

공적연금기금이 주식시장에 미치는 영향

박 무 환*

본 연구는 국민연금을 비롯한 특수직역연금의 연금기금자산으로 측정된 계약저축과 주식시장 발전사이의 인과관계를 검정하였다. 1970~2004년까지의 연간 시계열자료를 이용하여 경제 규모를 반영하는 GDP의 비율로서 연금기금과 주식시장발전 관련지표로서 시가총액 및 거래금액 사이의 그랜저 회귀식을 추정하였으며 이를 바탕으로 그랜저 인과관계를 검정하였다.

주요 결과를 살펴보면, 먼저 시계열 자료의 정상성(stationarity) 확보를 위해 1차 차분(first difference) 형태의 연금기금과 주식시가총액, 주식거래금액 비율지표 사이의 회귀식 추정결과를 보면, 다양한 검정통계량들에 의해 추정모형의 타당성 및 잔차항(residual)의 정규분포(normal distribution) 가정은 통상적인 통계적 유의수준에서 수용 가능한 것으로 나타났다. 이에 따라 전적으로 잔차항의 정규분포에 의존하는 인과관계 검정통계량인 F-분포의 정당성은 확보되었다.

다음으로 개별 그랜저 회귀식을 이용한 F-통계량에 의한 그랜저 인과방향을 보면 연금기금 및 주식시장 발전 사이에는 양 방향(two-ways) 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 연금기금의 성장으로 장기성 자금의 공급 및 장기금융상품에 대한 수요가 증가한다는 점, 자본시장이 작고 비유동적인 경우 대규모 연금기금을 효율적으로 운용하기 어렵다는 점이나 연금기금수익의 한 부분을 구성하고 있는 기금운용수익은 자본시장의 성장에 의존하고 있다는 점 등에 비추어 볼 때 설득력이 있는 것으로 보인다. 한편, 연금기금 및 주식시장 관련 지표간의 두 변수 VAR 체계를 이용한 분산분해(variance decomposition)결과에 의하면 주식시장의 성장이 연금기금의 발전에 미치는 크기에 비해 연금기금의 성장이 상대적으로 주식시장의 발전, 특히 시가총액에 기여하는 정도가 큰 것으로 나타났는데 이는 선행연구 등에 비추어 사용자료, 추정방법의 상이함에도 불구하고 부합되는 것으로 나타났다.

* 국민연금연구원 선임연구위원, 본 연구내용은 국민연금관리공단이나 국민연금연구원의 공식 견해가 아니고 전적으로 집필자의 견해임.

I. 머리말

지난 1970년대 이후 최근까지 보험 및 연금기금 등 계약저축기관에 의한 계약저축자산은 괄목할 만한 성장을 이루었다. 명목GDP대비 계약저축(contractual savings)의 비율은 1970년 0.52%, 1980년 5.35%, 1990년 22.91%, 2000년 37.22%, 2004년 51.13%수준으로 지속적인 증가 추세를 보이고 있다. 이중에서 2004년 경우를 보면, 보험 및 연금기금이 각각 32.77%, 18.36%를 차지하고 있으며, 국민연금기금은 17.12%수준으로 생명보험 27.18%에 이어 두 번째 높은 비중을 차지하고 있다.¹⁾

<표1> 명목GDP 대비 계약저축 비율

(단위 : %)

구 분		1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2004
보험	생명보험	-	1.01	2.55	8.23	16.60	17.47	20.86	27.18
	손해보험	-	0.98	1.57	1.47	2.59	3.18	4.85	5.59
	소계	-	1.99	4.12	9.70	19.19	20.65	25.71	32.77
연금기금	국민연금	-	-	-	-	1.18	4.04	10.52	17.12
	공무원연금	0.52	0.62	0.98	2.12	1.92	1.29	0.31	0.43
	사학연금	-	0.04	0.25	0.53	0.62	0.60	0.68	0.81
	소계	0.52	0.66	1.23	2.65	3.72	5.93	11.51	18.36
계		0.52	2.65	5.35	12.35	22.91	26.58	37.22	51.13

자료 : 금융감독원(fss.or.kr), 국민연금관리공단(npc.or.kr), 공무원연금관리공단(gepco.or.kr), 사립학교교직원연금관리공단(ktpf.or.kr)

이러한 계약저축의 성장은 민간저축의 변화를 유도하고 그 변화방향에 따라 거시경제가 영향을 받는다는 점에서 지금까지 국내외 많은 선행연구가 있었지만 일치된 결과를 보이지는 못하였다.²⁾ 이러한 결과에도 불구하고 계약저축의 성장이 자본시장의 발달에 긍정적으로 기여할 것으로 기대되는 이유는 다음과 같다. 먼저 Catalan-Impavido-Musalem(2000), Impavido-Musalem-Vittas(2002) 등에 의한 금융중개기관으로서 계약저축의 특징이다. 즉, 은행·비은행 등 금융기관은 주로 단기부채를 가지고 있는데 비하여 계약저축기관은 장기부채를 가지고 있다는 점이다. 이는 계약저축자산에 대하여 청구권(claims)을 가지고 있는 가입자 혹은 예금주가 그들의 자산에 대하여 인출(run)을 마음대로 할 수 없다는 것을 의미한다.³⁾ 이와는 달리 금융기관들은 그들의 자산에 대하여 기대치 않은 갑작스러운 인출의 위험에 직면할 수 있다는

1) 1998년 국민연금법개정으로 도입된 재정계산제도에 따라 2003년 6월 처음으로 실시된 재정계산결과를 보면, 현행 제도 하에서도 국민연금기금규모는 지속적으로 증가하여 2023년경 명목GDP의 37%수준에 이를 전망이다. 자세한 내용은 국민연금발전위원회(2003.6), “2003 국민연금 재정계산 및 제도개선방안” 참조.
 2) 공적연금제도에 의해 민간저축은 증대하거나 감소하는 효과가 동시에 존재하지만, 변화방향은 경제주체들의 반응에 따라 달라질 수 있다. 예로, 연금제도도입에 따른 조기퇴직효과, 은퇴 혹은 사망, 장애 시에 대비하여 필요한 만큼 충분하게 저축하지 않는 개인들의 근시안(myopia) 또는 유동성제약이 있는 경제, 정부의 퇴직소득보장제도에 의존하는 개인들의 도덕적 해이(moral hazard), 그리고 개인들의 기대여명 차이에 따른 암묵적인 역선택(adverse selection), 노후대책에 대한 인지효과(recognition effect) 및 목표실현효과 등에 따라 달라질 수 있다. 관련 선행연구들의 결과에 대한 비교분석은 <부록표1~2> 참조.
 3) 가입자 또는 예금자 입장에서 볼 때 계약저축부문의 계좌는 퇴직, 사망, 장애 등 특별한 사건이 발생할 경우에만 한하여 인출이 가능하다.

점에서 자산과 부채의 만기구조의 불일치가 지속될 경우에는 유동성문제가 초래될 수 있다. 이에 따른 결과로 계약저축기관과 금융기관들의 투자전략은 상이할 수밖에 없다. 즉, 계약저축기관들은 금융기관들에 비하여 장기투자에 있어 본질적인 장점을 지니고 있으며, 이러한 투자전략은 장기채권이나 주식에 대하여 보다 편익(bias)을 가지고 있다. 더욱이, 계약저축의 증가는 자산에 대하여 상대적으로 높은 인출 확률을 가진 금융기관들로부터 낮은 인출 확률을 가진 계약저축기관으로의 저축 재분배를 시사하며, 이는 장기성 자금의 공급이 증가되었음을 의미한다.

또한, 국민연금을 비롯한 특수직역연금인 공무원연금, 사학연금 등 적립방식체계의 공적연금기금의 증가는 비유동자산에 비해 유동자산의 증대가 기대된다. 이는 가입자 입장에서 볼 때 계약저축부분 계좌는 장기에 걸쳐 유동화 될 수 있다는 점에서 비 유동자산으로 간주할 수 있다. 그럼으로 공적연금기금의 증가에 따라 민간부문의 유동자산 및 비유동자산간 포트폴리오(portfolio) 구성 비율은 그들이 원하는 수준이하가 된다. 따라서 균형수준을 회복하기 위한 민간부문의 유동성에 대한 수요는 추가적인 유동자산의 보유에 의해 충족되어야만 한다. 이는 포트폴리오의 재구성, 예를 들어 가계 혹은 기업들이 보유하고 있는 부동산, 비유통 금융상품의 처분을 통하여 유통유가증권이나 금융기관에의 예금 증대 등으로 이루어질 수 있다는 점에서 계약저축과 결부되어 있는 자본시장의 발전을 촉진시킬 수 있다는 것이다.⁴⁾

이와 관련하여 2000년대에 들어 세계은행(world bank)을 중심으로 연금제도개혁의 일환으로써 계약저축과 자본시장발전간의 인과관계에 대한 연구가 활발하게 진행되어 왔다. 연구결과를 요약하면, 먼저 연금제도개혁과 관련하여 부과방식(pay as you go system)의 연금제도가 자본시장에 미치는 효과는 부정적인데 반해 적립방식(funded system)의 연금제도는 긍정적인 효과를 보이고 있다는 분석결과를 토대로 후자에 의한 제도개혁을 제안하고 있다. 한편 계약저축과 자본시장발전간의 인과방향에 대한 분석결과를 보면, 국가별로 양부문의 발전정도나 강제성 여부, 규제(regulation) 등에 따라 한 방향(one way) 혹은 양 방향(two ways)의 인과관계가 나타나는 등 인과방향이 명확하지는 않다.⁵⁾ 이와 관련하여 본 연구는 선행연구 등에서 분석대상에서 제외되었던 국민연금기금을 포함한 국내 공적연금기금과 자본시장발전간의 인과관계를 분석하고 자본시장발전 관련 시사점을 살펴보고자 한다.

보고서의 구성을 보면, 제II장에서는 선행연구들을 중심으로 계약저축이 자본시장의 발전이나 전반적인 경제에 미치는 영향에 대한 논리적 배경을 살펴보고 관련 시사점을 도출한다. 제III장에서는 공적연금기금자산과 그리고 주식시장의 시가총액 및 거래금액사이의 인과관계를 실증적으로 분석한다. 제IV장에서는 연구결과를 요약하고 시사점 및 향후 연구과제 등을 제시한다.

4) 계약저축부분의 성장에 따른 장기성 자금공급의 증가 및 수요 증가는 자본시장, 특히 장기자본시장의 발전을 촉진시킨다. 이에 따라 기업의 자산 및 채무구조가 영향을 받아 부채/자본 비율이 하락하고 장기채무/단기채무의 비율이 상승하며, 장기자금의 재조달(refinancing)비용이 감소하는 등 자본시장의 효율성이 제고될 수 있다. 이와 관련 강제저축이 자발적인 저축을 완전히 대체하여, 민간저축과 정부저축의 합인 총저축에 변화가 없는 경우에도 기금운용으로 자본시장의 효율성이 증가할 수 있으며, 이에 따른 장기적 경제성장으로 후생은 증가할 수 있다. 이와 관련된 연구로는 Levine, R. and S. Zervos (1996) 참조.

5) 예로 Catalan, Impavido, & Musalem(2000)에 의한 우리나라를 포함한 OECD 14개국과 비OECD 5개국을 대상으로 계약저축과 주식시장발전간의 인과관계에 대한 패널분석결과를 보면, 인과방향은 계약저축 및 주식시장의 발전정도에 따라 서로 다르게 나타났다.

II. 자본시장발전을 위한 계약저축의 역할 관련 선행연구

최근 계약저축과 자본시장발전간의 인과관계를 이론 및 실증적으로 분석한 전술한 Catalan-Impavido-Musalem-Vittas 등에 의한 계약저축기관의 거시 경제적 역할에 대한 주요 특징을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 금융중개기관으로서 계약저축기관은 은행·비은행 등 여타 금융기관이 주로 단기부채를 가지고 있는데 비하여 장기부채를 가지고 있다는 점이다. 이러한 차이의 중요한 시사점은 계약저축기관의 자산에 대하여 청구권(claims)을 가지고 있는 가입자나 예금자들이 대규모 및 갑작스러운 인출(run)을 할 수 없다는 것이다. 이와는 대조적으로 금융기관은 그들의 자산에 대한 기대치 낮은 인출의 위험에 직면할 수가 있기 때문에 유동성 문제가 초래될 수 있으며, 그리고 지속적인 만기구조의 불일치 시에는 잠재적으로 파산을 초래할 수 있다는 것이다. 이에 따른 결과로 계약저축기관과 금융기관의 투자 및 대출전략은 상이할 수밖에 없다. 즉, 계약저축기관은 금융기관에 비하여 장기투자에 있어 본질적인 장점을 지니고 있으며, 그들의 투자전략은 장기채권 및 주식시장에 대하여 보다 편향(bias)을 가지고 있다는 것이다.

또한 계약저축의 성장에 따른 유동성효과에 의해 계약저축과 결부되어 있는 자본시장의 발전이 촉진된다는 것이다. 계약저축자산에 대한 예금주 입장에서의 계약저축부문계좌는 완전히 비유동적이다. 그들은 일시금 혹은 연금형태의 퇴직급여 시 혹은 사망, 장애 등 특별한 사건이 발생할 경우에 장기간에 단지 유동화 될 수 있기 때문이다. 그럼으로 계약저축에 거액의 예금이 있는 경우 민간부문의 유동자산 및 비유동자산간 비율은 그들이 원하는 수준이하로 실제적인 포트폴리오가 구성되게 된다. 따라서 계약저축이 없는 경우의 수준을 회복하기 위한 민간부문의 유동성에 대한 수요는 부가적인 유동자산의 소유에 의해 충족될 수밖에 없다. 이는 포트폴리오의 재구성, 예를 들어 민간부문이 보유하고 있는 부동산이나 비유통 금융상품의 처분 등을 통한 유통유가증권에 대한 금융기관 예금증대로 이루어질 수 있다.⁶⁾ 따라서 이러한 민간부문의 행위는 계약저축과 결부되어 있는 금융시장의 발전을 강화시킬 수 있으며, 더욱이 계약저축부문의 도입에 따른 이러한 유동성효과는 주어진 총저축 하에서도 자본시장 발전을 촉진하는 계약저축의 효과를 강화시키는 방향으로 작용한다는 것이다.⁷⁾

이와 유사한 맥락에서 Davis(1995)는 가계부문에 비하여 연금기금의 포트폴리오는 상대적으로 높은 비율의 위험자산 및 장기자산을 보유하고 있으며, 개인부문은 훨씬 높은 비율의 유동자산을 보유하려는 경향이 있다는 것이다. 이는 가계가 연금기금의 성장을 충분히 상쇄시킬 수 있을 정도로 그들의 포트폴리오의 유동성을 증가시키지 않는다면 저축과 부가 증가하지 않더라도, 연금기금으로의 전환은 자본시장에 장기자금의 공급을 증가시킬 수 있음을 시사한다. 이것이 자본시장에 대한 연금기금과 같은 계약저축의 효과 그리고 유동성효과의 존재이다. 더욱이 이러한 계약저축의 증가는 높은 인출확률을 가진 금융기관으로부터 연금이나 보

6) 이러한 효과는 대출(loan) 등 유동성계약(liquidity constraint)의 정도에 따라 국가별, 소득계층별, 연령별로 다르게 나타날 수가 있다. 한편, 우리나라의 경우 민간부문 자산구조는 20%미만의 금융자산에 비해 실물자산에 80% 이상 지나치게 편중되어 있다는 점에서 이러한 자산수요행태의 변화가 없다면 전술한 유동성효과에 의한 자본시장발전 관련 시사점은 선진국의 경우에 비추어 설득력이 약하다. 예로 미국의 민간부문 자산구조(2002년)를 보면, 실물자산 : 금융자산 비율은 30:70수준이다.

7) 이에 대한 구체적인 예는 Catalan, Impavido, & Musalem(2000) 참조.

험 등 상대적으로 매우 낮은 인출확률을 지닌 계약저축기관으로의 저축 재분배를 시사한다. 이러한 재분배는 자금이 상대적으로 보다 장기채권 및 주식에 많이 투자하는 금융기관으로의 이동을 의미한다.

한편 Walk and Lefort(2002)에 의하면 계약저축의 성장에 따라 금융부문의 전문화가 이루어진다는 것이다. 즉, 연금기금의 지속적인 적립은 장기채 및 주식에 대한 수요저변을 확대시킴으로써 증권가격변동성을 저하시키고 주가상승을 견인할 뿐만 아니라 금융산업내 전문화를 촉진시킨다는 것이다.⁸⁾ 계약저축의 성장에 따라 은행·비은행 등 금융기관은 단기만기구조의 투자, 그리고 계약저축기관은 장기만기구조의 투자에 전문화하려는 경향이 나타나게 된다. 또한 계약저축의 발전은 단기이자율에 비해 상대적으로 장기이자율을 하락시키게 된다. 그럼으로 보다 장기적인 프로젝트들에 투자하게 된다. 장기투자의 기대수익률이 단기투자의 경우에 비해 높다는 것은 자본시장이 보다 높은 성장률을 보이게 될 것이다.

마지막으로 계약저축의 성장은 기업의 투명성과 주주권을 신장시킴으로써 기업지배구조 개선에 기여하고, 자본시장의 효율성 제고를 통해 실물경제의 발전에도 기여한다는 것이다. 이를 구체적으로 살펴보면, 먼저 Levine and Zervos (1996)에 의하면 강제저축이 자발적인 저축을 완전히 대체하여, 민간저축과 정부저축의 합인 총저축에 변화가 없는 경우에도 연금기금운용으로 자본시장의 효율성이 증가할 수 있으며 이에 따른 장기적 경제성장으로 후생(welfare)수준도 증가할 수 있다고 주장하였다. 다음으로 Faccio and Lasfer(2000)는 기관투자자로서의 연금기금의 성장은 연금기금에 의한 주식소유비중의 확대를 통해 기업의 투자수익률을 장기적으로 현저히 증가시킨다고 주장하였다. 이러한 연금기금의 주식소유비중 확대는 주주참여의 확대를 통해 이루어진다는 점에서 기업의 투명성과 주주권이 신장되고 이에 따라 기업지배구조 개선에도 기여하게 된다는 것이다. 이와 관련하여 Davis(2004,2005)는 계약저축이 주식시장에서 차지하는 비중 증가는 총요소생산성(TFP, total factor productivity) 향상에 기여하며, 벤처캐피탈의 육성이나 소규모 기업의 주식거래를 위한 주식시장의 개설이나 연금규제 등으로 대기업과 중소기업의 균형적인 발전을 도모할 수 있다고 주장하였다.⁹⁾

전술한 선행연구결과를 요약하면, 계약저축의 성장에 따른 장기성 자금공급 및 금융자산에 대한 수요의 증가는 자본시장, 특히 위험자산(risky asset)의 수요를 증가시킨다는 점에서 주식시장의 발전이 촉진된다. 이는 금융혁신, 기업의 투명성과 주주권의 신장에 따른 기업지배구조 개선, 그리고 전반적인 거래비용감소 등을 포괄하는 자본시장의 효율성 제고 등으로 장기적으로 실물부문의 성장에도 기여한다는 것이다.

이와 관련된 시사점을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 1997년 말 동아시아 외환위기(foreign exchange crisis)는 경제내의 장기저축의 상대적인 부족으로 기인하였지만 기업들의 과도한 부채, 구체적으로 장기부채 및 주식에 의한 자금조달에 반하는 과도한 단기부채가 주요인이었다. 따라서 계약저축의 성장은 기업에 대한 장기자금 조달기회를 확대한다는 점에서 기업들 부채의 만기구조를 길게 그리고 주식에 의한 자금조달을 보다 용이하게 할 수 있다. 이에 따

8) 이에 대한 비판적인 연구는 Sias(1996) 참조. 기관투자자의 주식소유비중과 주가변동성이 양(+)의 상관관계를 가진다는 분석결과를 바탕으로 연금기금의 증가는 주가변동성을 확장시킨다는 주장이다.

9) 대기업과 중소기업의 균형발전에 대한 주장은 Sias(1996)의 비판, 즉 연금기금의 투자가 중소기업보다는 대기업 주식에 주로 투자됨에 따라 양 부문의 불균형적인 발전이 초래될 가능성이 있다는 의견에 대한 정책대안으로 제시되었다.

라 기업의 자산 및 채무구조가 영향을 받아 부채/자본비율이 하락하고 장기채무/단기채무비율이 상승하며 장기자금의 재조달(refinancing)비용이 감소하는 등 자본시장의 효율성을 제고하는데 기여할 수가 있다.

또한 많은 개발도상국들이 장기자금 재조달에 덜 취약한 경제를 육성하기 위해 국공채의 만기구조를 확대하려고 시도하고 있는데 계약저축의 성장으로 인한 장기국채시장의 발전은 국가의 부채관리정책을 보다 용이하게 할 수 있다. 따라서 경제내의 발전된 계약저축부문은 이자율 및 수요충격에 상대적으로 덜 취약하며 거시 경제적 안정성을 포함한 보다 안정적인 기업환경을 창출함에 따라 탄력적인 경제(resilient economy)를 구축하는데 기여할 수가 있다고 보인다. 이에 따른 결과로 국가위험프리미엄(country risk premium)이 낮아지고 이에 따른 균형이자율 하락으로 투자가 증대되며 궁극적으로는 성장이 견인될 수가 있다는 것이다.

이러한 시사점과 관련하여 먼저 국내 계약저축기관이 여타 금융기관에 비해 더욱 위험자산이나 장기자산을 선호하는지에 대하여 살펴보면 다음의 <표2>와 같다.

<표2> 우리나라 금융기관들의 포트폴리오(2004)

(단위 : %)

구 분	장기채권	주식	단기채권	대출	현금·예금 등
예금은행	16.0	1.0	5.0	62.0	16.0
보험·연금기관 ¹⁾	49.0	4.0	2.0	20.0	25.0

주 : 1) 국민연금기금제외, 2004년 국민연금기금의 주식 및 채권투자비중은 각각 9.0%, 85.7% 수준
 자료 : 한국은행, 자금순환표

위의 기관별 포트폴리오 중 먼저 자본시장관련 주식투자비중을 보면, 국민연금기금을 제외한 보험·연금기금은 4.0%, 예금은행 1.0% 수준이며, 장기유가증권비중은 보험·연금기금 49.0%, 예금은행은 16.0%수준을 보이고 있다. 예금은행은 상대적으로 대출 등 단기 만기구조의 사적 금융상품에 80%이상을 투자하고 있는 반면, 계약저축기관은 주식과 장기채권에 53.0%를 투자하고 있다. 이는 예금은행에 17.0% 비해 상대적으로 높은 수준이지만 이러한 주식투자비율은 국내 민간부문 및 주요 선진국의 경우에 비해 비추어 매우 낮은 수준에 있다.¹⁰⁾

국내 계약저축기관의 주식부문투자에 대한 이러한 제약(constraint)은 이에 유사한 대체재인 장기채권이나 장기대출 등에 투자하게 됨으로써 계약저축의 발전에 따른 경제의 생산부문이나 금융부문의 구조에 미치는 충격효과는 주요 선진국의 경우와 비교하여 매우 다르게 나타날 수 있다고 보인다.

10) 우리나라 경우 2004년 가계 및 기업부문의 포트폴리오 중 위험자산 관련 주식 및 장기채권 비중은 각각 14.5% (=9.5+5.0), 22.4%(=10.4+12.0)수준을 보이고 있는데, 이는 전술한 <표2>에서의 계약저축기관의 주식과 장기채권 비중 53%수준에 비해 매우 낮은 수준을 보이고 있지만 주식비중은 상대적으로 높은 수준을 보이고 있다.

구 분	장기채권	주식	단기채권	대출	현금·예금 등
가계부문	9.5	5.0	0.6	0.0	84.9
기업부문	10.4	12.0	0.9	0.0	76.7

자료 : 한국은행, 자금순환표.

한편, 보험·연금기금기관의 금융자산 중 주식비중(1999년말 기준)에 대하여 주요국의 사례를 보면, 미국 48.2%, 일본 19.9%, 영국 44.4%, 독일 24.5%, 프랑스 28.7% 수준을 보이고 있다. 관련 내용은 윤성훈(2004) 참조.

III. 실증분석

1. 분석모형

경제변수간의 인과관계(causal relationship)는 어떤 변수가 다른 변수를 예측하는데 보다 유용한지를 검정한다. 즉, 만약 x변수가 y변수를 예측하는데 유용하다면, x는 y를 그랜저-코즈(Granger-cause)한다. 이러한 그랜저 검정은 다음의 통상 최소자승법(OLS, ordinary least squares) 회귀식을 기초로 수행된다.¹¹⁾

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j x_{t-j} + u_t$$

여기에서 p와 q는 시차항의 수를 의미하고, 잔차항 u_t 는 백색잡음(white noise)이다.

한편, 한 변수가 다른 변수를 예측하는데 있어서 유용성 여부를 변수상호간의 설명력 정도에 의해 인과관계를 검정하는 방법으로, 이는 벡터자기회귀모형(VAR, vector autoregressive)을 기초로 수행된다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + U_t \quad \text{혹은} \quad Y_t = B(L)Y_t + U_t$$

여기에서 Y_t 는 $(y_t, x_t)'$ (2×1) 벡터, B 는 계수벡터(coefficient vector), p는 시차항의 수, 시차다항식 $B(L) = B_1L + B_2L^2 + \dots + B_pL^p$, 잔차항 벡터 U_t 는 백색잡음(white noise)이다.¹²⁾

11) 통상적인 인과관계를 검정하는 Granger(1969)에 의한 구조식은 다음과 같다.

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j x_{t-j} + u_t, \quad x_t = \alpha' + \sum_{i=1}^p \beta' x_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma' y_{t-j} + u'_t$$

여기에서 $\alpha, \alpha', \beta, \beta', \gamma, \gamma'$ 은 OLS 추정량이며, 귀무가설(null hypothesis, H_0)은 $x(y)$ 는 $y(x)$ 의 인과인자가 아닐 경우 $\gamma(\gamma')=0, j=1, 2, \dots, q(q')$. 검정은 x변수의 q매개변수에 대하여 F통계량으로 수행되는데, 회귀식이 n 관찰치에 의해 추정되면, 검정통계량의 분포는 $F(n, n-2q-1)$ 이다. 관련문헌으로는 Granger, C.W.J(1969), Hamilton, J.D.(1994) 참조.

12) 시계열이 정상적이라면 이동평균형태 전환가능, $Y_t = [I - B(L)]^{-1}U_t = C(L)U_t = \sum_{j=0}^{\infty} C_j U_{t-j}$, 단, $C(L) = (I - B(L))^{-1}$, $C_0 = I$ (항등행렬). 그리고 잔차항 벡터의 공분산행렬, $E(U_t U_t') = \Sigma$ 가 대각행렬이 아닐 경우, 이를 대각화시키기 위해서 Cholesky의 행렬분해법 이용, 즉

$$Y_t = C(L)M^{-1}MU_t = D(L)e_t = \sum_{k=0}^{\infty} D_k e_{t-k}, \quad \text{단, } C(L)M^{-1} = D(L), \quad MU_t = e_t, \quad E(e_t e_t') = M \Sigma M' = \begin{bmatrix} s_{11} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & s_{22} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & s_{GG} \end{bmatrix}$$

이동평균함수인 $Y_t(G \times 1)$ 는 계수행렬 D_k 로 정의되고 계수행렬의 한 원소인 D_k^j 는 i번째 변수의 1단위 충격에 따른 j번째 변수의 반응의 크기 의미, 이는 J기간후의 동태적 충격 반응패턴(dynamic pattern of impulse responses), 즉, $D_k^j, k=0, 1, \dots, J-1$,는 i번째 변수변화가 j번째 변수에 미치는 영향력의 크기뿐만 아니라 변화방향을 파악하는데 유용하다. 또한, J기간 예측을 통해 어떤 변수의 변화가 상대적으로 큰 영향을 미치는가를 살펴보고자 할 때에는 예측오차 분산분해

(variance decomposition)를 통해서 가능, 즉 J단계 예측오차는 $\sum_{k=0}^{J-1} D_k e_{t-k} = \sum_{k=0}^{\infty} D_k e_{t-k} - \sum_{k=J}^{\infty} D_k e_{t-k}$, 공분산행렬은

$$\text{VAR}(Y_t)_j = \text{Var}\left(\sum_{k=0}^{J-1} D_k e_{t-k}\right) = \sum_{k=0}^{J-1} D_k \text{Var}(e_{t-k}) D_k', \quad \text{VAR}(Y_t)_j = \sum_{k=0}^{J-1} [(D_k^1)^2 s_{11} + (D_k^2)^2 s_{22} + \dots + (D_k^G)^2 s_{GG}]$$

는 i번째 식의 분산이다. 그럼으로 다음과 같은 백분율에 의해 i 변화의 j에 대한 영향력을 파악할 수 있는데, 이를 i에 대한 분산분해

2. 자료 및 추정방법론

그랜저 인과관계는 명목GDP 대비로서 연금기금자산(PF), 그리고 자본시장 발달지표로 주식 시가총액(MC) 및 주식거래금액(VT)간 회귀식 추정을 통하여 수행된다. 먼저 분석을 위한 경제 규모, 연금기금, 및 자본시장관련변수의 연간자료의 정의 및 원천은 다음과 같다.

<표3> 시계열 자료의 내용 및 원천

변수명	내용 (표본기간)	단위	원천
NGDP	명목GDP (1970~2004)		한국은행, 국민계정
MC	상장주식 시가총액 (1970~2004)		증권거래소
VT	상장주식 거래금액 (1970~2004)		증권거래소
NPF	국민연금기금 (1988~2004)	10억원	국민연금통계연보
GEF	공무원연금기금 (1960~2004)		공무원연금통계연보
TEF	교직원연금기금 (1975~2004)		사학연금통계연보
PF	연금기금자산(=NPF+GEF+TEF)		가공자료

실증분석을 위한 방법론으로는 먼저, OLS 회귀분석에 의존하는 전통적인 계량기법은 사용 변수들의 정상성(stationarity)을 전제하고 있다. 즉, 시계열의 회귀분석시 잔차항이 자기상관성이 없고 독립적이며 모든 설명변수가 정상적이라는 가정이 성립되면 OLS에 의한 추정계수는 표본수가 증가함에 따라 일치추정량(consistent estimator)이 되며, 중심극한정리(CLT, central limit theorem)에 의해 t-통계량 및 F-통계량은 정상적인 확률분포를 가지게 되어 전통적인 검정방법을 그대로 적용할 수가 있다.¹³⁾ 그러나 이러한 가정이 성립하지 않을 경우 방법론의 타당성에 심각한 문제가 야기된다. 구체적으로 시계열이 비정상적인 경우에는 두 변수간에 아무런 상관관계가 없다고 하더라도 회귀계수의 t-값이 표본수가 커짐에 따라 증가하여 분석결과를 오도하는 가성회귀분석(spurious regression)의 문제가 발생하여 전통적인 계량기법을 사용할 수가 없다. 따라서 사용변수들의 단위근(unit root) 검정을 통하여 시계열의 정상성 여부를 살펴본다. 둘째, 전술한 회귀식에 사용되는 관찰치의 개수를 최대화시키기 위하여 두 시차항의 시차수는 $p=q=5$ 로 사전적으로 설정하고, 이 범위에서 정보규범을 이용하여 시차수를 결정한다. 그리고 잔차항의 정규분포에 대한 Jarque-Bera의 JB 통계량, 즉 χ^2 통계량을 사용한다.¹⁴⁾

$$\frac{\sum_{k=0}^{J-1} (D_k^j)^2 s_{jj}}{\text{Var}(Y_t^j)} \times 100$$

이러한 분산분해법에 의해 종속변수에 대한 특정변수의 설명력 정도를 파악할 수 있을 뿐만 아니라, 그 영향력의 크기에 따라 외생적 혹은 내생적인 성격의 변수로 판정할 수가 있다. 즉, 특정설명변수의 종속변수에 대한 설명력이 크면 클수록 종속변수의 변동에 대한 중요한 정보를 제공하는 변수로 파악된다. 관련 문헌으로는 Sims(1972, 1980, 1982) 참조.

- 13) 중심극한정리(CLT, central limit theorem)는 모집단의 확률분포(이항, 포아송, 초기하, χ^2 , t-분포 등)와 관계없이 표본집단의 표본수가 매우 클 경우 표본평균 분포는 근사적으로 정규분포(normal distribution)에 접근한다는 것이다. 즉, $X_1, X_2, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$ if $n \rightarrow \infty$, 표준측도는 표준정규분포,

$$\text{표준측도}(z) = \frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0, 1)$$

- 14) 그랜저 인과관계 검정통계량인 F-분포는 잔차항의 정규분포에 전적으로 의존한다는 점에서 검정통계량의 정당

이와 더불어 OLS 잔차항의 자기상관관계 검정을 위해 Ljung and Box의 Q-통계량을 검정통계량으로 도입한다. 마지막으로, 종속변수에 이상치가 있는 경우나 종속변수와 설명변수간의 관계에 구조적 변화가 있을 경우에는 해당 연도의 더미변수(dummy variable)를 추가한다.

3. 분석결과

다음의 <표4>는 분석대상 자료들, 명목GDP대비 시가총액(MCR), 거래금액(VTR), 그리고 연금기금(PFR)의 정상성 여부를 살펴보기 위하여 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근 검정결과를 제시한다.¹⁵⁾

<표4> 단위근 검정결과

변수명	DF 검정결과		PP 검정결과	
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
MCR	-2.041(-3.937 ^{**})	-7.290 ^{***} (-7.179 ^{***})	-1.828(-4.018 ^{**})	-9.283 ^{***} (-9.321 ^{***})
VTR	-2.064(-3.936 ^{**})	-7.087 ^{***} (-6.973 ^{***})	-1.923(-4.000 ^{**})	-8.897 ^{***} (-8.933 ^{***})
PFR	12.643(5.144)	-1.281(-3.390 ^{**})	15.978(6.474)	-0.813(-3.596 ^{**})

주 : DF 및 PP 검정에서 각 시계열자료의 설명변수로 상수항, 그리고 시간추세(time trend)의 포함여부에 따른 결과 비교, ()값은 시간추세가 포함된 경우임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 표시, 각각의 임계치는 추세항이 없는 경우 -2.612, -2.947, -3.629, 추세항이 포함된 경우 -3.203, -3.543, -4.241임.

위의 표는 각 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한 Dickey-Fuller 및 Phillips-Perron 통계량을 요약하였다. 모든 수준변수에 추세항을 포함하지 않을 경우, 단위근이 존재한다는 귀무가설은 통상적인 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 시가총액이나 거래금액 비율은 추세항을 포함할 경우 추세-정상적(trend stationary) 시계열로 볼 수 있지만, 연금기금 및 국민연금 비율은 추세-정상적인 시계열로 보기는 어렵다. 그러나 1차 차분변수에 추세항을 포함할 경우에는 모든 변수가 검정방법에 관계없이 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있다.

따라서 변수들의 1차 차분변수, 즉 연금기금(DPFR), 시가총액(DMCR), 거래금액(DVTR) 변수간 각 회귀식에 대한 아카이케/쉬발츠(AIC/SIC)정보규범에 의한 시차수는 다음의 <표5>와 같다. 아래 표에서 시가총액(DMCR) 및 거래금액(DVTR)의 경우는 n=5, 즉 p=q=5, 그리고 연금기금(DPFR)은 n=4, 즉 p=q=4로 설정할 수 있다.

성 확보를 위해서 정규성에 대한 검정을 수행한다. 먼저, 자유도가 k인 χ^2 분포는 상호 독립적 확률변수 x 가 표준정규분포 확률변수의 합으로 표시되며, 즉, $x = \sum_{i=1}^k x_i^2$, 단, $x_i \sim N(0,1)$, 그리고 F분포는 상호 독립적인 자유도가 r, s인 χ^2 분포, $X \sim \chi^2(r)$, $Y \sim \chi^2(s)$ 비율, 즉 $z = \frac{X/r}{Y/s} \sim F(r,s)$ 로 정의된다.

15) 개별변수들의 기초통계량 분석은 <부록표3>, DF 및 PP 통계량과 관련하여서는 Dickey and Fuller(1979), Phillips and Perron(1988) 등 참조.

<표5> 연금기금과 주식시장관련 회귀식의 시차수 결정

회귀식 시차수	DMCR _t = f(DMCR _{t-1} , DPFR _{t-1})		DVTR _t = f(DVTR _{t-1} , DPFR _{t-1})		DPFR _t			
					f(DPFR _{t-1} , DMCR _{t-1})		f(DPFR _{t-1} , DVTR _{t-1})	
	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC
1	-6.40	-2.30	29.10	33.20	34.02	39.49	34.85	40.32
2	-13.51	-6.68	15.02	21.86	31.63	39.83	36.86	44.29
3	-19.52	-9.95	18.95	28.52	33.48	44.42	37.13	48.07
4	-19.56	-7.25	12.05	24.36	18.27*	31.95*	19.27*	32.94*
5	-32.28*	-17.24*	5.49*	20.54*	21.45	37.86	22.12	38.53

주 : n=5 범위에서 * 최소치

먼저, 통상적인 검정통계량에 의해 통계적 적합도 측면에서 타당성이 있는 것으로 판단되는 각 회귀식, 즉 연금기금자산비율과 주식시장 발달지표로서 주식시가총액과 주식거래금액간 추정식을 이용한 그랜저 인과관계 검정결과를 요약하면 다음의 <표6>과 같다.¹⁶⁾ 회귀식의 추정기간은 1976년~2004년이다.

<표6> Granger 인과관계 검정결과

구 분	검정 통계량		
	F	χ^2	Q
DPFR → DMCR	F(5,18) = 9.52(0.0001)	JB = 0.2632(0.8766)	Q(7)=6.59(0.4722)
DPFR → DVTR	F(5,18) = 5.58(0.0028)	JB = 5.6981(0.0578)	Q(7)=7.22(0.4062)
DMCR → DPFR	F(4,19) = 5.48(0.0041)	JB = 2.9143(0.2328)	Q(7)=4.31(0.7429)
DVTR → DPFR	F(4,19) = 5.13(0.0055)	JB = 1.6576(0.4365)	Q(7)=7.46(0.3816)

주 : ()는 한계유의수준

위의 표에서 먼저, 연금기금이 주식시장발전 관련지표인 시가총액 및 거래금액을 그랜저 코즈하지 않는다는 귀무가설을 검정하였다. 구체적으로, p=q=5이기 때문에 귀무가설하에서 F 분포는 5과 18의 자유도를 가진다. 이들 F-통계량의 값은 각각 9.52, 5.58이고 p값은 0.0001, 0.0028이다. 그러므로 연금기금이 시가총액이나 거래금액을 그랜저 코즈하지 않는다는 귀무가설을 통계적 유의수준 1%수준에서 기각할 수 있다. 한편, 잔차항이 정규분포하고 있다는 귀무가설하에서 Jarque-Bera의 JB값은 각각 0.26, 5.69, 그리고 p값은 0.8766, 0.0578이다. 따라서 시가총액 및 거래금액 관련 회귀식의 잔차항이 정규분포하고 있다는 귀무가설을 통상적인 5% 유의수준에서 기각할 수 없으며, 이에 따라 그랜저 검정통계량의 분포 역시 정규분포하고 있다고 추론할 수 있다. 또한 Ljung and Box의 Q-통계량을 보면 통상적인 유의수준에서 잔차항에 자기상관관계가 없다는 귀무가설을 수용할 수 있다. 유사한 방법으로 주식시장 관련지표가 연금기금을 그랜저 코즈하지 않는다는 가설 역시 통상적인 5% 유의수준에서 기각할 수가 있는 것으로 나타났다.

16) 개별 그랜저 회귀식 추정결과는 <부록표4> 참조.

한편, 연금기금자산과 주식시가총액 및 거래금액의 두 변수 체제(DPFR-DMCR, DPFR-DVTR, two variate system)에서 개별변수의 5년까지 예측오차의 분산분해(forecast error variance decomposition)결과는 다음의 <표7a-b>와 같다.

<표-7a> DPFR-DMCR 분산분해 결과

예측단계(년)	DPFR 분산분해			DMCR 분산분해		
	표준오차	DPFR	DMCR	표준오차	DPFR	DMCR
1	0.1843	100.0	0.000	0.0728	0.06	99.94
2	0.2070	86.14	13.86	0.0801	9.89	90.11
3	0.2238	85.67	14.33	0.1258	39.47	60.53
4	0.2363	84.67	15.33	0.1282	39.89	60.11
5	0.2727	85.79	14.21	0.1334	42.65	57.35

<표-7b> DPFR-DVTR 분산분해 결과

예측단계(년)	DPFR 분산분해			DVTR 분산분해		
	표준오차	DPFR	DVTR	표준오차	DPFR	DVTR
1	0.1881	100.0	0.000	0.1397	0.08	99.92
2	0.2019	98.82	1.180	0.1558	18.45	81.55
3	0.2326	87.32	12.68	0.2478	23.53	76.47
4	0.2466	78.99	21.01	0.2615	22.20	77.80
5	0.2700	81.97	18.03	0.2711	20.69	79.31

위의 두 변수 체제하에서 먼저 DPFR-DMCR 순서(ordering)에 의한 설명력 정도를 살펴보면, DPFR 변수가 자기 스스로의 예측오차변화(own innovations)에 의한 설명력이 DMCR, DVTR에 비해 상대적으로 크다는 점에서 위의 순서배열이 다른 대체순서에 비해 상대적으로 타당성이 있다.¹⁷⁾ 또한 이러한 결과는 다른 순서에 의해서도 설명력에 거의 차이가 없다는 점에서 안정성이 있다고 보인다.¹⁸⁾

분석결과를 보면, 예측기간 5년 후에 있어서 DMCR/DPFR 예측오차에 대한 DPFR/DMCR의 설명력은 각각 42.65%/14.21%, 그리고 자기 자신의 예측오차에 의한 설명력은 57.35%/85.79%이다. 유사한 방법으로 DVTR/DPFR 예측오차에 대한 DPFR/DVTR의 설명력은 각각 20.69%/ 18.03%, 그리고 자기 자신의 예측오차에 의한 설명력은 79.31%/81.97%이다. 분산분해결과에 의하면 주식시장의 성장이 연금기금의 발전에 미치는 영향력에 비해 연금기금의 성장이 상대적으로 주식시장의 발전, 특히 시가총액에 기여하는 정도가 큰 것으로 나타나고 있다.

17) VAR모형의 문제점은 모형 체계(system)에 포함되는 변수의 순서설정(ordering)에 따라 분산분해 및 충격반응함수가 민감하게 변화하는 경향이 있으며, 순서설정 방법의 수는 포함되는 변수의 계승(Factorial)이며, 2변수 체계 내에서는 $2(2!=2 \times 1)$ 가지 방법이 있다. 순서를 사전에 설정하는 하나의 방법으로는 분산분해에 의해 상대적으로 외생성이 큰 변수를 우선순서에 두는 것이다.

18) DMCR-DPFR 순서에 의한 결과를 보면, 예측기간 5년 후에 있어서 DMCR 예측오차에 대한 DPFR의 설명력은 44.33%, 그리고 자기 자신의 예측오차에 의한 설명력은 55.67%이다. 한편, DPFR 예측오차에 대한 DMCR의 설명력은 14.90%, 그리고 자기 자신의 예측오차에 의한 설명력은 85.10%이다.

IV. 요약 및 시사점

본 연구는 국민연금을 비롯한 특수직연금의 공적연금기금자산으로 측정한 계약저축과 주식 시장 발전사이의 인과관계를 검정하였다. 1970~2004년까지의 연간 시계열자료를 이용하여 경제규모를 반영하는 GDP의 비율로서 연금기금과 주식시장발전 관련지표로서 시가총액 및 거래금액 사이의 그랜저 회귀식을 추정하였으며 이를 바탕으로 그랜저 인과관계를 검정하였다. 주요 결과 및 시사점을 살펴보면 다음과 같다.

먼저 시계열 자료의 정상성(stationarity) 확보를 위해 1차 차분(first difference) 형태의 연금기금(DPFR)과 주식시가총액(DMCR), 주식거래금액(DVTR) 비율지표 사이의 회귀식 추정 결과를 보면, 다양한 검정통계량들에 의해 추정모형의 타당성 및 잔차항(residual)의 정규분포(normal distribution) 가정은 통상적인 통계적 유의수준에서 수용가능한 것으로 나타났다. 이에 따라 전적으로 잔차항의 정규분포에 의존하는 인과관계 검정통계량인 F-분포의 정당성은 확보되었다.

다음으로 개별 그랜저 회귀식을 이용한 F-통계량에 의한 그랜저 인과방향을 보면 국민연금 기금을 포함한 연금기금 및 주식시장 발전 사이에는 양 방향(two-ways) 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이러한 결과는 연금기금의 성장으로 장기성 자금의 공급 및 장기 금융상품에 대한 수요가 증가한다는 점, 자본시장이 작고 비유동적인 경우 대규모 연금기금을 효율적으로 운용하기 어렵다는 점이나 연금기금수익의 한 부분을 구성하고 있는 기금운용수익은 자본시장의 성장에 의존하고 있다는 점 등에 비추어 볼 때 설득력이 있는 것으로 보인다.

한편, 연금기금 및 주식시장 관련지표간의 두 변수 VAR 체계를 이용한 분산분해(variance decomposition)결과에 의하면 주식시장의 성장이 연금기금의 발전에 미치는 크기에 비해 연금기금의 성장이 상대적으로 주식시장의 발전, 특히 시가총액에 기여하는 정도가 큰 것으로 나타났다는데 이는 선행연구 등에 비추어 사용자료, 추정방법의 상이함에도 불구하고 부합되는 모습을 보이고 있다.¹⁹⁾ 이러한 결과는 선행연구 등에 비추어 연금기금의 성장에 비해 주식시장의 발전이 상대적으로 충분히 이루어지지 않았다는 것을 시사한다.²⁰⁾ 따라서 자본시장의 발전을 위하여 연금기금을 비롯한 계약저축의 수요에 부응하는 장기금융상품의 개발이나 관련 규제체계 등을 선진국 수준으로 점차 개선시키는 것이 바람직하다.²¹⁾ 또한, 향후 급속한 성장이 예상되는 연금기금규모를 감안할 때²²⁾ 기금규모별 시장비중 및 공적연금기금의 특성에 부합되는

19) 전술한 Catalan, Impavido, & Musalem(2000)이 1981~1997년 추정기간, 즉 17개 관찰치인 GDP 대비 연금기금 및 자본시장관련 비율지표의 수준(level)변수를 이용하여 우리나라의 경우에 대한 연구결과를 보면, 10% 통계적 유의수준에서 국민연금기금을 제외한 연금기금으로 측정한 계약저축은 시가총액이나 유동성지표인 거래금액을 그랜저 코즈(Granger-cause)하는 것으로 나타났으나, 역관계는 성립하지 않는 것으로 나타났다.

20) 주식시장 발전지표로서 명목GDP대비 시가총액, 거래금액비율의 각각 증가추이를 보면, 1980년 6.51%, 2.92%에서 2004년 57.0%, 71.39%로 크게 증가하였지만, 이는 2004년 경우 일본의 76%, 68%수준과 유사하지만 미국 108%, 99%, 영국 132%, 242%, 싱가포르 204%, 100% 등에는 크게 미치지 못하고 있다.

구 분	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2004
MCR	3.54	8.81	6.51	7.81	42.55	37.23	37.51	57.00
VTR	1.55	3.21	2.92	4.30	28.63	35.83	108.37	71.39

자료 : 금융감독원, “금융통계월보” 각호 및 통계청(kosis.or.kr).

21) 선진국의 경험에 비추어 볼 때, 자본시장이 성장함에 따라 대출 등 비시장성 금융상품으로부터 시장성 금융상품으로 투자형태가 변화되고 이에 따라 계약저축기관들에 대한 투자규제들은 보다 유연해지게 되고 궁극적으로 신중한 관리자 규제(prudent person rule)로 이행되는 모습을 보이고 있다.

적정자산배분이나 장기투자자로서 자본시장의 변동성을 줄이고 기업의 실적개선을 위한 지배구조개선을 유도하는 등 자본시장의 성장 및 효율성을 위한 정책방안 마련에 지속적인 검토가 필요하다.

마지막으로 본 연구는 국내 공적연금기금 경우만을 분석하였기 때문에 국제비교 등 검정결과에 대한 해석상의 한계점이 있다. 이를 보완·개선하기 위하여 연금기금 및 자본시장의 발달 정도가 유사하거나 상이한 국가들을 포함한 패널(panel)분석 등을 통하여 연구결과의 시사점에 대하여 지속적인 검증·보완 작업이 바람직하다. 또한 여기에서는 연금기금기관들의 총자산 규모가 주식시장에 미치는 방향에 대해서만 분석하였다는 점에서 총자산규모를 주식 및 채권 자산으로 구분하여 개별 자산배분이 자본시장에 미치는 효과에 대한 후속연구도 바람직하다. 한편 국민연금기금을 비롯한 적립방식체계의 연금기금의 지속적인 성장이나 2005년 12월 도입된 퇴직연금제도 등에 의해 향후 우리나라 자본시장의 발전은 더욱 촉진될 것으로 기대되는데, 이는 인구고령화 추세와 더불어 점진적으로 증가율 감소추세를 보이고 있는 자본스톡의 축적에도 기여할 것으로 보여 궁극적으로 실물부문의 성장에도 기여할 것으로 보인다. 따라서 이러한 시사점을 관련분야에 활용할 수 있는 방안의 일환으로 계약저축 및 경제부문간의 상호과급효과분석이 가능한 양 부문의 연계모형(linkage model)구축에 대한 연구도 필요하다고 보인다.

22) 적립방식체계인 연금기금의 지속적인 증가나 2005년 12월 도입된 퇴직연금제도에 의해 장부유보 퇴직연금기금의 사외 적립체계화 등은 국내 자본시장의 발전을 촉진시킬 것으로 기대된다. 예로 최공필·박대근·이창용·남재현(2005)에 의하면, 퇴직금 전환율(20%→70%)가정 하에서 퇴직연금적립기금은 2004년 불변가격 기준으로 2005년 20조원에서 2050년 628조원수준, 그리고 2003년 국민연금재정계산(국민연금발전위원회 2003.6)에서 추계한 국민연금적립기금은 현행제도 하에서 2000년 불변가격기준으로 2002년 87조원에서 2030년 645조원수준으로 성장할 것으로 추정되고 있다.

참고문헌

- 강동수, 『국민연금의 경제파급효과 분석』, 한국개발연구원, 국민연금기금운용 중장기투자정책 위원회, 2002, pp.385~433
- 공무원연금관리공단, 『통계연보』, 각 호.
- 국민연금관리공단, 『통계연보』, 각 호.
- 국민연금발전위원회, 『2003 국민연금 재정계산 및 제도개선방안』, 2003.6, pp.1~237
- 박무환, 『국민연금과 거시경제』, 한국금융학회 정기학술대회발표논문집, 2004.5, pp.327~370
- 박무환, 김원식, 『국민연금기금의 금융시장 파급효과 분석』, 국민연금관리공단 국민연금연구센터, 연구보고서 2000-04, 2000, pp.1~275
- 박무환, 최기홍, 『국민연금기금이 거시경제에 미치는 영향분석』, 국민연금관리공단 국민연금연구센터, 연구보고서 2002-08, 2002, pp.1~150
- 박무환, 한성신, 서승환, 『연금부문과 경제부문을 연계한 거시계량모형(I)』, 국민연금관리공단 국민연금연구센터, 연구보고서 2003-02, 2003, pp.1~146
- 사립학교직원연금관리공단, 『통계연보』, 각 호.
- 손정식, 장충식, 정경배, 『국민연금과 금융』, 금융경제연구소, 금융경제연구총서1, 1988, pp.1~253
- 윤성훈, 『주식시장에서 기관투자자의 역할 제고를 위한 과제』, 한국금융학회 정기학술대회발표논문집, 2004.5, pp.39~80
- 이덕훈, 『국민연금제도의 도입과 국민저축의 행태변화』, 한국개발연구원, 한국개발연구, 겨울호, 1986, pp.47~59
- 이창용, 채권연구원, 『국민연금기금운용의 자본시장 파급효과』, 국민연금기금운용 마스터플랜 연구보고서 자료집, 2004.12, pp.1159~1224
- 임경목, 문형표, 『고령화와 금융시장』, 한국개발연구원, 연구보고서2003-06, 2003, pp.227~374
- 전영준, 『국민연금의 소득계층별 후생분석』, 한국조세연구원 정책보고서, 1997
- 전영준, 김종면, 『사회보장정책의 경제적 효과분석』, 한국조세연구원 연구보고서, 2001.
- 최공필, 박대근, 이창용, 남재현, 『고령화에 대비하기 위한 금융부문의 대응』, 한국금융학회 금융정책 심포지엄, 2005.5, pp.1~156
- 한국은행, 『조사통계월보』, 각 호.
- , 『국민계정』, 각호.
- Akaike H., "A New Look at Statistical Model Identification," *IEEE Trans. Automatic Control AC-19*, 1974, pp.716~722
- Bailliu J. and H. Reisen, "Do Funded Pensions Contribute to Higher Aggregate Savings ? A Cross-Country Analysis," *OECD Development Center Technical Papers*, No. 130, 1997
- Barro, R., "The Impact of Social Security on Private Saving," *American Enterprise Institute*, 1978
- Catalan, M., G. Impavido, and A. Musalem, "Contractual Savings or Stock Markets

- Development : Which leads ?," *World Bank*, Social Protection Discussion Paper Series No. 0020, Aug., 2000, pp.1~44
- Davis E. P., "Pension Funds, Retirement Income Security and Capital Markets, An International Prospective," *Oxford University Press*, New York, 1995
- Davis E. P. and H. Zhu, "Bank Lending and Commercial Property Prices, Some Cross Country Evidence," *BIS Working Paper*, No. 150, 2004
- Davis E. P., "The Role of Pension Funds as Institutional Investors in Emerging Markets," *KDI Conference*, 2005
- Dicky, D. and W.A. Fuller, "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, Vol.74, 1979, pp. 427~431
- Doan, T. A., *RATS Users' Manual Version 6.10, Estima*, 2004
- Faccio, M. and Lasfer, M.A., "Do Occupational Pension Funds Monitor Companies in Which the Hold Large Stakes?," *Journal of Corporate Finance*, 6, 2000, pp.71~85
- Feldstein, M., "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, 82, No. 5, 1974, pp.905~926
- _____ and A. Pellechio, "Social Security and Household Wealth Accumulation : New Microeconomic Evidence," *Review of Economics and Statistics*, 1979
- _____, "Social Security and Private Savings : Reply," *Journal of Political Economy*, 1982
- Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods," *Econometrica*, 37, 1969, pp. 424~38
- Hamilton, J. D., "Time Series Analysis," Princeton University Press, 1994
- Impavido, G., A. Musalem and D. Vittas, "Contractual Savings, in Countries with a Small Financial Sector," *World Bank*, April, 2002
- Koskela, E. and Matti Viren, "Social Security and Life Cycle Accumulation," *American Economic Review*, 1983
- Kotlikoff, L., "Testing the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation," *American Economic Review*, Vol. 69, No. 3, 1979
- Leimer, D. and S. Lesony, "Social Security and Private Saving : New Time Series Evidence," *Journal of Political Economy*, 1982
- Levine, R. and S. Zervos, "Stock Market Development and Long-Run Growth," *The World Bank Economic Review*, Vol.10, No. 2, 1996
- Ljung, G. M. & Box, G. E. P., "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, Vol.67, 1978, pp. 297~303
- Mackenzie, G. A., P. Gerson, and A. Cuevas., "Pension Regimes and Saving," *IMF Occasional Papers 153*, 1997
- Munnell, A. H., "The Impact of Social Security on Personal Savings," *National Tax*

- Journal*, Dec., 1974, pp. 555~67
- _____, "Private Pensions and Saving : New Evidence", *Journal of Political Economy*, Oct., 1976, pp.1013~32
- Murphy, P. L., and A. R. Musalem, Pension Funds and National Saving," *World Bank*, Aug., 2004, pp.1~46
- Pesando, J. E., "The Economic Effects of Private Pensions in OECD," *Private Pensions and Public Policy*, OECD, Paris, 1992
- Phillips, P.C.B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions," *Biometrika*, Vol.65, 1988, pp. 335~346
- Schwarz, G., "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics*, Vol.6, 1978, pp. 461~464
- Sias R.W., "Volatility and the Institutional Investors?," *Financial Analysts Journal*, 1996, pp.13~20
- Sims, C.A., "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, Vol.62, 1972, pp.540~552
- _____, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.48, 1980, pp.19~46
- _____, "Policy Analysis with Econometric Models," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1, 1982, pp.11~16
- Walker, E., and F. Lefort, "Pension Reform and Capital Markets : Are They Any (Hard) Link ?," *World Bank*, Social Protection Discussion Paper Series No. 0201, Feb., 2002, pp.1~75
- Woodford, M, "Public Debt as Private Liquidity," mimeo, *University of Chicago*, 1989

<부록표1> 해외 연구결과

연구자	주요 내용
Feldstein(1974,1982)	Ando-Modigliani(1963)의 생애주기가설(life cycle hypothesis)을 이용한 소비함수를 미국 시계열(1929-1971, 1947-1971)자료를 이용하여 추정한 결과, 공적연금제도와 민간저축과는 부(-)의 관계 존재
Leimer-Lesnoy(1974)	Feldstein(1974) 사회보장자산 계산방법에 문제가 있음을 지적하고 이를 수정 추정한 결과 공적연금제도와 민간저축과는 양의 관계 존재. 이러한 결과는 미래예상에 대한 경제주체들의 기대형성가정에 의존
Munnell(1974,1976)	기본적으로는 Feldstein의 주장을 지지하나, 모든 개인저축이 사회보장제로 대체되는 것이 아니라 노후저축(연금, 보험 등)만이 대체될 것으로 간주, 또한 유산을 영(zero)으로 가정하는 일생주기모형의 한계점 지적. 1966년 미국센서스자료를 이용한 횡단면분석(cross section analysis)을 통하여 연금저축증가는 개인저축 감소
Barro(1978)	다세대중복모형(OGM), 합리적 기대가설을 이용하여 미국 민간소비함수(1947-1974)를 추정한 결과, 공적연금제도도입은 세대간 소득이전에는 영향을 미치지만 전체적인 민간저축에는 별 영향이 없음을 주장
Kotlikoff(1979)	생애주기모형에 구간을 두고, 누적저축(순자산) 축적측면에서 사회보장과 민간저축과의 관계를 1966년 미국센서스자료를 이용하여 분석한 결과, 공적연금제도의 저축에 대한 대체효과와 조기퇴직효과가 존재함
Feldstein-Pellechio (1979)	생애주기모형에 구간을 두고, 1966년 미국 FRB센서스자료를 이용하여 총사회보장자산과 가계 세대주의 퇴직시점 자산간의 관계를 분석한 결과, 거의 1:1로 민간저축 대체
Feldstein(1974) Koskela-Viren (1983)	Feldstein은 주요 15개 선진국 경우 사회보장과 저축간 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를 확인, Koskela-Viren은 OECD 16개국 횡단면 분석을 통해 통계적으로 유의한 부의 관계를 확인하지 못하였으나, 인플레이션, 경제성장률, 실업률 변화와는 유의한 양(+)의 관계 확인
Woodford(1989)	유동성이 제약을 받는 경제에서는 연금제도에 의해 저축증대라는 실물효과에 의해 생산과 소비 및 후생의 증대로 이어질 수 있음
Pesando(1992), Davis(1995) Baillu-Reisen(1997)	대부분 국가에서 실제저축은 최적수준이하이므로 공적연금제도도입에 따라 저축이 증가하는 것은 일반적. 저축을 제고하는 정책수단으로는 저물가, 개인신용축소, 장기저축에 대한 세제혜택 등을 시행할 필요
Sias(1996)	기관투자자의 주식소유비중과 주가변동성이 양(+)의 상관관계를 가진다는 점에서 연금기금의 증가는 주가변동성을 확대, 또한 연금기금의 투자가 주로 대기업 중심으로 이루어진다는 점에서 중소기업의 발전에는 부정적
Leimer-Zervos(1996)	공적연금제도에 의해 강제적인 저축이 자발적인 저축을 완전 대체하여 총저축의 변화가 없는 경우에도 대규모 기금운용에 의해 자본시장의 효율성이 증가할 수 있으며 이에 따른 장기적 경제성장으로 후생수준 증가
Impavido-Musalem-Catalan -Impavido -Musalem(2000) Impavido-Musalem -Vittas(2002)	공적연금제도도입에 따른 계약저축(연금, 보험)증대로 기존자산의 구성변화가 초래됨. 즉, 비 유동자산에 비해 유동자산증대로 금융자산에 대한 수요증가, 또한 장기채권, 주식 등 장기금융상품의 공급증가 등으로 금융시장발전을 심화시키고, 이는 실물부문의 성장에도 긍정적으로 기여. 이는 계약저축이 총저축에 미치는 효과에 불구하고 성립
Faccio-Lasfer (2000)	기관투자자로서 연금기금의 성장은 연금기금에 의한 주식소유비중확대를 통해 기업의 주식투자수익률을 현저히 증가시키고, 이러한 주식소유비중확대는 주주참여의 확대를 통해 이루어진다는 점에서 기업의 경영 투명성과 주주권이 신장되며 기업지배구조개선
Walk-Lefort (2002)	연금기금의 지속적인 성장은 장기채 및 주식수요 저변을 확대시켜 증권가격의 변동성을 저하시키고 주가상승을 견인할 뿐만 아니라 증권 산업내의 전문화가 촉진
P.L. Murphy & Musalem(2004)	선진국 및 개발도상국가 43개국의 패널자료에 의거, 연금기금이 국민저축에 미치는 효과를 분석한 결과, 강제적(자발적) 공적연금제도에 의한 적립기금은 국민저축을 증대(영향 없음)
Davis(2004,2005)	계약저축이 주식시장에서 차지하는 비중 증가는 배당률의 상승, 연구개발비에 대한 투자 증가를 유발하여 총요소생산성의 증가에 기여하며, 벤처캐피탈의 육성이나 중소기업의 주식거래를 위한 제2, 제3 주식시장을 개설함으로써 대기업과 중소기업의 균형적인 발전을 도모할 수가 있다고 주장

<부록표2> 국내 연구결과

연구자	주요내용
이덕훈(1986)	공적연금제도에 참여하고 있는 공무원 가계와 그렇지 않은 기타 사무직 종사자 가계의 한계저축률 차이로 국내 저축률의 변화추이를 추정한 결과, 상대적으로 공무원가계의 소득수준이 낮음에도 불구하고 한계저축률은 높은 것으로 나타나 공적연금제도 도입에 따라 저축감소는 없을 것이라는 간접 결론 도출
손정식 · 장충식 · 정경배 (1988)	연금제도도입에 따라 보험료수입에 해당하는 금융저축이 증가하나, 그에 상응하는 만큼 가계 처분가능소득의 감소 및 기업부담금 증가로 민간부문 저축감소가 예상되나, 노후대비 인식효과와 실물저축의 금융저축으로의 전환효과 등으로 적어도 적립방식에 의한 제도 하에서는 금융저축증가
전영준(1997)	복수경제주체 일반균형 세대중복모형(multi-agent general equilibrium overlapping generations model)을 이용하여 소득계층별 후생효과를 분석한 결과, 기본적으로 국민연금제도는 노동에 대한 추가적 과세성격을 지닌 연금보험료로 재원조달이 이루어진다는 관점에서 모든 경제주체들의 후생 감소
박무환외 (2000,2002,2003,2004)	거시계량모형 구축을 통하여 국민연금적립기금규모/보험료수입 및 급여지출 확대 가정에 따른 시뮬레이션을 통해 최종수요부문, 금융부문, 물가 및 임금 부문 등에 미치는 파급효과를 분석한 결과, 기금규모 혹은 보험료수입(급여지출) 증대에 따라 물가, 임금, 금리 및 무역수지 등에는 경제적 관점에서 긍정적(부정적)인 효과를, 총수요 혹은 GDP 등에는 부정적(긍정적)인 효과를 나타냄. 한편, 기금규모변화와 장단기 시장금리, 총유동성, 주가지수변화 등 변수로 벡터자기회귀모형(VAR)을 구축하고 기금규모변화충격에 의한 충격반응효과를 보면, 총유동성 및 주가지수에는 양(+), 장단기 금리에는 음(-)의 효과
전영준 · 김종면(2001)	세대간 회계(generational accounting)와 일반균형모형을 이용하여, 국내공적연금에 의한 강제저축은 life cycle 동기에 의한 저축의 대폭적 감소와 노동공급의 연령별 패턴에 왜곡을 초래하여 높은 수준의 후생비용을 유발할 수 있다고 평가
강동수(2002)	생산함수를 고려한 단순세대중복모형(simple overlapping generation model)을 이용하여 정상상태(steady state)하에서 국민연금의 예산불균형으로 인한 자원배분의 왜곡과 이로 인한 후생감소효과를 실증분석. 시뮬레이션 결과, 불균형연금제도에서의 생산, 총저축 균형값은 균형연금제도 하에서의 값보다 작게 나타남. 즉, 불균형연금제도 하에서 저축감소로 인한 자본량이 감소는 생산 감소 및 임금하락과 이자율상승, 이자율상승으로 현재와 미래간 한계대체율 상승으로 현재소비에 비해 미래소비 증가
임경목 · 문형표(2003)	공적연금제도가 가계저축에 미치는 효과를 거시 및 미시 통계자료를 이용하여 분석한 결과, 공적연금제도의 확대가 가계저축률 하락에 영향을 주었을 가능성이 있는 것으로 나타남. 국민연금기금이 가계 금융자산을 구축하는 효과의 크기는 -0.2~-0.6 수준으로 기존 선진국에 대한 연구결과와 유사
이창용 · 채권 연구원(2004)	연금기금을 포함한 계약저축이 자본시장발전, 시장수익률 변동성, 경제성장률 등에 미치는 영향을 분석하기 위하여 OECD 26개국의 자료를 이용하여 패널 회귀분석 결과, 계약저축규모 및 계약저축 내 주식투자비중이 증가할수록 자본시장규모, 특히 주식시장규모가 확대. 또한 계약저축규모가 확대될수록 주가수익률이 변동성이 감소하는 긍정적인 효과가 나타나며 이러한 효과는 고소득국가일수록 더욱 크게 나타남

<부록표3> 명목GDP대비 연금기금(PFR), 주식시가총액(MCR), 주식거래금액(VTR) 기초통계량

(단위 : %)

기 간	통계량	PFR	MCR	VTR
1970~2004	평 균	4.79	25.53	32.73
	중앙값	2.69	15.89	17.79
	최대값	18.36	84.64	163.72
	최소값	0.51	3.17	1.00
	표준편차	4.97	21.03	38.67
1970~1987	평 균	1.34	8.42	4.78
	중앙값	0.96	7.33	3.84
	최대값	2.69	22.72	17.79
	최소값	0.51	3.17	1.00
	표준편차	0.82	4.49	1.53
1988~1997	평 균	4.92	38.57	41.30
	중앙값	4.61	38.61	35.51
	최대값	7.71	61.69	67.53
	최소값	3.01	15.89	27.68
	표준편차	1.53	12.37	13.66
1998~2004	평 균	13.46	50.88	92.33
	중앙값	13.26	49.45	78.98
	최대값	18.36	84.64	163.72
	최소값	9.48	30.09	39.83
	표준편차	3.34	17.60	39.30

<부록표4> 주식시가총액, 거래금액, 연금기금 비율 그랜저 회귀식

구 분	추정식 (1976~2004)
종속변수 (DMCR) 설명변수 (DPFR)	$DMCR_t = 0.0248 + 0.3052DMCR_{t-1} - 0.7911DMCR_{t-2} + 0.1420DMCR_{t-3}$ $(0.96) \quad (1.67) \quad (-3.90) \quad (0.69)$ $- 0.2855DMCR_{t-4} - 0.2151DMCR_{t-5} + 0.1394DPFR_{t-1} - 0.4970DPFR_{t-2}$ $(-1.46) \quad (-1.23) \quad (1.51) \quad (-5.23)$ $+ 0.4160DPFR_{t-3} - 0.5114DPFR_{t-4} + 0.5414DPFR_{t-5}$ $(3.36) \quad (-3.84) \quad (3.58)$ $R^2/\bar{R}^2=0.7937/0.6792, Q(7)=6.5950(0.4722), JB=0.2632(0.8766), F(5,18)=9.5261(0.0001)$
종속변수 (DVTR) 설명변수 (DPFR)	$DVTR_t = 0.0275 - 0.1219DVTR_{t-1} - 1.1404DVTR_{t-2} - 0.0203DVTR_{t-3}$ $(0.57) \quad (-0.47) \quad (-4.83) \quad (-0.06)$ $- 1.1399DVTR_{t-4} - 0.5408DVTR_{t-5} + 0.3524DPFR_{t-1} - 0.6429DPFR_{t-2}$ $(-3.75) \quad (-1.69) \quad (1.85) \quad (-3.17)$ $+ 0.5662DPFR_{t-3} - 0.5575DPFR_{t-4} + 0.5838DPFR_{t-5}$ $(2.33) \quad (-2.22) \quad (2.03)$ $R^2/\bar{R}^2=0.7664/0.6366, Q(7)=7.2206(0.4062), JB=5.6981(0.0578), F(5,18)=5.5856(0.0028)$
종속변수 (DPFR) 설명변수 (DMCR)	$DPFR_t = - 0.1166 + 0.0128Trend + 0.1274DPFR_{t-1} + 0.3937DPFR_{t-2}$ $(-0.76) \quad (1.21) \quad (0.73) \quad (1.78)$ $- 0.4241DPFR_{t-3} + 1.0656DPFR_{t-4} - 1.0040DMCR_{t-1} + 0.7919DMCR_{t-2}$ $(-1.60) \quad (4.12) \quad (-2.33) \quad (2.04)$ $- 1.2047DMCR_{t-3} + 0.0598DMCR_{t-4}$ $(-3.33) \quad (0.16)$ $R^2/\bar{R}^2=0.9076/0.8638, Q(7)=4.3143(0.7429), JB=2.9143(0.2328), F(4,19)=5.4853(0.0041)$
종속변수 (DPFR) 설명변수 (DVTR)	$DPFR_t = - 0.1331 + 0.0138Trend + 0.1937DPFR_{t-1} + 0.2965DPFR_{t-2}$ $(-0.86) \quad (1.29) \quad (1.01) \quad (1.16)$ $- 0.4324DPFR_{t-3} + 0.9536DPFR_{t-4} - 0.0842DVTR_{t-1} + 0.5842DVTR_{t-2}$ $(-1.51) \quad (3.84) \quad (-0.34) \quad (2.38)$ $- 0.5917DVTR_{t-3} + 0.6466DVTR_{t-4}$ $(-2.59) \quad (3.28)$ $R^2/\bar{R}^2=0.9043/0.8591, Q(7)=7.4694(0.3816), JB=1.6576(0.4365), F(4,19)=5.1398(0.0055)$

주 : 추정계수()는 t-값, Q, JB, 및 F 통계량들의 ()는 한계유의수준