다(Kandel and Lazear, 1992; Davis, Schoorman, and Donaldson, 1997).

하지만 대리인 이론, 친족등용, 이타주의, 경영권 승계에 관한 많은 연구들은 가족경영자 선임의 부정적 결과를 예측하고 있다. 대리인 이론에 따르면 지배주주에 의한 과도한

경영권 행사가 오히려 지배주주와 외부주주 간 대리인 문제를 유발하는 등 기업가치에 부정적 효과를 미칠 가능성이 있다(Burkart et al., 2003; Shleifer and Vishny, 1997; Villalonga and Amit, 2006). 지배주주는 경영자 직위를 가족 구성원에 한정하는, 즉 친족등용 성향이 있기 때문에 경영자 시장을 제약하여 기업가치에 악영향을 미칠 수 있다(Perez-Gonzalez, 2006; Schulze et al., 2001; 2003). 또한 지배주주의 자녀 또는 친족에 대한 이타주의도 성과가 나쁜 가족경영자에 대한 규율을 어렵게 해서 기업가치를 약화시킬 수 있다(Schulze et al., 2003).

기존의 많은 실증연구에 따르면 소유가 분산되고 투자자 보호가 강한 서구 선진국을 위주로 가족경영자의 긍정적 결과가 보고되는 반면, 우리나라와 같이 투자자보호가 약하고 소유가 집중된 국가에서는 가족경영자의 부정적 결과가 보고되고 있다.

우선 서구 선진국을 대상으로 가족경영자의 긍정적 측면을 제시한 실증연구는 다음과 같다. Anderson and Reeb(2003)은 S&P500 기업을 대상으로 가족경영자인 기업이 전문경영자인 기업에 비해 성과가 더 우수하다는 결과를 보고한다. Villalonga and Amit(2006)와 Adams, Almeida, and Ferreira(2009)는 Fortune 500 기업을 대상으로 설립자가 CEO일 때 가치가 높다는 결과를 제시한다. Fahlenbrach(2009)는 미국 기업을 대상으로 설립자가 CEO일 때 가치가 높고, 투자가 많고, 주식시장 성과도 우수하다는 것을 발견한다. Maury(2006)는 서유럽 국가들의 기업을 대상으로 가족경영자 기업의 성과와 가치가 모두 우수하지만, 그 관계는 서유럽 국가 중 투자자 보호가 강한 국가에 한정된다는 증거를 제시한다.

이상의 연구들에서조차도 가족경영자 중 설립자의 우수성을 발견하지만, 설립자의 후손이 CEO일 때는 기업가치가 하락하는 결과를 제시하고 있다(Villalonga and Amit, 2006; Fahlenbrach, 2009). 또한 캐나다 기업을 대상으로 한 Morck, Stangeland, and Yeung(1998)은 가족경영자 기업의 영업성과가 더 낮다고 보고한다. 한편, 설립자의 후손이 경영자로 선임되는 사건을 대상으로 주식시장에서 부정적인 주가반응을 제시한 연구들도 다수 존재한다(Smith and Amoako-Adu, 1999; Perez-Gonzalez, 2006; Bennedsen, Fan, Jian, and Yeh, 2015).

친족등용이라는 본 연구의 주요 분석목적과 이상의 연구결과들을 종합해 보면, 지배주

주가 협소한 경영자 시장을 활용하여 CEO를 선임하게 되는 경우 기업가치에 부정적 영향을 미칠 것으로 예상된다. 더욱이, 새로이 선임된 CEO가 지배주주의 자녀인 경우 가장 협소한 경영자 시장의 활용 및 이타주의를 이유로 기업가치에 가장 부정적 영향을 미칠 것으로 기대된다. 따라서 CEO 교체유형이 기업가치에 미치는 영향에 대한 다음의 가설을 제시한다.

가설 2: 최고경영자 선임 시 가장 협소한 시장을 활용할 경우, 즉, 최고경영자를 지배주주의 자녀로 선임할 경우 기업가치에 부정적 영향을 미칠 것이다.

Ⅲ. 분석 자료와 변수

1. 분석 자료

본 연구는 한국거래소 유가증권시장(Korea Stock Composite Index, KOSPI) 상장 기업³⁾ 중 당해 회계연도에 대표이사 교체⁴⁾가 발생(공시)된 기업을 최초 분석표본으로 설

3) 몇몇 학술연구는 협의의 기준에 따라 특정 지분(e.g. 5%, 25% 등)을 보유한 대주주의 존재 여부로 가족기업을 구분하고 있다(Maury, 2006; Villalonga and Amit, 2006; Andres, 2008). 하지만, 이러한 기준은 다수의 계열사를 거느린 기업집단을 통해 소수의 지분만으로 지배주주 일가가 사실상의 통제권을 확보하는 한국 자본시장의 실정과 괴리가 존재한다. 따라서, 본 연구는 광의의 기준인 지분구조와 무관하게 실질적인 통제권을 보유한 지배주주 일가가 존재하는 경우를 가족기업으로 정의한다(Anderson and Reeb, 2003). 이를 위해, 본 연구는 사업보고서를 바탕으로 지배주주를 파악한다. 만일, 사업보고서상 최대주주가 법인(계열사)으로 명시된 경우 동 법인의 지분구조를 파악하여 실질적 통제권을 갖는 지배주주(동일인) 정보를 추출한다. 필요한 경우, 기업 연혁(설립자), 신문기사, 기타 공시자료 등을 확인하여 앞서 추출한 정보의 적정성을 재차 검증한다. 지배주주 일가는 사업보고서상 특수관계인으로 명시될 뿐만 아니라, 지배주주와의 관계도 공시되므로, 이들의 성명을 확인한다. 추가적으로 '대표이사 변경' 공시에 포함된 최대주주 및 특수관계인과의 관계 공시정보를 파악하여 사후적으로 가족기업 여부를 재차 검증한다.

4) 본 연구가 경영권 승계 이슈를 다루고 있어 대표이사가 지배주주의 자녀로 변경되는 것만이 경영권 승계로 볼 수 있는가에 대한 논란이 제기될 수 있다. 다만, 대표이사는 사실상 기업의 경영의사결정에 대한 최종적 권한을 보유하기 때문에 명백하게 의도된 경영권 승계로 인식될 수 있으며, 가장 큰 파급력을 가질 것으로 예상되어 논쟁의 여지가 크지 않다고 판단된다. 이러한 연유로 기업지배구조 분야에서는 대표이사 변경의 기업의 큰 변화를 야기하는 핵심적 사건(events)로 인식하며, 관련 연구들은 이러한 사건을 중심으로 대리인문제의

정한다. 이러한 설정은 본 연구의 목적이 경영자 시장 내 친족등용의 원인과 결과를 검증하는데 있기 때문이다. 분석기간은 2005년부터 2015년까지이다. 재무제표의 비교 가능성과 규제의 상이성을 고려하여 금융·보험업 기업과 자본잠식 기업은 표본에서 제외한다. 이러한 기준을 적용하여 1,917개 기업-연도 표본(610개 기업)이 실증분석에 활용된다. 대표이사 교체에 관한 정보는 한국거래소 상장공시시스템(Korea Investor's Network for Disclosure System, KINDS)의 '대표이사 변경' 공시를 바탕으로 수작업을 통해 수집한다. 동 공시에는 교체 전과 후의 대표이사 성명이 포함되어 있다. 본 연구는 기업의 사업보고서의 '최대주주 및 특수관계인의 주식소유 현황'을 바탕으로 지배주주와 이들의 지분구조를 파악한다. 이러한 과정에 있어, 최대주주가 법인(계열사 등)으로 보고되는 경우 이들 기업의 소유구조를 추적하여 실질적인 지배권을 행사하는 지배주주를 재차 확인한다. 혈연관계로 맺어진 지배주주 일가(자녀 또는 친족)는 사업보고서와 각종 언론자료를 바탕으로 수작업을 통해 수집하여 구분한다. 기업의 재무자료와 주식가격은 사업보고서를 데이터베이스화한 FN-Guide에서 추출하여 활용한다.

2. 변수

가. CEO 교체

본 연구는 당해 회계연도에 1회 이상 '대표이사 변경' 공시에 이루어진 기업을 CEO 교체 발생 표본으로 인식한다. 이러한 공시에 포함된 교체 전과 후의 대표이사 성명을 지배주주 일가의 정보와 매칭(matching)하여 전문경영자와 가족경영자로 구분한다. 이러한 과정을 거쳐 P-F, F-P 와 나머지 CEO 교체를 구분한다. P-F 교체(P-F turnover_i는 전문경영자에서 가족경영자(지배주주 일가)로 CEO가 교체된 기업을 의미하며,⁵⁾ 동 교체는

원인과 결과를 논의한다. 무엇보다, 진정한 경영권 승계의 시점을 파악하는 것은 연구자 개인의 주관에 개입될 여지가 있고, 객관적인 자료의 입수가 거의 불가능하다. 이러한 논의에도 불구하고, 대표이사 변경만을 경영권 승계로 인식한 것은 본 연구의 한계점임을 밝힌다.

- 5) 대표이사가 여러 명이 존재하는 기업과 공시가 다수 존재하므로, P-F 교체는 전문경영자만 존재하는 기업에서 가족 경영자가 1명이라도 추가 또는 교체 선임된 경우를 의미한다. 반대로, F-P 교체는 대표이사 중 1명이라도 가족 경영자가 존재하다가 모두 전문 경영자만 존재하는 경우를 의미한다.

가족경영자의 유형에 따라 P-F 본인(지배주주, P-F CS), P-F 자녀(자녀, P-F child)와 P-F 기타 친족(기타 친족, P-F others)으로 세분화된다. P-F 교체는 효율적 경영자 시장에서 협소한 경영자 시장의 이전의 효과를 의미하며, 이들을 세분화한 교체 유형은 시장 이전의 효과와 더불어 친족등용의 효과를 동시에 반영한다. F-P 교체(F-P turnover)는 가족경영자에서 전문경영자로 CEO가 교체된 기업을 의미한다. F-P 교체는 협소한 경영자 시장에서 효율적 경영자 시장의 이전의 효과를 반영한다. P-P(P-P turnover) 또는 F-F 교체(F-F turnover)는 P-F 교체와 F-P 교체에 해당하지 않는 나머지 CEO 교체가 발생한 기업을 의미한다. 한편, P-F와 F-P 교체를 구분함에 있어 (1) 최대주주와 CEO가 동시에 변경된 경우, (2) 10% 이상 최대주주가 없는 경우, (3) 법원에 의한 강제 교체, (4) 기업 분할, (5) 기존 CEO 사망 등은 포함하지 않았다. 이는 경영권과 더불어 실질적인 통제권(소유권)을 가져야만 사실상 가족경영자로서의 영향력을 보유할 것이기 때문이다. 한편, 법 집행이나 기업 경영상의 목적으로 CEO가 교체된 경우 경영자 시장의 작동으로 보기 어려워 포함하지 않는다. 당해 회계연도에 서로 다른 유형의 '대표이사 변경' 공시에 발생한 경우 최초 공시를 바탕으로 유형을 구분한다. 이는 본 연구가 이전 회계연도의 경영성과 또는 행태가 다음 회계연도의 CEO 교체에 미치는 영향을 분석하기 때문에 이러한 관계를 가장 명확히 반영할 수 있는 설정으로 이해될 수 있다.⁶⁾

〈Table 1〉은 CEO 교체 유형별 표본의 분포를 제시한다. CEO 교체가 발생한 기업은 1,917개로 분석기간에 걸쳐 특이한 추이 없이 균등하게 분포하게 나타난다.

6) 본 연구는 동일 회계연도에 서로 다른 유형의 공시가 2회 이상 존재하는 표본을 제외하여 추가적인 분석을 실시하였다. 분석결과, 보고된 결과와 대동소이한 결과를 확인할 수 있었다.

〈Table 1〉 Sample Distribution by the Type of CEO Turnover

Year/ Type	Total turn over	P-F turnover				F-P turn over	F-F turn over	P-P turn over
		Total	P-F CS	P-F child	P-F others			
2005	169	14	5	5	4	16	53	86
2006	176	11	7	2	2	10	66	89
2007	152	6	2	2	2	10	54	82
2008	185	11	8	2	1	15	64	95
2009	183	12	6	4	2	9	73	89
2010	168	14	7	4	3	10	61	83
2011	175	9	5	4	0	19	71	76
2012	168	13	10	2	1	8	68	79
2013	194	11	2	5	4	26	75	82
2014	179	14	10	2	2	19	65	81
2015	168	11	9	2	0	12	51	94
Total	1,917	126	71	34	21	154	701	936

Note: This table shows the sample distribution by the type of CEO turnover in each year. Total turnover means firms in which the CEOs are replaced in the calendar year. P-F turnover means firms in which the professional CEOs are replaced to family CEOs (controlling family). This type of CEO turnover is sub-divided into three types based on new CEOs' status within a family. P-F CS means firms in which the professional CEOs are replaced to a controlling shareholder. P-F child means firms in which the professional CEOs are replaced to a controlling shareholder's children. P-F others means firms in which the professional CEOs are replaced to a controlling shareholder's other relatives. F-P turnover means firms in which family CEOs are replaced to professional CEOs. F-F turnover means firms in which family CEOs are replaced to other family CEOs. P-P turnover means firms in which professional CEOs are replaced to other professional CEOs or are not classified to the above types of CEO turnover.

P-F 교체는 126개 기업에서 발생한 것으로 관찰되는데, 이는 전체 CEO 교체의 10%를 하회하는 수준이다. 동 교체가 자본시장에서 흔히 관찰할 수 있는 일반적인 현상이 아님을 시사한다. 따라서, 이러한 교체는 지배주주 일가의 유인을 반영하여 결정되며, 투자자들 역시 이를 의미 있는 변화로 인식할 가능성이 높음을 유추할 수 있다. P-F 교체 중 본인로의 교체는 71개, 자녀로의 교체는 34개, 기타 친족으로의 교체는 21개 기업에서 발생한 것으로 관찰된다. 협소한 경영자 시장으로 이전 시에도 유형별로 상이한 유인이 반영될 개연성을 시사한다. 효율적인 경영자 시장으로의 이전을 의미하는 F-P 교체가 발생한 기업

은 154개가 존재한다. 본 연구는 이러한 유형의 교체와 P-F 교체를 비교함으로써 경영자 시장의 이전 행태에 대한 보다 엄밀한 이해를 제시한다. 동질적인 경영자 시장의 활용을 반영하는 동일한 주체 간 CEO 교체는 1,637개로 관찰된다.⁷⁾ 이 중 지배주주 일가 간 교체(F-F 교체)가 발생한 기업은 701개가 존재한다. 이는 국내 기업들이 기존 형성된 경영자 시장을 주로 활용하고 있음을 시사한다. 역으로 새로운 경영자 시장으로의 이전 결정이 중대한 사건(event)로 인지될 수 있음을 반증한다.

나. 기업 특성

본 연구는 다양한 기업 특성 변수가 각 유형별 CEO 교체에 미치는 영향을 분석한다. 이를 바탕으로 경영자 시장의 이전과 친족등용에 어떤 유인이 반영되는지를 확인한다. 먼저, 기업의 수익성은 기존 경영자의 능력과 경영자 시장의 규율효과를 신호한다. 가령, 낮은 수익성으로 인한 CEO 교체는 기존 경영자의 비효율적인 경영행태에 대한 일종의 규율효과로 해석될 수 있다. 반면, 수익성이 충분히 높음에도 불구하고 무리하게 CEO 교체가 발생한다면 이는 경영자 시장이 효율적으로 작동하기 보다는 친족등용에 악용될 수 있음을 시사할 것이다. 본 연구는 수익성의 대용치로 총자산 대비 영업이익을 활용한다(Profitability). 산업의 수익성 역시 경영자 시장의 효율성을 판단하기 위해 활용한다. 다만, 앞선 수익성과 달리 신규 CEO의 능력에 대한 기대를 반영한다는 측면의 차이를 갖는다. 산업 전망이 불안정한 상황에서 새롭게 선임된 CEO는 기업을 구제할 충분한 경영능력을 갖추고 있음을 의미할 것이다. 이 역시도 앞선 수익성과 마찬가지로, 산업의 수익성이 낮은 상황에서 우수한 신규 CEO가 선임됨을 의미하기 때문에 경영자 시장이 효율적으로 작동하고 있음을 시사한다. 반면, 오히려 산업 전망이 밝은 추세를 편승하여 경영능력을 돋보일 의도로 가족 경영자를 선임할 가능성도 동시에 존재한다. 본 연구는 한국표준산업분류 세 자리(3-digit)를 기준으로 유가증권시장 상장기업을 분류하고, 각 산업의 평균 수익성(영업이익/총자산)을 산업 수익성의 대용치로 활용한다(Industry profitability). 한편, 기업의 위험 역시 CEO 선임에 대한 영향력을 갖는다. 비교적 위험이 큰 기업에서

7) P-P 교체는 비교 집단으로 활용되므로, 정보 부족으로 인해 정의된 CEO 교체 유형으로 분류되지 못한 모든 기업을 포함한다.

새롭게 CEO가 선임된 경우 이들의 경영능력을 통해 재무위험을 최소화할 의도로 이해될 수 있다. 하지만, 위험이 낮은 기업에 대한 친족등용을 통해 가족경영자가 경영상의 재량권(discretion)을 발휘하기 용이한 환경을 사전에 제공할 가능성도 존재한다. 본 연구는 과거 5년간 총자산 대비 당기순이익의 표준편차를 기업 위험의 대응치로 활용한다 (Volatility).

지배주주 일가는 두 가지 경로를 통해 통제권(control rights)을 행사한다. 지배주주 일가의 직접 지분 보유(Direct ownership)와 계열사를 통한 우회적인 간접 지분 보유(Disparity)가 그것들이다. 전자의 경우 배당, 자본이득에 비례하는 금전적 보상에 연관되기 때문에 직접 지분이 높은 기업에 대해 지배주주는 효율적인 경영행태를 보일 것이다 (Jensen and Meckling, 1976). 반면, 후자는 지배주주 일가의 금전적 보상과 직접적인 연관성을 갖지 않으며, 단순히 통제권 확보를 위한 수단이기 때문에 간접 지분이 높은 기업에 대해 지배주주는 사적이득을 극대화하는 방향으로 경영의사결정을 유도할 가능성이 높다(La Porta, Lopez-de-Silanes, and Shleifer, 1999). 이러한 논의하에서 친족등용의 긍정적인 측면이 부각된다면, 직접 지분이 높은 기업에서 발생할 가능성이 높다. 반면, 부정적인 측면이 부각된다면, 간접 지분이 높은 기업에서 발생할 가능성이 높다.

기업의 대리인 문제 수준 역시 친족등용과 연관될 수 있다. 특히, 대리인 문제가 CEO 교체의 주된 원인으로 작용할 가능성이 높다는 점에서 경영자 시장의 효율성을 가늠하기 위한 기준으로 활용이 가능하다. 가령, 대리인 문제의 발생 가능성이 낮은 기업에서 친족등용이 발생할 경우 이는 기존 CEO의 비효율적인 경영에 대한 규율기능이 작동되지 않음을 시사할 것이다. 반대의 경우 비효율적인 경영을 친족등용을 통해 해소하려는 행태로 해석될 수 있다. 본 연구는 대리인 문제 발생 가능성의 대응치로 총자산 대비 영업활동에서의 현금흐름에서 총자산 대비 당기순이익을 차감한 값에 절대값을 취한 변수를 활용한다. 이는 CEO의 자의적인 이익조정(earnings management)의 크기가 클수록 재량권에 기초한 사적이득 추구 가능성이 높을 것이라는 논리에 기초한다(Almeida, Park, Subrahmanyam, and Wolfenzon, 2009).

본 연구는 여타 기업특성 변수를 모형에 추가하여 누락변수의 편의(omitted variable bias)에 기초한 내생성 문제를 사전에 통제한다. 기업규모의 대응치로 총자산에 자연로그

를 취한 값을 포함한다(Size). 이와 관련하여 비교적 규모가 작은 기업일수록 새롭게 선임된 친족이 재량권을 발휘하기 용이할 것으로 예상된다. 부채비율의 대응치로 총자산 대비 총부채를 활용한다(Leverage). 지배주주 일가의 금전적 제약하에서 부채를 통한 자금조달이 용이한 기업에 대해 경영상의 재량권을 확대하기가 용이할 것이므로, 이러한 기업에 대한 친족등용이 발생할 가능성이 높을 것으로 예상할 수 있다. 기업의 성장단계에 따라 상이한 경영행태가 발생할 가능성이 존재한다. 따라서, 이를 통제하기 위해 기업연령(firms' age)에 자연로그를 취한 값을 모형에 추가한다(Age). 관련하여, 이미 사업 성숙기에 접어든 안정적인 기업에 대한 친족등용이 발생할 가능성이 존재한다. 반면, 새롭게 설립되어 외부 투자자가 쉽게 정보를 접하기 힘든 신생기업에서 사적이득을 추구하기가 용이하므로 이들 기업에 대해 친족등용이 발생할 가능성도 동시에 존재한다.

〈Table 2〉 Definition of Variables

Variables	Definition
P-F turnover	A dummy variable that takes value of 1 for firms in which professional CEOs are replaced to family CEOs (controlling family).
P-F CS	A dummy variable that takes value of 1 for firms in which professional CEOs are replaced to a controlling shareholder.
P-F child	A dummy variable that takes value of 1 for firms in which professional CEOs are replaced to a controlling shareholder's children.
P-F others	A dummy variable that takes value of 1 for firms in which professional CEOs are replaced to a controlling shareholder's other relatives.
F-P turnover	A dummy variable that takes value of 1 for firms in which family CEOs are replaced to professional CEOs.
Profitability	Operating income/total assets
Industry profitability	Industry average profitability based on Korea Standard Industry Code 3-digit
Volatility	Standard deviation of ROA (net income/total assets) over past 5 years
Direct ownership	Ownership of controlling family
Disparity	Ownership of affiliates
Accruals	Absolute value of difference between operating cash flow divided

	by total assets and net income divided by total assets
Size	Natural log of total assets
Leverage	Debt/total assets
Age	Natural log of firm's age (current year-foundation year+1)
Cash	Cash and cash equivalents/total assets
Dividend	Dividend/total assets
Investment	(Capital expenditure+R&D expense)/total assets
Tobin's Q	(Market value of equity+book value of debt)/book value of total assets
SD of stock return	Standard deviation of monthly stock return over past 5 years

Note: This table shows the definition of variables.

기업의 재무적 재량의 대용치로 총자산 대비 현금 및 현금등가물을 활용한다(Cash). 새롭게 선임된 친족의 재량권을 확대할 목적으로 현금 보유액이 많은 기업에 대해 친족등용이 발생할 가능성이 제기될 수 있다. 마지막으로, 기업가치의 대용치로 자기자본의 시장가치와 부채의 장부가치의 합을 자산의 장부가치로 나눈 값(Tobin's Q)을 활용한다. 기업가치가 약화된 기업에서 효율적 경영의 필요성이 가중될 것이므로, 이러한 기업에서 친족등용이 발생한다면 이들에 대한 긍정적인 역할을 기대함을 시사한다. 동 변수는 본 연구의 두 번째 파트인 친족등용의 기업가치 관련성을 분석함에 있어서도 활용된다. 기업가치 관련성을 분석함에 있어 앞서 정의한 변수에 추가하여 총자산 대비 배당액(Dividend)과 총자산 대비 투자지출(자본적 지출과 연구개발비의 합계, Investment)을 모형에 포함한다.

3. 기술통계량

〈Table 3〉는 실증분석에 활용될 변수의 기술통계량을 제시한다. 앞선 〈Table 1〉과 동일하게 CEO 교체 유형을 P-F 교체, F-P 교체와 나머지 교체로 분리하고, 각 유형에서 변수들의 평균값을 제시한다. P-F 교체는 본인, 자녀와 기타 친족이 신규로 선임된 경우로 재차 구분하여 통계량을 계산한다. 전체 CEO 교체 표본의 수익성(Profitability)의 평균은 0.0252로 나타났으며, 협소한 경영자 시장으로 이전을 의미하는 P-F 교체 표본의 평균은 0.0378로 관찰된다. 특히, 눈에 띄는 점은 이러한 시장 이전과 더불어 친족등용이 동시

에 발생한 P-F 자녀(0.0542)와 P-F 기타 친족(0.0455) 유형에서 수익성이 비교적 높게 관찰된다는 점이다. 특히, 나머지 CEO 교체와 P-F 자녀 유형 간 수익성의 차이는 0.0305으로 최소 5% 수준에서 유의적인 값이 확인된다. 이는 친족등용이 비교적 우수한 경영성과를 보이는 기업에서 발생하고 있음을 의미한다. F-P 교체의 수익성 평균이 가장 낮게 관찰된다. 이를 앞선 결과와 연계하면, 협소한 경영자 시장의 활용으로 인해 수익성이 악화되어 이를 개선시키고자 효율적 경영자 시장으로의 이전이 발생하고 있음을 시사한다. P-P 또는 F-F 교체의 경우 대체로 전체 결과와 유사한 결과가 확인된다.

한편, 산업 수익성(Industry profitability)의 경우에도 수익성과 대체로 유사한 패턴이 확인된다. 나머지 CEO 교체와 P-F 자녀 유형 간 산업 수익성의 차이는 0.0156으로 최소 5% 수준에서 유의적인 값이 관찰된다. 마찬가지로, 친족등용이 산업 수익성이 높은 기업에서 발생하고 있는데, 이는 지배주주가 산업 추이에 편승하여 친족등용이 우수한 경영능력을 가졌음을 신호할 유인을 반영한다. 반면, F-P 교체의 경우 산업 수익성이 가장 낮게 관찰되는데, 이는 효율적 경영자 시장을 활용한 전문 경영자의 경영능력에 대한 기대가 크음을 시사한다. 기업의 위험(Volatility)의 경우, 친족등용이 발생한 기업에서 가장 낮게 관찰되고 있다. 다만, 여타 CEO 교체 유형과의 차이는 유의적이지 않다.

지배주주 일가의 소유구조의 대응치로 먼저, 직접 지분(Direct ownership)의 평균은 0.2098로 관찰된다. P-F 교체의 평균은 0.2583으로 비교적 높게 관찰된다. 다만, 친족등용의 경우 지배주주 본인이 경영권을 확보한 경우와 큰 차이가 관찰되지 않는다. F-P 교체는 대체로 P-F 교체와 유사한 통계치가 관찰된다. 계열사를 통한 간접 지분(Disparity)의 평균은 0.1695로 확인된다. P-F 기타 친족의 경우 동 변수의 평균이 0.2183으로 비교적 높게 관찰되는데, 이는 사적이익 추구의 가능성에 대한 우려를 제기한다. 대리인문제의 대응치인 이익조정 크기(Accruals)의 평균은 0.0785로 관찰된다. 친족등용의 경우 비교적 낮은 통계치가 관찰되는데, 이는 기존 경영자의 대리인문제를 발생시켰을 가능성이 낮음에도 불구하고 교체가 발생하였으므로, 협소한 경영자 시장으로의 이전의 비효율적 행태를 나타낸다. F-P 교체에서는 이익조정의 크기가 비교적 높게 확인되는데, 이는 효율적 경영자 시장으로의 이전이 가족경영자의 비효율적인 경영행태에 기인할 수 있음을 의미한다.

여타 기업특성으로 기업규모(Size)의 평균은 19.9016으로 관찰된다. 자녀 등용의 경우

비교적 소규모 기업에서 발생하며, 기타 친족 등용의 경우 대규모 기업에서 발생하고 있음을 확인할 수 있다. 부채비율(Leverage)의 평균은 0.4782로 나타난다. 부채비율 역시 자녀 등용의 경우 비교적 낮은 통계치가, 기타 친족 등용의 경우 높은 통계치가 확인된다. 기업연령(Age)의 전체표본의 평균은 3.4142로 관찰되었으며, 현금 보유액(Cash)의 평균은 0.0533으로 나타난다. 친족등용과 나머지 유형의 CEO 교체와의 눈에 띄는 차별점을 확인되지 않는다. 배당액(Dividend)과 투자지출(Investment)의 평균은 각각 0.0075, 0.0313으로 관찰된다. 기업가치의 대용치인 Tobin's Q의 평균은 1.1256으로 관찰되며, 친족등용의 경우 비교적 낮은 통계치가 확인된다.

〈Table 4〉는 실증분석에 활용될 변수 간 상관계수를 제시한다. P-F 교체와 수익성(Profitability) 간에는 유의적인 상관관계가 확인되지 않았다. 반면, P-F 교체 중 자녀로의 교체(P-F 자녀)만이 수익성과 유의적인 양(+)의 상관관계가 성립하는 것으로 관찰된다. 더불어, 산업평균 수익성(Industry profitability)과 P-F 자녀 간에도 유의적인 양(+)의 상관관계가 확인되었다. 이는 기업 고유의 수익성이 높거나, 산업전망이 밝은 기업에 대한 경영권을 지배주주의 자녀에 이전하는 이타주의 성향을 단변량 분석에서 지지하는 결과이다.

〈Table 3〉 Summary Statistics

Variables /Type	Total turn over	P-F turnover				F-P turn over	F-F turn over	P-P turn over	Difference				
		Total	P-F CS	P-F child	P-F others				P-F turn over	P-F CS	P-F child	P-F others	F-P turn over
Profitability	0.0252	0.0378	0.0277	0.0542	0.0455	0.0185	0.0325	0.0154	-0.0138	-0.0021	-0.0305*	-0.0225	0.0054
Industry profitability	0.0352	0.0420	0.0387	0.0500	0.0400	0.0339	0.0357	0.0330	-0.0078*	-0.0042	-0.0156*	-0.0054	0.0010
Volatility	0.0408	0.0373	0.0428	0.0310	0.0298	0.0405	0.0363	0.0455	0.0042	-0.0017	0.0104	0.0115	0.0005
Direct ownership	0.2098	0.2583	0.2582	0.2630	0.2515	0.2431	0.2691	0.1534	-0.0519*	-0.0502*	-0.0541	-0.0421	-0.0362*
Disparity	0.1695	0.1675	0.1539	0.1644	0.2183	0.1773	0.1212	0.2059	0.0028	0.0168	0.0058	-0.0487	-0.0078
Accruals	0.0785	0.0638	0.0658	0.0669	0.0520	0.0753	0.0640	0.0992	0.0178	0.0137	0.0156	0.0307	0.0061
Size	19.9016	19.4954	19.2751	19.5646	20.1283	19.7915	20.0340	19.8860	0.4410*	0.6570*	0.3480	-0.2240	0.1250
Leverage	0.4782	0.4719	0.4698	0.4636	0.4924	0.4811	0.4543	0.4972	0.0064	0.0084	0.0140	-0.0139	-0.0030
Age	3.4142	3.3686	3.2794	3.4579	3.5256	3.4952	3.4683	3.3677	0.0490	0.1400	-0.0439	-0.1120	-0.0874
Cash	0.0533	0.0511	0.0541	0.0515	0.0406	0.0491	0.0482	0.0577	0.0023	-0.0007	0.0016	0.0126	0.0045
Dividend	0.0075	0.0081	0.0076	0.0097	0.0076	0.0061	0.0072	0.0080	-0.0006	0.0000	-0.0021	-0.0001	0.0016
Investment	0.0313	0.0252	0.0268	0.0315	0.0099	0.0263	0.0344	0.0315	0.0069	0.0051	0.0002	0.0221	0.0059
Tobin's Q	1.1256	0.9955	1.0536	0.9495	0.8736	0.9747	1.0898	1.1888	0.1350*	0.0713	0.1760	0.2480*	0.1630*
SD of stock return	0.5232	0.5053	0.5336	0.4403	0.5172	0.5331	0.4957	0.5451	0.0190	0.0112	0.0845*	0.0065	-0.0109

Note: This table shows the summary statistics of variables based on the type of CEO turnover. The definition of types of CEO turnover is the same as 〈Table 1〉. 'Difference' is the difference between the sample for each type of CEO turnover and other samples. To minimize the influence of outliers, all variables are winsorized at level 1% and 99%. * denotes the 5% significance level at a minimum.

(Table 4) Correlation Analysis

Variables	P-F turnover	P-F CS	P-F child	P-F others	F-P turnover	Profitability	Industry profitability	Volatility	Direct ownership
P-F CS	0.7394*								
P-F child	0.5066*	-0.0264							
P-F others	0.3968*	-0.0206	-0.0141						
F-P turnover	-0.0784*	-0.0580*	-0.0397	-0.0311					
Profitability	0.041	0.0061	0.0477*	0.0261	-0.0241				
Industry Profitability	0.0467*	0.0179	0.0517*	0.0131	-0.0102	0.5288*			
Volatility	-0.025	0.0103	-0.0361	-0.031	-0.0025	-0.4150*	-0.1992*		
Direct ownership	0.0654*	0.0482*	0.0363	0.0223	0.0500*	0.1102*	0.0225	-0.1289*	
Disparity	-0.0027	-0.0155	-0.0034	0.0261	0.0117	0.0657*	0.0859*	-0.0365	-0.5183*
Accruals	-0.038	-0.0243	-0.0151	-0.0272	-0.0091	-0.4450*	-0.2141*	0.4496*	-0.1159*
Size	-0.0641*	-0.0731*	-0.027	0.0142	-0.0194	0.3560*	0.0878*	-0.3392*	-0.0694*
Leverage	-0.0079	-0.0078	-0.0092	0.0071	0.0041	-0.2535*	-0.1861*	0.0973*	-0.1706*
Age	-0.0153	-0.0334	0.0074	0.0148	0.0302	-0.0742*	-0.0817*	-0.0743*	-0.037
Cash	-0.0099	0.0026	-0.0042	-0.0229	-0.0212	0.0861*	0.0611*	0.0786*	-0.0735*
Dividend	0.0147	0.0006	0.0257	0.0011	-0.0381	0.5001*	0.3319*	-0.0914*	0.0321
Investment	-0.0275	-0.0152	0.0007	-0.0388	-0.025	0.0466*	0.0021	0.0478*	0.0014
Tobin's Q	-0.0587*	-0.024	-0.0402	-0.0451*	-0.0753*	0.043	0.0912*	0.2095*	-0.1022*
SD of stock return	-0.0235	0.0100	0.0555*	-0.0032	0.0149	-0.4128*	-0.1984*	0.4041*	-0.1943*
Variables	Disparity	Accruals	Size	Leverage	Age	Cash	Dividend	Investment	Tobin's Q
Accruals	-0.0475*								
Size	0.0536*	-0.3263*							
Leverage	0.0536*	0.2417*	0.1065*						
Age	-0.0777*	-0.0118	0.0437	0.0285					
Cash	0.0472*	0.03	-0.1009*	-0.1787*	-0.0664*				
Dividend	0.0204	-0.1755*	0.1123*	-0.3583*	-0.1128*	0.1916*			
Investment	-0.0238	-0.0109	0.0956*	0.0496*	-0.1378*	-0.0318	0.0496*		
Tobin's Q	-0.0256	0.1440*	-0.0048	0.0174	-0.1341*	0.1930*	0.2781*	0.1458*	
SD of stock return	0.0265	0.3889*	-0.4121*	0.3150*	-0.0095	0.0089	-0.3464*	-0.0132	0.1194*

Note: This table shows the correlation coefficient among variables. The definition of variables is in (Table 2). To minimize the influence of outliers, all variables are winsorized at level 1% and 99%. * denotes the 5% significance level at a minimum.

IV. 실증분석결과

1. 친족등용의 결정요인

본 연구는 CEO 교체 표본 중 (1) P-F 교체, (2) P-F 본인(지배주주), (3) P-F 자녀, (4) P-F 기타 친족, (5) F-P 교체가 발생한 기업에 1의 값을 부여한 더미변수를 설정하고, 이를 종속변수로 활용한다. 따라서, 각 종속변수를 활용한 모형의 분석결과는 해당 교체 유형과 나머지 교체 유형의 독립변수 간 차이를 반영하게 된다. 이러한 설정은 경영자 시장의 작동을 가정하여 유형 간 기업특성에 기초한 경영상의 유인의 차이를 비교하는 것이 본 연구의 주된 목적이기 때문이다. 자연히, 모형 간 추정계수의 차이는 각 유형의 CEO 교체에 영향을 미치는 기업특성의 효과의 차이를 의미한다.

본 연구의 주요 변수인 CEO 교체 여부는 질적 특성을 반영하는 이산형 변수(discrete variable)이므로, 이러한 형태의 종속변수를 분석하기 위한 기법으로 Probit 모형을 활용한다. CEO 교체는 이전 회계연도의 경영성과와 기업특성에 기초에 발생하는 것이 현실적이다. 따라서, 모든 독립변수는 1기(t-1) 이전의 수치를 활용한다. 기업-연도 표본을 사용함에 따라 잠재적 이분산성과 자기상관에 따라 추정결과에 오류가 발생할 가능성을 고려하여 기업수준의 clustered standard error를 통해 통계적 유의성을 검증한다(Petersen, 2009). 한편, CEO 교체의 추이와 패턴의 산업 간 차이를 통제하기 위해 산업더미변수(Industry effect, λ)를 모형에 추가한다. 더불어, 자본시장 여건, 경기변동의 영향력을 사전에 고려하기 위해 연도더미변수(Year effect, η)도 모형에 추가한다. 아래 식 (1)은 친족등용의 결정요인을 분석하기 위한 모형을 나타낸다.

$$\begin{aligned}
 P(\text{CEO turnover}_{it}) = & \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 * \text{Profitability}_{it-1} + \alpha_2 * \text{Industry profitability}_{it-1} \\
 & + \alpha_3 * \text{Volatility}_{it-1} + \alpha_4 * \text{Direct ownership}_{it-1} + \alpha_5 * \text{Disparity}_{it-1} \\
 & + \alpha_6 * \text{Accruals}_{it-1} + \alpha_7 * \text{Size}_{it-1} + \alpha_8 * \text{Leverage}_{it-1} + \alpha_9 * \text{Age}_{it-1} \\
 & + \alpha_{10} * \text{Cash}_{it-1} + \alpha_{11} * \text{Tobin's } Q_{it-1} + \lambda_j + \eta_t + \varepsilon_{it})
 \end{aligned} \quad (1)$$

여기서, CEO turnover = P-F turnover, P-F CS, P-F child, P-F others과 F-P turnover / i는 기업, j는 산업, t는 회계연도를 의미한다.

〈Table 5〉는 친족등용의 결정요인의 분석결과를 제시한다. 모형 (1)은 P-F 교체(P-F turnover), 모형 (2)는 P-F 본인(P-F CS), 모형 (3)은 P-F 자녀(P-F child),⁸⁾ 모형 (4)는 P-F 기타 친족(P-F others)과 모형 (5)는 F-P 교체(F-P turnover)를 각각 종속변수로 활용한 분석결과이다. 모형 (1)의 수익성(Profitability)의 추정계수는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 관찰된다. 이는 효율적 경영자 시장에서 협소한 경영자 시장으로의 이전이 취약한 경영성과로 인해 발생하기 보다는 오히려 우수한 경영성과를 갖는 기업에 대해 주로 발생하고 있음을 의미한다. 한편, 동 변수는 P-F 자녀를 종속변수로 활용한 모형 (3)에서만 유의한 양(+)의 값이 확인되고 있다. 이는 친족등용, 특히, 자녀로의 경영권 이전이 주로 수익성이 높은 기업에서 발생함을 의미한다. 이는 전통적 대리인이론하에서 비효율적인 경영행태를 보이는 경영자에 대한 규율효과로 경영자 시장이 작동한다는 주장과 배치되는 결과이다. 이와 달리, 지배주주는 자녀의 경영능력을 자본시장에 신호할 목적으로 사전에 우수한 경영성과를 보이는 기업을 선별하여 자녀에게 경영권을 이전하고 있음을 의미한다. 더욱이, 이러한 유형의 CEO 교체는 우수한 경영능력을 갖춘 기존 전문경영자를 퇴출시키고 있음을 의미하기 때문에 여타 소액주주의 부를 훼손할 가능성이 존재함을 시사한다. 모형 (1)의 산업 수익성(Industry profitability)의 추정계수는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값이 관찰되고 있다. 가족경영자의 진입이 주로 전망이 밝은 산업에서 발생하고 있음을 의미한다. 마찬가지로, 동 변수의 추정계수는 P-F 자녀를 종속변수로 활용한 모형 (3)에서만 유의적인 양(+)의 값이 관찰된다. 이는 산업 전망이 밝은 기업의 경영권을 자녀에게 이전함으로써 이들의 경영능력을 신호하기 위한 의도로 해석될 수 있으며, 앞선 수익성의 결과와 일맥상통한다. 산업 전망이 어두운 상황에서 친족등용을 통해 책임경영을 강화하고, 우수한 경영능력을 인정받으려는 행태는 현실적으로 관찰되지 않음을 시사한다. 기업의 위험(Volatility)의 추정계수는 모형 (3)에서만 유의적인 음(-)의 값으로 관찰된다. 이는 위험이 낮아 경영상의 재량권을 확대하기 용이한 기업의 경영권을 자녀에게 이전하고 있음을 의미한다. 정리하면, 친족등용, 특히 자녀로의 경영권 이전은 주로 수익성이 높거나 위험이 낮은

8) 본 연구의 분석표본(1,917개) 중 P-F 교체 표본은 34개로 나타난다. 이는 종속변수인 이항 변수의 값이 0이 과도하게 많이 관찰됨에 따른(zero-inflated) 분석상의 오류가 발생할 가능성을 제기한다. 이러한 문제점을 사전에 완화하는 차원에서 King and Zeng(2001)에서 제안한 rare events logit analysis를 실시한 결과, 대체로 보고된 결과와 유사한 결과가 관찰되어 강건성을 확인할 수 있었다.

기업에서 발생하여 가설 1이 지지되고 있음을 확인할 수 있다.

〈Table 5〉 Determinants of Nepotism

Variables/ Model	Model(1)	Model(2)	Model(3)	Model(4)	Model(5)
	Dependent variable (t)				
	P-F turnover	P-F CS	P-F child	P-F others	F-P turnover
Intercept	-4.8167*** [-5.58]	-4.3738*** [-3.48]	-5.9623*** [-5.51]	-7.2435*** [-19.43]	-6.6172*** [-8.22]
Profitability (t-1)	2.3262** [2.48]	1.8583 [1.61]	3.4136** [2.19]	1.0325 [0.77]	-1.1911 [-1.33]
Industry profitability (t-1)	4.4160** [2.10]	3.3487 [1.39]	8.8951*** [2.68]	-0.8608 [-0.19]	2.2715 [1.19]
Volatility (t-1)	0.3494 [0.23]	2.1148 [1.19]	-5.7295** [-2.11]	-1.3822 [-0.48]	1.0888 [0.75]
Direct ownership (t-1)	0.8200*** [2.60]	0.9685** [2.40]	0.4351 [0.92]	0.6039 [1.31]	0.8384*** [3.12]
Disparity (t-1)	0.4052 [1.28]	0.3780 [0.91]	0.1224 [0.29]	0.6755 [1.32]	0.7336*** [2.65]
Accruals (t-1)	-1.0442* [-1.67]	-1.6532** [-2.23]	0.9122 [1.06]	-1.7256 [-1.30]	-0.2782 [-0.51]
Size (t-1)	-0.1091*** [-3.05]	-0.1396*** [-2.61]	-0.1189** [-2.36]	0.0342 [0.63]	0.0167 [0.51]
Leverage (t-1)	0.6430** [2.38]	0.4837 [1.42]	0.7539* [1.69]	0.7179 [1.55]	0.0190 [0.08]
Age (t-1)	0.1580* [1.75]	0.0677 [0.62]	0.2977 [1.63]	0.1072 [0.66]	0.1387 [1.64]
Cash (t-1)	-0.1665 [-0.19]	-0.8211 [-0.85]	0.8517 [0.65]	-0.8332 [-0.46]	-0.2027 [-0.24]
Tobin's Q (t-1)	-0.2316* [-1.93]	-0.1877* [-1.74]	-0.1084 [-0.45]	-0.4837 [-1.39]	-0.3051** [-2.11]
Industry effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1,760	1,760	1,760	1,760	1,760
Pseudo R ²	0.108	0.172	0.188	0.216	0.102

Note: This table shows the regression results for the determinants of nepotism using probit model. The definition of variables is in 〈Table 2〉. To minimize the influence of outliers, all variables are winsorized at level 1% and 99%. The numbers in the square brackets are z-statistics computed by clustered standard error at the firm level. ***, **, and * denote significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively. Industry effect and Year effect denote industry dummy variables and year dummy variables.

소유구조 변수로 지배주주 일가의 직접 지분(Direct ownership)의 추정계수는 P-F 교체를 종속변수로 활용한 모형 (1)에서 유의적인 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 다만, 이러한 효과는 지배주주 본인으로 CEO가 교체된 경우(모형 (2))에 국한하여 확인되고 있으며, 자녀(모형 (3))와 기타 친족(모형 (4))으로 교체된 경우에는 관찰되지 않고 있다. 이는 협소한 경영자 시장으로의 이전이 발생하더라도 지배주주 본인이 경영 일선에 참여하는 경우 책임경영을 강화하는 효과가 기대됨을 의미한다. 반면, 친족등용의 경우에는 이러한 효과가 기대되지 않음을 시사한다. 계열사를 통한 간접 지분(Disparity)의 추정계수는 P-F 교체 유형들에 해당되는 모형에서 유의적이지 않은 값이 확인된다. 모형 (5)의 F-P 교체의 경우 직접 지분과 간접 지분의 추정계수가 모두 유의적인 양(+)의 값이 확인된다. 이는 전문 경영자로 경영권 이전이 발생하기 전 지배주주는 자신의 통제권을 안정적으로 확보하기 위해 직접 지분과 간접 지분을 늘리는 행태를 보이고 있음을 의미한다. 이는 전문 경영자의 진입으로 인해 자신의 영향력이 희석될 가능성을 감소시킬 목적으로 이해된다. 다만, 두 가지 소유구조 변수 모두 유의적인 양(+)의 값을 가지므로, 이러한 의도가 책임경영을 강화할 목적인지, 사적이익을 유지할 목적인지는 명확하게 판단되지는 않는다.

모형 (1)에서 대리인문제의 대응치인 이익조정(Accruals)의 추정계수는 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 이러한 효과는 P-F 본인을 종속변수로 활용한 모형 (2)에서만 유의한 것으로 관찰된다. 이는 대리인문제에 대한 규율을 위해 지배주주 본인이 직접 경영에 참여하기보다는 사전적으로 이러한 문제가 크지 않았던 기업에 대해 선별하고 있음을 의미한다.

여타 기업특성 변수는 본 연구의 주된 목적인 친족등용의 유인을 파악함에 있으므로 모형 (3)과 (4)를 중심으로 해석한다. 모형 (3)의 기업규모(Size)의 추정계수는 유의한 음(-)의 값, 부채비율(Leverage)의 추정계수는 유의한 양(+)의 값이 관찰된다. 이는 자녀로의 경영권 이전이 주로 소규모의 기업이나 부채를 통한 자금조달이 빈번한 기업에서 발생함을 의미한다. P-F 기타 친족을 종속변수로 활용한 모형 (4)의 경우 여타 기업특성 변수들의 유의적인 효과가 확인되지 않고 있다.

2. 친족등용의 기업가치 관련성

가. 단순 회귀분석 결과

본 연구는 친족등용의 사후적 결과를 분석하기 위해 기업가치 관련성을 추가적으로 확인한다. 이는 앞서 분석된 결과는 사전적 유인(원인)만을 제시할 뿐 사후적으로 기업가치 개선이 확인된다면 협소한 경영자 시장으로의 이전, 친족등용이 반드시 비효율적인 행태임을 의미하지 않을 것이기 때문이다. 즉, 친족등용의 사후적 결과 역시 기업가치를 악화시키는 것으로 관찰되어야 앞선 분석결과와 일관성 있는 주장이 가능할 것이다. 이러한 분석을 통해 본 연구의 주장을 보다 신뢰성 있게 검증이 가능할 것으로 기대된다.

종속변수로 기업가치의 대용치인 Tobin's Q의 CEO 교체 이후의 값을 활용한다. 주요 독립변수로는 (1) P-F 교체(P-F turnover), (2) P-F 본인(지배주주, P-F CS), (3) P-F 자녀(P-F child), (4) P-F 기타 친족(P-F others), (5) F-P 교체(F-P turnover)를 활용한다. 이상의 변수의 추정계수는 나머지 교체 유형과의 기업가치 간 차이를 의미한다. 본 연구는 OLS(Ordinary Least Squares) 모형을 통한 회귀분석을 실시한다. 앞선 Probit 모형과 동일하게 기업수준의 clustered standard error를 통해 통계적 유의성을 검증하며, 기타 기업특성 변수는 1기 이전의 수치를 활용한다. 아래 식 (2)은 친족등용의 기업가치 관련성을 분석하기 위한 모형을 나타낸다.

$$\begin{aligned}
 \text{Tobin's } Q_{it} = & \beta_0 + \beta_1 * P\text{-F turnover}_{it} + \beta_2 * P\text{-F CS}_{it} + \beta_3 * P\text{-F child}_{it} + \beta_4 * P\text{-F others}_{it} \\
 & + \beta_5 * F\text{-P turnover}_{it} + \beta_6 * \text{Size}_{it-1} + \beta_7 * \text{Leverage}_{it-1} + \beta_8 * \text{Profitability}_{it-1} \\
 & + \beta_9 * \text{Age}_{it-1} + \beta_{10} * \text{Cash}_{it-1} + \beta_{11} * \text{Dividend}_{it-1} + \beta_{12} * \text{Investment}_{it-1} \\
 & + \beta_{13} * \text{Direct ownership}_{it-1} + \lambda_j + \eta_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, i 는 기업, j 는 산업, t 는 회계연도를 의미한다.

〈Table 6〉는 식 (2)의 추정결과를 제시한다. 모형 (1)의 P-F 교체의 추정계수는 5% 수준에서 유의적인 음(-)의 값으로 관찰된다. 이는 협소한 경영권 시장으로의 이전이 CEO 교체의 효율성을 제한함으로써 기업가치에 부정적인 효과를 가짐을 의미한다. 이는 앞선

〈Table 3〉의 결과와 일맥상통한다. 모형 (2)의 P-F 본인의 추정계수는 유의적이지 않은 반면, 모형 (3)과 (4)의 P-F 자녀와 P-F 기타 친족의 추정계수는 최소 5% 수준에서 유의적인 음(-)의 값이 나타난다. 이는 앞선 모형 (1)의 결과가 주로 이들 유형, 즉, 친족등용에 의해 유도되고 있음을 시사하며, 가설 2를 지지하는 결과이다. 친족등용이 경영자 시장의 비효율성을 야기할 것이라는 주장을 뒷받침하며, 〈Table 3〉의 결과와도 일관적이다.⁹⁾

〈Table 6〉 Firm Value Relevance of Nepotism

Variables/ Model	Model(1)	Model(2)	Model(3)	Model(4)	Model(5)	Model(6)
	Dependent variable=Tobin's Q (t)					
Intercept	0.5427* [1.87]	0.5336* [1.83]	0.5389* [1.85]	0.5245* [1.80]	0.5382* [1.85]	0.5264* [1.81]
P-F turnover (t)	-0.0928** [-2.31]					
P-F CS (t)		-0.0468 [-0.77]			-0.0513 [-0.84]	
P-F child (t)			-0.1071** [-1.97]		-0.1122** [-2.06]	
P-F others (t)				-0.1869*** [-3.35]	-0.1912*** [-3.42]	
F-P turnover (t)						-0.0482 [-0.93]
Size (t-1)	0.0133 [1.04]	0.0142 [1.11]	0.0139 [1.09]	0.0147 [1.15]	0.0136 [1.06]	0.0146 [1.15]
Leverage (t-1)	0.3983*** [3.27]	0.3949*** [3.24]	0.3958*** [3.24]	0.3966*** [3.25]	0.3993*** [3.27]	0.3939*** [3.23]
Profitability (t-1)	-0.2273 [-0.65]	-0.2488 [-0.71]	-0.2427 [-0.69]	-0.2551 [-0.72]	-0.2310 [-0.65]	-0.2594 [-0.74]
Age (t-1)	-0.0471 [-1.22]	-0.0486 [-1.26]	-0.0480 [-1.24]	-0.0485 [-1.25]	-0.0470 [-1.21]	-0.0483 [-1.25]
Cash (t-1)	1.1782*** [3.04]	1.1839*** [3.05]	1.1875*** [3.07]	1.1837*** [3.06]	1.1794*** [3.04]	1.1864*** [3.07]
Dividend (t-1)	11.161*** [4.75]	11.1041*** [4.74]	11.1170*** [4.72]	11.1106*** [4.75]	11.1644*** [4.75]	11.0799*** [4.73]
Investment (t-1)	0.2281 [0.84]	0.2352 [0.86]	0.2408 [0.88]	0.2207 [0.81]	0.2217 [0.81]	0.2332 [0.85]

9) 한편, 앞선 친족등용의 결정요인에서 Tobin's Q는 유의적인 영향력을 보이지 않고 있다. 반면, 친족등용 이후 Tobin's Q가 유의적으로 낮게 관찰된다는 점은 이들의 경영권 진입 이후 비효율적인 경영에 대한 우려로 인해 기업가치 훼손되고 있음을 시사한다. 더불어, 일반적으로 Tobin's Q가 낮은 수준에 있는 기업에 자녀(또는 기타 친족)가 등용될 가능성에 기초한 역의 인과관계의 성립 가능성이 크지 않음을 의미한다.

Volatility (t-1)	2.9489*** [5.18]	2.9574*** [5.21]	2.9433*** [5.20]	2.9421*** [5.20]	2.9374*** [5.18]	2.9548*** [5.21]
Direct ownership (t-1)	-0.1842* [-1.93]	-0.1880** [-1.97]	-0.1883** [-1.98]	-0.1884** [-1.98]	-0.1847* [-1.94]	-0.1876** [-1.97]
Industry effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1,722	1,722	1,722	1,722	1,722	1,722
R ²	0.295	0.294	0.294	0.294	0.295	0.294

Note: This table shows the regression results for the effect of nepotism on firm value using the OLS model. The definition of variables is in <Table 2>. To minimize the influence of outliers, all variables are winsorized at level 1% and 99%. The numbers in the square brackets are z-statistics computed by clustered standard error at the firm level. ***, **, and * denote significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively. Industry effect and Year effect denote industry dummy variables and year dummy variables.

모형 (4)는 P-F 교체에 해당하는 세 가지 CEO 교체 유형의 효과를 동시에 고려한 분석인데, 대체로 앞선 모형 (2), (3), (4)와 유사하나 결과가 확인되고 있다. 모형 (5)의 F-P 교체의 추정계수는 유의적이지 않다. 앞선 <Table 3>에서 확인되는 바와 같이 F-P 교체가 발생하더라도 지배주주는 여전히 높은 통제권을 행사하기 때문에 신규 경영자의 경영의사결정이 제약될 가능성이 높다. 이 때문에 투자자들이 기대감이 크지 않은 것으로 추론된다. 정리하면, 친족등용으로 인한 사후적 결과 역시 부정적으로 관찰되면, 이는 한국 자본시장에서 가족경영 행태가 지배주주 일가의 사적이익 추구에 악용될 가능성이 높음을 시사한다.

통제변수로 부채비율(Leverage), 현금 보유액(Cash), 배당액(Dividend)과 기업 위험(Volatility)의 추정계수는 유의적인 양(+)의 값이 확인된다. 이는 부채의 절세효과, 외생적 위기를 대응하기 위한 완충장치로 현금의 역할, 배당의 기업가치 신호와 고위험-고수익 관계에 기초한 해석이 가능하다. 지배주주의 직접 지분(Direct ownership)의 추정계수는 유의적인 음(-)의 값이 확인되는데, 지나친 지분의 증가가 오히려 참호구축(entrenchment), 위험회피 등을 바탕으로 전문 경영자의 재량권을 제한할 가능성이 높기 때문으로 해석된다.

나. CEO 교체의 내생성 통제¹⁰⁾

앞선 〈Table 6〉의 분석은 CEO 교체가 내생적으로 결정된다는 점에서 내생성(endogeneity) 문제로 인해 계수값에 편의(bias)가 발생할 수 있다. 본 절에서는 이 문제를 해결하는 방안으로 Heckman (1979) 모형을 사용한다. Heckman 모형은 CEO 교체를 결정하는 미관측 사적 정보(unobserved private information)가 2단계 모형 추정 시 Heckman's λ 의 형태로 반영된다는 장점이 있다. Heckman 모형을 적용하기 위한 CEO 교체의 도구변수로서 Anderson and Reeb(2003)과 Villalonga and Amit(2006)을 참조하여 총자산에 자연로그를 취한 값(Size)과 과거 5년 간 월별 주식수익률의 표준편차(SD of stock return)를 사용한다.

〈Table 7〉에서 Heckman 모형의 분석결과, 모형(3)의 2단계 결과에서 'P-F 자녀' 교체 유형의 경우에만 유의한 음(-)의 계수값을 가져, 본 연구의 가설 2와 잘 부합한다. 나머지 교체유형인 'P-F 본인', 'P-F 기타 친족', 'F-P 교체'는 기업가치에 미치는 영향이 전무하다.

10) 내생성 문제에 대해 지적해주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

〈Table 7〉 Heckman(1979) 2-stage Approach

Variables/ Model	Model(1)		Model(2)		Model(3)		Model(4)		Model(5)	
	2-stage: Tobin's Q	1-stage: P-F turnover	2-stage: Tobin's Q	1-stage: P-F CS	2-stage: Tobin's Q	1-stage: P-F child	2-stage: Tobin's Q	1-stage: P-F others	2-stage: Tobin's Q	1-stage: F-P turnover
Intercept	0.7580*** [3.52]	0.7641 [0.85]	0.7720*** [3.62]	0.6587 [0.58]	0.7870*** [3.66]	1.1314 [0.74]	0.7812*** [3.68]	-3.3916*** [-2.02]	0.7833*** [3.65]	-1.0998 [-1.37]
P-F turnover (t)	-0.9643*** [-2.46]									
P-F CS (t)			-0.7212 [-1.41]							
P-F child (t)					-1.3132** [-2.41]					
P-F others (t)							1.3095 [1.38]			
F-P turnover (t)									0.1258 [0.18]	
Leverage (t-1)	0.4260*** [5.17]	0.5916** [1.98]	0.4055*** [5.15]	0.4404 [1.22]	0.3979*** [5.01]	0.7057 [1.34]	0.3745*** [4.65]	0.4667 [0.84]	0.3965*** [5.04]	-0.1280 [-0.49]
Profitability (t-1)	0.0571 [0.22]	2.7617*** [3.13]	-0.0974 [-0.41]	2.0046** [1.97]	-0.0483 [-0.20]	4.8620*** [2.84]	-0.2241 [-0.96]	1.4637 [0.76]	-0.1817 [-0.81]	-0.0508 [-0.06]
Age (t-1)	-0.0274 [-1.01]	0.2106** [2.06]	-0.0396 [-1.56]	0.1410 [1.12]	-0.0341 [-1.31]	0.3126* [1.67]	-0.0473* [-1.84]	0.0661 [0.38]	-0.0461* [-1.71]	0.1129 [1.32]
Cash (t-1)	1.0309*** [3.93]	-0.8550 [-0.89]	1.0757*** [4.29]	-0.7952 [-0.66]	1.0885*** [4.29]	-0.7967 [-0.51]	1.1384*** [4.47]	-0.8275 [-0.43]	1.1226*** [4.41]	-0.8650 [-0.98]
Dividend (t-1)	11.3412*** [6.60]	-1.4731 [-0.26]	11.2739*** [6.80]	-2.9834 [-0.39]	11.5103*** [6.89]	-1.7939 [-0.22]	11.5013*** [6.86]	0.7235 [0.07]	11.5515*** [6.71]	-8.4070 [-1.34]
Investment (t-1)	0.1133 [0.41]	-0.6974 [-0.68]	0.1933 [0.73]	-0.2074 [-0.17]	0.2809 [1.05]	1.4837 [0.98]	0.3632 [1.30]	-7.8470* [-1.91]	0.2551 [0.99]	-0.2902 [-0.31]
Volatility (t-1)	3.0336*** [6.67]	-0.2014 [-0.12]	3.0772*** [6.89]	1.5301 [0.80]	2.8824*** [6.55]	-3.9951 [-1.07]	2.9998*** [6.77]	-4.2876 [-1.01]	2.9101*** [6.79]	0.4888 [0.32]
Direct ownership (t-1)	-0.1035 [-1.24]	0.5558** [2.15]	-0.1473* [-1.89]	0.6284** [1.97]	-0.1579** [-2.11]	0.3704 [0.88]	-0.2002*** [-2.70]	0.4147 [0.84]	-0.1954** [-2.42]	0.3285 [1.38]

Size (t-1)		-0.6311* [-1.79]		-0.5027 [-1.17]		-1.5808** [-2.27]		0.3365 [0.53]		-0.1520 [-0.46]
SD of stock return (t-1)		-0.1574*** [-3.97]		-0.1711*** [-3.39]		-0.1925*** [-2.85]		0.0376 [0.53]		-0.0236 [-0.70]
Heckman's λ	0.4295*** [2.25]		0.3102 [1.34]		0.5198** [2.24]		-0.6079 [-1.60]		-0.0860 [-0.24]	
Industry effect	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No
Year effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1,666	1,666	1,666	1,666	1,666	1,666	1,666	1,666	1,666	1,666
Wald χ^2	-	660.59	-	689.45	-	681.39	-	654.93	-	710.84

Note: This table shows the regression results for the effect of nepotism on firm value using Heckman's (1979) 2-stage approach. The definition of variables is in (Table 2). Instrumental variables for 1-stage estimation are the firm's asset size(Size) and stock return volatility(SD of stock return). To minimize the influence of outliers, all variables are winsorized at level 1% and 99%. The numbers in the square brackets are z-statistics. ***, **, and * denote significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively. Industry effect and Year effect denote industry dummy variables and year dummy variables.

이러한 결과로 볼 때, 전문경영인에서 지배주주의 자녀로 CEO 교체가 이루어질 경우 기업가치에 일관되면서도 유의하게 부정적 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 이는 가설 2에서 제시한 바와 같이 가장 협소한 경영자 시장의 활용 또는 이타주의가 그 원인일 수 있으며, 결국 친족등용은 기업가치에 도움이 되지 않는다는 것을 시사한다.

V. 결론 및 시사점

가족경영자와 전문경영자를 구분한 연구는 다수 존재하지만 가족경영자를 본 연구에서처럼 지배주주 본인, 자녀, 기타 친족으로 세분한 연구는 찾아보기 어려운 상황이다. 또한 가족기업에서 친족등용, 이타주의, 경영권 승계 이슈는 학술적, 정책적으로 중요함에도 불구하고 그 동안 자료의 제약 등을 이유로 많이 다루어지지 않아 온 것이 사실이다. 따라서 본 연구는 가족기업이 만연한 우리나라 상장기업을 대상으로 CEO 교체 시 친족등용의 결정요인과 그러한 결정이 기업가치에 미치는 영향을 분석하고자 시도되었다.

본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다. 우선, 친족등용은 왜 일어나는지를 규명하기 위해 가족경영자를 지배주주 본인, 자녀, 기타 친족으로 구분하고 각자가 CEO로 선임되는 결정요인을 분석한 결과, 기업이나 소속 산업의 수익성이 좋고 위험이 작은 기업일수록 자녀가 선임될 가능성이 유의하게 높아지는 것으로 나타난다. 이는 CEO의 경영능력과는 별개로 안정적인 수익확보가 용이한 기업의 경영권을 자녀에게 물려줌으로써 승계절차를 용이하게 하려는 시도로 이해될 수 있다. 특히 소속 산업의 수익성은 개별기업의 CEO가 통제불가능한 영역에 해당한다. 따라서 산업경기가 좋은 상황에서 검증되지 않은 자녀의 경영능력 또는 평판을 키워주려는 지배주주의 이타주의가 작동한 것으로 이해될 수 있다.

두 번째 이슈로 세분화된 CEO 교체유형이 기업가치에 미치는 영향을 분석한 결과, 지배주주의 자녀가 CEO로 선임된 경우에 기업가치가 유의하게 낮은 것으로 나타난다. 이는 경영자 지위를 가족 구성원에 한정하는 친족등용 또는 이타주의 성향이 경영자 시장의 효율성을 제약함으로써 기업가치에 악영향을 미친다는 관점을 지지하는 결과이다. 본 연구는 친족등용과 이타주의에 기반하여 지배주주가 재무적으로 우월한 기업의 경영권을 자녀

에게 물려주려는 시도가 오히려 기업가치를 하락시키는 결과를 초래할 수 있다는 새로운 관점을 제시한다는 점에서 학술적 의미가 있다.

다만, 본 연구의 CEO 교체유형은 크게 P-F 교체, F-P 교체로만 구분하였고, 가족경영자에서 가족경영자로의 교체(즉, F-F 교체), 전문경영자에서 전문경영자로의 교체(즉, P-P 교체)는 전체 표본에서 일종의 비교집단 또는 통제집단의 의미로 활용되었다. 친족등용이라는 연구목적을 구현하기 위해 본 연구는 새로이 선임되는 가족경영자(F)의 구분에 초점을 두었고, F-F 교체는 그 건수도 많을 뿐 아니라 가족경영자가 복수로 존재하는 경우 구분이 모호한 경우가 많았기 때문이다. CEO 유형을 구분하는 보다 많은 시간과 노력이 투입된다면 동 이슈에 대한 보다 발전적인 연구가 가능하리라 기대해본다.

참고문헌

- 강형철 (2014), “기업집단에서 지배주주 가족에 의한 경영과 기업성과”, **재무연구**, 제27권 제1호, pp. 141-176.
- (Translated in English) Kang, H. (2014). “Active Family Management and Firm Performance in the Large Business Group”, *Asian Review of Financial Research*, 27(1): 141-176.
- 김아리 · 조명현 (2011), “소유경영기업의 최고경영자 교체에 관한 실증연구: 소유경영자와 전문경영인의 비교”, **전략경영연구**, 제14권 제2호, pp. 57-75.
- (Translated in English) Kim, A., and M., Cho (2011). “CEO Turnover in Owner-managed firms: The Choice Between Owner-manager and Professional CEO”, *Journal of Strategic Management*, 14(2): 57-75.
- 김정진 · 이기은 (2009), “최고경영자 교체유형 및 교체원인의 결합유형과 기업성과 간의 관계”, **대한경영학회지**, 제22권 제3호, pp. 1563-1582.
- (Translated in English) Kim, J., and K., Lee (2009). “A Study on the interaction Effect of CEO Succession Types and Reasons on Firm Performance”, *Korean Journal of Business Administration*, 22(3): 1563-1582.
- 남윤성 (2017), “최고경영자 유형, 사외이사, 기업성과가 가족임원의 선임에 미치는 영향에 대한 탐색적 연구”, **인적자원관리연구**, 제24권 제5호, pp. 75-86.
- (Translated in English) Nam, Y. (2017). “An Exploratory Study on the Influence of CEO Type, Outside Director, and Firm Performance on the Appointment of Family Member in BOD”, *Journal of Human Resource Management Research*, 24(5): 75-86.
- 박준용 (1998), “최고경영자의 교체가 기업의 성과 및 전략에 미치는 영향”, **전략경영연구**, 제1권 제1호, pp. 1-22.
- (Translated in English) Park, J. (1998). “The Effect of Top Manager's

Change on The Performance and Strategy of A Firm”, *Journal of Strategic Management*, 1(1): 1-22.

신현한·장진호 (2005), “최고경영자 교체에 영향을 미치는 요인분석: 경영성과, 전문경영자, 대규모기업집단”, *경영학연구*, 제34권 제1호, pp. 289-311.

(Translated in English) Shin, H., and J., Chang (2005). “An Analysis of the Determinants of CEO Turnover: Firm Performance, Professional CEO, and Business Group”, *Korean Management Review*, 34(1): 289-311.

이지혜·변희섭 (2013), “지배주주는 언제 사회적 책임을 강화하는가?”, *보험금융연구*, 제24권 제4호, pp. 31-74.

(Translated in English) Lee, J., and H., Byun (2013). “Controlling Shareholders and Corporate Social Responsibility”, *Journal of Insurance and Finance*, 24(4): 31-74.

_____ (2015), “지배주주 지분율과 기업의 위험추구행태: 경쟁위협이 규율효과”, *보험금융연구*, 제26권 제3호, pp. 95-139.

(Translated in English) Lee, J., and H., Byun (2015). “Ownership of Controlling Shareholders and Corporate Risk-Taking Behavior: Disciplinary Effect of Competitive Threat in Product Markets”, *Journal of Insurance and Finance*, 26(3): 95-139.

Adams, R., H., Almeida, and D., Ferreira (2009). “Understanding the Relationship between Founder-CEOs and Firm Performance”, *Journal of Empirical Finance*, 16(1): 136-150.

Allen, M., and S., Panian (1982). “Power, Performance, and Succession in the Large Corporation”, *Administrative Science Quarterly*, 27(4): 538-547.

Almeida, H., S., Park, M., Subrahmanyam, and D., Wolfenzon (2011). “The

- structure and formation of business groups: Evidence from Korean chaebols”, *Journal of Financial Economics*, 99(2): 447-475.
- Andres, C. (2008). “Large shareholders and firm performance-An empirical examination of founding-family ownership”, *Journal of Corporate Finance*, 14(4): 431-445.
- Anderson, R., and D., Reeb (2003). “Founding-Family Ownership and Firm Performance: Evidence from the S&P 500”, *Journal of Finance*, 58(3): 1301-1328.
- Bennedsen, M., J., Fan, M., Jian, and Y., Yeh (2015). “The family business map: framework, selective survey, and evidence from Chinese family firm succession”, *Journal of Corporate Finance*, 33(C): 212-226.
- Bertrand, M., S., Johnson, K., Samphantharak, and A., Schoar (2008). “Mixing family with Business: A study of Thai Business Groups and Families Behind Them”, *Journal of Financial Economics*, 88(3): 466-498.
- Burkart, M., F., Panunzi, and A., Shleifer (2003). “Family Firms”, *Journal of Finance*, 58(5): 2167-2201.
- Davis, J., D., Schoorman, and L., Donaldson (1997). “Toward a stewardship theory of management”, *Academy of Management Review*, 22(1), 20-47.
- Denis, D., and D., Denis (1995). “Performance changes following top management dismissals”, *Journal of Finance*, 50(4): 1029-1057.
- Diamond, D., and R., Verrecchia (1982). “Optimal managerial contracts and equilibrium security prices”, *Journal of Finance*, 37(2): 275-288.
- Fahlenbrach, R. (2009). “Founder-CEOs, Investment Decisions, and Stock Market Performance”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(2): 439-466.
- Heckman, J. (1979). “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, 47(1): 153-161.

- Holmstrom, B. (1979). "Moral hazard and observability", *Bell Journal of Economics*, 10(1): 4-29.
- _____ (1982). *Managerial incentive problems: A dynamic perspective*, in Essays in Economics and Management in Honor of Lars Wahlbeck (Swedish School of Economics, Helsinki), 210-235.
- James, H. (1999). "Owner as manager, extended horizons and the family firm", *International Journal of the Economics of Business*, 6(1): 41-56.
- Jensen, M., and W., Meckling (1976). "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, 3(4): 305-360.
- Jenter, D., and F., Kanaan (2015). "CEO turnover and relative performance evaluation", *Journal of Finance*, 70(5): 2155-2184.
- Kandel, E., and E., Lazear (1992). "Peer pressure and partnerships", *Journal of Political Economy*, 100(4): 801-817.
- King, G., and L., Zeng (2001). "Logistic regression in rare events data", *Political analysis*, 9(2): 137-163.
- La Porta, R., F., Lopez-de-Silanes, and A., Shleifer (1999). "Corporate ownership around the world", *Journal of Finance*, 54(2): 471-517.
- Maury, B. (2006). "Family Ownership and Firm Performance: Empirical Evidence from Western European Corporations", *Journal of Corporate Finance*, 12(2): 321-341.
- Morck, R., D., Stangeland, and B., Yeung (1998). "Inherited Wealth, Corporate Control, and Economic Growth: The Canadian Disease?", *NBER Working paper* 6814.
- Perez-Gonzalez, F. (2006). "Inherited control and firm performance", *American Economic Review*, 96(5): 1559-1588.
- Petersen, M. (2009). "Estimating standard errors in finance panel data sets:

- Comparing approaches”, *Review of Financial Studies*, 22(1): 435-480.
- Schulze, W., M., Lubatkin, R., Dino, and A., Buchholtz (2001). “Agency Relationships in Family Firms: Theory and Evidence”, *Organizational Science*, 12(2): 99-116.
- Schulze, W., M., Lubatkin, and R., Dino (2003). “Toward a Theory of Agency and Altruism in Family Firms”, *Journal of Business Venturing*, 18(4): 473-490.
- Shleifer, A., and R., Vishny (1997). “A survey of Corporate Governance”, *Journal of Finance*, 52(2): 737-783.
- Smith B., and B., Amoako-Adu (1999). “Management succession and financial performance of family controlled firms”, *Journal of Corporate Finance*, 5(4): 341-368.
- Stein, J. (1988). “Takeover threats and managerial myopia”, *Journal of Political Economy*, 96(1): 61-80.
- _____ (1989). “Efficient capital markets, inefficient firms: A model of myopic corporate behavior”, *Quarterly Journal of Economics*, 104(4): 655-669.
- Villalonga, B., and R., Amit (2006). “How do Family Ownership, Management, and Control Affect Firm Value?”, *Journal of Financial Economics*, 80(2): 385-417.
- Warner, J., R., Watts, and K., Wruck (1988). “Stock prices and top management changes”, *Journal of Financial Economics*, 20(1-2): 461-492.
- Weisbach, M. (1988). “Outside Directors and CEO Turnover”, *Journal of Financial Economics*, 20(1-2): 431-460.

Abstract

This study investigates the determinants of nepotism by a controlling shareholder and its effect on firm value, using firms listed in Korea Exchange. After dividing a type of CEO into controlling shareholders, their children, and other relatives, we find the likelihood that controlling shareholders' children is appointed as a CEO significantly increases in firms with high profitability, good industry outlook, and low risks. We also show that when children or other relative is appointed as a CEO, the firm value is significantly lower. These results are consistent with Perez-Gonzalez (2006) that nepotism can hurt minority shareholders' wealth by restricting the efficiency of the managerial labor market. This study has the academic implication for presenting empirical evidence that controlling shareholders' intention to succeed the management rights of profitable firms to their children can aggravate the firm value.

※ Key words: Family management, Nepotism, CEO turnover, Managerial labor market, Firm value

Long Memory Volatility and Bernoulli Jumps in Daily Crypto Currency Prices*

일별 암호화폐 가격들에서 나타나는 장기기억 변동성과
베르누이 점프현상

Young Wook Han**

This paper investigates the intrinsic time series properties of daily crypto currency prices, the long memory volatility and the jumps. For the purpose, this paper first adopts the simple FIGARCH model to analyze the long memory volatility process of the crypto currency prices and finds that there exists the long memory volatility in the daily returns. But, the jumps are found to be significant in the daily returns so that the simple FIGARCH model appears to be inadequate. Thus, this paper uses a normal mixture distribution which includes the Bernoulli jumps in the daily returns. In particular, the jumps appear to make the long memory volatility more significant in the daily returns. The results imply that using simple FIGARCH model without the jumps may yield the incorrect long memory volatility process of the crypto currencies and result in ineffective risk management and portfolio optimization in the markets. Thus, the FIGARCH model with allowing for the jump process could be more appropriate in the aspects of risk management and investment purpose forecasting the risk in such an investment as this market attracts increasing attractions from regulators and investors.

Key words: Daily crypto currency prices, Normal mixture distribution, Bernoulli jumps, FIGARCH, Long memory volatility

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030104, B030604, B030601

* The author gratefully acknowledges the financial support from Hallym Research Funds(HRF-201902-004).

** First author: Professor in Department of Economics at Economic Research Institute, Hallym University(ywhan@hallym.ac.kr)

논문 투고일: 2019. 07. 10, 논문 최종 수정일: 2019. 08. 19, 논문 게재 확정일: 2019. 08. 19

I. Introduction

Since the inception of the crypto currencies including the Bitcoin, they have gained growing attention from media, academics and finance industry and in recent years the global interest in Bitcoin and the crypto currencies has spiked dramatically. Catania and Grassi (2017) presents that the reasons for the great interests in the crypto currencies are that some central banks are exploring the use of the crypto currencies and a big number of companies and banks created the Enterprise Ethereum Alliance to use the crypto currencies and the related technology called “Block chain”. All this interest has been reflected on the crypto currency market capitalization exploding from 19 billions in February 2017 to 142 billions in August 2017. ElBahrawy *et al.* (2017) provides the comprehensive analysis of the crypto currencies considering various issues such as market shares and turnovers. Hence, it is time to investigate in deep this new market that is becoming an important piece of financial technology.

The crypto currencies including Bitcoin, Ethereum and Ripple are a kind of digital decentralized currency in the sense that it is not created by any central authority and may be immune to any central bank’s interferences and that it uses cryptography to regulate the creation and transactions of the exchange unit. The crypto currency market is the retail focused and highly speculative market that lacks a legal and regulatory framework compared to other financial asset markets like stock markets and FX markets (Shaw, 2017). At present, it is estimated that the transaction volume in the crypto currency market exceeds 100 million USD per day, and the number of hedge funds that trade the crypto currencies has recently reached almost 100 for the first time, of which more than three-quarters were launched in 2017.

Even though there has recently been the exponential growth of the crypto

currency market, the market is rather young and therefore still mostly unexplored in many issues. The key issue to be analyzed is the dynamic price behavior of the crypto currencies in order to gauge the risks related to investment in crypto currencies (Caporale *et al.*, 2017). As pointed out by Baek and Elbeck (2015), the crypto currencies including Bitcoin are mostly used for speculative purposes causing extreme volatility and bubbles so that they have experienced numerous episodes of extreme volatility and apparent discontinuities in the price process. Dwyer (2014) and Carrick (2016) present that the crypto currency market is more volatile than other financial markets.

One reason is that the absence of solid history and exhaustive legal framework make the crypto currencies very speculative investments. Since they do not rely on the stabilizing policy of a central bank, their reactions to new information, whether fundamental or speculative, result in high and persistent volatilities relative to traditional currencies. Another reason is that the relative illiquidity of the crypto currency market with no official market maker makes it fundamentally fragile to large trading volumes and to market imperfections, and thus more prone to large changes or jumps than other types of traded financial assets such as stocks, commodities and foreign exchange rates (Scaillet *et al.*, 2017). Thus, the persistent volatility and the jumps appear to be key features of the price process of the crypto currencies.

The specification of the jumps and the persistent volatility in the crypto currencies appear to be quite complex because they show extreme observations, asymmetries and nonlinear characteristics. In particular, the papers of Bouri *et al.* (2016), Bariviera *et al.* (2017) and Caporale *et al.* (2017) find the persistent long memory property in Bitcoin and other crypto currencies. But, the literature on the persistent long memory volatility modelling of the crypto currency is very rare¹⁾ even though there is a wide

literature on econometric techniques which have used the analysis of the long memory volatility in many financial data. Also, some papers like Gronwald (2015) and Scaillet *et al.* (2017) present strong evidence of the jumps behavior and apparent discontinuities in the price process of the crypto currencies including Bitcoin together with the extreme volatility. Scaillet *et al.* (2017) analyzes the Bitcoin prices by using high frequency transaction level data and assert that the jumps are the essential component of the dynamics of the Bitcoin prices and the jumps cluster in time. They explain that order flow imbalance, illiquidity and the dominant effect of aggressive traders are significant factors driving the occurrence of the jumps.

The main concern of this paper is to analyze the dynamic price behavior of crypto currencies focusing on the jumps and the long memory volatility by using the daily prices of the three main crypto currencies, Bitcoin, Ethereum and Ripple. Thus, this paper first uses the FIGARCH model with the normality assumption to examine the behavior of long memory volatility process since the FIGARCH model has been considered to be quite useful to represent the autocorrelations of the squared returns of most financial asset prices, which decay at very slow hyperbolic rate (Baillie *et al.*, 1996). In particular, the attraction of the FIGARCH model is that it is very changeable to represent middle ranges of persistence. However, the simple FIGARCH model with the assumption of a symmetric normal distribution is unlikely to represent the asymmetric jump process of the daily returns of the crypto currencies because the long memory volatility cannot be specified exactly without the jump specification.

For the reason, it seems to be very appropriate to use the jump diffusion

1) Chou *et al.* (2017) and Shaw (2017) provided the GARCH model in order to investigate the volatility process of crypto currencies.

model of Press (1967) to represent the daily returns of the three crypto currencies and properly account for the jumps. Since the jumps and the long memory volatility contain different statistical and economic motivations, this paper invokes the FIGARCH model with Bernoulli jump process that consider the two features simultaneously. Thus, this paper shows the combined model performs quite well and improves the estimates of the long memory volatility parameters because the misspecification without considering the jumps may provide distorted the long memory volatility parameters.

There are two contributions of this paper. First, this paper can provide the more appropriate specification model for the volatility process of the crypto currencies by examining the behavior of long memory volatility using the FIGARCH model with the normality assumption. And, the second contribution of this paper is to detect the presence of the jumps in the crypto currency market and explain the dynamics of the jumps with the long memory volatility. Thus, the jumps have significant impacts on the crypto currencies and induce a persistent volatility in the prices. The results imply that using simple FIGARCH model may yield incorrect long memory volatility process of the crypto currencies without considering the jumps and result in ineffective risk management and portfolio optimization in the markets. Since modeling volatility is crucial for risk management, the results of this paper can be very useful to investors when accounting for future volatility and implementing hedging strategies. Thus, this paper provides important implications in the aspects of risk management and investment purpose for choosing a reliable model forecasting the risk in such an investment as this market attracts increasing attraction from regulators and investors.

The organization of this paper follows: Section II describes the key aspects and the basic descriptive statistics for the daily prices of the three major

crypto currencies, Bitcoin, Ethereum and Ripple in terms of the USD. Section III presents the basic analysis of the daily returns series of the crypto currency prices. The FIGARCH model of Baillie *et al.* (1996) is discussed for the analysis of the daily returns. Section IV then describes the FIGARCH model combined with Bernoulli jump process to represent the jumps, the high excess kurtosis and the long memory volatility in the daily returns. Finally, section V provides a conclusion briefly.

II. Basic Descriptive Statistics of Daily Crypto Currency Prices

Even though hundreds of other crypto currencies have been created since the Bitcoin was introduced in 2009, some of them do not represent serious attempts at establishing a foothold in the market and others are quite young with just a few useful observations due to quite low trading volume before 2017. However, since 2017 many central banks have explored the use of the crypto currencies and a big number of companies and banks have created the Enterprise Ethereum Alliance to use of the crypto currencies by the related technology of blockchain so that the trading volumes and activities in the crypto currency markets became increased quite significantly (Catania and Grassi, 2017). In particular, the market capitalizations increased from approximately 18 billion US Dollar at the beginning of 2017 to nearly 600 billion at the end of the year and the high returns have attracted more investors in the markets (Caporale and Zekokh, 2019). Also two big exchangers, the Chicago Mercantile Exchanges (CME) and the Chicago Board Options Exchanges (CBOE) started to trade futures on Bitcoin in 2017

(Caporale and Zekokh, 2019).

For the reason this paper uses the three major crypto currencies, Bitcoin, Ethereum and Ripple, which have been the highest market capitalizations and traded in the markets most actively with huge booms and busts since 2017. Since the crypto currency market is open 24 hours in a day and seven days in a week, the crypto currency data used in this paper is the daily closing price which is the latest recorded price in UTC (Coordinated Universal Time) of three major crypto currencies (Bitcoin, Ethereum, Ripple) in terms of US Dollar (USD). The daily data of the three major crypto currencies are obtained from CoinMarketCap (<https://coinmarketcap.com/>)²⁾ and sampled from January 1, 2017 to May 31, 2019 with 881 observations.

This section describes some specific details of the daily crypto currencies (Bitcoin, Ethereum and Ripple) and provides basic descriptive statistics for the daily prices of the crypto currencies. In order to analyze the volatility behaviors of the crypto currencies, this paper calculates the returns data by using the daily closing price of the crypto currencies. The daily return at day(t) is defined as:

$$y_t = 100 * [\ln(p_t) - \ln(p_{t-1})] \quad (1)$$

where p_t is the daily closing price of the crypto currency

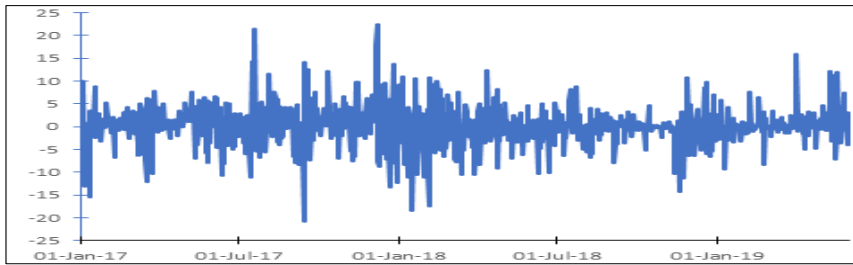
Figures 1(a) through(c) show the movements of the daily returns of the three crypto currencies. All the daily returns of the three crypto currencies are very closed to zero but there exist significant volatility clustering over the entire sample periods. And, the excessive turbulences in the market seem to induce significant jumps and heavy tailed, undefined variances of unconditional returns

2) The data sets provided by the CoinMarketCap are also used in some previous studies including Caporale *et al.* (2017), Caporale and Plastun (2017) and Catania and Grassi (2017) so that the credibility of the data is proved by the previous studies.

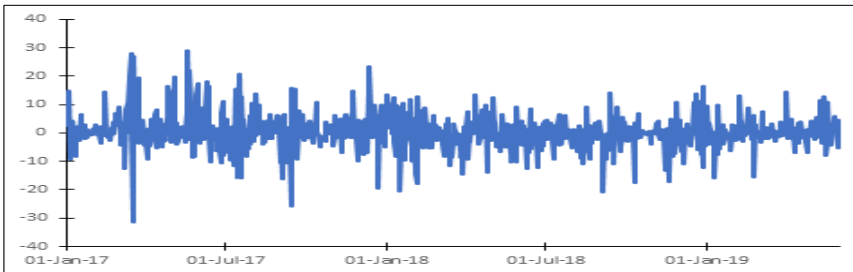
phenomenon, as in the other financial assets studied by Koedijk *et al.* (1990).

〈Figure 1〉 Daily Returns of the Three Crypto Currencies

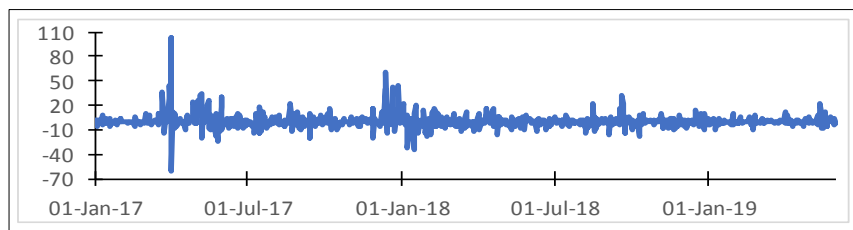
(a) Bitcoin



(b) Ethereum



(c) Ripple



The details of the basic statistics for the daily returns of the three crypto currencies are provided in Table 1. The means of the daily returns are found to be 0.24, 0.39 and 0.48 for Bitcoin, Ethereum and Ripple respectively, which are close to zero and indistinguishable at the standard significance level. It is also noted that the daily returns of the Ripple have the largest maximum and

the those of the Ethereum have the lowest minimum. And, all the daily returns are not normally distributed since the skewness (m_3) are 0.12, 0.48 and 2.85 and the kurtosis (m_4) are 7.37, 6.73 and 34.36 for Bitcoin, Ethereum and Ripple, which are quite different from the values of the normal distribution and the values are statistically significant.³⁾

In particular, the high level of the excess kurtosis statistics implies the fat-tailed distributions of for the daily returns of the three crypto currencies and may be closely related to the jumps caused in the crypto currency market due to several factors. For example, one factor is that the absence of solid history and exhaustive legal framework make the crypto currencies very speculative investments and react sensitively to new information, whether fundamental or speculative. And, the other factor is the relative illiquidity of the crypto currency market with no official market maker makes it fundamentally fragile to market imperfections (Scaillet *et al.*, 2017). Thus, the crypto currency market may be prone to experience the jumps in the price process.

The Ljung-Box test statistics, $Q(20)$ which is for the test of the serial correlations generally can not accept the hypothesis that there exit serial correlations in the level returns of the daily returns at the standard significance levels so that the daily returns do not include any serial correlations in the mean process. But, another test statistics, $Q^2(20)$ from the squared returns are 130.52, 123.91 and 156.22 for Bitcoin, Ethereum and Ripple respectively, which are also statistically significant, and they indicate that there exist very persistent autocorrelations in the volatility process with the strong ARCH effects. The serial correlation appears to be the most significant in the daily returns of the Ripple prices.

3) Jarque and Bera (1987) shows that the standard errors of the sample skewness and the sample kurtosis in normal distributions are $(6/T)^{1/2}$ and $(24/T)^{1/2}$.

〈Table 1〉 Descriptive Statistics of the Daily Returns of the Crypto Currencies

	Bitcoin	Ethereum	Ripple
Maximum	22.519	29.013	102.736
Minimum	-24.753	-31.547	-61.627
Mean	0.244	0.397	0.481
Variance	19.581	37.523	74.690
m3	0.128	0.484	2.851
m4	7.378	6.730	34.369
Q(20)	31.057	31.705	51.900
Q ² (20)	130.521	123.910	156.226

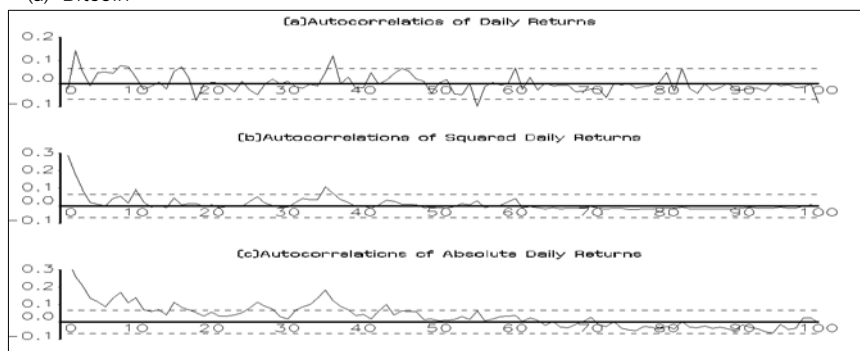
Note: The Ljung-Box test statistics, Q(20) and Q²(20) are calculated at 20 degrees of freedom for serial correlation in the daily returns and squared daily returns. m3 and m4 are the values of the sample skewness and kurtosis.

Figures 2(a) through (c) present the autocorrelation function of the returns, squared returns and absolute returns of the daily prices of the crypto currencies. The autocorrelations in the returns of all the crypto currencies appear to be small and insignificant at standard levels. On the other hand, the autocorrelations of the squared returns and the absolute returns of the crypto currencies are found to decay quite slowly and persistently representing the typical long memory volatility feature as presented in Baillie (1996).

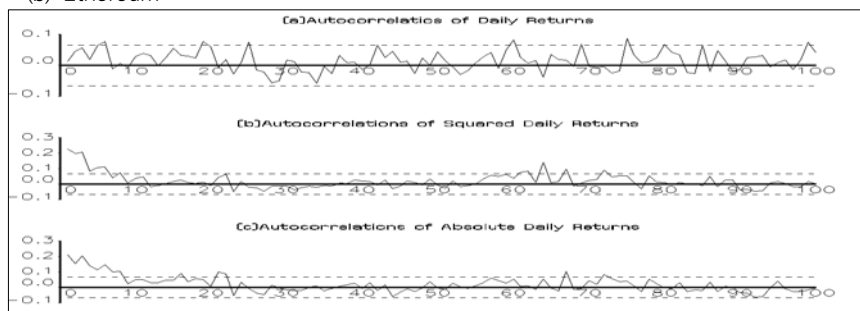
The long memory volatility features of the daily returns of the crypto currencies are found to be quite apparent in the autocorrelations of the squared and absolute returns and are the most significant in the autocorrelation functions of the absolute returns as in many financial time series assets (Granger and Ding, 1996). And, the returns of the Ripple prices show that the degree of the long memory volatility is the most significant. These findings of the correlograms appear to be quite consistent with the basic descriptive statistics in Table 1 for the daily returns of the three crypto currencies.

〈Figure 2〉 Correlograms of Daily returns of three crypto currencies

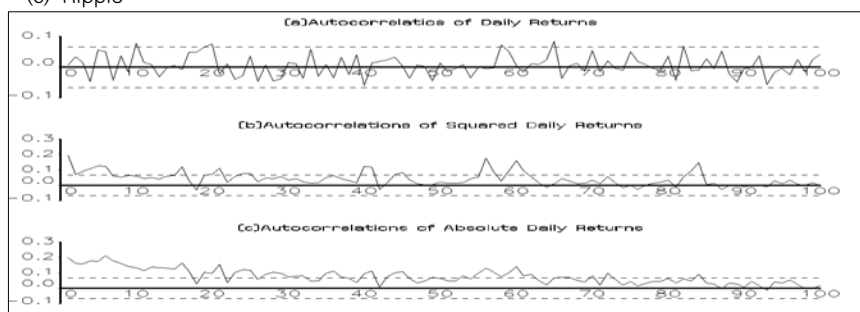
(a) Bitcoin



(b) Ethereum



(c) Ripple



III. Long Memory Volatility in Daily Crypto Currency Prices

This section describes the long memory volatility of the daily returns series of the three crypto currencies. The long memory volatility process has become the well documented feature of many financial assets such as stock prices and exchange rates (Baillie, 1996). Many long memory volatility models have been used to specify the long memory volatility process of the financial time series data. Among them, some methodologies are to incorporate this feature in dynamic models; fractional integration model (Baillie et al, 1996), stochastic volatility model (Breidt *et al.*, 1998), multi components model (Andersen *et al.*, 2006), and heterogeneous autoregressive model (Corsi, 2009).

However, not many studies have focused on the long memory volatility in the crypto currency market. Some exceptions are the papers of Bouri *et al.* (2016) and Catania and Grassi (2017) which find the long memory property in the crypto currency prices. While Bouri *et al.* (2016) detects the long memory volatility from the Bitcoin prices, Catania and Grassi (2017) and Caporale *et al.* (2017) find statistical evidence of the long memory volatility process in the four different crypto currencies (Bitcoin, Ethereum, Ripple and Litecoin) and argue that the long memory property has a substantial contribution in the volatility dynamics of the crypto currency prices.

This paper also investigates the characteristics of the long memory volatility process in the daily returns of the three crypto currencies (Bitcoin, Ethereum and Ripple) by applying the FIGARCH process of Baillie *et al.* (1996). The following model consistent with the basic stylized properties presented in Section II is the ARMA(m, n)-FIGARCH(p, d, q) model,

$$y_t = \mu + \psi(L)y_{t-1} + \theta(L)\epsilon_t \quad (2)$$

$$\epsilon_t = z_t \sigma_t \quad (3)$$

$$[1 - \beta(L)]\sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta(L) - \phi(L)(1 - L)^d]\epsilon_t^2 \quad (4)$$

where y_t is the daily returns, z_t follows i.i.d. $N(0,1)$, μ and ω are constants, $\psi(L)$, $\theta(L)$, $\beta(L)$ and $\phi(L)$ are polynomials in the lag operator, and d is the long memory parameter.

The FIGARCH process is quite general since it can represent the autocorrelations of squared returns which decay at very slow hyperbolic rate as presented in Baillie (1996). When $d = 0$ and $p = q = 1$, equation (4) represents the standard GARCH (1,1) model; and when $d = p = q = 1$, equation (4) can be the Integrated GARCH, or IGARCH (1,1) model showing the complete persistence of the conditional variance to a shock in squared returns. The FIGARCH process shows the impulse response weights, $\sigma_t^2 = \omega / (1 - \beta) + \lambda(L)\epsilon_t^2$, where for large lag k , $\lambda_k \approx k^{d-1}$, which represent the long memory property or "Hurst effect" of the very slow and hyperbolic decay. The hyperbolic decay is consistent with $\rho \approx c_1 k^{2d-1}$ as k gets large, where c_1 is a scalar and d is the long memory parameter. This kind of persistence appears to be very slow and such slow and hyperbolic decay is also known as the "Hurst phenomenon." The Hurst coefficient is, $H = d + 0.5$. If $d = 1$ and $H = 1.5$, the autocorrelation function does not decay so that the series shows a unit root property. If $d = 0$ and $H = 0.5$, the autocorrelation function decays exponentially and the series shows a stationary property. But for $0 < d < 1$ and $0.5 < H < 1.5$, the series presents quite slow and hyperbolic rate of decay in the autocorrelations. The strong advantage of the FIGARCH process is that for $0 < d < 1$, it is very changeable enough to represent middle ranges of persistence.

The equations (2) through (4) are estimated based on the non-linear optimization procedures by maximizing the Gaussian log likelihood function:

$$\ln(L; \Theta) = -\left(\frac{T}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^n [\ln(\sigma_t^2) + \epsilon_t^2 \sigma_t^{-2}] \quad (5)$$

where Θ is a vector of the unknown parameters.

But, it has been presented that most asset returns may not be represented well by the assumption of normal distribution of z_t in equation (3). Thus, the inference is calculated by using the QMLE of Bollerslev and Wooldridge (1992), which is still valid even though z_t is not Gaussian. It should be noted that the vector of parameter estimates on the ARMA-FIGARCH model from maximizing equation (5) using a sample of T observations with non-normal z_t by $\hat{\Theta}_T$, the limiting distribution of $\hat{\Theta}_T$ is

$$T^{\frac{1}{2}}(\hat{\Theta}_T - \Theta_0) \rightarrow N[0, A(\Theta_0)^{-1} B(\Theta_0) A(\Theta_0)^{-1}] \quad (6)$$

where $A(\cdot)$ and $B(\cdot)$ represent the Hessian and outer product gradient respectively, and Θ_0 denotes the vector of true parameter values.

Equation (6) is applied to find the values of the robust standard errors in the subsequent results of this paper by evaluating the Hessian and outer product gradient matrices at the point for practical implementation.

The most appropriate ARMA and FIGARCH model is selected for the autocorrelation structure of the daily returns data. In particular, this paper uses the standard portmanteau test statistic,

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{j=1}^m r_j^2 / (T-j) \quad (7)$$

where r_j is the j 'th order sample autocorrelation from the residuals.

The portmanteau test statistic uses similar degrees of freedom adjustments in the squared standardized residuals when they test for omitted conditional heteroscedasticity and ARCH effects. This adjustment is based on the suggestions by Diebold (1988). And, the values of the sample skewness and kurtosis calculated from the standardized residuals (m_3 and m_4) are also taken accounted. The best parametric specification of the model, which can represent the degree of autocorrelation in the mean process and variance process of the daily returns are found to be the Martingale-FIGARCH(1, d, 1) model for the daily returns of the three crypto currencies.

Table 2 shows the results of the FIGARCH model estimation for the daily returns of the three crypto currencies, which represents the long memory volatility property. The estimation result of the FIGARCH model shows that the long memory volatility parameters (d) are found to be 0.37, 0.26 and 0.54 for the daily returns of the Bitcoin, Ethereum and Ripple prices. The values are all statistically significant at the standard significance level and show that the degree of the long memory in the volatility process of the daily returns are quite different across crypto currencies. These estimation results are quite consistent with Figure 2 in the fact that the autocorrelations are apparently decaying very slowly at the hyperbolic rate in the squared and the absolute returns of the three crypto currencies. Thus, the long memory volatility can be considered as one of important inherent features in the daily returns of the crypto currencies. These findings are in line with the paper of Caporale *et al.* (2017) which find the evidence of the strong persistence in the crypto currencies.

The modified Ljung-Box test statistics are estimated by using the standardized residuals and presented by the values of the $Q(20)$ and the $Q^2(20)$. The statistics show that the FIGARCH model applied for the daily returns

appears to be quite good in capturing the autocorrelations in the mean process and the variance process of the daily return series. Also, the two statistics provide evidence that there is no additional autocorrelation in the standardized residuals or squared standardized residuals. Some additional diagnostic portmanteau tests on the standardized residuals and squared standardized residuals also did not detect any need to further complicate the model so that the selected model specification seems to be the best fit. Thus, the FIGARCH model appears to represent the long memory volatility property quite well in the daily returns of the crypto currencies and the FIGARCH model under the Gaussian normality assumption generally seems to be appropriate in matching the dynamics of the daily returns of the crypto currencies. Thus, the FIGARCH model with the normality assumption can be considered as a good starting point to study the long memory feature in the crypto currency prices.

However, the estimated kurtosis from the FIGARCH model are found to be 7.75, 6.08 and 19.78 for the daily returns of Bitcoin, Ethereum and Ripple crypto currencies leading to the significant excess kurtosis in the daily returns of the crypto currencies even though the long memory volatility is accounted for by the FIGARCH model. The excess kurtosis may be related to the jumps in the daily returns of the crypto currencies, which are caused by order flow imbalance, illiquidity and the dominant effect of aggressive traders. Since these jumps can cause the “outliers” in the mean and the volatility process, the simple normal distribution model may not take account for the jumps appropriately (Hotta and Tsay, 1998). Thus, the simple FIGARCH model with the Gaussian normal distribution may not be appropriate to represent the jumps and the long memory volatility together in the daily returns of the crypto currencies.

〈Table 2〉 Estimated Martingale-FIGARCH(1,d,1) Model for the Daily Returns of Three Crypto Currencies

	Bitcoin	Ethereum	Ripple
μ	0.2288* (0.1219)	0.1344 (0.1617)	-0.3395* (0.1766)
d	0.3763* (0.2144)	0.2691*** (0.0761)	0.5411*** (0.1097)
ω	0.0524 (0.8445)	0.1546 (0.1342)	0.2404 (0.2453)
β	0.5558*** (0.1521)	0.9821*** (0.0181)	0.9769*** (0.0222)
φ	0.3167*** (0.1117)	0.9676*** (0.0300)	0.9918*** (0.0199)
ln(L)	-2487.970	-2783.627	-2872.296
m3	0.055	-0.013	1.391
m4	7.759	6.085	19.782
Q(20)	24.739	22.595	26.977
Q ² (20)	13.710	9.954	29.127

Notes: 1) QMLE asymptotic standard errors are in parentheses below corresponding parameter estimates. The quantity ln(L) is the value of the maximized log likelihood. m3 and m4 represent the sample skewness and kurtosis of the standardized residuals. Q(20) and Q²(20) statistics are the Ljung-Box test statistics for 20 degrees of freedom to test for serial correlation in the standardized residuals and the squared standardized residuals.

2) the asterisks(*, **, ***) denote significance at 10%, 5% and 1% level respectively.

IV. Bernoulli Jumps and Long Memory Volatility in Daily Crypto Currency Prices

The simple FIGARCH model in Section III appears to be useful in describing the long memory volatility process but it seems to be inappropriate to explain the jumps as the cause of the long memory property. Recently, many studies have been more focus on explaining the underlying causes or sources for the long memory volatility process of financial assets. Some papers have provided possible sources of the long memory volatility process by using nonlinear volatility models including structural breaks (Granger and Hyung, 2004; Starcia

and Granger, 2004; Choi and Zivot, 2007; Kwon, 2010; Han, 2011) or jumps (Beine and Laurent, 2003; Han, 2007 and 2011). They have suggested that the observed long memory volatility process may be caused by the structural breaks or the jumps. Even though the jump is closely related to the structural breaks, the main differences between the jumps and the structural breaks are that the jumps in volatility create fat-tailness and high excess kurtosis in the price process and that the jumps are more drastic but short lived relative to the structural breaks.

While some studies have analysed the long memory property in crypto currency prices by adopting the form of switching regimes or structural breaks (Bariviera, 2017; Caporale *et al.*, 2018; Yonghong *et al.*, 2018; Mensi *et al.*, 2019), other papers have presented the importance of jumps in the price process of the crypto currencies. Gronwald (2015) empirically analyzes the Bitcoin prices by using autoregressive jump intensity GARCH model and finds strong evidence of jump behavior. And, Scaillet *et al.* (2017) recently finds that the jumps are frequent and they cluster in time in the price process of Bitcoin market indicating that the jumps are an essential component of the price process of the Bitcoin and they show that the jumps can be driven by order flow imbalance, illiquidity and the dominant effect of aggressive traders and they have short term positive impacts on market activity inducing a persistent change in the price process. Thus, analyzing the properties of the jumps could be important due to the consequences in applications of derivatives pricing and risk managements in the crypto currency market.

This section considers the specification of the jumps and the long memory volatility in price process of the daily crypto currencies.⁴⁾ For the purpose, this

4) Andersen *et al.* (2002) specified the model of exchange rate dynamics by allowing for the possibility of jumps and demonstrated that the volatility estimation can be better by including jumps. Beine and Laurent (2003) and

paper adopts the jump diffusion process of Press (1967) to consider the jumps in the daily returns of the three crypto currencies. In particular, this paper uses a Bernoulli distribution to specify the stochastic jumps in the price process of the daily crypto currency returns series. Even though stochastic jumps have been modelled by using the Poisson distribution, the Bernoulli jump process can be practically much easier and more convenient in specifying the jumps caused by new information arrivals than the Poisson distribution because the Bernoulli process is much simpler in calculation without requiring the infinite sum and the truncation process required by the Poisson process. Thus, this study adopts the Bernoulli jump process to specify the jumps and combines it with FIGARCH model to analyze the impact of the jumps on the long memory volatility process of the daily crypto currency returns series.

The key feature of the Bernoulli process is that no information impacts on the price or one relevant information arrival within a fixed time period (t) happens with probability λ which is in the $(0,1)$ interval and can be found by estimating the parameter (j) in the expression, $\lambda = [1 + \exp(j)]^{-1}$. The jump size is considered as the random variable (v), assuming to follow NID (ν, δ^2). The same FIGARCH model as in Section III is used for the long memory volatility process. Because the jumps and the long memory property have quite different statistical and economic motivations, this paper selects a model specification which can consider the two features simultaneously.

This paper investigates the daily returns of the crypto currencies (Bitcoin, Ethereum and Ripple) by employing the Bernoulli jump diffusion process to consider the jumps and the excess kurtosis, combined with the FIGARCH

Han (2007, 2008) showed that the jumps might increase the volatility and generate strong long memory volatility of foreign exchange rates.

model to capture the long memory volatility. By including the jump process, the influence of the jumps on the FIGARCH specification can be reduced. The combined Martingale-FIGARCH (1, d, 1) model with Bernoulli jump process is,

$$y_t = \mu + \lambda\nu + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\epsilon_t = z_t\sigma_t \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + [1 - \beta L - (1 - \phi L)(1 - L)^d]\epsilon_t^2 \quad (10)$$

The daily returns are still specified as the same Martingale process with the jump intensity of λ and the jump size of ν . The volatility process is the same FIGARCH(1,d,1) as developed in Section III. The log likelihood function for the specified model is,

$$\ln(L) = -\left(\frac{T}{2}\right)\ln(2\pi) + \sum_{t=1}^n \ln\left[\left(\frac{1-\lambda}{h_t}\right) \exp\left(-\frac{(\epsilon_t + \lambda\nu)^2}{2h_t^2}\right) + \left(\frac{\lambda}{(h_t^2 + \delta^2)^{\frac{1}{2}}}\right) \exp\left(-\frac{(\epsilon_t + (1-\lambda)\nu)^2}{2(h_t^2 + \delta^2)}\right)\right] \quad (11)$$

The likelihood function for the Normal-Bernoulli jump processes is basically the same as that presented in Vlaar and Palm (1993) and Baillie and Han (2001). Asymptotic standard errors are also based on the QMLE of Bollerslev and Wooldridge (1992) as in Section III.

The estimated parameters for the daily returns series of the three crypto currencies are reported in Table 3. The estimated values of the parameters (j) for the jumps in the daily returns are found to be 1.29, 3.53 and 1.73 and they are statistically significant. So, the values show that the Bernoulli jump process can be quite appropriate to specify the mean process of the daily returns. Also, the findings are quite consistent with the papers of Gronwald (2015) and Scaillet

et al. (2017) which present strong evidence of jumps behavior and assert that jumps are the essential component of the dynamics of the crypto currency prices. In particular, the jumps intensities (λ) calculated from the estimated parameters (j) are 0.21, 0.02 and 0.14 for Bitcoin, Ethereum and Ripple returns series respectively. By using the total 880 observations of Bitcoin, Ethereum and Ripple currency, the corresponding implied numbers of the jumps can be about 185, 18 and 123 for the daily returns series of the three crypto currencies. The Bitcoin appears to contain the most jumps in the price process since it has the largest trading volume and the most popular and prominent crypto currency with multi-billion dollar capitalization and the biggest market shares in the crypto currency market (Catarina and Grassi, 2017).

The estimated values of the parameter (ν) that indicate the impacts of the jumps on the mean process are all positive and statistically significant for the daily returns of the crypto currencies suggesting the jumps appear to increase the prices of the crypto currencies on average. Also the values of the parameter (δ^2) which represent the impacts of the jumps on the volatility process are also significant at the standard significance level and the values are found to be much greater than those on the mean process, suggesting that the effects on the volatility process are more significant.

In particular, the results in Table 3 show that the estimated long memory parameters (d) of the daily returns are 0.17, 0.08 and 0.05 for the daily returns of Bitcoin, Ethereum and Ripple respectively and are statistically significant except Ehtereum. It is interesting to note that the values of the estimated long memory parameters appear to be decreased significantly compared with the values estimated from the simple FIGARCH model without the jumps in Section III. This suggests that the great long memory volatility of the daily returns may be significantly affected by the jumps and the greater long

memory parameters can be distorted spuriously because the jumps are not accounted for properly in the price process of the crypto currencies. These results appear to be understandable when the jumps are entirely considered in the mixture distribution since the jumps can cause the additional volatility spuriously. Thus, the higher long memory volatility property seems to be related to the asymmetric price adjustments to the jumps, which is much more gradual and persistent than the volatility adjustments and the jumps can be considered as the possible driving forces of the long memory volatility process of the daily crypto currencies prices.

The estimation results in Table 3 show that the kurtosis statistics (m_4) are also reduced significantly for the daily returns after the jumps are considered suggesting that accounting for the non-uniform flows of information can reduce the excess kurtosis. Thus, the results present that the mixture distribution generally seems to be better than the simple normal distribution and quite appropriate to explain the jumps in the price process of the crypto currencies.⁵⁾

5) The data of Bitcoin sampled from April 28, 2013 to May 31, 2019 is also tested for the analysis of the long memory volatility and the jumps, and the results are found to be quite similar. But, the trading activities and the price movements of the Bitcoin in the markets before 2017 are very small and can not provide any economic significance.

〈Table 3〉 Estimated Martingale-FIGARCH(1,d,1) Model with Bernoulli Jump Process for the Daily Returns of Three Crypto Currencies

	Bitcoin	Ethereum	Ripple
μ	0.2803*** (0.1020)	-0.1755 (0.1538)	-0.3651*** (0.1068)
j	1.2997*** (0.3256)	3.5301*** (0.4266)	1.7393*** (0.2931)
ν	0.97814** (0.4950)	4.0443*** (0.7853)	4.5810*** (2.1002)
δ^2	42.3355*** (8.0901)	9.7157*** (1.2202)	178.4927*** (64.9542)
d	0.1700*** (0.0537)	0.0835 (0.0829)	0.0547*** (0.0197)
ω	1.9063*** (0.4089)	1.3809 (1.8031)	1.9054* (1.0332)
β	0.4881*** (0.1303)	0.8043*** (0.1352)	0.4836*** (0.1168)
φ	0.3946*** (0.1277)	0.8784*** (0.1028)	0.6415*** (0.1214)
$\ln(L)$	-2391.824	-2767.711	-2748.489
m_3	-0.254	0.264	0.586
m_4	3.329	2.545	5.015
$Q(20)$	30.231	20.803	26.557
$Q^2(20)$	1.970	9.147	10.970

Notes: 1) the same as Table 2 except that a jump intensity of λ , where $0 < \lambda < 1$ and $\lambda = [1 + \exp(j)]^{-1}$, and is specified by the Bernoulli process. The jump size is given by the random variable v_t , which is assumed to be $NID(\nu, \delta^2)$.
 2) the asterisks(*, **, ***) denote significance at 10%, 5% and 1% level respectively.

V. Conclusions

This paper considers the intrigue time series properties of three major crypto currencies, Bitcoin, Ethereum and Ripple focusing on the jumps and the long memory volatility process of the daily prices. The general results of this paper present i) that the normality assumption may be inappropriate for the daily returns data of the crypto currencies mainly due to the existence of the jumps in the price process, ii) that most of the jumps could be related to

order flow imbalance, illiquidity and the dominant effect of aggressive traders in the crypto currency market and iii) that the Martingale-FIGARCH(1,d,1) model with the Bernoulli jump process can be quite good in explaining the jumps and the long memory volatility process of the daily returns of the crypto currencies. In particular, the results present that the long memory volatility becomes significantly weaker when the jumps are accounted for so that it may be closely related to the jumps providing statistical evidence that the specification of the price process without considering the jumps seem to increase the volatility of the daily returns and may distort the estimates of the long memory volatility parameters.

This paper seems to be quite useful in increasing our understanding of the dynamic price behaviors of the crypto currencies and their long memory volatility property. In particular, the results suggest that such a representation model is a possible alternative modeling strategy to long memory model with a normal distribution or to account for the jumps in the dynamics of the crypto currency. Thus, this paper provides important implications in the aspects of risk management and investment purpose for choosing a reliable model forecasting the risk in such an investment as this market attracts increasing attraction from regulators and investors as the new crypto currency market is becoming an important piece of financial technology.

References

- Andersen, T., T., Bollerslev, F., Diebold, and C., Vega (2002). "Micro effects of macro announcements: Real-time price discovery in foreign exchange", *American Economic Reviews*, 93:38-62.
- Andersen, T., T., Bollerslev, P., Christoffersen, and F., Diebold (2006). "Volatility and correlation forecasting", *Handbook of economic forecasting*, 1:777-878.
- Baek, C., and M., Elbeck (2015). "Bitcoin as an investment or speculative vehicle? A first look", *Applied Economic Letter*, 22: 30-34.
- Baillie, R. (1996). "Long memory processes and fractional integration in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 73:5-59.
- Baillie, R., T., Bollerslev, and H-O., Mikkelsen (1996). "Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 74: 3-30.
- Baillie, R., and Y., Han (2001). "Testing Target Zone Models Using Efficient Methods of Moments", *Journal of Business and Economic Statistics*, 19:273-277.
- Bariviera, A. (2017). "The Inefficiency of Bitcoin Revisited: A Dynamic Approach", *Economics Letters*, 161:1-4.
- Bariviera, A, M., Basgall, W., Hasperue, and M., Naiouf (2017). "Some stylized facts of the Bitcoin market", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 484:82-90.
- Beine, M., and S., Laurent (2003). "Central bank interventions and jumps in double long memory models of daily exchange rates", *Journal of Empirical Finance*, 10:641-660.
- Bollerslev, T., and J., Wooldridge (1992). "Quasi-maximum likelihood

- estimation of dynamic models with time varying covariances”, *Econometric Reviews*, 11:143-172.
- Bouri, E., G., Azzi, and A., Dyhrberg (2016). “On the return-volatility relationship in the Bitcoin market around the price crash of 2013”, *Economics Discussion Paper*, No. 2016-41, Kiel Institute for the World Economy.
- Breidt, F., N., Crato, and P., de Lima (1998). “The detection and estimation of long memory in stochastic volatility.” *Journal of Econometrics*, 83: 325-348.
- Caporale, G., L., Gil-Alana, and A., Plastun (2017). “Persistence in the cryptocurrency market.” *DIW Discussion Paper*, No. 1703.
- Caporale, G., and A., Plastun (2017). “The day of the week effect in the crypto currency market.” *CESifo Working Paper*, No. 6716.
- Caporale, G., and T., Zekokh (2019). “Modelling Volatility of Cryptocurrencies Using Markov-Switching GARCH Models”, *Research in International Business and Finance*, 48:143-155.
- Carrick, J. (2016). “Bitcoin as a complement to emerging market currencies”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 52:2321-2334.
- Catania, L., and S., Grassi (2017). “Modelling crypto-currencies financial time-series”, Working Paper, Department of Economics and Finance, University of Rome.
- Choi, K., and E., Zivot (2007). “Long memory and structural changes in the forward discount: An empirical investigation”, *Journal of International Money and Finance*, 26:342-363.
- Chou, J., S., Chan, S., Nadarajah, and J., Osterrieder (2017). “GARCH modelling of cryptocurrencies”, *Journal of Risk and Financial Management*, 10:17-30.

- Corsi, F. (2009). "A simple approximate long-memory model of realized volatility", *Journal of Financial Econometrics*, 7:174-196.
- Diebold, F. (1986). "Modelling the persistence of conditional variances: a comment", *Econometric Reviews*, 5:51-56.
- Dwyer, G. (2014). "The economics of Bitcoin and similar private digital currencies", *Journal of Financial Stability*, 17:81-91.
- ElBahrawy, A., L., Alessandretti, A., Kandler, R., Pastor-Satorras, and A., Baronchelli (2017). "Evolutionary dynamics of the crypto currency market", <https://arxiv.org/abs/1705.05334>.
- Granger, C., and Z., Ding (1996). "Some properties of absolute returns: an alternative measure of Risk", *Annales d'Economie et de Statistique*, 40: 67-92.
- Granger, C., and N., Hyung (2004). "Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P500 absolute stock returns", *Journal of Empirical Finance*, 11: 399-421.
- Gronwald, M. (2015). "The economics of Bitcoin- market characteristics and price jumps", *CESifo Working Paper*, No. 5121.
- Han, Y. (2007). "Poisson jumps and long memory volatility process in high frequency European exchange rates", *Seoul Journal of Economics*, 20:201-222.
- Han, Y. (2011). "Potential sources of the long memory property in the volatility process of daily KRW-USD exchange rates: jumps and structural breaks", *Journal of Insurance Studies*, 22:137-163.
- Hotta, L., and R., Tsay (1988). "Outliers in GARCH process", Unpublished manuscript, Booth School of Business, University of Chicago.
- Jarque, C., and A., Bera (1987). "Test for normality of observations and regression residuals", *International Statistical Review*, 55:163-172.

- Koedijk, K., M., Schafgens, and C., de Vries (1990). "The tail index of exchange rate returns", *Journal of International Economics*, 29:93-108.
- Kwon, Y. (2010). "Long memory and structural breaks in extreme value estimators-the case of the US stock indexes", *Journal of Insurance Studies*, 21:187-237.
- Mensi, W., K., Al-Yahyaee, and S., Kang (2019). "Structural Breaks and Double Long Memory of Cryptocurrency Prices: A Comparative Analysis from Bitcoin and Ethereum", *Finance Research Letters*, forthcoming.
- Nimalendran, M. (1994). "Estimating the effects of information surprises and trading on stock returns using a mixed jump diffusion model", *Review of Financial Studies*, 7:451-473.
- Press, J. (1967). "A compound events model for security prices", *Journal of Business*, 40: 317-335.
- Scaillet, O., A., Treccani, and C., Trevisan (2017). "High-frequency jump analysis of Bitcoin market", *Swiss Finance Institute Research Paper Series*, No. 17-19.
- Shaw, C. (2017). "Conditional heteroscedasticity in crypto-asset returns: a response to Chu *et al.* (2017)", Working Paper, Department of Economics, Mathematics and Statistics, Birkbeck College, University of London.
- Starcia, C., and C., Granger (2004). "Non-stationarities in stock returns", Working paper, University of California San Diego.
- Vlaar, P., and F., Palm (1993). "The message in weekly exchange rates in the European Monetary System: mean reversion, conditional heteroskedasticity and jumps", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11:351-360.

Yonghong, J., N., He, and R., Weihua (2018). “Time-Varying Long-Term Memory in Bitcoin Market”, *Finance Research Letters*, 25:280-284.

요 약

본 논문은 일별 암호화폐 가격들에 내재된 장기기억변동성과 점프현상을 파악한다. 이러한 목적을 위해 본 논문은 먼저 단순한 FIGARCH 모형을 통해 일별 암호화폐 가격들의 수익률에서 나타나는 장기기억 변동성 특성을 분석하여 암호화폐의 수익률에서 지속적인 장기기억 변동성이 존재함을 밝혔다. 또한, 암호화폐의 수익률에서 명확한 평균 점프현상이 유의하게 나타남에 따라 일반적인 정규분포 가정이 적절하지 못함을 파악하였다. 따라서 본 논문에서는 일별 암호화폐의 수익률 과정에 Bernoulli 점프 현상을 결부한 정규 혼합 분포를 이용한다. 특히, 평균과정에서의 점프현상이 일별 암호화폐의 수익률 과정에서 장기기억 변동성을 보다 더 크게 야기하는 것으로 보인다. 이에 따라 점프현상은 암호화폐들에 중요한 영향을 미치며, 특히 가격들의 지속적인 변동성을 야기한 것으로 파악되었다. 이러한 결과들을 통해 점프현상을 고려하지 않은 단순한 FIGARCH 모형은 암호화폐들의 장기기억 변동성 과정을 적절히 나타내지 못하며, 이로 인해 암호화폐 시장에서 효율적인 위험관리나 포트폴리오의 최적화를 이룰 수 없게 되는 결과가 나타날 수 있다. 따라서 본 논문은 시장규제자들과 투자자들의 많은 관심을 끌고 있는 암호화폐 시장에서 위험관리와 투자의 측면에서 위험예측을 위해서는 점프현상을 고려한 FIGARCH모형이 보다 적합함을 보여준다.

※국문 색인어 : 일별 암호화폐 가격, 정규혼합 분포, 베르누이 점프현상, FIGARCH 모형, 장기기억변동성

편 집 위 원 회

위 원 장	이봉주(경희대학교 교수)
편집위원	김대환(동아대학교 교수) 김은경(한국외국어대학교 교수) 김현태(연세대학교 교수) 류성경(동서대학교 교수) 박기영(연세대학교 교수) 박소정(서울대학교 교수) 변희섭(한림대학교 교수) 서대교(건국대학교 교수) 이상호(전남대학교 교수) 이장원(노동연구원 선임연구위원) 전희주(동덕여자대학교 교수) 조석희(안동대학교 교수) 조혜진(인천대학교 교수) 황진태(대구대학교 교수) Hua Chen(University of Hawaii at Manoa) Kili Chiling Wang(Tamkang University) 〈가나다순〉
편집간사	정원석(보험연구원 연구위원)

본지에 게재된 논문은 집필자 개인의 의견이며 보험연구원의 공식의견이 아님을 밝힙니다.

보험금융연구 제30권 제3호 (통권 제96호)

발행일 2019년 8월 31일
발행인 안철경
편집인 이봉주
발행처 보험연구원
등 록 2016년 9월 23일 영등포바 00139
주 소 07328 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 전화: 02-3775-9060
Fax: 02-3775-9104 E-mail: journal@kiri.or.kr
인 쇄 신우씨앤피

정가 10,000원