creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

경제학 박사 학위논문

한국의 연금, 주식, 부동산 시장에서 관찰되는 이상현상에 관한 실증분석

2023년 8월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

오 종 석(Jongseok Oh)

한국의 연금, 주식, 부동산 시장에서 관찰되는 이상현상에 관한 실증분석

지도교수 류 근 관

이 논문을 경제학박사 학위논문으로 제출함
2023년 8월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학전공
오 종 석

오종석의 경제학박사 학위논문을 인준함
2023년 7월

위 원 장 김봉근 (인)

부위원장 류근관 (인)

위 원 김정욱 (인)

위 원 구인회 (인)

위 원 이태리 (인)

행복한 삶의 모습을 가르쳐 주신 이준구 교수님,

따뜻한 보살핌의 마음을 가르쳐 주신 김봉근 교수님,

경제학적 사고를 가르쳐 주신 김선구 교수님,

지도교수님이시자 계량경제학적 사고를 일깨워 주신 류근관 교수님께

진심으로 감사드립니다.

절망적인 상황에서도

세 남매를 어엿한 성인으로 길러내신 어머니께

이 논문을 헌정합니다.

초 록

본 연구는 한국의 연금, 주식, 부동산 시장에서 관찰되는 이상현상에 관한 3가지 독립된 실증논문으로 구성되어 있다.

첫번째 논문은 국민연금을 해약하는 이상현상에 관한 실증연구이다. 국민연금 제도에는 최소가입기간(120개월)이 존재한다. 최소가입기간을 채우지 못한 국민연금 가입자는 만 60세가 되었을 때, 연금을 추가로 납부하거나(임의계속가입자), 혹은 국민연금을 해약할 수 있다(반환일시금수급자). 그런데, 국민연금 수급액은 전체 가입자의 평균납입액(A값)과 개별가입자의 평균납입액(B값)을 1:1로 평균하여 산출하기 때문에, 일반적으로 가난한 사람일수록 국민연금을 유지하는 것이 유리하다. 가령, 2014년을 기준으로 월 9만 원씩 120개월을 납부하면, 사망할때까지 월평균 17만 원을 받게 된다. 이는 영구채 수익률 17% 이상에 해당하는 수익성 높은 금융상품에 해당한다. 그럼에도 불구하고, 매년 10-15만 명의 노인들이 국민연금을 해약하는 나쁜 선택을 하고 있다. 본 연구는 도대체 어떠한 특성을 갖고 있는 노인들이 국민연금을 해약하고 있는지를 분석한 최초의 실증연구이다.

두번째 논문은, 깜깜이 배당제도의 비효율성에 관한 실증연구이다. 한국의 배당락(ex-dividend) 제도는 2가지 독특한 특징을 갖고 있다. 첫째, 배당금의 크기를 사전에 모르는 상태에서 배당락이 발생하는, 소위 '깜깜이 배당제도'를 운영하고 있다. 둘째, 대다수 기업들의 배당락 날짜가 동일하다. 이러한 점들로 인해서, 한국 주식시장에서는 여타 국가들보다 배당금과 배당락의 차이가 크게 나타날 수 있다. 이에 대해서 본 연구는 한국 코스닥 시장의 사전, 사후공시기업에 대한 패널 이중차분 분석을 수행하여, 깜깜이 배당제도로 인해서 발생하고 있는 비효율성의 크기를 추정하였다.

세번째 논문은, 분양원가를 공개하면 아파트 가격이 하락하는지를 규명하는 실증연구이다. 분양원가 공개제도는 아파트를 건설할 때 사용되는

토지수용비, 건설비, 기타 부대비용 등의 생산원가를 일반에 공개하도록 하는 제도이다. 분양원가를 공개해야 한다는 입장에서는 분양원가가 공개될 경우 소비자들의 알권리가 충족되고, 아파트 가격에 끼여있는 거품이 상당 부분 해소될 수 있다고 주장한다. 반면 분양원가공개를 반대하는 입장에서는 아파트 분양원가가 공개되어도 아파트 가격은 크게 변화하지 않으며, 오히려 분양원가라는 민간기업의 '영업비밀'만 노출시키게 되어 장기적으로는 아파트 공급이 줄어들 가능성이 있다고 주장한다. 본 연구는 아파트 분양원가를 공개한 사건이 실제로 아파트 가격을 하락시켰는지 여부를 검증한 국내 최초의 실증연구이다.

주요어 : 연금, 주식, 부동산, 이상현상, 실증분석
학　번 : 2017-27354

Empirical analyzes of anomalies observed in Korea's pension, stock, and real estate markets

Abstract

This dissertation is composed of three essays on anomalies observed in the national pension system, stock markets, and real estate markets of Korea.

The first essay is an empirical study on the phenomenon of national pension cancellation, which is considered anomalies. The national pension system requires a minimum enrollment period of 120 months. When an individual reaches age 60, he/she should choose between paying additional pension contributions (Valuntarily & Continuously Insured Persons) and canceling the national pension (Lump-sum Refund Beneficiaries). Since the pension benefit is determined by averaging the average contributions of all members (A value) and the average contributions of each individual (B value) on a 1:1 basis, it is more advantageous for lower income people to keep the national pension in general. For example, if you pay 90,000 won per month for 120 months, you will receive an average of 170,000 won per month until the death (as of 2014). Thus the national pension of Korea can be viewed as a high-yield perpetual bond whose earnings rates are greater than 17%. Nevertheless, 100,000 to 150,000 elderly individuals cancel their national pension plans every year, which is considered misguided at best. This essay serves as the first empirical study to examine the characteristics of individuals who cancel their plans.

The second essay is an empirical study on the inefficiencies arising from the non-transparent dividend system. Korea's dividend system displays two notable characteristics. Firstly, the system lacks transparency as the ex-dividend date occurs without prior knowledge of the dividend amount. Secondly, the majority of companies have the same ex-dividend dates. Consequently, the difference between dividends and ex-dividend prices can be significantly larger in the Korean stock market compared to other countries. This paper employs a Panel Difference-in-Differences analysis on pre and post-disclosure companies listed in the KOSDAQ market to shed light on these inefficiencies.

The third essay is an empirical study to investigate whether a disclosure of apartment construction cost, including land acquisition cost, construction cost, and other additional fee used to build apartments, actually decreased apartment prices. Apartment construction cost requires to be made public by the policy. Those in favor of the policy argue that the disclosure can fulfill consumers' right to know and would significantly reduce the bubble in apartment prices. On the other hand, those who oppose argue that the disclosure would not significantly decrease apartment price, but rather expose firm's 'confidential business information', which may reduce the supply of apartments in the long run. This essay is the first empirical study to test whether the disclosure of apartment construction cost actually reduced apartment prices in Korea.

Keyword : Pension, Stock, Real Estate Market, Anomolies
Student Number : 2017-27354

목 차

제 1 장 국민연금을 해약하는 이상현상에 관한 실증분석 ····· 16
제 1 절 서론 ····· 17
제 2 절 국민연금 반환일시금 소개 ····· 18
제 1 항 임의계속가입자와 반환일시금수급자 ····· 18
제 2 항 반환일시금이라는 나쁜 선택 ····· 19
제 3 절 선행연구 ····· 21
제 1 항 국민연금연구원 연구보고서 ····· 21
제 2 항 현재 할인율 ····· 25
제 3 항 예산 제약 ····· 28
제 4 항 경제학에서의 이상현상(Anomalies) 사례 ····· 29
제 5 항 사회복지학에서의 비수급(non take-up) 사례 ····· 30
제 4 절 분석자료 ····· 32
제 1 항 국민연금 자료 ····· 32
제 2 항 KOSIS 자료 ····· 35
제 3 항 분석샘플 선택 과정 ····· 37
제 4 항 기술통계량 ····· 38
제 5 항 연도별 생존분석 그래프 ····· 49
제 5 절 분석방법 ····· 50
제 1 항 선형확률모형 분석 ····· 50
제 2 항 강건성 검정 ····· 51
제 3 항 이중차분 분석 ····· 52
제 6 절 분석 결과 ····· 54
제 1 항 선형확률모형 분석 결과 ····· 54
제 2 항 강건성 검정 결과 ····· 58
제 3 항 이중차분 분석 결과 ····· 63
제 7 절 결과 ····· 66
참고문헌 ····· 68

부록 ····· 72
Abstract ····· 77

제 2 장 깜깜이 배당제도의 비효율성에 대한 실증분석 ····· 79
제 1 절 서론 ····· 80
제 2 절 배당락 소개 ····· 80
제 1 항 세계 각국의 배당락 제도 소개 ····· 80
제 2 항 국내 배당락 제도 소개 ····· 81
제 3 절 선행연구 ····· 83
제 1 항 해외 연구 소개 ····· 83
제 2 항 국내 연구 소개 ····· 84
제 4 절 연구방법 ····· 87
제 1 항 Y변수(주식수익률) 설정 ····· 87
제 2 항 분석모형 소개 ····· 89
제 5 절 분석자료 및 기술통계량 ····· 91
제 1 항 분석자료 ····· 91
제 2 항 기술통계량 ····· 92
제 6 절 분석 결과 ····· 96
제 1 항 시장 초과수익률 분석 결과 ····· 96
제 2 항. 패널 이중차분 분석 결과 ····· 98
제 3 항. 강건성 검정 결과 ····· 100
제 4 항 부분 집단에 대한 분석 결과 ····· 104
제 7 절 결론 ····· 109
참고문헌 ····· 111
Abstract ····· 114

제 3 장 분양원가를 공개하면 아파트 가격이 하락하는가? ····· 115
제 1 절 서론 ····· 116
제 2 절 연구 배경 ····· 117

제 1 항 분양원가 공개제도 소개 및 도입과정 ····· 117
제 2 항 SH공사의 분양원가 공개사건 소개 ····· 119
제 3 항 강남한양수자인 소개 ····· 120
제 3 절 선행연구 ····· 123
제 4 절 분석자료 ····· 125
제 5 절 분석방법 ····· 127
제 1 항 통제집단합성법(SCM) 소개 ····· 127
제 2 항 연구설계 소개 ····· 131
제 6 절 분석 결과 ····· 133
제 1 항 기술통계량 ····· 133
제 2 항 SCM 분석 결과 ····· 134
제 3 항 강건성 검정 결과 ····· 138
제 7 절 결론 ····· 140
참고문헌 ····· 142
부록 ····· 143
Abstract ····· 150

표 목 차

[표 1-1] ‘반환일시금 실태조사’의 개인 특성 ····· 22
[표 1-2] 반환일시금 신청이유 및 사용용도 ····· 23
[표 1-3] 알콜(음주)·마약·도박 중독자의 현재 할인율 ····· 27
[표 1-4] 반환일시금수급자의 현재 할인율 ····· 28
[표 1-5] 국민연금공단 자료의 변수(8개) 설명 ····· 34
[표 1-6] KOSIS 자료의 변수 설명 ····· 36
[표 1-7] 기술통계량 ····· 38
[표 1-8] 선형확률모형(LPM) 분석 결과 ····· 54
[표 1-9] 강건성 검정 : 가입개월수 120개월 이상 한정 ·· 58
[표 1-10] 강건성 검정 : 가입종별 분석 결과 ····· 61
[표 1-11] 이중차분 분석 결과 : 실가입개월수 그룹별 ····· 64
[표 1-12] 강건성 검정 : 실가입개월수 그룹별 ····· 72
[표 1-13] 강건성 검정 : 월평균납입액 그룹별 ····· 74
[표 1-14] 이중차분 분석 결과 : 월평균납입액 그룹별 ···· 76
[표 2-1] 연도별 배당락 일자 ····· 81
[표 2-2] 연도별 사전, 사후 공시기업 개수 ····· 82
[표 2-3] 기술통계량 ····· 92
[표 2-4] 시장 초과수익률 분석 결과 ····· 96
[표 2-5] 패널 이중차분 분석 결과 ····· 98
[표 2-6] 날짜별 플라시보 분석 결과 ····· 100
[표 2-7] 강건성검증:연도별 분석 결과(1영업일 기준) ····· 101
[표 2-8] 강건성검증:연도별 분석 결과(5영업일 기준) ····· 102
[표 2-9] 부분 집단 분석(저B/M, 중간B/M, 고B/M) ····· 105
[표 2-10] 부분 집단 분석(저배당, 중간배당, 고배당) ····· 106
[표 2-11] 부분 집단 분석(배당금 감소, 유지, 증가) ····· 107

[표 3-1] 분양원가 공개제도 연혁 ····· 118
[표 3-2] 강남한양수자인 개황(85㎡ 기준) ····· 121
[표 3-3] 강남한양수자인 분양원가 공개내역 ····· 122
[표 3-4] 기술통계량 ····· 133
[표 3-5] 마곡엠밸리 8단지 개황(85㎡ 기준) ····· 143
[표 3-6] 기술통계량(마곡엠벨리 8단지) ····· 145

그 림 목 차

[그림 1-1] 연도별 반환일시금수급자 현황 ····· 20
[그림 1-2] 국민연금공단과의 자료 협의 과정 ····· 33
[그림 1-3] 월별 인원수 ····· 42
[그림 1-4] 실가입개월수별 인원수 ····· 43
[그림 1-5] 월평균납입액별 인원수 ····· 44
[그림 1-6] 국민연금 가입연도 히스토그램 ····· 45
[그림 1-7] 국민연금 가입기간 관련 히스토그램 ····· 46
[그림 1-8] 국민연금 납입금액 히스토그램 ····· 47
[그림 1-9] 가입기간 비율의 히스토그램 ····· 48
[그림 1-10] 실가입개월수 생존곡선 ····· 49
[그림 1-11] 월평균납입액 생존곡선 ····· 50
[그림 1-12] 실가입개월수 이중차분분석 그래프 ····· 65
[그림 1-13] 월평균납입액 이중차분분석 그래프 ····· 77
[그림 2-1] 그룹별 평균 시가총액 ····· 94
[그림 2-2] 그룹별 주가변화율 ····· 95
[그림 2-3] 연도별 패널 이중차분 분석(5영업일 기준) ···· 104
[그림 3-1] 강남한양수자인 전경 ····· 121
[그림 3-2] 강남한양수자인 반경 2, 3, 4, 5km ····· 126
[그림 3-3] 통제변수 가중치 결과 ····· 135
[그림 3-4] 후보군들의 샘플가중치 결과 ····· 136
[그림 3-5] SCM 분석 결과 ····· 137
[그림 3-6] Permutation Test 결과 ····· 149
[그림 3-7] 마곡엠밸리 8단지 전경 ····· 143
[그림 3-8] 강서구 범위 지도 ····· 144

[그림 3-9] 통제변수 가중치 결과(마곡엠밸리) ····· 146
[그림 3-10] 후보군 샘플가중치 결과(마곡엠밸리) ····· 147
[그림 3-11] SCM 분석 결과(마곡엠밸리) ····· 148
[그림 3-12] Permutation Test 결과(마곡엠밸리) ····· 149

제 1장 국민연금을 해약하는 이상현상에 관한 실증분석:

임의계속가입자와 반환일시금수급자에 대한 비교·대조를 중심으로[1)2)]

본 연구에서는 어떠한 특성을 갖는 노인들이 국민연금을 해약하고 있는지에 대하여 실증분석을 수행하였다. 분석자료는 국민연금공단으로부터 제공받은 전수데이터(2012-2016년, 임의계속가입자 58.3만 건, 반환일시금수급자 88.7만 건)를 사용하였다. 분석모형으로는 선형확률모형을 활용하였다.

분석 결과, 국민연금을 실제로 납부한 기간이 짧을수록, 그리고 국민연금 납입의무가 있는 직장에 다닌 기간이 짧을수록 국민연금을 해약하는 경우가 많았다. 이 점들은 상대적으로 열악한 노동조건 하에 놓여 있던 노인들이 오히려 국민연금의 혜택에서 소외되고 있다는 것을 의미한다. 따라서 국민연금의 사각지대에 놓여 있는 노인들에 대하여, 미래에 받게 될 연금을 담보로 대출을 해주는 등의 정책지원이 필요하다고 판단된다.

주제어 : 국민연금, 임의계속가입, 반환일시금, 이상현상, 선형확률모형

---

1) 본 논문은 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아서 수행되었다. (과제번호:2018H1A2A1060788, (KRI연구자번호:11732008)

2) 본 논문은 국민연금공단으로부터 제공받은 임의계속가입자와 반환일시금수급자의 전수 데이터를 분석한 최초의 연구이다. 국민연금공단과의 자료제공 협정에 따라서 구체적인 국민연금공단 지사의 이름은 밝히지 않는다.

제 1 절 서론

국민연금은 우리나라 노인들의 노후생활을 책임지고 있는 가장 핵심적인 제도이다. 2021년 기준 신규 노령연금 수급자는 약 40만 명이며, 전체 노령연금 수급자는 610만 명에 이른다. 전 국민의 1/8이 국민연금의 혜택을 받고 있는 것이다. 그러나 현행 국민연금 제도 하에서는 그 취지가 무색할 정도의 대규모 사각지대가 존재하고 있다. 바로 매년 10-15만 명씩 발생하고 있는 국민연금 해약자(반환일시금수급자)의 존재이다.

국민연금 제도에는 최소가입기간(120개월)이 존재한다. 최소가입기간을 채우지 못한 국민연금 가입자는 만 60세가 되었을 때, 연금을 추가로 납부(임의계속가입자)하거나, 혹은 국민연금을 해약(반환일시금수급자)할 수 있다. 국민연금 수급액은 전체 가입자의 평균납입액(A값)과 개별가입자의 평균납입액(B값)을 1:1로 평균하기 때문에, 일반적으로 가난한 사람일수록 국민연금을 유지하는 것이 유리하다. 가령, 월 9만 원 씩 120개월을 납부하면, 월평균 17만 원을 사망할 때까지 받게 된다. (2014년 기준) 이는 영구채 수익률 17% 이상에 해당하는 수익성 높은 금융상품에 해당한다. 그럼에도 불구하고, 매년 10-15만 명의 노인들이 국민연금을 해약하는 나쁜 선택을 하고 있다.

그러나 현재까지 국민연금 해약자에 대한 연구는 충분히 수행되지 못하였다. 이는 국민연금 개혁 논의가 기금 고갈 문제에만 초점을 맞추고 있기 때문으로 판단된다. 따라서, 본 연구에서는 어떠한 특성을 가진 노인들이 국민연금을 해약하고 있는지에 대해서 실증분석을 수행하였다. 분석자료는 국민연금공단으로부터 제공받은 전수데이터(2012-2016년, 임의계속가입자 58.3만 건, 반환일시금수급자 88.7만 건)를 사용하였다. 분석모형으로는 선형확률모형을 활용하였다.

분석 결과, 국민연금을 실제로 납부한 기간이 짧을수록, 그리고 국민연금 납입의무가 있는 직장에 다닌 기간이 짧을수록 국민연금을 해약하는 경우가 많았다. 이 점들은 상대적으로 열악한 노동조건 하에 놓여 있던 노인들이 오히려 국민연금을 더 많이 해약하고 있다는 것을 의미한다.

따라서 국민연금의 사각지대에 놓여 있는 노인들이 최소가입기간을 충족시킬 수 있도록, 미래에 받게 될 연금을 담보로 대출을 해주는 등의 정책지원이 필요하다고 판단된다.

제 2 절 국민연금 반환일시금 소개

제 1 항 임의계속가입자와 반환일시금수급자

국민연금을 수급받기 위해서는 최소 120개월 이상 국민연금을 납부해야 한다. 만약 만 60세에 도달했을 때 최소가입기간 120개월을 채우지 못한 경우에는 다음 2가지 선택지가 주어진다.

A. 임의계속가입(국민연금 추가 납부)
B. 반환일시금 수급(국민연금 해약)

임의계속가입을 선택한 경우에는, 최소가입기간 120개월이 충족될 때까지 국민연금을 추가로 납부하게 된다. 이후 최소가입기간이 충족되면 해당 시점부터 사망할 때까지 국민연금을 수급받게 된다. 한편 반환일시금 수급을 선택한 경우에는, 국민연금을 해약하게 된다. 이때 기존에 납부하였던 국민연금 누계액에 이자가 가산된 금액을 일시금으로 상환받는다.

반환일시금 제도가 존재하는 이유는 국민연금 도입 초기에 발생했던 사회적 반발 때문이었다. 도입 초기에 국민연금은 가입자의 의사와 무관하게 전 국민이 강제로 가입되어 논란이 된 바가 있다. 이에 반환일시금이라는 해약 옵션이 도입된 것이었다. 그런데 현재는 반환일시금 제도로 인해서, 국민연금의 혜택이 절실히 필요한 사람들이 오히려 국민연금의 혜택에서 소외되고 있다. 심지어 현행 제도 하에서는, 국민연금을 한 번이라도 해약한 경우에 재가입할 수도 없는 상황이다. 즉, 반환일시금 제도가 그 도입 취지와는 다르게 작동하고 있는 것이다.

제 2 항 반환일시금이라는 나쁜 선택

$$(\text{연금액}) = 1.2 \times (A\text{값} + B\text{값}) \times (1 + 0.05n/12) \times (\text{지급률}) \qquad (1)$$

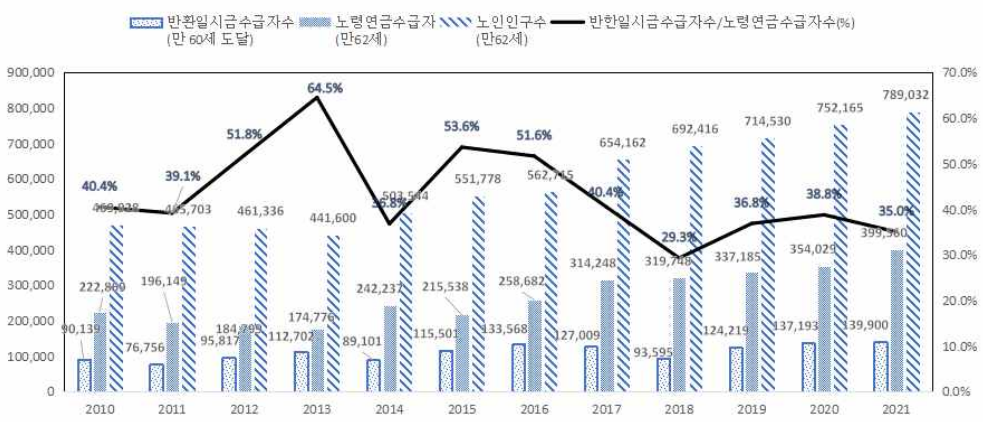
* 상수 1.2는 소득대체율 40%를 충족시키는 값이다. 국민연금을 40년간 납부한 경우 A값과 B값이 같다고 가정하면, 위 식에서 연금액은 40%*A값/12로 산출된다. 수식의 단순화를 위해서 소득대체율 상수가 연도별로 감소하는 점은 반영하지 않았다.
* A값은 연금수급 전 3년간 전체 가입자의 평균소득월액의 평균액을 의미한다.
* B값은 가입자 개인의 가입 기간 중 기준소득월액의 평균액을 의미한다.
* n은 20년을 초과한 가입개월수를 의미한다.
* 지급률은 가입 기간에 따라 달라진다. 가입 기간이 10년인 경우에 지급률은 50%로 산정된다. 이후, 가입 기간이 10년을 초과하는 경우에는 1년마다 5%를 가산하게 된다. (1년 미만이면 매 1개월마다 5/12%를 가산한다.)

식(1)은 국민연금 수급액을 정하는 산식이다. 위 수식에서 A값은 전체 가입자의 평균소득(연금수급 전 3년간 전체 가입자의 평균소득월액의 평균액)을, B값은 가입자 본인의 평균소득(가입자 개인의 가입 기간 중 기준소득월액의 평균액)을 의미한다. 위 수식에서 확인할 수 있듯이, 국민연금 수급액은 A값과 B값을 1:1의 가중치로 평균하여 산정된다. 따라서 소득이 낮은 사람일수록 국민연금에 가입하는 것이 유리하다.

예를 들어, 2014년을 기준으로 J라는 가입자가 국민연금을 월 9만 원씩 120개월간 납부했다고 하자. 여기서 월 9만 원은 국민연금 지역가입자의 최소납입액에 해당한다. 이 경우, J는 만 60세부터 사망할 때까지 월평균 17만 원을 국민연금으로 수령하게 된다. 그리고 이 월평균 17만 원은 매년 물가상승률을 고려해 보정된다. 따라서 보수적으로 산정해도 국민연금은 이자율 17% 이상의 영구채권과 비등한 가치를 지닌 금융상품이라 할 수 있다. 이렇게 높은 수익률을 고려한다면, 연간 10-15만 명이나 되는 사람들이 국민연금을 해약하고 있다는 점은 쉽게 이해하기 어려운 현

상이다.

[그림 1-1] 연도별 반환일시금수급자 현황



출처: 국민연금 통계연보, 통계청 인구조사

[그림 1-1]은 만 62세의 인구수, 만 62세의 노령연금 수급자 수, 만 60세 도달로 인한 반환일시금수급자 수를 연도별로 나타낸 것이다. 여기서 인구수와 노령연금 수급자 수를 만 62세를 기준으로 하여 설정한 것은, 2013년과 2018년에 노령연금 수급연령이 각 1세씩 증가했다는 사실을 고려한 것이다. 한편, 통상적으로 반환일시금 수급사유로는 만 60세 도달·사망·해외이민 등이 있다. 이 중에서 만 60세 도달인 경우는 전체 반환일시금수급자 중에서 60-70%의 비중을 차지한다.

위 그래프에서 만 62세 노인인구수를 살펴보면 2010년 46만 5천 명에서, 2011년에는 78만 9천 명으로 꾸준히 증가하였다는 사실을 알 수 있다. 이는 인구 고령화 현상에 기인한 것으로 판단된다. 노령연금 수급자 수는 2010년 약 22만 명에서, 2021년에는 약 40만 명으로 꾸준히 증가하였다. 반환일시금수급자 수는 2010년 약 9만 명에서 2021년에는 약 14만 명으로 증가 추세를 보였다. 결과적으로 전체 노인 인구수에 대비하였을 때 30-40% 정도의 노인들이 노령연금을 수급했으며, 15-20% 정도의 인원들이 반환일시금을 수급했다.[3)]

3) 반환일시금 지급총액은 2010년 4천6백억 원에서 2021년 9천4백억 원으로 증가하였다.

한편, 위 그래프를 참고하면 2014년과 2018년에 전체 노령연금 수급자 대비 반환일시금수급자의 비율이 급격하게 감소하는 것을 확인할 수 있다. 이는 해당 기간들에 발생한 2가지 주요한 사건 때문일 가능성이 있다. 먼저, 2013년과 2018년에 노령연금 수급연령이 각 1세씩 증가하였다. 결과적으로 2013년부터는 만 61세부터, 2018년부터는 만 62세부터 노령연금을 수급할 수 있게 되었다. 다음으로, 2014년 7월부터는 국민연금과 기초연금이 연동되어 운영되기 시작하였다. 본 조치로 인하여 국민연금을 매월 30만 원 이상 수령하는 사람의 경우에는 기초연금이 감액되어 지급되었다. 이에 대해서는 강건성 검정 중 이중차분법을 활용한 분석을 다루면서 상세히 서술하고자 한다.

제 3 절 선행연구

제 1 항 국민연금연구원 연구보고서

국민연금 해약자(반환일시금 수급자) 문제를 복지 사각지대의 측면에서 조망한 연구는 현재까지 충분하게 수행되지 않은 상황이다. 국민연금연구원에서 발표한 관련 보고서가 있으나, 해당 보고서들은 연금 지급액과 관련하여 수행된 연구들이다. 예를 들어 “국민연금 노령연금 및 반환일시금 추계 2016(2017)”는 연금 지급액의 장기 추계에 관한 보고서이다. “임의계속가입제도 운영방안에 관한 연구(2018)”와 “임의가입제도 최저기준소득월액 조정방안 연구(2019)”는 임의계속가입자에게 주어지는 과도한 수익률을 합리적으로 줄일 수 있는 방안에 초점을 맞추고 있다.

반환일시금을 복지 사각지대의 측면에서 본격적으로 분석한 연구는 국민연금연구원에서 발표한 “반환일시금 수급실태 및 개선방안 검토(2021)”이다. 해당 연구보고서는 ‘국민연금DB연동자료’와 ‘반환일시금 실태조사’를 활용하여 어떠한 이유로 노인들이 반환일시금 수급을 선택하였는지를 분석하였다. 이 보고서는 본 연구와 밀접하게 관련되어 있는 만큼, 해당 내용을 상세하게 서술한다.

[표 1-1] ‘반환일시금 실태조사’의 개인 특성

			임의계속가입자(300명)		반환일시금수급자(900명)	
			명	비중	명	비중(%)
성별		남성	54	18.0	360	40.0
		여성	246	82.0	540	60.0
연령별		60세	-	-	303	33.7
		61세	99	33.0	192	21.3
		62세	75	25.0	239	26.6
		63세 이상	126	42.0	166	18.4
가구주 여부		가구주	109	36.3	528	58.7
		가구주 아님	191	63.7	372	41.3
배우자		미혼	3	1.0	15	1.7
		배우자 있음	243	81.0	640	71.1
		이혼/별거	32	10.7	167	18.6
		사별	22	7.3	78	8.7
교육 수준		무학(무응답)	-	-	5(2)	0.5
		초등학교	11	3.7	69	7.7
		중학교	79	26.3	193	21.4
		고등학교	178	59.3	583	64.8
		대학교 이상	32	10.7	50	5.6
국민 연금 가입 기간		3년 미만			522	58.0
		3년-5년 미만			171	19.0
		5년 이상			207	23.0
		7년 미만	109	36.3		
		7년 이상	191	63.7		
소득(만원)	근로소득	있음	159	53.0	501	55.7
		없음	141	47.0	399	44.3
		(평균값)	184.58		161.21	
	사업소득	있음	45	15.0	95	10.6
		없음	255	85.0	805	89.4
		(평균값)	240.47		219.84	
	임대소득	있음	11	3.7	19	2.1
		없음	289	96.3	881	97.9
		(평균값)	133.18		196.32	
	금융·기타소득	있음	22	7.3	30	3.3
		없음	278	92.7	870	96.7
		(평균값)	71.52		63.20	
	공적 이전소득	있음	23	7.7	56	6.2
		없음	277	92.3	844	93.8
		(평균값)	70.22		53.71	
	사적 이전소득	있음	34	11.3	87	9.7
		없음	266	88.7	813	90.3
		(평균값)	40.00		47.39	

출처: 국민연금연구원(2021)

[표 1-1]은 국민연금연구원(2021)이 보고하고 있는 임의계속가입자와 반환일시금수급자에 대한 인구사회학적 조사결과를 본 저자가 재구성한 것이다. 조사대상은 서울·인천·경기 지역에서 2020년 말 기준으로 실가입개월수가 120개월 미만인 임의계속가입자 300명과, 같은 지역에서 2020년 1년 동안 수급연령 도달·수급연령 도달 전 청구·임의 계속 탈퇴 등의 사유로 반환일시금을 수급한 900명이다.

주요 결과를 살펴보면 다음과 같다. 임의계속가입자 중에서 남성과 여성의 비율은 각각 18.0%와 82.0%였고, 반환일시금수급자의 경우 남성과 여성의 비율은 각각 40.0%와 60.0%였다. 조사 대상자 중 가구주의 비율은 임의계속가입자와 반환일시금수급자 모두에서 유사하게 나타났다. 교육수준은 임의계속가입자에 비하여 반환일시금수급자에서 대졸자 이상 비중이 근소하게 낮은 것으로 확인되었다. 국민연금 가입 기간의 경우, 임의계속가입자는 대부분 7년 이상인 데 반해서 반환일시금수급자는 5년 미만이 대다수인 것으로 나타났다. 소득의 경우, 임의계속가입자에 비해서 반환일시금수급자의 근로 및 사업소득이 근소하게 적었다.

이상을 요약·정리하면 다음과 같다. 임의계속가입자와 반환일시금수급자 모두 최소가입기간 120개월을 채우지 못한 사람들이다. 즉, 두 집단 모두 사회적 취약계층에 해당된다고 추정할 수 있다. 그런데 두 집단을 비교했을 때, 임의계속가입자에 비해서 반환일시금수급자가 연금 가입기간이 더 짧고 소득도 더 적은 것으로 나타났다. 이는 반환일시금수급자들은 임의계속가입자들보다도 사회·경제적으로 보다 취약한 집단일 수 있다는 점을 시사한다.

[표 1-2] 반환일시금 신청이유 및 사용용도

반환일시금 신청이유	명	비중(%)
임의계속가입제도에 대해 몰랐다	96	10.7
당시 목돈이 필요해서 또는 추가적으로 납부할 수 없어서	578	64.2
배우자의 연금, 개인연금, 금융/부동산 자산의 활용으로 노후준비가 돼서	43	4.8
국민연금을 받으면 기초연금을 받지 못할 것 같아	96	10.7

서		
연금액이 적거나, 나중에 기금이 고갈될 것 같아서	68	7.6
부채상환	9	1.0
건강이 안 좋아져 받는 기간이 짧을 것 같아서	1	0.1
계속 납부하는 것이 부담스러워서	1	0.1
생활비	1	0.1
기타	7	0.7
총계	**900**	**100.0**
반환일시금 사용용도	**명**	**비중(%)**
생활비(의료비, 교육비 제외)	707	78.6
사업자금	39	4.3
교육비	5	0.6
의료비	48	5.3
저축/금융투자	29	3.2
땅이나 집 구입	3	0.3
자식증여(결혼 또는 사업자금 등)	34	3.8
가계부채상환	30	3.3
차량구입	1	0.1
월세보증금	2	0.2
사회환원	1	0.1
기타	1	0.1
총계	**900**	**100.0**

출처: 국민연금연구원(2021)

[표 1-2]는 국민연금연구원(2021)의 반환일시금 신청이유와 그 사용처에 대한 조사결과를 저자가 재구성한 것이다.

반환일시금 신청이유로는 “당시 목돈이 필요해서 또는 추가적으로 납부할 수 없어서”가 64.2%로 가장 많았다. 반환일시금 사용용도로는 생활비(의료비, 교육비 제외)가 78.6%로 가장 높게 나타났다. 이러한 점들은 반환일시금수급자들이 생계압박 등의 부득이한 이유로 반환일시금을 선택했다는 것을 시사한다.

상기 국민연금연구원(2021)은 그동안 사각지대로 방치되었던 반환일시금수급자들을 본격적으로 조망했다는 점에서 의의를 가진다. 다만, 위 연구는 다음과 같은 3가지 한계점을 가지고 있다.

첫째, 분석 샘플의 가중치를 제대로 고려하지 않았다. 해당 연구보고서

는 국민노후보장패널과 국민연금DB가 연계된 연동자료를 상당 부분 활용하고 있다. 그러나 분석 샘플의 가중치를 고려하지 않은 채로 해당 자료를 단순히 합산하여 기술통계량을 산출하였다. 이 경우, 해당 자료가 반영하고 있는 모집단의 특성을 파악할 수 없다.

둘째, 일부 통계 결과를 잘못 해석하고 있다. 국민연금연구원(2021)은 [표 1-1]의 결과를 바탕으로 남성(40.0%)보다 여성(60.0%)이 반환일시금을 선택하는 경우가 더 많으며, 이에 여성 가입자들에 대한 보다 많은 대응책이 필요하다고 언급하고 있다. 그러나 해당 결과에서 주목해야 할 사항은 단순히 반환일시금을 선택한 사람들의 성비가 아니라, 각 성별에서 전체 인원 대비 반환일시금을 얼마나 선택했는지에 대한 비율이다. 만약, [표 1-1]에 제시된 것처럼 임의계속가입자와 반환일시금수급자의 모집단 비율이 1:3에 해당한다면, 남성은 87.0%(=360명/414명), 여성은 68.7%(=540/786명)가 반환일시금을 선택한 것이 된다. 이 점은, 여성보다는 오히려 남성에 대한 대응책이 보다 많이 필요하다는 것을 의미한다.

셋째, 국민연금연구원(2021)은 반환일시금을 선택하는 것이 가입자에게 얼마나 불리한 의사결정인지를 충분히 고려하지 못하고 있다. 앞서 밝힌 대로 저소득층의 경우 국민연금 수익률은 영구채 17%와 비등한 수익률을 가진 금융상품에 해당한다. 그럼에도 불구하고 국민연금 가입자들이 이를 포기하는 행태를 보이는 것은 경제학적으로 쉽게 이해하기 어려운 현상이다. 그런데, 해당 연구보고서는 [표 1-2]에서 설문 문항을 “당시 목돈이 필요해서 또는 추가적으로 납부할 수 없어서” 등으로 뭉뚱그려 설계하였다. 그 결과 반환일시금 신청 사유로 의심되는 가장 주요한 항목들의 비중을 구분할 수 없게 되었다.

제 2 항 현재 할인율

국민연금의 높은 수익률에도 불구하고 반환일시금을 선택하는 이유로는, 반환일시금수급자들의 현재 할인율이 극단적으로 높기 때문일 수 있다. 여기서 현재 할인율이 높다는 의미는, 미래의 소비보다 오늘의 소비를 더 선호하는 현상을 말한다. 이에 대하여 본 연구에서는 주요 선행연

구들의 현재 할인율을 정리하는 한편, 반환일시금수급자들이 합리적인 선택을 했다는 가정 하에서 현재 할인율을 산출해 보았다.

현재 할인율에 대한 대표적인 연구로는 Kirby, Petry, and Bickel (1999)을 들 수 있다. Kirby, Petry, and Bickel (1999)에 따르면 할인율에 대한 산식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(1+kD)\,V = A \tag{2}$$

여기서 k는 할인율, D는 지연된 기간을 의미한다. 해당 논문에서는 수식의 단순화를 위해서 D=1로 설정하였다. 그리고 V는 현재가치를, A는 지연된 보상을 의미한다. 이를 반환일시금 수급의 맥락에 대입해 생각하면 V는 반환일시금의 크기를, A는 사망할 때까지 수령하게 되는 연금을 의미한다.

Kirby, Petry, and Bickel (1999)은 식(2)를 활용하여 일반인과 마약 중독자들의 현재 할인율을 비교·분석하였다. 그 결과 일반인들의 현재 할인율은 6.5%로 나타났으나, 마약중독자의 현재 할인율은 14.7%에 달했다.

유사한 연구로서 Petry and Casarella (1999)는 실험설계를 통하여 도박중독자들의 현재 할인율을 분석하였다. 그 결과 일반인들의 현재 할인율은 2% 정도였으나, 도박 중독자들의 현재 할인율은 26%에 달했다.

Rossow (2008)는 노르웨이의 13-17세 청소년 17,000명을 대상으로 한 설문조사 자료를 통해서 알콜 중독자들의 현재 할인율을 분석하였다. 그 결과 일반인의 현재 할인율은 1.5-2%인 것에 반해, 알콜 중독자의 현재 할인율은 4%에 달했다.

[표 1-3]은 위 선행연구들의 현재 할인율을 정리한 것이다.

[표 1-3] 알콜(음주)·마약·도박 중독자의 현재 할인율

유형	논문	유형		할인율	비고
알콜 (음주)	Rossow (2008)	일반	남	2.1%	청소년 대상 연구
			여	1.5%	
		중독		**4.0%**	
마약	Kirby, Petry, and Bickel (1999)	일반		6.5%	
		중독		**14.7%**	
도박	Petry and Casarella (1999)	일반		2.0%	
		도박을 하나 중독은 아닌 경우		5.0%	
		중독		**26.0%**	

한편 [표 1-4]는 반환일시금수급자들이 합리적 선택을 했다는 가정하에서 현재 할인율을 산출한 결과이다. 계산 과정에서는 각 기준소득별로 국민연금 최소가입기간에 해당하는 금액만큼 일시금으로 납부할 수 있다는 점을 가정했다. 또한 국민연금은 다기간 모형인 만큼, 매 기(월)마다 현재 할인율이 적용된다는 점 역시 가정하였다.

[표 1-4]에서 '기준소득'은 국민연금 납입 부과의 근거가 되는 기본값을 말한다. 이 기준소득에 9%를 곱한 값이 국민연금 납입액수가 된다. 수급액수는 국민연금 가입자가 사망할 때까지 매월 수령하게 되는 연금액이다. 이 값을 결정하는 산식이 앞서 제시한 식(1)이다. 기대여명은 만 60세 시점을 기준으로, 앞으로 생존할 수 있을 것으로 기대되는 연수(年數)를 의미한다. 참고로, 2014년 기준으로 만 60세인 사람의 평균 기대여명은 25.1년(남성 22.4년, 여성 27.4년)이다.

상기 사항들을 고려하여 계산한 반환일시금수급자의 할인율은 다음과 같다. 국민연금 가입자가 향후 25년 동안 매월 16.6만 원을 수급받는 것 대신에 반환일시금 1080만 원(=9만 원*120개월)을 선택한 경우, 해당 가입자의 현재 할인율은 18.25%에 해당하였다. 이 값은 [표 1-3]에서 마약이나 도박 중독자의 현재 할인율과 유사한 수치이다. 한편 향후 25년 동안 매월 12.5만 원을 수령하는 것 대신에 반환일시금 270만 원(=2.25만 원*120개월)을 선택한 경우에는, 현재 할인율이 무려 55%에 해당하였다.

이 값은 마약 및 도박 중독으로도 설명할 수 없을 정도로 매우 높은 값이다. 따라서 단순히 현재 할인율이 높다는 이유만으로는 반환일시금을 선택하는 이유를 충분히 설명하기 어렵다고 판단된다.

[표 1-4] 반환일시금수급자의 현재 할인율

기준소득 (월, 만원)	납입액수 (만원)	수급액수 (만원)	기대여명				
			10년 (120월)	15년 (180월)	20년 (240월)	25년 (300월)	30년 (360월)
25	2.25	12.364	54.69%	54.93%	54.95%	54.95%	54.95%
50	4.5	13.778	28.85%	30.27%	30.54%	30.60%	30.61%
100	9	16.606	13.75%	16.98%	17.93%	18.25%	18.37%
150	13.5	19.434	7.74%	11.99%	13.39%	13.95%	14.19%

제 3 항 예산 제약

국민연금이 수익성 높은 금융상품임에도 불구하고 반환일시금을 선택한 또 다른 이유로는, 예산제약 문제를 들 수 있다. 여기서 예산제약이란, 국민연금을 납부할 돈이 없거나 혹은 대출을 받을 수도 없었던 경우를 의미한다.

예산제약과 관련된 연구는 오랫동안 축적되어왔다. 미시경제학 교과서에 따르면 각 소비자들은 주어진 예산안에서 자신의 효용을 극대화한다. 그런데, 예산 제약이 발생하는 경우에는 자신의 최적 소비점을 선택할 수 없는 경우가 발생할 수 있다. (이준구, 1989; Varian, 1987)

다음 2개 논문은 예산제약이 완화되었을 때 소비가 증가할 수 있다는 점을 규명한 실증연구이다.

Gross and Souleles (2002)는 신용 공급(credit supply)에 대한 사람들의 반응 행태를 연구하였다. 이들은 1995년 미국 신용카드 회사들로부터 제공받은 계좌 기록을 바탕으로 전체 모집단을 대표할 수 있는 샘플을 구성한 다음, 시계열 모형을 활용해 분석을 진행하였다. 분석 결과, 신용한도(credit limits)가 완화되면 부채가 유의하게 증가한다는 점이 확인되었다. 특히, 종전에 신용 한도 가까이 위치해 있었던 사람들일수록 한계

소비성향이 크게 나타났다. 이 점은 유동성 제약(liquidity constraints)이 실제로 작동한다는 것을 의미한다.

Leth-Petersen (2010)은 신용거래에 대한 접근성이 증가할 경우 전체 가구지출이 어떻게 변화하는지를 이중차분법을 이용하여 분석하였다. 1992년 덴마크에서 여신 시장 개혁이 이루어져 주택 자산을 소비융자로 인한 담보물로 사용할 수 있게 되었다. 그 결과 젊은 성인 가구의 예산 제약이 완화되었고, 총소비는 1-4%, 총부채는 5%가량 증가하였다.

제 4 항 경제학에서의 이상현상(Anomalies) 사례

경제학에서 말하는 '이상현상(anomalies)'이란 합리적인 방식으로는 설명하기 어려운 사회현상을 일컫는다. 예를 들어, 신청하기만 하면 어떠한 대가 없이 연금을 지급하는 기초연금을 신청하지 않아 그 기간만큼 연금을 받지 못하는 사례가 여기에 해당된다. (오종석 외, Working)

Agarwal and Mazumder (2013)는 금융거래 시 실수와 인지능력의 관계를 분석하였다. 이들은 미국 신용카드 거래정보 데이터(2000.01.-2002.12.)와, 지능지수를 측정할 수 있는 자료인 미 육군의 'AFQT(Armed Forces Qualifying Test)' 점수를 선형확률모형(Linear Probability Model, LPM)을 사용하여 분석하였다. 그 결과 인지능력이 낮을수록 금융 실수를 범하는 경우가 많다는 점이 확인되었다.

Massoud, Saunders and Scholnick (2011)은 사람들이 은행 잔고에 충분한 금액을 가지고 있음에도, 신용카드를 제때 결제하지 않아서 연체수수료를 납부하게 되는 현상을 놓고 분석을 진행하였다. 이들은 캐나다의 7만 5천 명의 신용카드 정보(2004.12.-2006.06.)를 우편번호 수준의 인구센서스 데이터 및 주택거래가격 데이터와 병합한 후에 로짓모형을 사용하여 분석하였다. 분석 결과, 소득이 높은 사람은 시간에 대한 기회비용이 크기 때문에 위와 같은 실수를 범하는 반면, 소득이 낮은 사람들은 낮은 인지능력 때문에 범하게 되는 것으로 확인되었다.

Andersen et al. (2020)은 덴마크 가구들에서 나타나는 모기지 재융자(mortgage refinancing) 지연 현상에 대하여 탐구함으로써, 사람들이 인

센티브에 느리게 반응하는 원인을 구명하고자 하였다. 이들은 분석 자료로 덴마크의 행정자료를 사용하였으며, 선택모형(choice model)을 수립하여 모수를 추정하였다. 분석 결과, 연령이 높고 교육 및 소득수준이 낮은 가구들이 인센티브에 반응하는 정도가 더 낮다는 점이 발견되었다. 이는 사회경제적 지위가 낮을수록 정보를 수집하는 데 더 많은 비용이 들어간다는 통상적 추측과 합치되는 결과이다.

Gathergood and Weber (2014)는 높은 이자를 지불해야 하는 소비자금융(consumer credit) 대출을 이용하면서, 동시에 낮은 이자를 받는 유동저축(liquid saving)을 보유하는 이상현상을 분석하였다. 영국 설문조사 자료를 프로빗 모형 및 토빗 모형을 이용하여 분석한 결과, 충동성이 강할수록 위와 같이 소비자금융과 유동저축을 동시에 보유할 확률이 높다는 사실이 확인되었다.

마지막으로 Bertrand and Morse (2011)는 대출 수수료에 대한 명확한 설명만으로도 높은 비용의 일수 대출(payday loan)을 줄일 수 있다는 점을 무작위대조연구법(Randomized Controlled Trial)을 통해서 제시하였다. 실험 결과, 대출 이자가 상당히 높다는 정보를 제시하는 것만으로도, 이후 4달간 일수 대출(payday loan) 이용 비중을 11% 감소시킬 수 있었다.

제 5 항 사회복지학에서의 비수급(non take-up) 사례

“비수급(non take-up)”은 본인에게 명확한 혜택이 되는 제도임에도 불구하고, 사람들이 그 제도를 선택하지 않는 현상을 말한다. 비수급은 주로 사회복지학의 영역에서 연구되어 왔다.

Wu et al. (2022)은 비수급을 발생시키는 요인을 크게 5가지로 대별하였다. 구체적으로 여기에는 (1) 문화·인종적 장애 (2) 경제·금융적 장애 (3) 조직적 요소 (4) 인구학적 장애 (5) 기타 개인특성의 장애가 있다. 이하에서는 각 항목에 해당되는 대표적인 연구들을 차례대로 제시한다.

문화·인종적 장애의 영역을 다룬 Buser (2009)는 흑인들의 정신적 건강이 상당히 열악한 상황임에도 불구하고, 정신적 치료를 받고자 하는 사

람들의 비율은 백인들에 비해 더 낮은 “치료추구 격차(treatment-seeking disparity)”가 발생하고 있다는 점을 문제의식으로 설정하였다. 해당 연구는 관련 문헌들을 고찰한 결과, 통상적으로 지적되어 오던 정신적 건강 및 그 치료에 대한 흑인들의 태도 외에도, “유색인종들에 대한 미묘한 차별(microaggression)”이 흑인들이 상담을 신청하는 것을 단념시킬 수 있다고 지적하였다.

경제·금융적 장애에 대하여 다룬 Willink, Reed, and Lin (2019)은 보청장치를 이용하기 위해 청능사나 보청장치 공급자를 반드시 중개인으로 강제하는 것을 폐지한 법안을 배경으로 하여 연구를 진행하였다. 이들은 Medicare Current Beneficiary Survey 자료를 대상으로 로지스틱 회귀분석을 사용하여, 보청 장치를 이용하는 고령의 메디케어 수혜자들이 보청장치 서비스에 접근하는 것을 저해하는 장애요인에 대하여 탐구하였다. 분석 결과, 저소득 집단에 해당하는 메디케이드 수혜자들이 고소득 메디케어 수혜자들에 비하여 보청장치를 사용할 오즈(odds)가 41% 더 낮으며, 청력 문제와 관련하여 문제를 2배나 더 많이 호소한다는 사실을 제시하였다. 이는 소득이 낮을수록 복지정책을 수혜할 확률이 더 낮다는 점을 시사한다.

조직적 요소를 탐구한 연구로는, 교통을 주요변인으로 하여 분석한 Adorno et al. (2018)이 있다. 이들은 텍사스 지역의 노인들을 대상으로 질적 연구방법론을 사용해 탐색한 결과, 교통이 열악한 지역에 사는 노인들일수록 보건의료서비스를 잘 이용하지 못하고 사회적 관계망이 미흡한 등의 취약점이 있다는 사실을 보고하였다. 이는 사회적 환경이 복지정책의 수혜에 영향을 미칠 수 있다는 증거라는 점에서 중요하다.

인구학적 장애에 대한 연구로는, 지역(region)을 주제로 연구를 수행한 Allard, Tolman, and Rosen (2003)이 대표적이다. 해당 연구자들은 Mothers’ Well-Being Study (MWS) 자료를 이용해 미국 디트로이트 지역 3개 카운티의 자활보호대상자들을 대상으로, 정신건강 및 약물 남용 서비스에 대한 접근성과 실제 이용의 관계를 로지스틱 회귀모형을 이용해 분석하였다. 분석 결과, 공공서비스 공급자들에 대한 접근성이 인종

및 지역에 따라서 유의미하게 다를 뿐만 아니라, 자활보호대상자들의 공급자들에 대한 지리적 접근성이 높을수록 해당 서비스를 받을 확률이 높아지는 것으로 나타났다.

마지막으로, 기타 개인특성의 장애로 분류된 대표적인 연구로는 Allen et al. (2007)이 있다. 이들은 보스턴 지역에서 흑인 남성들의 전립선암 검진에 대한 인식을 면접 방식으로 조사한 결과, 생존자를 제외하면 건강에 대한 불충분한 정보와 검진에 대한 부정적 인식이 있다는 점을 발견하였다. 또한 이러한 인식의 배경으로 보건의료시스템에 대한 불신·의료인과의 관계성 미흡·남성성에 대한 위협 등 개인적 판단이 개입하였다는 점을 제시하였다. 이는 비수급 문제에 대해 주관적 인식이 개입하는 대표적인 사례라고 할 수 있다.[4)]

제 4 절 분석자료

제 1 항 국민연금 자료

본 연구에서 활용한 분석자료는 2012년 1월부터 2016년 12월 사이에 임의계속가입 혹은 반환일시금 수급을 신청한 사람들의 전수데이터이다. 해당 자료의 추출기준은 2012년 1월부터 2016년 12월 사이에 가입종 변경('임의계속가입' 또는 '반환일시금 수급')을 신청한 전체 인원이다. 전체 데이터의 수는 임의계속가입자 58.3만 건, 반환일시금수급자 88.7만 건이다. 본 자료는 공공데이터제공분쟁조정위원회의 조정과정을 통해서 국민연금공단으로부터 제공받았다. 이하에서는 본 연구의 분석자료를 제공받게 된 과정을 설명한다.

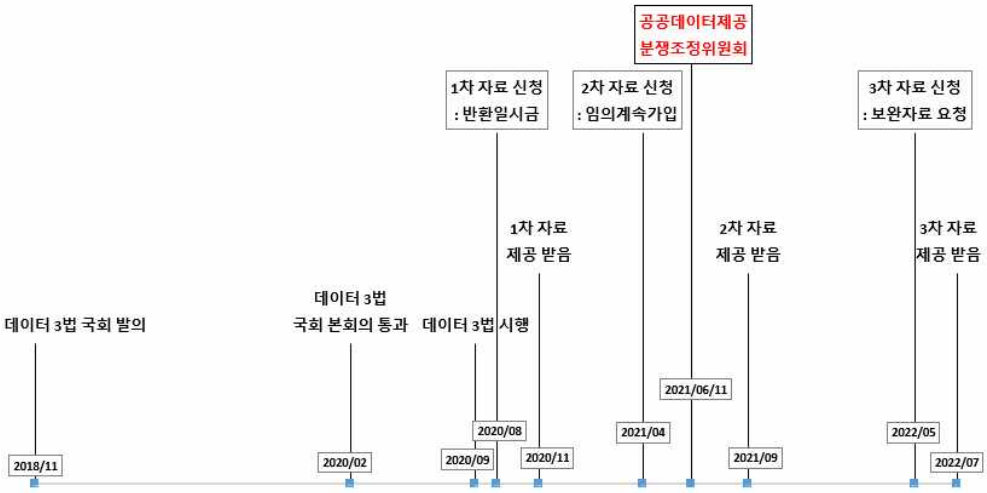
2020년 2월 4일 소위 '데이터 3법'(「개인정보 보호법」,「정보통신망 이용촉진 및 정보보호 등에 관한 법률(약칭 : 정보통신망법)」,「신용정보의 이용 및 보호에 관한 법률(약칭 : 신용정보법)」)이 국회 본회의를 통과했다. 그리고 6개월 후인 2020년 8월 5일부터는 본 법률들이 시행되

4) Wu et al. (2022)에서는 비수급을 발생시키는 다른 요인들로 신체적·정신적 어려움(Khoury et al., 2005; Schiefelbein, Olson, and Moxham, 2014; Shannon et al., 2019), 사회적 지지(Ramaeker and Petrie, 2019), 연령(Devoe et al., 2008) 등을 들고 있다.

기 시작했다.

데이터 3법 중에서 특히 중요한 내용은 개인정보 보호법 제28조의2(가명정보의 처리등)에 관한 조항[5]이다. 이 조항에서는 통계작성, 과학적 연구, 공익적 기록보존 등을 위하여 정보주체의 동의 없이 가명정보를 처리할 수 있다고 명시하고 있다. 본 조항을 근거로 하여 임의계속가입자와 반환일시금수급자에 대한 전수 데이터를 활용할 수 있는 길이 열리게 되었다.

[그림 1-2] 국민연금공단과의 자료 협의 과정



2020년 9월, 본 연구자는 1차 민원을 제기하여 국민연금공단에 반환일시금 자료 공개를 요청했다. 반환일시금 자료는 당시에도 매월 공개되고 있었으나, 본 연구에서 필요로 하는 2012-2016년의 자료는 공개되지 않은 상태였다. 본 연구자의 민원에 대해서 국민연금공단은 1차적으로는 자료요청을 거절하였다. 그러나 이후 공공데이터제공분쟁조정위원회의 사전 조정 과정에서 쌍방간 합의에 이르렀고, 이에 해당 자료를 제공받

5) 개정 개인정보 보호법 제28조의2(가명정보의 처리 등)
[법률 제16930호, 2020. 2. 4., 일부개정], [시행 2020. 8. 5.]

을 수 있었다.

2021년 4월에는 2차 민원을 제기하여 임의계속가입자의 전수데이터를 공개할 것을 요청하였다. 반환일시금수급자의 자료가 처치군에 대응되는 자료라면, 임의계속가입자의 자료는 대조군에 해당하는 정보이기 때문에 통계분석에서 반드시 필요하였다. 그러나 임의계속가입자의 자료가 기존에 한 번도 공개된 적이 없다는 점이 문제되었다. 이로 인하여 2차 민원에서는 자료 협의 과정에서 상당한 논의가 필요했다. 결국 쌍방간의 사전 합의는 결렬되었고, 2021년 6월 11일에 본 연구자 1명, 국민연금공단 실무자 2명, 조정위원 7명이 참석한 조정위원회가 개최되었다. 그리고 오랜 논의 끝에 조정위원회는 본 연구의 공익성을 인정하였고, 이에 따라 국민연금공단은 개인정보가 식별되지 않는 수준에서 해당 자료를 연구자에게 제공하라는 조정안을 결정했다.

마지막으로 2022년 5월, 3차 민원을 제기하여 기존에 제공받았던 자료에 대한 보완자료를 국민연금공단에 요청했다. 국민연금 납입누계액을 산출할 때 임의계속가입자의 자료에는 이자가 반영되지 않았지만, 반환일시금 수급자의 자료에는 이자가 반영되어 있었기 때문이다. 따라서, 두 개 자료의 기준을 일치시킬 필요가 있었다. 3차 협의과정은 2차 협의과정에 비하여 원만하게 진행되었고, 2개 자료 모두에서 이자율이 가산되지 않은 납입누계액을 제공받았다.

[표 1-5] 국민연금공단 자료의 변수(8개) 설명

변수명		변수 설명	비 고
국민연금 가입일		국민연금 최초가입일	
자격변경 신청일		반환일시금 혹은 임의계속가입을 신청한 날짜	- 만 60세가 되기 3개월 전에 국민연금공단 지사에서 안내 우편이 발송됨 - 반환일시금 수급 또는 임의계속가입을 신청하기 위해서는 국민연금공단 지사를 방문해야 함 - 일반적으로 만 60세 전후 3개월 이내에 대부분 신청한다고 알려져 있음
	총등록기간	국민연금 최초가입일부터 자격변경 신청일(만 60세 전후)까지의 기간	총등록 기간 = 자격변경 신청일 - 국민연금 가입일 주) 생성변수임
가입개월수		법적으로	- 실업·군휴학·해외 이민 등의 경우에 납부 의무 없음

	국민연금을 납부해야 하는 의무 기간	
실가입 개월수	가입 기간 중에서 실제로 국민연금을 납부한 기간	
납입누계액	만 60세가 될 때까지 납입한 국민연금 누계액	- 이자가 가산 되지 않은 금액
가입종류	직장·지역·임의가입자	- 직장가입자는 만 60세 시점에 1인 이상 사업장에 고용되어 있는 국민연금 가입자를 의미함 - 지역가입자는 만 60세 시점에 직장가입자가 아닌 근로자를 의미함 - 임의가입자는 만 60세 시점에 주부·학생 등 국민연금 가입 의무가 없는 사람들이 자발적으로 가입한 경우를 의미함
지사코드	시군구 단위별 지사코드	- 분석자료에서 전국 시군구는 개수는 238개임 - 최종 분석자료에서 국민연금 지사코드는 103개임 주) 하나의 국민연금 지사는 시군구를 1-3개씩 통합해서 담당함
임의계속 가입 종료일	임의계속가입을 종료한 시점	- 임의계속가입자는 만 60세 이후에도 국민연금을 계속해서 납입하고 있는 경우를 의미함 - 자료의 한계상 임의계속가입이 국민연금을 수급하기 위해서 종료된 것인지, 아니면 국민연금을 해약(반환일시금)해서 종료한 것인지는 구분할 수 없음

주) 데이터 제공 협정에 따라 구체적인 지사코드(시군구명)는 밝히지 않음.

[표 1-5]는 국민연금공단으로부터 제공받은 주요변수 8개에 대한 설명이다. 국민연금공단과의 데이터 제공 협정에 따라 구체적인 국민연금 지사명(시군구명)은 밝히지 않는다.

제 2 항 KOSIS 자료

국민연금공단으로부터 제공받은 자료에는 개인정보 보호 문제로 인해서 최소한의 통제변수만이 포함되어 있다. 본 연구는 이 점을 보완하기 위해서 통계청의 KOSIS 자료를 국민연금공단 자료와 병합해서 분석에 활용하였다.

구체적인 자료 병합 과정은 다음과 같다. 첫째, KOSIS 자료들을 시군구 단위로 통합하였다. 몇몇 KOSIS 자료에서는 규모가 큰 기초자치단체(경기도 수원시 및 경상남도 창원시 등)의 정보의 경우 시군구 단위가 아닌 기초자치단체의 구(區) 단위로 분리되어 있었다. 따라서 이들 자료

들을 시군구 단위로 통합하였다.

둘째, KOSIS의 행정자료와 질병관리청의 자료를 시군구 단위로 결합하였다. KOSIS 행정자료와 질병관리청 자료는 각각 독립적인 기본키를 사용하고 있어서, 이 부분은 수동으로 결합하였다.

마지막으로 국민연금공단 자료와 KOSIS 자료를 국민연금지사를 단위로 하여 통합하였다. 일반적으로 하나의 국민연금공단 지사에서는 1-3개 정도의 시군구를 함께 담당한다. 따라서, 총 238개의 시군구 단위를 103개의 국민연금지사 단위로 통합하였다.

[표 1-6]은 국민연금자료와 통합한 KOSIS 자료에 대한 정보를 정리한 것이다. 국민연금공단자료는 월별 데이터이지만, KOSIS 자료는 연도별로 생성된 데이터라는 점을 다시 한번 언급한다. 이 점을 고려하여 KOSIS 자료는 국민연금공단의 자료보다 1년 이전의 자료를 채택하여 활용하였다. 예컨대 2012년에 해당하는 국민연금공단 자료는 2011년의 KOSIS 자료와 연결되었다. 한편 분석 대상이 되는 시기에 분리·출범하게 된 세종시는 분석에서 제외하였다.

[표 1-6] KOSIS 자료의 변수 설명

구분	자료명	단위	기간	자료설명	비고
인구	시군구/성별/연령1세별 주민등록연앙인구	시군구	2011-2015년	전체인구수, 만 59세 남·여 인구수	
	고령인구비율	시군구	2011-2015년	시군구별 65세 이상 인구수	
가족	독거노인가구비율	시군구	2015-2021년	65세이상 1인가구수, 전체 일반가구수	5개년도 이동평균으로 역산하여 산출함
건강	EQ-5D Index	시군구	2011-2015년	5개 영역(운동능력, 자기관리, 일상활동, 통증/불편감, 불안/우울) 모두 문제가 없을 때 1점, 모두 문제가 있으면-1점	
	스트레스 인지율	시군구	2011-2015년	만 19세 이상 인구 중 평소 스트레스를 느끼는 인구의 비율	
	주관적 건강수준인지율	시군구	2011-2015년	주관적 건강수준을 "매우 좋음" 또는 "좋음"이라고 응답한 사람의 비율	
성장과 안정	1인당 GRDP (억원)	시군구	2011-2018년	1인당 GRDP는 시군구별 인구수로 나누어 산출함	결측값은 5개년도 이동평균으로 대체함

	재정 자립도	시군구	2011-2015년	자체수입/자치단체 예산규모	
	재정 자주도	시군구	2011-2015년	(자체수입+자주재원) /자치단체 예산규모	
사회통합	건강보험적용인구 비중	시군구	2011-2015년	사업장가입자수 /전체건강보험적용인구수	
	일반회계중 사회복지예산비중	시군구	2011-2015년	사회복지예산액/전체예산액	

제 3 항 분석샘플 선택 과정

국민연금공단으로부터 제공받은 자료는 임의계속가입자 58.3만 건, 반환일시금수급자 88.7만 건의 전수데이터이다. 이 중에서 본 논문에서는 최종적으로 임의계속가입자 34.4만 건, 반환일시금수급자 34.5만 건을 선택하여 분석하였다. 분석 샘플을 선택한 기준은 크게 분석기간·임의계속가입자에 대한 제한·가입종류 한정·기타 사항의 4가지이다.

첫째, 분석기간은 2012년 7월-2016년 12월로 한정하였다. 반환일시금수급의 대표적인 사유로는 만 60세 도달·사망·해외로의 이민 등이 있다. 이 중 본 연구의 목적과 부합하는 샘플들은, 반환일시금을 수급받은 사유가 만 60세 도달에 해당하는 경우이다. 그런데, 2012년 1-6월 기간에서는 반환일시금 수급 사유를 파악할 수 있는 정보가 존재하지 않았다. 따라서 해당 기간의 자료들은 분석에서 제외하였다.

둘째, 임의계속가입자 중에서 실가입개월수가 120개월을 초과하는 경우를 제외하였다. 국민연금의 반환일시금은 그 정의상 실가입개월수가 120개월을 초과할 수 없는데, 이는 일반적으로 120개월을 충족하는 순간부터는 국민연금을 해약할 수 없기 때문이다. 한편 임의계속가입자 중에서 실가입개월수가 120개월을 초과하는 사람들은 국민연금 수급액수를 늘리기 위해서 국민연금을 추가로 납부하는 사람들이다. 따라서 해당 인원들은 본 연구의 분석 대상으로 보기 어렵다고 판단하여 분석에서 제외하였다.

셋째, 가입종류의 측면에서 분석 대상을 직장·지역 가입자로 한정하였다. 이 과정에서 임의가입자, 기타 사유(납부유예 등)의 경우가 제외되었다. 임의가입자는 학생·주부 등 가입의무가 없음에도 자발적으로 국민연

금에 가입한 사람들이다. 따라서 임의가입자는 임의계속가입자 혹은 반환일시금수급자와는 그 특성이 다르다고 판단된다. 또한, 샘플의 수도 약 3만 건으로서 다른 가입종에 비하면 비교적 소수이기 때문에 분석에서 제외하였다. 같은 이유로 기타 사유(납부유예 등) 역시 분석 과정에서 제거하였다.

끝으로 기타 결측값 및 명백한 코딩오류라고 판단되는 관측치들 역시 분석에서 배제하였다.

제 4 항 기술통계량

[표 1-7] 기술통계량

	임의계속가입	반환일시금	Total	P-value	Missings / N (Pct)
n (%)	315,395 (48.1)	340,286 (51.9)	655,681 (100.0)		0 / 655,681 (0.0)
샘플 시점(신청일), n (%)					
2012	22,466 (7.1)	41,909 (12.3)	64,375 (9.8)		
2013	48,895 (15.5)	84,831 (24.9)	133,726 (20.4)		
2014	62,974 (20.0)	89,337 (26.3)	152,311 (23.2)		
2015	83,036 (26.3)	83,942 (24.7)	166,978 (25.5)		
2016	98,024 (31.1)	40,267 (11.8)	138,291 (21.1)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
국민연금 가입일, n (%)					
1990년 이전	44,996 (14.3)	4,044 (1.2)	49,040 (7.5)		
1991-1995년	32,321 (10.2)	28,131 (8.3)	60,452 (9.2)		
1996-2000년	93,891 (29.8)	168,280 (49.5)	262,171 (40.0)		
2001-2005년	51,081 (16.2)	48,826 (14.3)	99,907 (15.2)		
2006-2010년	63,984 (20.3)	52,795 (15.5)	116,779 (17.8)		
2010년 이후	29,122 (9.2)	38,210 (11.2)	67,332 (10.3)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
총등록기간, mean (sd)	169.8 (89.3)	146.9 (67.9)	157.9 (79.7)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
총등록기간, n (%)					
60개월 이하	38,311 (12.1)	55,757 (16.4)	94,068 (14.3)		
61-120 개월	71,281 (22.6)	50,239 (14.8)	121,520 (18.5)		
121-180 개월	60,520 (19.2)	105,967 (31.1)	166,487 (25.4)		
181-240 개월	78,469 (24.9)	114,633 (33.7)	193,102 (29.5)		
241-300 개월	27,818 (8.8)	11,141 (3.3)	38,959 (5.9)		
300 개월 초과	38,996 (12.4)	2,549 (0.7)	41,545 (6.3)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
가입개월수, mean (sd)	95.9 (52.6)	62.9 (53.3)	78.8 (55.5)	0.00	0 / 655,681 (0.0)

실가입개월수, mean (sd)	69.2 (32.6)	35.6 (29.1)	51.8 (35.1)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
실가입개월수, n (%)					
0-24 개월	37,813 (12.0)	153,143 (45.0)	190,956 (29.1)		
25-48 개월	52,340 (16.6)	87,023 (25.6)	139,363 (21.3)		
49-72 개월	68,510 (21.7)	54,813 (16.1)	123,323 (18.8)		
73-96 개월	74,537 (23.6)	29,863 (8.8)	104,400 (15.9)		
97-119 개월	82,195 (26.1)	15,444 (4.5)	97,639 (14.9)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
납입누계액(만원) , mean (sd)	640.24 (465.08)	330.69 (377.60)	479.59 (449.40)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
평균납입액(만원) , mean (sd)	9.14 (4.50)	9.21 (5.74)	9.18 (5.18)	0.00	422 / 655,681 (0.1)
평균납입액(만원), n (%)					
3만 원 이하	8,767 (2.8)	25,020 (7.4)	33,787 (5.2)		
3-6만 원	47,162 (15.0)	66,457 (19.6)	113,619 (17.3)		
6-9만 원	140,056 (44.4)	117,414 (34.5)	257,470 (39.3)		
9-12만 원	69,196 (21.9)	64,027 (18.8)	133,223 (20.3)		
12-15만 원	24,906 (7.9)	27,595 (8.1)	52,501 (8.0)		
15-18만 원	10,208 (3.2)	14,115 (4.2)	24,323 (3.7)		
18만 원 초과	15,100 (4.8)	25,236 (7.4)	40,336 (6.2)	0.00	422 / 655,681 (0.1)
가입개월수/총등록기간 , mean (sd)	0.65 (0.29)	0.48 (0.33)	0.57 (0.32)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
실가입개월수/총등록기간 , mean (sd)	0.53 (0.31)	0.33 (0.30)	0.43 (0.32)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
실가입개월수/가입개월수 , mean (sd)	0.81 (0.27)	0.74 (0.34)	0.77 (0.31)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
국민연금 지역가입자 비율, mean (sd)	0.63 (0.48)	0.63 (0.48)	0.63 (0.48)	0.65	0 / 655,681 (0.0)
KOSIS 군지역 비율 , mean (sd)	0.24 (0.43)	0.34 (0.47)	0.29 (0.46)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
65세 이상 인구 비율 , mean (sd)	0.120 (0.048)	0.118 (0.052)	0.119 (0.050)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
독거 노인가구 비율 (65세이상), mean (sd)	0.056 (0.045)	0.059 (0.057)	0.058 (0.052)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
59세 남자 성비 , mean (sd)	0.488 (0.017)	0.495 (0.016)	0.492 (0.017)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
건강보험 지역가입자비율 , mean (sd)	0.287 (0.040)	0.307 (0.037)	0.298 (0.040)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
1인당 GRDP , mean (sd)	0.346 (0.274)	0.283 (0.283)	0.313 (0.280)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
보건복지예산비중 , mean (sd)	0.025 (0.007)	0.023 (0.006)	0.024 (0.006)	0.00	7,053 / 655,681 (1.1)
재정자립비중 , mean (sd)	0.380 (0.205)	0.340 (0.149)	0.359 (0.179)	0.00	7,053 / 655,681 (1.1)
재정자주비중 , mean (sd)	0.588 (0.146)	0.602 (0.119)	0.595 (0.133)	0.00	7,053 / 655,681 (1.1)
EQ5D점수비율 , mean (sd)	0.942 (0.099)	0.939 (0.109)	0.940 (0.104)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
스트레스인지율 , mean (sd)	0.284 (0.043)	0.281 (0.047)	0.282 (0.045)	0.00	0 / 655,681 (0.0)
주관적건강수준인지율 , mean (sd)	0.453 (0.065)	0.446 (0.066)	0.449 (0.066)	0.00	0 / 655,681 (0.0)

본 연구는 국민연금공단의 전수데이터를 활용한 최초의 연구이다. 따라서 후속연구자들이 참조할 수 있도록 가급적 다양한 기술통계량과 그래프를 보고하고자 노력하였다.

[표 1-7]은 기술통계량의 결과이다. 우선 국민연금 자료의 기술통계량을 보고한다. 국민연금 자료는 월별 단위로 구성되어 있다.

먼저 연도별 샘플수의 추이를 살펴보면 다음과 같다. 임의계속가입자의 경우 2012년에 22,466명에서 2016년에 98,024명으로 지속적으로 증가하였다. 반면에 반환일시금수급자는 2012년에 41,909명에서 2014년에 89,337명으로 증가했으나, 2016년에는 40,267명으로 다시 감소한 것으로 나타났다. 이는 시간이 경과함에 따라 점차 국민연금 가입자들이 보다 좋은 선택(임의계속가입)을 많이 하고 있다는 점을 의미한다.

가입시기를 살펴보면, 임의계속가입자와 반환일시금수급자 모두 2000년 이전 가입자가 전체의 50% 정도를 차지했다. 그러나 1995년 이전 가입자의 경우, 임의계속가입자는 77,317명으로 약 71%에 해당하는 반면에, 반환일시금수급자는 32,175명으로 약 29%였다. 참고로 1999년 국민연금 의무가입이 도시노동자에게로 확대된 바, 상기 비율의 변화는 여기에서 기인하였다고 추측된다.

총등록기간을 살펴보면 임의계속가입자 169.8개월, 반환일시금수급자 146.9개월으로 반환일시금수급자가 23개월 정도 더 짧았다. 이는 임의계속가입자가 반환일시금수급자에 비해서 평균적으로 23개월 정도 늦게 국민연금에 가입했다는 것을 의미한다.

가입개월수는 임의계속가입자 95.9개월, 반환일시금수급자 62.9개월로 나타났다. 여기서 가입개월수는 국민연금 납입의무가 있는 직종에 얼마나 근무했는가를 의미한다. 즉, 임의계속가입자에 비해서 반환일시금수급자가 휴업·실직 등의 이유로 노동 참여 기간이 더 짧았거나, 혹은 일용직·아르바이트 등의 국민연금 가입의무가 없는 직장에서 더 오래 근무했다는 것을 의미한다.

실제로 국민연금을 납입한 개월의 수로 나타낸 실가입개월수는, 임의계속가입자 69.2개월, 반환일시금수급자 35.6개월로 나타났다. 실가입개월수

역시 반환일시금수급자가 33.6개월 더 짧았다.

기존 국민연금 납입액수의 합계를 의미하는 납입누계액은, 임의계속가입자 640.2만 원, 반환일시금수급자 330.7만 원으로 나타났다. 납입누계액 또한 반환일시금수급자가 309.5만 원 더 적게 나타났다.

반대로, 납입누계액을 실가입개월수로 나눈 값인 월평균납입액의 경우는 임의계속가입자와 반환일시금수급자 모두 약 9만 원으로 나타났다. 월평균납입액 9만 원은 지역가입자의 최소납입액에 해당한다. 임의계속가입자와 반환일시금수급자 모두 최소가입기간 120개월을 채우지 못할 정도로 취약한 계층이었기 때문에 이와 같은 양태를 보인 것으로 판단된다.

한편 국민연금 지역가입자 비율은 반환일시금수급자와 임의계속가입자 모두 약 63%로 유사하게 나타났다.

다음으로는 KOSIS 자료에 대한 기술통계량을 보고한다. KOSIS 자료는 연도별 단위로 구성되어 있다.

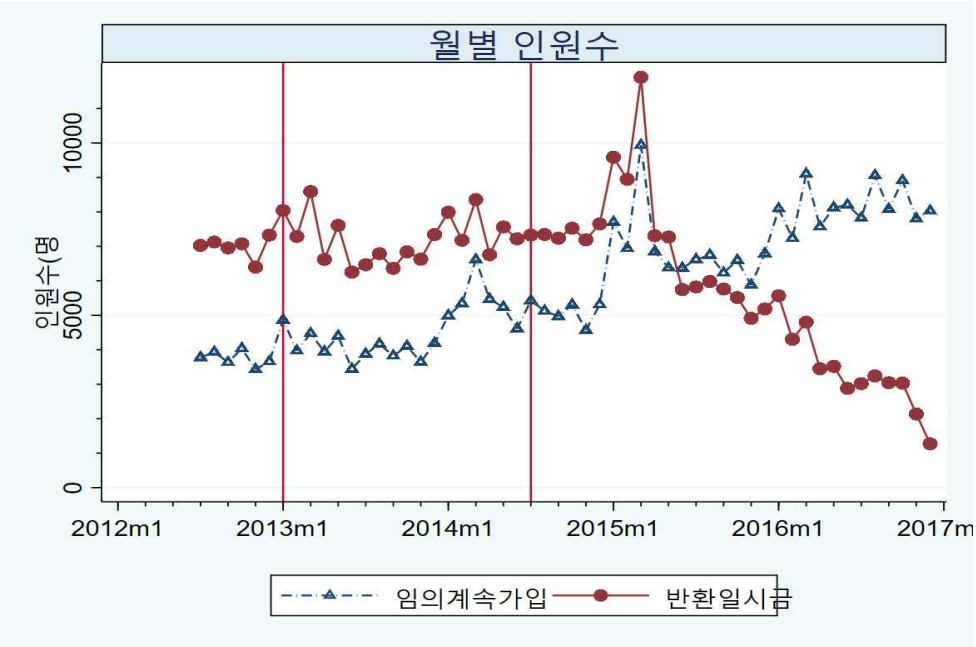
KOSIS 군지역 비율은 국민연금지사 담당지역에서 '군지역'을 포함하고 있는 경우를 의미한다. 예를 들어, 국민연금 '김포강화지사'의 경우 강화군을 포함하고 있기 때문에 군지역으로 분류하였다. 반대로, '서울 관악지사'처럼 군지역을 포함하지 않은 경우에는 '시지역'으로 분류하였다. 분석 결과, 군단위 지역에 속하는 비율은 임의계속가입자가 약 24%, 반환일시금수급자의 경우는 약 34%로 나타났다.

65세 이상 인구 비율·65세 이상 독거노인가구 비율·만 59세 남녀성비·건강보험 지역가입자비율의 경우에는 임의계속가입자와 반환일시금수급자 사이에 유의한 차이가 발견되지 않았다.

1인당 GRDP는 임의계속가입자 약 3천 5백만 원, 반환일시금수급자 약 2천 8백만 원으로 나타났다. 반환일시금수급자가 임의계속가입자에 비해서 1인당 GRDP가 약 700만 원 낮은 것으로 나타났다.

보건복지예산비중·재정자립비중·재정자주비중·EQ-5DIndex·스트레스인지율·주관적건강수준인지율에서는 임의계속가입자와 반환일시금수급자 사이에 유의한 차이를 발견할 수 없었다.

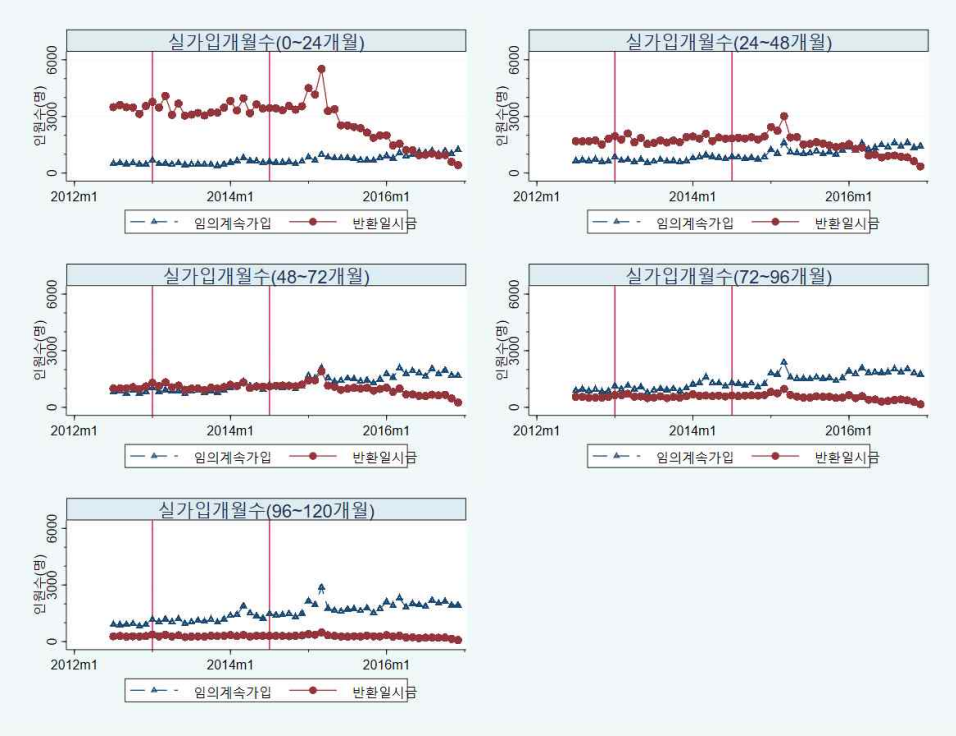
[그림 1-3] 월별 임의계속가입자 및 반환일시금수급자 인원수



다음은 주요 변수들에 대한 그래프이다. [그림 1-3]은 임의계속가입자와 반환일시금수급자의 수를 월별로 나타낸 것이다. 파란색 점선이 임의계속가입자를, 빨간색 실선이 반환일시금수급자를 나타낸다. 임의계속가입자는 실가입개월수가 120개월 미만인 경우로 한정했다. 반환일시금수급자는 만 60세 도달 사유로 한정했다. 이하의 모든 그래프는 이와 같은 설정을 따른다.

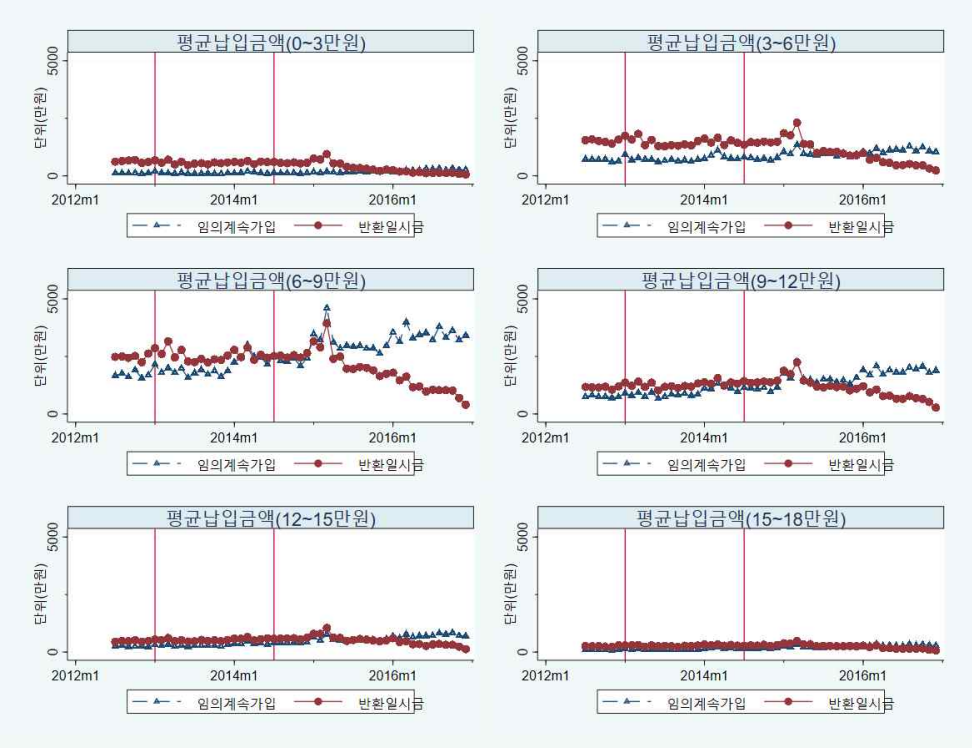
그래프를 살펴보면, 임의계속가입자는 시간이 흐름에 따라 꾸준하게 증가하였다. 반대로 반환일시금수급자의 경우에는 2015년까지는 월별 7천명과 비슷한 수준에서 꾸준하게 유지되다가, 2015년 1월을 기점으로 급격하게 감소했던 것으로 확인되었다.

[그림 1-4] 실가입개월수별 인원수



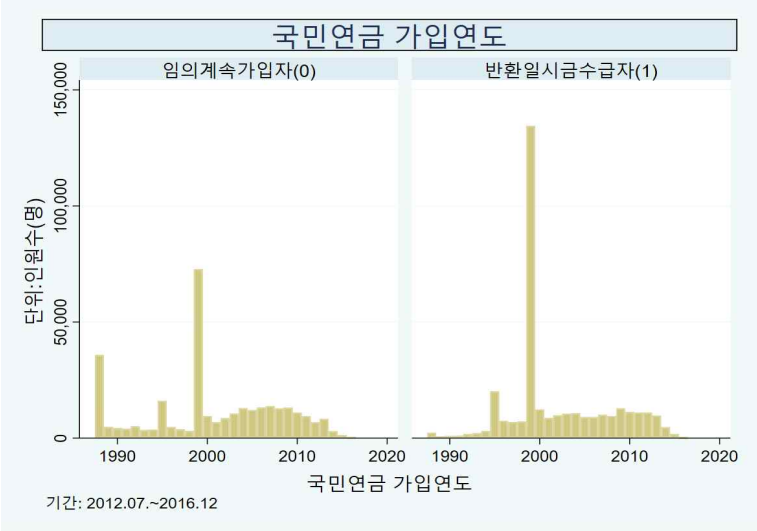
[그림 1-4]는 앞서 [그림 1-3]을 실가입개월수별로 분할해서 나타낸 그래프이다. 본 그래프에서는 다음 3가지 사항이 주요하게 발견된다. 첫째, 반환일시금수급자의 대다수는 실가입개월수 0-24개월 구간에 위치한다. 둘째, 2015년 1월부터 반환일시금수급자가 급격히 감소한 것은, 0-24개월 구간의 반환일시금수급자가 급격히 감소했기 때문이다. 셋째, 각 구간에서 임의계속가입자의 수는 꾸준하게 증가하고 있다.

[그림 1-5] 월평균납입액별 인원수



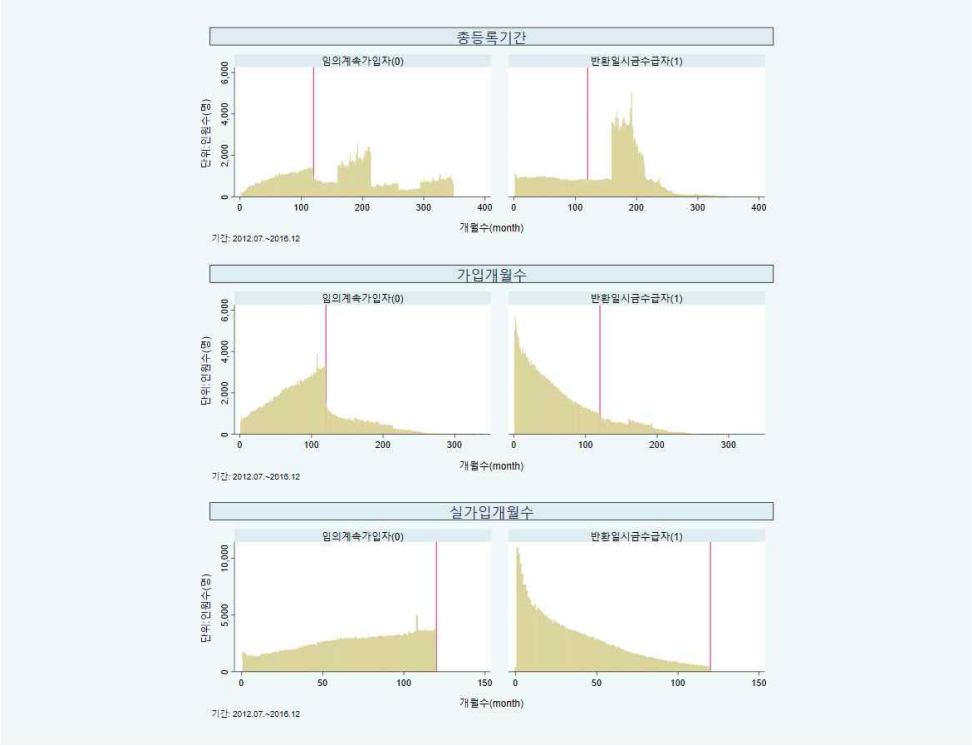
[그림 1-5]는 [그림 1-3]을 월평균납입액의 구간별로 분할해서 나타낸 결과이다. 본 그래프에서 확인할 수 있는 주요 사항은 다음 2가지이다. 첫째, 임의계속가입자와 반환일시금수급자의 대다수는 월평균납입액 3-12만 원 구간에 위치한다. 둘째, 반환일시금수급자의 감소는 지역가입자 최소납입액 구간인 6-9만 원 구간에서 두드러지게 나타났다.

[그림 1-6] 국민연금 가입연도 히스토그램



[그림 1-6]은 반환일시금수급자와 임의계속가입자의 가입연도를 히스토그램으로 나타낸 것이다. 좌측이 임의계속가입자, 우측이 반환일시금수급자를 나타낸다. 먼저 임의계속가입자 히스토그램의 경우, 1988년과 1999년 2개 시점에서 정점(peak)을 보인다. 한편, 반환일시금수급자 히스토그램의 경우 1999년에서만 정점을 보인다. 참고로 1988년은 국민연금이 최초로 도입되었던 시점이다. 당시에는 10인 이상 사업장의 근로자만이 국민연금 의무가입 대상이었다. 1999년은 국민연금 의무가입 대상이 도시노동자로까지 확대되었던 시점이다. 이러한 사건들이 히스토그램에 반영된 것으로 추측된다.

[그림 1-7] 국민연금 가입기간 관련 히스토그램



[그림 1-7]은 국민연금 가입기간에 대한 히스토그램이다. 붉은 세로선은 120개월 선을 나타낸다. 상단 패널은 총등록기간에 대한 히스토그램이다. 이 그래프에서 임의계속가입자의 경우 비교적 고르게 분포하는 반면에, 반환일시금수급자의 경우에는 180개월 근처에서 분절점이 나타난다. 이 분절점은 반환일시금수급자의 대다수가 1999년에 국민연금에 가입했기 때문에 발생한 것으로 추측된다.[6)]

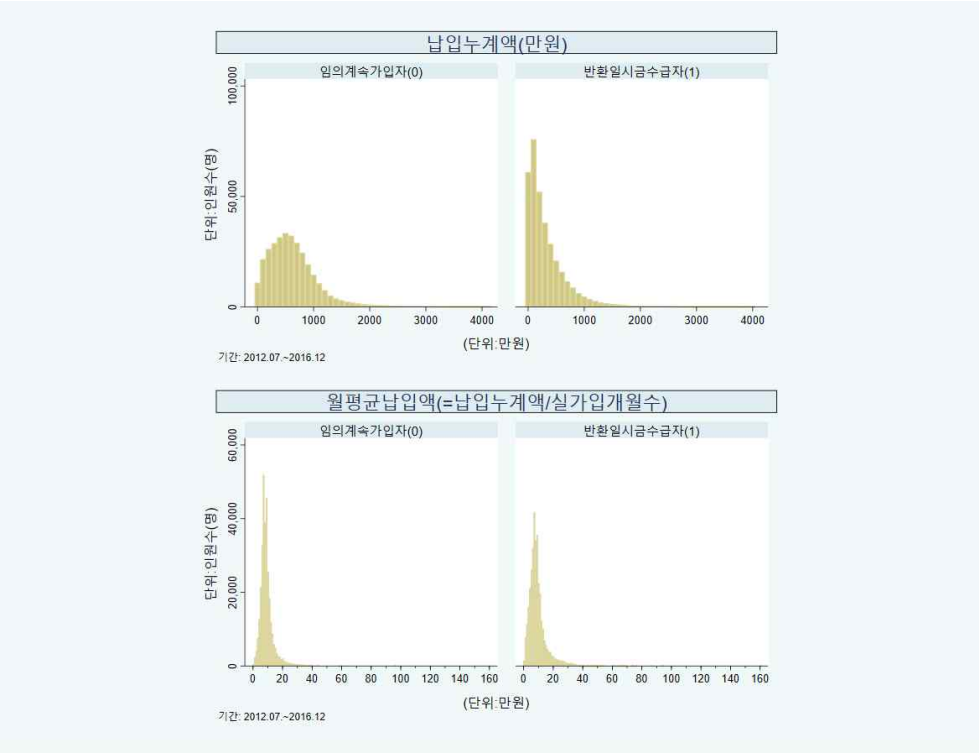
중간 패널은 국민연금 납입의무기간을 의미하는 가입개월수의 히스토그램이다. 이 그래프에서 임의계속가입자는 지속적으로 증가하는 반면, 반환일시금수급자는 급격하게 감소하고 있다. 이는 임의계속가입자에 비해서 반환일시금수급자의 노동 참여 이력이 열악했다는 것으로 해석될 수

6) 만 60세에 반환일시금을 신청했다고 가정하면, 총등록기간의 최빈값이 180개월이기 때문에 반환일시금수급자의 대다수는 만 45세(=만 60세 - 180개월)에 국민연금에 가입한 것으로 추측해볼 수 있다.

있다. 참고로 임의계속가입자가 120개월에서 분절되는 이유는, 분석 대상에서 실가입개월수 120개월 이상의 임의계속가입자를 제거했기 때문이다.

하단 패널은 국민연금을 실제로 몇 개월 납부했는지를 의미하는 실가입개월수의 히스토그램이다. 가입개월수와 마찬가지로 임의계속가입자의 수는 실가입개월수가 증가함에 따라 완만하게 증가하고 있다. 반대로 반환일시금수급자의 수는 급격하게 감소하는 양태를 보인다.

[그림 1-8] 국민연금 납입금액 히스토그램

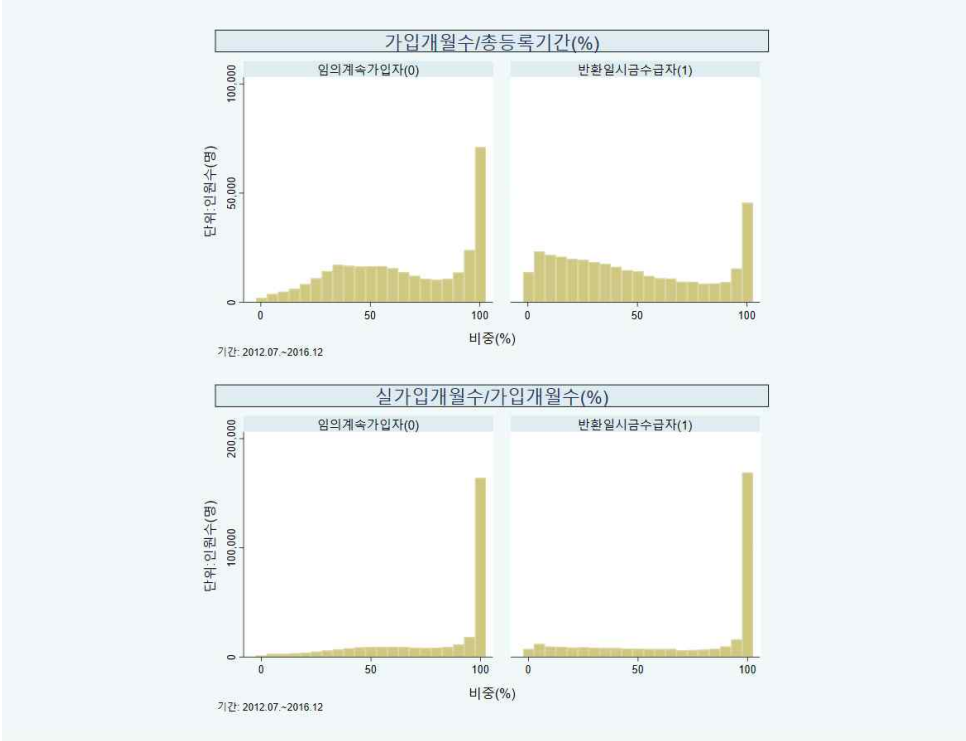


[그림 1-8]은 임의계속가입자와 반환일시금수급자의 납입누계액과 월평균납입액을 히스토그램으로 나타낸 결과이다.

먼저 상단 패널인 납입누계액을 살펴보면 임의계속가입자는 단봉구조인데 반해서, 반환일시금수급자는 좌측이 절단된 형태이다. 그러나 하단 패

널인 월평균납입액의 경우는 양 집단에서 모두 유사한 형태가 나타난다. 이는 임의계속가입자와 반환일시금수급자 양 집단의 납입누계액 차이가 평균납입액이 아니라 실가입개월수의 차이에서 기인했다는 점을 시사한다.

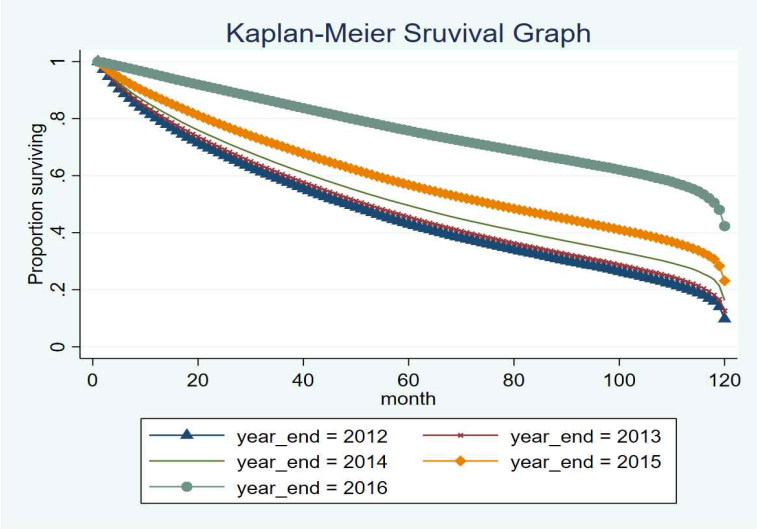
[그림 1-9] 가입기간 비율의 히스토그램



[그림 1-9]는 가입 기간에 대한 비율을 히스토그램으로 나타낸 결과이다. 상단 패널은 국민연금납입 의무기간비율을 의미하는 가입개월수/총등록기간의 히스토그램이고, 하단 패널은 국민연금납입률을 의미하는 실가입개월수/가입개월수의 히스토그램이다. 두 히스토그램을 살펴보면 임의계속가입자와 반환일시금수급자 모두에서 큰 차이가 발견되지 않는다. 다만, 반환일시금수급자의 경우에 가입개월수/총등록기간의 값이 50%보다 낮은 사람들의 비중이 좀 더 높았다.

제 5 항 연도별 생존분석 그래프

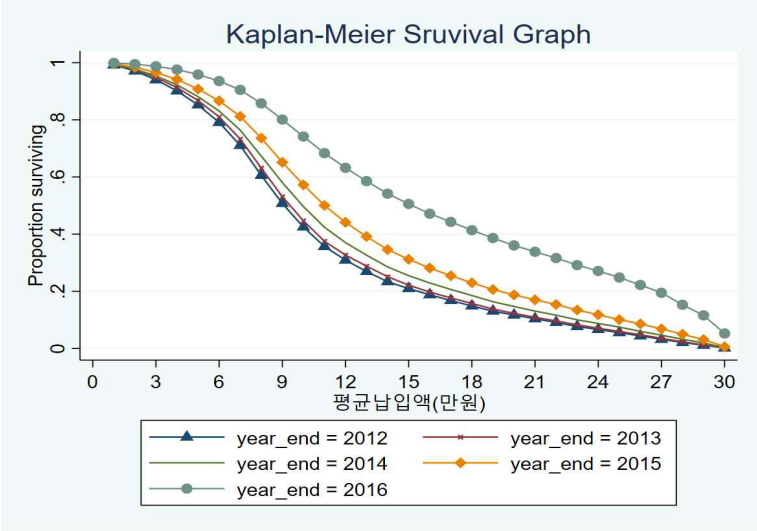
[그림 1-10] 실가입개월수 생존곡선



[그림 1-10]은 임의계속가입자와 반환일시금수급자에 대한 카플란-마이어 생존곡선 그래프를 연도별로 나타낸 것이다. 생존분석의 관례에 따라서 임의계속가입자를 생존(0), 반환일시금수급자를 사망(1)으로 설정했다. X축은 실가입개월수를 나타낸다.

분석 결과, 2012년부터 2016년까지 생존곡선이 꾸준하게 상방이동했던 것으로 나타났다. 이는 연도별로 임의계속가입을 선택하는 비중이 점진적으로 증가했다는 의미이며, 앞서 보고하였던 기술통계량 결과와 합치된다. 특히 2016년에는 임의계속가입을 선택하는 비중이 비약적으로 증가했다. 그러나 2013년(국민연금 수급연령 1세 증가)과 2014년(국민연금과 기초연금의 통합 운영 시작)에는 2016년과 같은 두드러진 변화가 관찰되지 않았다.

[그림 1-11] 월평균납입액 생존곡선



[그림 1-11]은 [그림 1-10]의 그래프를 월평균납입액을 X축으로 설정하여 나타낸 것이다. 분석 결과, [그림 1-10]에서와 마찬가지로 2012년부터 2016년까지 임의계속가입을 선택하는 비중이 점진적으로 증가하였다. 특히, 2016년에는 임의계속가입을 선택한 비중이 비약적 증가를 보인 것으로 나타났다. 그러나 2013년과 2014년에는 2016년과 같은 비약적인 증가 형태는 나타나지 않았다.

추가적으로, [그림 1-11]에서는 [그림 1-10]과는 달리 생존곡선의 그래프가 역 S자 곡선 형태로 나타났다는 점을 언급한다. 특히 역 S자 곡선의 분절점은 월평균납입액 9만 원을 기준으로 발생했다. 이에 대한 상세한 설명은 후술하는 회귀분석 절에서 다시 서술하고자 한다.

제 5 절 분석방법

제 1 항 선형확률모형(Linear Probability Model, LPM) 분석

본 논문에서는 선형확률모형(Linear Probability Model)을 활용하여 임의계속가입자와 반환일시금수급자의 특성을 비교 분석하였다. 선형확률

모형은 로지스틱 모형과 더불어 종속변수가 0 또는 1의 값을 가지는 이진변수인 경우에 사용되는 대표적인 모형이다. 일반적으로 선형확률모형과 로지스틱모형의 분석 결과가 유사하면, 결과에 대한 해석 방법이 직관적인 선형확률모형의 결과를 보고한다. 본 논문에서도 선형확률모형과 로지스틱모형에서 유사한 결과를 얻게 된 바, 선형확률모형의 결과를 보고하였다. 분석에 사용한 회귀식은 다음과 같다.

$$Y_{irt} = \beta_0 + \sum_{m \in Pension} \beta_m X_{m,irt} + \sum_{n \in Kosis} \beta_n X_{n,rt} + \lambda_{year} + \lambda_{month} + \lambda_r + e_{irt} \quad (3)$$

Y변수의 경우 임의계속가입자를 0, 반환일시금수급자를 1로 설정하였다. X변수로는 국민연금으로부터 제공받은 데이터와 KOSIS 자료에서 주요 변수들을 추출하여 사용하였다. 하첨자 i는 개별인원을, r은 국민연금지사를, t는 월별 시점을 의미한다. 표준오차를 산출하는 방식은 국민연금지사 단위에서 클러스터링한 분산을 사용하였다.

제 2 항 강건성 검정

본 논문에서는 강건성 검정을 크게 4가지 방법으로 시행하였다.

첫째, 가입개월수가 120개월 이상인 샘플만을 대상으로 회귀분석을 수행하였다. 가입개월수가 120개월 이상일 경우, 그동안 미납되었던 국민연금을 일시납해서 최소가입기간 120개월을 채울 수 있다는 것을 의미한다.

둘째, 전체 샘플을 가입종별로 분할하여 회귀분석을 수행하였다. 이때 가입종별은 직장가입자 및 지역가입자를 의미한다.

셋째, 전체 샘플을 실가입개월수별로 구분해서 회귀분석을 수행하였다. 이때 실가입개월수는 24개월 단위로 구분하였다. 본 결과는 부록으로 첨부한다.

넷째, 전체 샘플을 월평균납입액별로 구분하여 회귀분석을 수행하였다.

이때 월평균납입액은 3만 원 단위로 구분하였다. 본 결과 역시 부록으로 첨부한다.

제 3 항 이중차분 분석

앞서 설정한 본 연구의 분석 기간은 2012년 7월-2016년 12월이다. 한편 국민연금 제도와 관련해서 해당 기간에 다음 2가지 주요한 사건이 발생하였다.

첫째, 2013년에 국민연금 수급연령이 만 60세에서 만 61세로 1세 증가하였다. 이는 국민연금 기금의 고갈에 대응하기 위하여 5년마다 1세씩 국민연금 수급연령을 증가시키는 정책에 따른 조치였다. 참고로 5년 후인 2018년에도 국민연금 수급연령이 만 61세에서 만 62세로 1세 증가했다.

둘째, 2014년 7월 국민연금과 기초연금이 통합 운영되면서, 국민연금을 30만 원 이상 수령하는 경우에 기초연금 수급액이 감액되기 시작했다. 이 사건은 시기에 따라서 국민연금 해약 여부에 상이한 효과를 주었다고 평가되었다. 가령, 제도가 처음 소개되었던 2013년 상반기에는, 국민연금과 기초연금 통합 운영으로 인하여 국민연금 가입자가 손해를 본다는 인식이 퍼졌었다. 그러나 2013년 하반기에 들어서는, 국민연금과 기초연금의 통합운영을 고려하여도 국민연금의 혜택이 충분히 좋기 때문에 국민연금을 유지하는 것이 더 좋다는 인식이 자리잡았다. (출처: <실록 국민의 연금>, 2015)

본 연구에서는 해당 사건들이 국민연금을 해약하는 현상에 영향을 주었는지를 규명하기 위하여 이중차분 분석을 수행하였다. 이때 처치군은 실가입개월수 108-119개월로, 대조군을 실가입개월수 96-107개월로 설정하였다. 이렇게 처치군과 대조군을 설정한 이유는, 두 집단을 가능한 한 유사하게 구성하기 위함이었다. 또한 처치군의 경우에는 실가입개월수가 108개월 이상이기 때문에, 만 61세까지는 최소가입기간을 모두 채울 수 있다는 점을 고려하였다. 이와는 반대로 대조군의 경우는 만 61세 이후

로도 연금을 몇 개월 더 납부해야만 국민연금을 수령할 수 있었다.[7)]

이중차분 분석에 대한 회귀식은 다음과 같다.

$$Y_{irt} = \beta_0 + \beta_1 Tgroup + \beta_2 After + \beta_3 Tgruop^* After \tag{4}$$
$$+ \sum_{m \in Pension} \beta_m X_{m,irt} + \sum_{n \in Kosis} \beta_n X_{n,rt} + \lambda_{year} + \lambda_{month} + \lambda_r + e_{irt}$$

위 식에서 Tgroup은 처치군이면 1, 대조군이면 0의 값을 갖는 더미변수이다.

After는 이후 시점(1), 이전 시점(0)인 더미변수이다. 국민연금 수급연령 1세 증가효과를 분석할 때는 2012년 7월-12월은 0의 값으로, 2013년 1월-7월은 1의 값으로 설정했다. 국민연금과 기초연금의 연계감액으로 인한 효과를 분석할 때는, 2014년 1월-6월은 0의 값으로, 2014 7월-12월은 1의 값으로 설정했다.

한편, 다른 모든 조건은 동일한 상황에서 처치군과 대조군의 설정 기준을 월평균납입액으로 변경했을 때의 이중차분 분석 역시 수행하였다. 이때 처치군은 월평균납입액 9-12만 원, 대조군은 월평균납입액 6-9만 원으로 설정하였다. 결과는 앞서 실가입개월수를 기준으로 분석한 결과와 크게 다르지 않았다. 이는 부록으로 첨부한다.

7) 대조군의 경우에도 가입개월수가 120개월 이상인 경우에는 밀린 기간의 연금을 일시납할 수 있다.

제 6 절 분석 결과

제 1 항 선형확률모형 분석 결과

[표 1-8] 선형확률모형(LPM) 분석 결과

	국민연금 데이터				KOSIS 데이터		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
실가입개월수	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(0-24개월)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
25-48개월	-0.178***	-0.169***	-0.143***	-0.078***	-0.078***	-0.078***	-0.078***
	(0.021)	(0.019)	(0.007)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
49-72개월	-0.358***	-0.346***	-0.293***	-0.187***	-0.188***	-0.188***	-0.188***
	(0.027)	(0.025)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
73-96개월	-0.516***	-0.503***	-0.426***	-0.286***	-0.286***	-0.286***	-0.286***
	(0.020)	(0.018)	(0.018)	(0.012)	(0.011)	(0.012)	(0.012)
97-119개월	-0.644***	-0.630***	-0.526***	-0.357***	-0.358***	-0.358***	-0.358***
	(0.008)	(0.006)	(0.038)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)
월평균납입금액		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(3만 원 이하)		(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
3-6만 원		-0.043***	-0.035***	-0.055***	-0.055***	-0.055***	-0.054***
		(0.014)	(0.007)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
6-9만 원		-0.143***	-0.109***	-0.122***	-0.121***	-0.120***	-0.120***
		(0.024)	(0.010)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
9-12만 원		-0.102***	-0.080***	-0.090***	-0.089***	-0.088***	-0.088***
		(0.027)	(0.010)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
12-15만 원		-0.070***	-0.057***	-0.064***	-0.063***	-0.062***	-0.062***
		(0.026)	(0.010)	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.008)
15-18만 원		-0.023	-0.021**	-0.033***	-0.033***	-0.032***	-0.032***
		(0.025)	(0.009)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
18만 원 초과		-0.007	-0.005	-0.024***	-0.023***	-0.022***	-0.022***
		(0.023)	(0.009)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
국민연금 지역가입자 유무			-0.021***	-0.030***	-0.030***	-0.029***	-0.029***
			(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
실가입개월수 /가입개월수				-0.082***	-0.081***	-0.080***	-0.080***
				(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
가입개월수 /총등록기간				-0.183***	-0.182***	-0.181***	-0.181***
				(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)
샘플 연도 2012년				0.000	0.000	0.000	0.000
				(.)	(.)	(.)	(.)
2013년				-0.018***	0.019	0.016	0.018
				(0.002)	(0.024)	(0.018)	(0.018)
2014년				-0.058***	0.026	0.011	0.017
				(0.004)	(0.053)	(0.031)	(0.033)

2015년				-0.119***	-0.015	-0.035	-0.027
				(0.007)	(0.070)	(0.042)	(0.045)
2016년				-0.272***	-0.137	-0.162***	-0.155**
				(0.021)	(0.101)	(0.062)	(0.063)
국민연금 가입일				0.000	0.000	0.000	0.000
(1990년 이전)				(.)	(.)	(.)	(.)
1991-1995년				0.309***	0.308***	0.307***	0.307***
				(0.031)	(0.031)	(0.032)	(0.032)
1996-2000년				0.442***	0.441***	0.440***	0.440***
				(0.033)	(0.034)	(0.035)	(0.035)
2001-2005년				0.404***	0.403***	0.402***	0.402***
				(0.031)	(0.031)	(0.032)	(0.032)
2006-2010년				0.410***	0.409***	0.407***	0.407***
				(0.025)	(0.026)	(0.028)	(0.028)
2010년 이후				0.427***	0.424***	0.423***	0.423***
				(0.031)	(0.033)	(0.035)	(0.035)
65세 인구 비율					0.921	0.851	0.442
					(1.304)	(1.306)	(1.414)
독거 노인가구 비율(65세이상)					0.040***	0.045	0.036
					(0.012)	(0.027)	(0.027)
59세 남자 성비					-0.558	0.077	0.180
					(0.537)	(0.435)	(0.469)
건강보험 지역가입자비율					3.847*	3.440***	3.458***
					(2.031)	(1.235)	(1.184)
1인당 GRDP						-0.004	-0.006
						(0.009)	(0.009)
보건복지예산비중						-1.127	-1.448
						(0.952)	(0.888)
재정자립비중						-0.863*	-0.789*
						(0.449)	(0.424)
재정자주비중						0.390*	0.293
						(0.234)	(0.219)
EQ5D점수비율							0.075
							(0.121)
스트레스인지율							0.155
							(0.244)
주관적 건강수준 인지율							0.077
							(0.133)
지사코드 더미	x	x	o	o	o	o	o
월별 더미	x	x	x	o	o	o	o
_cons	0.802***	0.885***	0.928***	0.776***	-0.593	-0.424	-0.512
	(0.024)	(0.005)	(0.014)	(0.032)	(0.676)	(0.485)	(0.510)
N	655681	655259	655259	655259	655259	648209	648209
r2_a	0.219	0.229	0.334	0.420	0.420	0.423	0.423

="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01"

[표 1-8]은 선형확률모형(LPM) 분석 결과이다. Y변수는 임의계속가입자(0), 반환일시금수급자(1)로 설정되어 있다. X변수는 (1)-(4)번 칼럼에서는 국민연금공단 자료의 변수를 사용했고, (5)-(7)번 칼럼에서는 KOSIS 자료의 변수를 추가하였다. 국민연금자료는 월별자료인 것에 반해, KOSIS 자료는 연도별 자료이다.

분석 결과를 제시하기에 앞서 표 해석과 관련된 두 가지 주요한 사안을 언급하고자 한다. 첫째, 통계학적 유의성과 사회과학적 유의성의 구분이다. 본 분석에서 사용하고 있는 샘플 수는 약 66만개이다. 이 정도 대규모 샘플을 활용할 경우, 대부분의 결과에서 통계학적으로 유의한 결과가 나타나게 된다. 그러나 이러한 통계학적 유의성이 반드시 사회과학적 유의성을 의미하지는 않는다. 가령, 위 표에서 직장가입자에 비해서 지역가입자는 반환일시금을 3% 정도 적게 신청했다. 이는 통계적으로는 유의하나, 사회과학적으로는 중요한 의미를 갖지 않을 수도 있다.

둘째, 본 분석에서는 실가입개월수와 월평균납입액을 여러 개의 더미변수로 분할하여 통제변수로 활용하였다. LPM 모형의 특성상 이러한 방식으로 더미변수를 추가하면, 각 더미변수의 계수로 해당 셀의 평균값을 바로 산출할 수 있다. 가령 칼럼 (4)에서 실가입개월수 24-47개월의 계수는 -0.078인데, 이 값은 실가입개월수 24-47개월 집단에서 반환일시금을 선택하는 비율이 0-23개월 집단에 비해서 7.8% 정도 더 적었다는 의미가 된다.

[표 1-8]의 결과 중 주요한 내용은 다음과 같다.

반환일시금 선택과 가장 관련이 깊은 변수는 실가입개월수로 나타났다. 구체적으로, 실가입개월수가 24개월(2년) 늘어날 때마다 반환일시금을 선택하는 경우는 평균적으로 약 10%p 정도씩 감소했다. 이 결과는 다른 통제변수들을 추가해도 크게 달라지지 않았다. 특히 KOSIS 자료의 변수들을 통제하여도 결과는 마찬가지로 나타났다.

소득의 대리변수인 월평균납입액도 반환일시금 선택과 관련이 있는 것으로 나타났다. 그러나 영향을 미치는 정도는 실가입개월수만큼 크지 않았다. 이는 본 분석에 사용한 관측치들의 월평균납입액이 대부분 9만 원

부근에 몰려있기 때문으로 추측된다.

한 가지 특기할 만한 점은 월평균납입액의 계수가 월 9만 원을 기준으로 아래로 볼록한 U자형을 그리고 있다는 점이다. 가령, 칼럼 (4)에서 월평균납입액 3-6만 원의 계수는 -0.055인데, 6-9만 원에서는 -0.122로 하락했다가, 9-12만 원에서는 -0.090으로 다시 증가한다. 이렇게 계수가 U자형의 형태를 보일 때는, 통상적으로 서로 상반되는 효과가 중첩되어 나타난 경우가 많다. 현 상황에서는 통제변수의 종류가 제한되어 있기 때문에 섣불리 판단할 수는 없으나, 다음과 같은 해석을 조심스럽게 제시하고자 한다.

현행 국민연금 제도의 특성상 월평균납입액이 낮을수록 국민연금의 수익률이 높다. 이는 [표 1-4]에서 확인할 수 있다. 따라서, 월평균납입액이 적을수록 반환일시금을 선택할 유인은 작아진다. 그런데 월평균납입액이 낮다는 사실은, 그만큼 사회적으로 취약한 계층이라는 의미와 결부된다. 따라서 월평균납입액이 낮은 사람들이 모종의 이유로 국민연금을 납부하지 못했거나 혹은 당장의 필요에 의해서 반환일시금을 선택했을 가능성이 있다. 이는 반환일시금을 선택할 유인을 증가시키는 요인이다.

가입개월수/총등록기간은 평생 동안 국민연금 가입의무가 있는 양질의 직장에서 얼마 동안 근무했는지를 의미한다. 그런데, 위 분석에서는 국민연금 최초가입시기를 통제하고 있다. 즉, 동일한 시점에 국민연금에 가입한 사람 중에서, 국민연금 납부의무가 있는 양질의 직장에서 오래 근무한 사람일수록 임의계속가입을 선택했다고 추론할 수 있다.

연도별 효과 역시 주목할 만하다. 당초 본 연구에서 관심을 가졌던 것은 2013년 수급연령 1세 증가 조치의 효과와, 2014년 7월 기초연금과의 통합 운영의 효과이다. 그러나 이들 효과는 두드러지게 나타나지 않은 것으로 확인되었다. 반대로, 2016년부터는 반환일시금을 선택하는 경우가 급격히 감소했다. 이러한 효과의 배경이 되는 원인이 무엇인지 밝히기 위해서는 후속연구가 필요하다. 한편, 칼럼(5)-(7)에서 KOSIS 변수를 추가했을 때 2012년-2015년의 연도 더미는 그 유의성이 사라졌다. 이는 연도별 자료인 KOSIS 변수들과의 상관관계에서 기인한 것으로 추측된다.

그럼에도 불구하고, 2016년의 경우에는 여전히 통계적 유의성이 나타났다.

칼럼 (5)-(7)에 추가한 KOSIS 자료의 변수들은 대부분 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 본 연구에서 국민연금지사 단위의 클러스터링 분산을 사용하고 있기 때문인 것으로 보인다. 일반적으로, 클러스터 분산의 크기는 클러스터의 개수에 따라 좌우된다. 본 연구의 경우에는 샘플 수는 매우 많으나, 클러스터의 개수는 100여개에 불과하다. 또한 본 연구에서는 칼럼 (3)부터 100여개의 국민연금 지사 더미변수를 모두 통제하고 있다. 이미 모든 데이터들에서 지사단위의 평균값이 차감된 상태에서 분석이 수행된 것이다. 이때 KOSIS 변수들의 연도별 변동이 크지 않다면, 통계적으로 유의하지 않은 결과가 나타날 수 있다. 자세한 내용은 Cameron and Miller (2015)를 참조하기 바란다.

제 2 항 강건성 검정 결과

1) 가입개월수 120개월 이상 샘플 대상 분석 결과

[표 1-9] 강건성 검정 : 가입개월수 120개월 이상 한정

	국민연금 데이터				KOSIS 데이터		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Tgroup	Tgroup	Tgroup	Tgroup	Tgroup	Tgroup	Tgroup
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
실가입개월수 (0-24개월)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
25-48개월	-0.173***	-0.152***	-0.135***	-0.057***	-0.057***	-0.056***	-0.056***
	(0.015)	(0.012)	(0.007)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
49-72개월	-0.339***	-0.300***	-0.268***	-0.127***	-0.127***	-0.126***	-0.126***
	(0.019)	(0.015)	(0.007)	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.011)
73-96개월	-0.487***	-0.433***	-0.385***	-0.183***	-0.183***	-0.183***	-0.182***
	(0.016)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.011)
97-119개월	-0.601***	-0.541***	-0.471***	-0.218***	-0.218***	-0.217***	-0.217***
	(0.010)	(0.007)	(0.023)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
월평균납입금액		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(3만 원 이하)		(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)

3-6만 원		-0.097***	-0.081***	-0.089***	-0.089***	-0.088***	-0.088***
		(0.016)	(0.008)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
6-9만 원		-0.211***	-0.171***	-0.163***	-0.162***	-0.161***	-0.161***
		(0.021)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
9-12만 원		-0.199***	-0.156***	-0.135***	-0.134***	-0.133***	-0.133***
		(0.023)	(0.008)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
12-15만 원		-0.169***	-0.132***	-0.103***	-0.103***	-0.102***	-0.102***
		(0.022)	(0.010)	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.011)
15-18만 원		-0.143***	-0.111***	-0.082***	-0.082***	-0.081***	-0.081***
		(0.024)	(0.011)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.011)
18만 원 초과		-0.136***	-0.100***	-0.065***	-0.064***	-0.063***	-0.063***
		(0.023)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
국민연금 지역가입자 유무			0.049***	0.013***	0.013***	0.013***	0.013***
			(0.007)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
실가입개월수 /가입개월수				-0.294***	-0.293***	-0.293***	-0.293***
				(0.021)	(0.021)	(0.022)	(0.022)
가입개월수 /총등록기간				-0.182***	-0.182***	-0.183***	-0.183***
				(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)
샘플 연도 2012년				0.000	0.000	0.000	0.000
				(.)	(.)	(.)	(.)
2013년				-0.017***	0.023	0.023	0.025
				(0.006)	(0.027)	(0.021)	(0.021)
2014년				-0.071***	0.021	0.010	0.014
				(0.007)	(0.055)	(0.036)	(0.038)
2015년				-0.137***	-0.023	-0.041	-0.034
				(0.008)	(0.073)	(0.048)	(0.051)
2016년				-0.286***	-0.136	-0.158**	-0.153**
				(0.020)	(0.102)	(0.067)	(0.069)
국민연금 가입일 (1990년 이전)				0.000	0.000	0.000	0.000
				(.)	(.)	(.)	(.)
1991-1995년				0.321***	0.320***	0.319***	0.319***
				(0.028)	(0.029)	(0.030)	(0.030)
1996-2000년				0.459***	0.459***	0.458***	0.458***
				(0.034)	(0.035)	(0.036)	(0.036)
2001-2005년				0.399***	0.397***	0.397***	0.397***
				(0.027)	(0.028)	(0.029)	(0.029)
2006-2010년				0.505***	0.502***	0.498***	0.498***
				(0.034)	(0.036)	(0.039)	(0.039)
2010년 이후							
65세 인구 비율					1.295	1.132	0.891
					(1.763)	(1.694)	(1.813)
독거 노인가구 비율(65세이상)					0.053**	0.054	0.045
					(0.023)	(0.035)	(0.034)
59세 남자 성비					-0.399	0.328	0.391
					(0.547)	(0.438)	(0.457)

건강보험 지역가입자비율					4.365**	4.032***	4.039***
					(2.013)	(1.296)	(1.267)
1인당 GRDP						0.002	0.001
						(0.014)	(0.014)
보건복지예산 비중						-1.524	-1.746*
						(1.109)	(1.047)
재정자립비중						-0.846*	-0.787*
						(0.433)	(0.410)
재정자주비중						0.319	0.254
						(0.234)	(0.227)
EQ5D점수비율							0.022
							(0.144)
스트레스인지율							0.096
							(0.277)
주관적 건강수준 인지율							0.093
							(0.158)
지사코드 더미	x	x	o	o	o	o	o
월별 더미	x	x	x	o	o	o	o
_cons	0.774***	0.886***	0.856***	0.798***	-0.904	-0.760	-0.817
	(0.019)	(0.007)	(0.011)	(0.035)	(0.674)	(0.515)	(0.535)
N	127480	127410	127410	127410	127410	126214	126214
r2_a	0.191	0.207	0.273	0.407	0.408	0.410	0.410

="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01"

[표 1-9]는 [표 1-8]의 분석을 가입개월수 120개월 이상인 샘플들로 한정한 후에 재차 분석한 결과이다. 가입개월수가 120개월인 경우에는 그동안 미납되었던 국민연금의 일시납이 가능하다. 이 경우, 국민연금을 일시납한 월부터 국민연금을 수령하게 된다. 반대로 가입개월수가 아직 120개월에 미치지 못한 사람은, 가입개월수가 120개월이 되는 시점까지 기다려야만 국민연금을 수급할 수 있다. 그리고 기다리는 동안에 수령하지 못한 연금액은 영구히 상실된다. 따라서 가입개월수 120개월 이상인 사람들만을 대상으로 했을 때, 기존의 결과와 다른 양태를 보이는지 확인하는 것이 본 분석의 목적이다.

분석 결과, 가입개월수 120개월 이상인 샘플을 대상으로 분석한 경우에도 [표 1-8]과 대동소이한 결과가 나타났다. 반환일시금 선택과 가장 관련이 깊었던 변수는 실가입개월수와 월평균납입액이었다. 구체적으로 실가입개월수가 적을수록 반환일시금을 선택하는 경우가 많았다. 또한 월평균납입액은 월 9만 원을 기준으로 아래로 볼록한 U자 형태를 보였다.

기존 결과와의 차이점은 다음과 같다. 우선 [표 1-8]에 비해서 실가입개월수의 효과는 다소 작아졌다. 예컨대 [표 1-8]의 칼럼 (4)에서 97-119개월 집단의 경우 0-23개월 집단에 비해서 반환일시금을 선택했던 비율이 35.7%p 낮았다. 그러나 [표 1-9]에서는 단지 21.8%p 정도만 낮은 것에 그쳤다.

다음으로 월평균납입액의 효과는 실가입개월수와는 달리 오히려 증가했다. 예컨대 [표 1-8]의 칼럼 (4)에서 월평균납입액 12-15만 원 집단은 0-3만 원 집단에 비해서 반환일시금을 선택했던 비율이 6.4%p 낮았다. 그러나 [표 1-9]에서는 10.3%p 정도 더 적게 선택했다.

2) 가입종별 분석 결과

[표 1-10] 강건성 검정 : 가입종별 분석 결과

	전체 샘플		직장가입자		지역가입자	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
실가입개월수 (0-24개월)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
25-48개월	-0.078***	-0.078***	-0.084***	-0.084***	-0.064***	-0.063***
	(0.006)	(0.006)	(0.009)	(0.008)	(0.006)	(0.006)
49-72개월	-0.187***	-0.188***	-0.217***	-0.217***	-0.162***	-0.162***
	(0.004)	(0.004)	(0.008)	(0.007)	(0.005)	(0.005)
73-96개월	-0.286***	-0.286***	-0.328***	-0.328***	-0.255***	-0.255***
	(0.012)	(0.012)	(0.009)	(0.010)	(0.012)	(0.012)
97-119개월	-0.357***	-0.358***	-0.405***	-0.406***	-0.326***	-0.326***
	(0.028)	(0.028)	(0.023)	(0.023)	(0.030)	(0.030)
월평균납입금액 (3만 원 이하)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
3-6만 원	-0.055***	-0.054***	-0.022**	-0.023**	-0.040***	-0.039***
	(0.005)	(0.005)	(0.010)	(0.010)	(0.005)	(0.005)
6-9만 원	-0.122***	-0.120***	-0.021*	-0.021*	-0.117***	-0.115***
	(0.007)	(0.007)	(0.011)	(0.011)	(0.007)	(0.007)
9-12만원	-0.090***	-0.088***	-0.001	-0.001	-0.088***	-0.086***
	(0.007)	(0.007)	(0.010)	(0.011)	(0.008)	(0.008)
12-15만 원	-0.064***	-0.062***	0.032***	0.031***	-0.066***	-0.063***
	(0.007)	(0.008)	(0.011)	(0.011)	(0.008)	(0.008)
15-18만 원	-0.033***	-0.032***	0.052***	0.051***	-0.027***	-0.025***
	(0.007)	(0.007)	(0.011)	(0.011)	(0.007)	(0.007)

18만 원 초과	-0.024***	-0.022***	0.070***	0.070***	-0.022***	-0.020***
	(0.007)	(0.007)	(0.013)	(0.014)	(0.007)	(0.007)
가입종별코드	0.000	0.000	0.000	0.000		
	(.)	(.)	(.)	(.)		
국민연금 지역가입자 유무	-0.030***	-0.029***			0.000	0.000
	(0.005)	(0.005)			(.)	(.)
실가입개월수 /가입개월수	-0.082***	-0.080***	0.061***	0.063***	-0.138***	-0.135***
	(0.010)	(0.009)	(0.006)	(0.006)	(0.010)	(0.010)
가입개월수 /총등록기간	-0.183***	-0.181***	-0.107***	-0.104***	-0.224***	-0.222***
	(0.013)	(0.013)	(0.011)	(0.010)	(0.013)	(0.013)
샘플 연도 2012년	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
2013년	-0.018***	0.018	-0.016***	0.025	-0.018***	0.016
	(0.002)	(0.018)	(0.004)	(0.018)	(0.003)	(0.018)
2014년	-0.058***	0.017	-0.059***	0.024	-0.055***	0.017
	(0.004)	(0.033)	(0.005)	(0.033)	(0.005)	(0.033)
2015년	-0.119***	-0.027	-0.122***	-0.020	-0.111***	-0.025
	(0.007)	(0.045)	(0.007)	(0.043)	(0.008)	(0.046)
2016년	-0.272***	-0.155**	-0.283***	-0.152**	-0.256***	-0.144**
	(0.021)	(0.063)	(0.021)	(0.061)	(0.021)	(0.064)
국민연금 가입일	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(1990년 이전)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
1991-1995년	0.309***	0.307***	0.259***	0.257***	0.319***	0.318***
	(0.031)	(0.032)	(0.029)	(0.030)	(0.031)	(0.032)
1996-2000년	0.442***	0.440***	0.436***	0.433***	0.430***	0.428***
	(0.033)	(0.035)	(0.037)	(0.039)	(0.031)	(0.032)
2001-2005년	0.404***	0.402***	0.365***	0.363***	0.410***	0.408***
	(0.031)	(0.032)	(0.033)	(0.035)	(0.029)	(0.030)
2006-2010년	0.410***	0.407***	0.368***	0.364***	0.413***	0.410***
	(0.025)	(0.028)	(0.029)	(0.032)	(0.022)	(0.025)
2010년 이후	0.427***	0.423***	0.458***	0.453***	0.368***	0.365***
	(0.031)	(0.035)	(0.034)	(0.039)	(0.025)	(0.029)
65세 인구 비율		0.442		0.385		0.433
		(1.414)		(1.249)		(1.523)
독거 노인가구 비율(65세이상)		0.036		0.030		0.038
		(0.027)		(0.031)		(0.025)
59세 남자 성비		0.180		0.324		0.136
		(0.469)		(0.433)		(0.483)
건강보험 지역가입자비율		3.458***		3.700***		3.313***
		(1.184)		(1.274)		(1.143)
1인당 GRDP		-0.006		-0.018*		0.001
		(0.009)		(0.010)		(0.010)
보건복지예산비중		-1.448		-1.489		-1.473*
		(0.888)		(0.982)		(0.867)
재정자립비중		-0.789*		-0.805*		-0.783*
		(0.424)		(0.439)		(0.415)
재정자주비중		0.293		0.320		0.288

		(0.219)		(0.200)		(0.229)
EQ5D점수비율		0.075		0.094		0.061
		(0.121)		(0.103)		(0.129)
스트레스인지율		0.155		0.126		0.170
		(0.244)		(0.255)		(0.233)
주관적 건강수준 인지율		0.077		0.052		0.086
		(0.133)		(0.116)		(0.144)
지사코드 더미	o	o	o	o	o	o
월별 더미	o	o	o	o	o	o
_cons	0.776***	-0.512	0.546***	-0.878*	0.798***	-0.421
	(0.032)	(0.510)	(0.027)	(0.515)	(0.030)	(0.510)
N	655259	648209	242354	240203	412905	408006
r2_a	0.420	0.423	0.417	0.419	0.434	0.437

="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01"

[표 1-10]은 전체 샘플을 직장가입자와 지역가입자로 나누어 분석한 결과이다. 분석 모델로는 [표 1-8]에서 국민연금 자료만을 활용한 칼럼 (4)와 국민연금 자료에 KOSIS 자료를 병합한 칼럼 (7)을 사용했다.

직장가입자와 지역가입자로 나누어 분석을 시행한 결과, 실가입개월수에 대해서는 전체 샘플을 대상으로 한 분석과 유사한 결과가 나타났다. 즉, 실가입개월수가 많을수록 반환일시금 수급을 더 적게 선택하는 경향이 재차 확인되었다.

월평균납입액의 경우는 두 집단 간에 다소 상이한 결과가 나타났다. 직장가입자의 경우에 전체 샘플 대상 분석 시 뚜렷했던 U자 형태가 더 이상 나타나지 않았다. 오히려 월평균납입액이 높을수록 반환일시금을 선택하는 경우가 단조적으로 증가하였다. 반대로 지역가입자의 경우는 U자 형태의 패턴이 확인되었다. 한편 현재로서는 통제변수의 종류가 제한되어 있기 때문에 이에 대한 해석을 섣불리 내놓기 어렵다. 이에 대한 상세한 탐구는 후속연구로 남긴다.

제 3 항 이중차분 분석 결과

[표 1-11]은 2013년 1월의 수급연령 1세 증가사건과 2014년 7월 국민연금과 기초연금 통합으로 인한 연금액 감액 사건이라는 2가지 외생적 충격의 효과를 살펴보기 위하여 이중차분 분석을 수행한 결과이다. 처치군은 실가입개월수

[표 1-11] 이중차분 분석 결과 : 실가입개월수 그룹별 분석

	2013년 1월 수급연령 1세 증가			2014년 7월 국민/기초연금 연계감액		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Tgroup	-0.061***	-0.060***	-0.045***			
	-0.015	-0.015	-0.013			
After2013	-0.014	-0.014	-0.008			
	-0.009	-0.009	-0.016			
Tgroup * After2013	-0.011	-0.011	0.004			
	-0.014	-0.014	-0.012			
Tgroup				-0.064***	-0.064***	-0.036***
				-0.01	-0.01	-0.008
After2014				0.004	0.003	-0.036**
				-0.008	-0.008	-0.015
Tgroup * After2014				-0.006	-0.006	-0.006
				-0.011	-0.011	-0.009
실가입개월수, 평균납입액, 지역가입자더미	x	o	o	x	o	o
연도, 월별, 지사콘, 국민연금 가입일, 가입개월수, 실가입/가입, 가입/총등록	x	x	o	x	x	o
Constant	0.272***	0.499***	0.754***	0.212***	0.290***	0.523***
	-0.054	-0.05	-0.079	-0.04	-0.039	-0.069
N	16174	16174	16174	21980	21980	21980
r2_a	0.007	0.024	0.233	0.008	0.019	0.169

="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01“

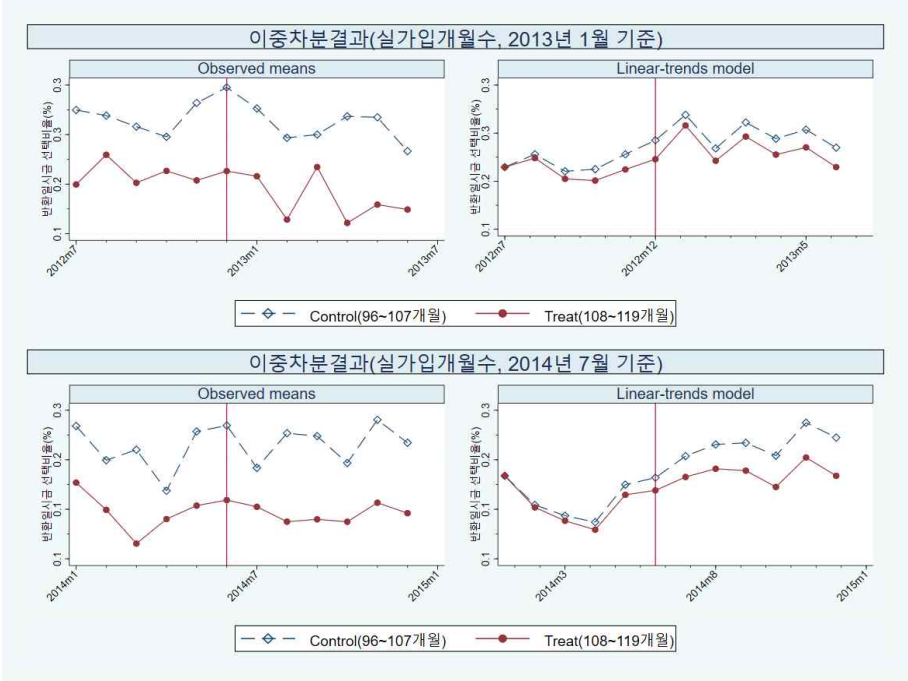
대조군=실가입개월수 96-107개월, 처치군=실가입개월수 108-119개월

108-119개월, 대조군은 실가입개월수 96-107개월인 집단으로 설정되어 있다.

분석 결과는 다음과 같다. 2개의 사건 분석에서 모두 Tgroup의 계수가 음수(-)로 나타났다. 이 점은 실가입개월수가 많을수록 반환일시금을 적게 선택한다는 이전의 결과들과 합치된다. 다음으로 After 변수의 계수는 2014년 7월 이후에 대해서만 유의하게 나타났다. 이 점은 처치군과 대조군의 공통적인 변화가 서로 다르지 않았다는 것을 의미한다. 마지막

으로 가장 중요한 변수인 교호항의 경우에는 2개 사건 모두에서 유의하지 않았다. 이는 2013년 1월의 국민연금 수급연령 1세 증가 사건과, 2014년 7월 국민연금과 기초연금 연계로 인한 감액 사건이 처치군과 대조군에 차등적인 효과를 주지 않았다는 것을 의미한다.

[그림 1-12] 실가입개월수 이중차분분석 그래프



[그림 1-12]는 [표 1-11]의 결과를 그래프로 나타낸 것이다. 왼쪽 패널은 관측된 평균(observed mean)을, 오른쪽 패널은 선형추세모형(linear trend model)을 나타낸 것이다. 상단 패널은 처치효과가 2013년 1월 국민연금 수급연령이 1세 증가한 사건으로 설정된 경우이고, 하단 패널은 처치효과가 2014년 7월 국민연금과 기초연금의 연계감액제도가 실행된 사건으로 설정된 경우이다.

먼저, 상단 패널의 결과는 다음과 같다. Observed means 그래프와

Linear-trends model 그래프에서 모두 처치군과 대조군의 그래프가 유사하게 변동하고 있었다. 이 점은 이중차분 분석에서 가장 중요한 평행이동가정이 충족되고 있다는 것을 의미한다. 그리고 Linear-trends model 그래프에서 2013년 1월 이후로 처치군과 대조군의 차이가 벌어지는 현상은 확인되지 않았다. 이 점은, 2013년 1월 국민연금 수급연령 1세 증가 효과가 처치군과 대조군에 차등적인 효과를 주지 않았다는 것을 의미한다.

다음으로, 하단 패널의 결과는 다음과 같다. 평행이동가정의 경우 상단 패널에서와 마찬가지로 비교적 잘 충족되고 있는 것으로 확인되었다. 그런데 Linear-trends model 그래프에서 2013년 1월 이후로 처치군과 대조군의 차이가 근소하게 벌어지고 있는 현상이 관찰되었다. 다만, [표 1-11]에서 확인했듯이, 통계적으로 유의한 차이는 아니었다.

제 7 절 결론

본 연구는 국민연금공단의 전수자료를 활용하여, 국민연금을 해약하는 이상현상에 관한 실증분석을 수행하였다. 분석 결과, 국민연금을 해약하는 현상과 가장 관련이 깊은 요인은 국민연금을 실제로 납부한 기간인 실가입개월수로 나타났다. 그리고 국민연금 납입 의무가 있는 직장에 오래 근무한 경우에 국민연금을 해약하는 경우가 적었다. 또한, 국민연금을 충실히 납부하였거나 의무적으로 자동납부되는 직장을 오래 다닌 사람들의 경우에서도 국민연금을 해약하는 경우가 적었다. 이 점들은 노동조건이 상대적으로 양호한 직장에서 오래 근무한 사람일수록 국민연금을 해약하는 경우가 적었다는 것을 시사한다.

본 연구는 다음과 같은 의의를 갖는다. 첫째, 본 연구는 임의계속가입자들에 대비한 반환일시금수급자들의 특성을 엄밀한 계량경제학적 방법으로 분석한 최초의 실증연구이다. 둘째, 국민연금공단으로부터 제공받은 전수데이터를 분석에 활용하였다. 셋째, 현재 연금개혁 논의에서 중요하게 다루어지지 않고 있는 반환일시금 수급자 문제를 집중적으로 분석하였다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 한계점을 갖는다. 첫째, 개인정보 보호의 문제로 인해 활용할 수 있는 변수의 종류가 현저히 적었다. 그에 따라 상당 부분의 내용을 후속과제로 남겨두게 되었다. 둘째, 본 논문에서 활용하고 있는 선형확률모형은 엄밀한 의미에서 인과관계가 아니라 상관관계를 분석하는 도구이다. 즉 분석에서 유의한 변수로 나타난다고 해도, 그 자체로 국민연금을 해약하게 하는 원인이라고 볼 수는 없다.

끝으로, 국민연금은 우리나라 노인들의 노후생활을 책임지고 있는 가장 핵심적인 제도이다. 그럼에도 불구하고 매년 10-15만 명의 노인들이 국민연금의 혜택에서 영구히 소외되고 있다. 이때 단순히 최소가입기간을 완화하는 것만으로는 이 문제를 해결할 수 없을 것이라고 판단된다. 최소가입기간을 완화하더라도 실가입개월수가 짧은 취약계층은 여전히 국민연금의 혜택에서 소외될 것이기 때문이다.

따라서, 본 논문에서는 미래에 받게 될 연금을 담보로 하여 연금 납부를 위한 대출을 시행해 줄 것을 제안한다. 가령, 최소가입기간에 모자라는 개월수는 국민연금공단에서 적절한 금리로 대출해 주는 방법을 생각해볼 수 있을 것이다. 비록 이를 위해서는 막대한 재원 부담이 필요할 것이나, 모든 국민의 안전한 노후보장이라는 국민연금의 취지를 생각한다면 도입 필요성이 충분하다고 판단된다.

참고문헌

국민연금공단, <국민연금 통계연보>, 2010-2022년 각 년.

국민연금사편찬위원회, 2015, <실록 국민의 연금>.

김혜진·김형수·유현경, 2021. “반환일시금 수급실태 및 개선방안 검토”, 국민연금공단 정책보고서.

김혜진·신승희·유현경, 2018. “임의계속가입제도 운영방안에 관한 연구”, 국민연금공단 정책보고서.

류재린·유현경·오유진, 2019. “임의가입제도 최소기준소득월액 조정방안 연구”, 국민연금공단 정책보고서.

신경혜·권혁진·송창길, 2017. “국민연금 노령연금 및 반환일시금 추계 2016”, 국민연금공단 연구보고서.

오종석, 김영훈, 진서원, 손세호. working. “국민연금을 지각신청하는 이상현상에 관한 실증분석”.

이준구, 1989, <미시경제학>, 문우사.

Adorno, Gail, Noelle Fields, Courtney Cronley, Rupal Parekh and Karen Magruder. 2018. “Ageing in a low-density urban city: Transportation mobility as a social equity issue”. Ageing & Society 38 (2): 296 - 320.

Agarwal, Sumit, and Bhashkar Mazumder. 2013. “Cognitive abilities and household financial decision making”. American Economic Journal: Applied Economics 5 (1): 193 - 207.

Allard, Scott W, Richard M Tolman and Daniel Rosen. 2003. “Proximity to service providers and service utilization among welfare recipients: The interaction of place and race”. Journal of Policy Analysis and Management 22 (4): 599 - 613.

Allen, Jennifer D, Mark Kennedy, Athene Wilson-Glover and Timothy D

Gilligan. 2007. “African-American men’s perceptions about prostate cancer: implications for designing educational interventions”. Social science & medicine 64 (11): 2189 - 2200.

Andersen, Steffen, John Y Campbell, Kasper Meisner Nielsen and Tarun Ramadorai. 2020. “Sources of inaction in household finance: Evidence from the Danish mortgage market”. American Economic Review 110 (10): 3184 - 3230.

Bertrand, Marianne, and Adair Morse. 2011. “Information disclosure, cognitive biases, and payday borrowing”. The Journal of Finance 66 (6): 1865 - 93.

Buser, Juleen K. 2009. “Treatment seeking disparity between African Americans and Whites: Attitudes toward treatment, coping resources, and racism”. Journal of Multicultural Counseling and Development 37 (2): 94 - 104.

Cameron, AC, and DL Miller. 2015. “A practitioner’s guide to cluster-robust inference”. Journal of Human Resources, 50 (2): 317 - 372.

DeVoe, Jennifer E, Alan S Graham, Heather Angier, Alia Baez and Lisa Krois. 2008. “Obtaining health care services for low-income children: A hierarchy of needs”. Journal of health care for the poor and underserved 19 (4): 1192.

Gathergood, John, and Jörg Weber. 2014. “Self-control, financial literacy & the co-holding puzzle”. Journal of Economic Behavior & Organization 107: 455 - 69.

Gross, DB, and NS Souleles. 2002. “Do liquidity constraints and interest rates matter for consumer behavior? Evidence from credit card data”. The Quarterly Journal of Economics, 117 (1): 149 - 185.

Khoury, Amal J, S Wakerul Moazzem, Chad M Jarjoura, Cathy Carothers

and Agnes Hinton. 2005. “Breast-feeding initiation in low-income women: Role of attitudes, support, and perceived control”. Women’s Health Issues 15 (2): 64 - 72.

Kirby, Kris N., Nancy M. Petry and Warren K. Bickel. 1999. “Heroin addicts have higher discount rates for delayed rewards than non-drug-using controls.” Journal of Experimental psychology: general 128 (1): 78.

Leth-Petersen, Søren. 2010. “Intertemporal consumption and credit constraints: Does total expenditure respond to an exogenous shock to credit?” American Economic Review 100 (3): 1080 - 1103.

Massoud, Nadia, Anthony Saunders and Barry Scholnick. 2011. “The cost of being late? The case of credit card penalty fees” Journal of Financial Stability 7 (2): 49 - 59

Petry, Nancy M, and Thomas Casarella. 1999. “Excessive discounting of delayed rewards in substance abusers with gambling problems”. Drug and alcohol dependence 56 (1): 25 - 32.

Ramaeker, Joey, and Trent A Petrie. 2019. “‘Man up!’: Exploring intersections of sport participation, masculinity, psychological distress, and help-seeking attitudes and intentions.” Psychology of Men & Masculinities 20 (4): 515.

Rossow, Ingeborg. 2008. “Alcohol consumption and discounting”. Addiction Research & Theory 16 (6): 572 - 84.

Schiefelbein, Emily L, Jerome A Olson and Jamie D Moxham. 2014. “Patterns of health care utilization among vulnerable populations in Central Texas using data from a regional health information exchange”. Journal of Health Care for the Poor and Underserved 25 (1): 37 - 51.

Scholnick, Barry, Nadia Massoud, Anthony Saunders, Santiago Carbo-Valverde and Francisco Rodríguez-Fernández. 2008. “The economics of credit cards, debit cards and ATMs: A survey and some new evidence”. Journal of Banking & Finance 32 (8): 1468–83.

Shannon, Sarah KS, Grace Bagwell Adams, Jerry Shannon and Jung Sun Lee. 2019. “SNAP benefit levels and enrollment rates by race and place: evidence from Georgia, 2007–2013”. Journal of Hunger & Environmental Nutrition 14 (6): 823–37.

Willink, Amber, Nicholas S Reed and Frank R Lin. 2019. “Access to hearing care services among older Medicare beneficiaries using hearing aids”. Health Affairs 38 (1): 124–31.

Wu, Chi-Fang, Steven G Anderson, Anissa Sheena Chitwanga and Soohyun Yoon. 2022. “What Do We Know About Access to Public Benefits and Services Among Low-Income Minority Families?: A Scoping Review of the Literature”. J. Soc. & Soc. Welfare 49: 94.

<부록>

[표 1-12] 강건성 검정 : 실가입개월수 그룹별 분석(단위:월)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	전체	0-24개월	25-48개월	49-72개월	73-96개월	97-119개월
실가입개월수 (0-24개월)	0.000	0.000				
	(.)	(.)				
25-48개월	-0.078***		0.000			
	(0.006)		(.)			
49-72개월	-0.188***			0.000		
	(0.004)			(.)		
73-96개월	-0.286***				0.000	
	(0.012)				(.)	
97-119개월	-0.358***					0.000
	(0.028)					(.)
월평균납입금액	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(3만 원 이하)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
3-6만 원	-0.054***	-0.035***	-0.061***	-0.100***	-0.154***	-0.152***
	(0.005)	(0.004)	(0.007)	(0.008)	(0.015)	(0.018)
6-9만 원	-0.120***	-0.097***	-0.144***	-0.174***	-0.194***	-0.170***
	(0.007)	(0.009)	(0.011)	(0.011)	(0.018)	(0.022)
9-12만 원	-0.088***	-0.051***	-0.105***	-0.150***	-0.173***	-0.148***
	(0.007)	(0.007)	(0.010)	(0.010)	(0.016)	(0.019)
12-15만 원	-0.062***	-0.029***	-0.089***	-0.125***	-0.138***	-0.109***
	(0.008)	(0.008)	(0.012)	(0.010)	(0.014)	(0.015)
15-18만 원	-0.032***	-0.014**	-0.038***	-0.086***	-0.114***	-0.082***
	(0.007)	(0.007)	(0.013)	(0.012)	(0.015)	(0.013)
18만 원 초과	-0.022***	-0.013*	-0.043***	-0.051***	-0.075***	-0.066***
	(0.007)	(0.007)	(0.013)	(0.012)	(0.014)	(0.013)
국민연금 지역가입자 유무	-0.029***	-0.043***	-0.041***	-0.018***	-0.007*	-0.015***
	(0.005)	(0.008)	(0.007)	(0.005)	(0.004)	(0.004)
실가입개월수 /가입개월수	-0.080***	-0.019**	-0.080***	-0.139***	-0.221***	-0.277***
	(0.009)	(0.009)	(0.014)	(0.020)	(0.037)	(0.046)
가입개월수 /총등록기간	-0.181***	-0.066***	-0.188***	-0.247***	-0.297***	-0.278***
	(0.013)	(0.016)	(0.018)	(0.025)	(0.043)	(0.048)
샘플 연도 2012년	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
2013년	0.018	-0.007	0.006	0.028	0.041	0.008
	(0.018)	(0.008)	(0.014)	(0.026)	(0.025)	(0.023)
2014년	0.017	-0.014	-0.005	0.029	0.037	-0.015
	(0.033)	(0.015)	(0.025)	(0.047)	(0.046)	(0.042)
2015년	-0.027	-0.062***	-0.061*	-0.022	0.008	-0.048
	(0.045)	(0.020)	(0.035)	(0.065)	(0.064)	(0.059)
2016년	-0.155**	-0.294***	-0.226***	-0.134	-0.058	-0.087
	(0.063)	(0.029)	(0.051)	(0.087)	(0.086)	(0.076)
국민연금 가입일	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

(1990년 이전)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
1991-1995년	0.307***	0.526***	0.435***	0.336***	0.247***	0.178***
	(0.032)	(0.022)	(0.038)	(0.036)	(0.034)	(0.030)
1996-2000년	0.440***	0.619***	0.592***	0.517***	0.414***	0.286***
	(0.035)	(0.020)	(0.039)	(0.047)	(0.054)	(0.048)
2001-2005년	0.402***	0.621***	0.565***	0.464***	0.372***	0.283***
	(0.032)	(0.021)	(0.042)	(0.049)	(0.051)	(0.047)
2006-2010년	0.407***	0.610***	0.568***	0.472***	0.416***	0.331***
	(0.028)	(0.022)	(0.040)	(0.046)	(0.056)	(0.054)
2010년 이후	0.423***	0.547***	0.563***	0.528***		
	(0.035)	(0.021)	(0.037)	(0.046)		
65세 인구 비율	0.442	-0.095	0.366	0.796	2.303	2.545
	(1.414)	(0.777)	(1.169)	(1.862)	(2.405)	(2.168)
독거 노인가구 비율(65세이상)	0.036	0.008	0.034	0.042	0.041	0.069**
	(0.027)	(0.015)	(0.033)	(0.037)	(0.056)	(0.034)
59세 남자 성비	0.180	-0.674**	-0.228	0.210	1.422**	0.818
	(0.469)	(0.324)	(0.503)	(0.612)	(0.598)	(0.537)
건강보험 지역가입자비율	3.458***	0.552	2.226**	4.757***	6.081***	4.618***
	(1.184)	(0.540)	(1.023)	(1.512)	(1.460)	(1.214)
1인당 GRDP	-0.006	-0.005	-0.006	-0.009	-0.017	0.013
	(0.009)	(0.009)	(0.014)	(0.029)	(0.020)	(0.020)
보건복지예산비중	-1.448	-1.185*	-1.466	-1.800	-1.760	-0.680
	(0.888)	(0.603)	(0.979)	(1.302)	(1.576)	(1.253)
재정자립비중	-0.789*	-0.371**	-0.706*	-0.910*	-0.846**	-0.473
	(0.424)	(0.171)	(0.425)	(0.529)	(0.420)	(0.345)
재정자주비중	0.293	0.220**	0.237	0.366	0.351	0.057
	(0.219)	(0.103)	(0.216)	(0.290)	(0.253)	(0.222)
EQ5D점수비율	0.075	-0.078	0.079	0.201	0.069	-0.011
	(0.121)	(0.063)	(0.114)	(0.162)	(0.170)	(0.147)
스트레스인지율	0.155	0.073	0.168	0.097	0.126	0.005
	(0.244)	(0.134)	(0.212)	(0.272)	(0.253)	(0.152)
주관적 건강수준 인지율	0.077	0.111*	0.028	0.017	0.100	0.094
	(0.133)	(0.066)	(0.119)	(0.192)	(0.210)	(0.174)
지사코드 더미	o	o	o	o	o	o
월별 더미	o	o	o	o	o	o
_cons	-0.512	0.754***	0.007	-1.178*	-2.386***	-1.653***
	(0.510)	(0.272)	(0.479)	(0.691)	(0.667)	(0.600)
N	648209	188333	137703	121937	103398	96838
r2_a	0.423	0.309	0.329	0.300	0.230	0.163

="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01"

[표 1-13] 강건성 검정 : 월평균납입액 그룹별 분석(단위: 만원)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	0-3	3-6	6-9	9-12	12-15	15-18	18 초과
실가입개월수	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(0-24개월)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
25-48개월	-0.078***	-0.059***	-0.074***	-0.083***	-0.085***	-0.082***	-0.054***
	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.005)	(0.010)	(0.011)	(0.010)
49-72개월	-0.188***	-0.131***	-0.190***	-0.190***	-0.204***	-0.185***	-0.175***
	(0.004)	(0.009)	(0.008)	(0.005)	(0.006)	(0.010)	(0.012)
73-96개월	-0.286***	-0.242***	-0.329***	-0.273***	-0.292***	-0.259***	-0.278***
	(0.012)	(0.015)	(0.012)	(0.017)	(0.012)	(0.010)	(0.011)
97-119개월	-0.358***	-0.345***	-0.426***	-0.335***	-0.356***	-0.318***	-0.343***
	(0.028)	(0.020)	(0.024)	(0.033)	(0.028)	(0.023)	(0.023)
월평균납입금액	0.000						
(3만 원 이하)	(.)						
3-6만 원	-0.054***	0.000					
	(0.005)	(.)					
6-9만 원	-0.120***		0.000				
	(0.007)		(.)				
9-12만 원	-0.088***			0.000			
	(0.007)			(.)			
12-15만 원	-0.062***				0.000		
	(0.008)				(.)		
15-18만 원	-0.032***					0.000	
	(0.007)					(.)	
18만 원 초과	-0.022***						0.000
	(0.007)						(.)
국민연금 지역가입자 유무	-0.029***	0.083***	0.051***	-0.048***	-0.033***	-0.043***	-0.014**
	(0.005)	(0.009)	(0.004)	(0.007)	(0.005)	(0.007)	(0.006)
실가입개월수 /가입개월수	-0.080***	0.019**	-0.027***	-0.121***	-0.069***	-0.090***	-0.017
	(0.009)	(0.008)	(0.010)	(0.011)	(0.009)	(0.012)	(0.012)
가입개월수 /총등록기간	-0.181***	0.033***	-0.090***	-0.239***	-0.226***	-0.235***	-0.163***
	(0.013)	(0.010)	(0.014)	(0.013)	(0.013)	(0.016)	(0.020)
샘플 연도 2012년	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
2013년	0.018	-0.019	0.019	0.026	0.016	0.011	0.009
	(0.018)	(0.014)	(0.019)	(0.022)	(0.017)	(0.018)	(0.022)
2014년	0.017	-0.008	0.037	0.017	0.001	0.003	0.009
	(0.033)	(0.026)	(0.035)	(0.040)	(0.032)	(0.033)	(0.037)
2015년	-0.027	-0.070*	-0.003	-0.030	-0.049	-0.036	-0.025

	(0.045)	(0.035)	(0.046)	(0.056)	(0.045)	(0.044)	(0.047)
2016년	-0.155**	-0.351***	-0.150**	-0.140*	-0.169***	-0.164***	-0.145**
	(0.063)	(0.049)	(0.063)	(0.076)	(0.062)	(0.062)	(0.060)
국민연금 가입일	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(1990년 이전)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
1991-1995년	0.307***	0.297***	0.282***	0.252***	0.304***	0.371***	0.383***
	(0.032)	(0.013)	(0.028)	(0.034)	(0.036)	(0.041)	(0.040)
1996-2000년	0.440***	0.377***	0.403***	0.410***	0.445***	0.519***	0.521***
	(0.035)	(0.012)	(0.029)	(0.041)	(0.042)	(0.045)	(0.043)
2001-2005년	0.402***	0.308***	0.358***	0.395***	0.409***	0.458***	0.450***
	(0.032)	(0.028)	(0.030)	(0.037)	(0.037)	(0.041)	(0.040)
2006-2010년	0.407***	0.181***	0.329***	0.417***	0.426***	0.474***	0.444***
	(0.028)	(0.031)	(0.025)	(0.034)	(0.035)	(0.034)	(0.033)
2010년 이후	0.423***	0.312***	0.427***	0.401***	0.474***	0.544***	0.536***
	(0.035)	(0.033)	(0.033)	(0.038)	(0.046)	(0.044)	(0.043)
65세 인구 비율	0.442	1.110	0.946	0.639	1.079	0.516	-0.538
	(1.414)	(1.320)	(1.234)	(1.784)	(1.588)	(1.457)	(1.539)
독거 노인가구 비율(65세이상)	0.036	0.006	-0.020	0.061*	0.073**	-0.038	-0.005
	(0.027)	(0.036)	(0.024)	(0.032)	(0.032)	(0.038)	(0.041)
59세 남자 성비	0.180	-0.258	0.295	0.247	0.437	0.185	0.354
	(0.469)	(0.544)	(0.424)	(0.556)	(0.527)	(0.552)	(0.550)
건강보험 지역가입자비율	3.458***	2.280**	3.655***	3.856***	3.197***	2.834**	3.047**
	(1.184)	(0.918)	(1.259)	(1.366)	(1.168)	(1.256)	(1.166)
1인당 GRDP	-0.006	0.020*	-0.013	0.003	-0.012	-0.031	-0.082***
	(0.009)	(0.011)	(0.011)	(0.014)	(0.023)	(0.024)	(0.018)
보건복지예산비중	-1.448	-0.574	-2.659***	-1.110	-1.184	-1.397	-1.765
	(0.888)	(0.919)	(0.806)	(1.217)	(0.939)	(0.897)	(1.162)
재정자립비중	-0.789*	-0.254	-0.597	-0.918*	-0.875*	-0.436	-0.468
	(0.424)	(0.341)	(0.408)	(0.469)	(0.451)	(0.427)	(0.338)
재정자주비중	0.293	0.044	0.281	0.275	0.392	0.156	0.197
	(0.219)	(0.167)	(0.206)	(0.265)	(0.238)	(0.217)	(0.185)
EQ5D점수비율	0.075	0.064	0.091	0.147	-0.035	-0.080	0.336***
	(0.121)	(0.111)	(0.120)	(0.148)	(0.125)	(0.121)	(0.115)
스트레스인지율	0.155	0.096	0.070	0.091	0.265	0.175	-0.008
	(0.244)	(0.170)	(0.226)	(0.259)	(0.224)	(0.271)	(0.242)
주관적 건강수준 인지율	0.077	0.045	-0.031	0.078	0.159	0.167	-0.094
	(0.133)	(0.097)	(0.113)	(0.181)	(0.140)	(0.148)	(0.133)
지사코드 더미	o	o	o	o	o	o	o
월별 더미	o	o	o	o	o	o	o
_cons	-0.512	-0.427	-0.880*	-0.733	-0.672	-0.335	-0.578
	(0.510)	(0.476)	(0.462)	(0.618)	(0.546)	(0.614)	(0.537)
N	648209	33258	112320	254512	131890	52019	24136
r2_a	0.423	0.334	0.417	0.404	0.424	0.436	0.450

="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01"

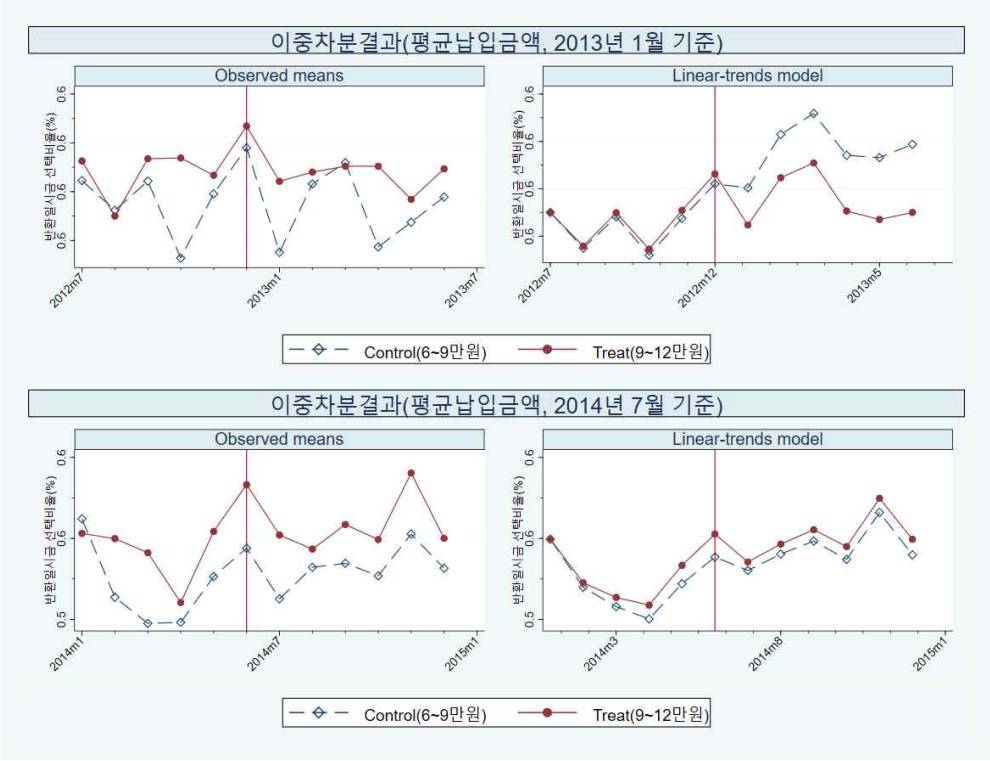
[표 1-14] 이중차분 분석 결과 : 월평균납입액 그룹별 분석

	2013년 수급연령 1세 증가			2014년 7월 국민연금, 기초연금 연계감액		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Tgroup	0.012	0.018	0.018***			
	(0.019)	(0.013)	(0.005)			
After2013	-0.006	0.005	-0.017***			
	(0.006)	(0.005)	(0.006)			
Tgroup * After2013	0.002	0.002	-0.003			
	(0.007)	(0.007)	(0.006)			
Tgroup				0.025**	0.024***	0.016***
				(0.011)	(0.007)	(0.004)
After2014				0.009	0.010	-0.028***
				(0.007)	(0.006)	(0.007)
Tgroup * After2014				0.000	-0.002	-0.005
				(0.007)	(0.006)	(0.005)
실가앱개월수, 평균납입액, 지역가입자더미	x	o	o	x	o	o
연도, 월별, 지사콜, 국민연금 가입일, 가입개월수, 실가입/가입, 가입/종등록	x	x	o	x	x	o
Constant	0.598***	0.843***	0.619***	0.523***	0.806***	0.646***
	(0.057)	(0.024)	(0.055)	(0.055)	(0.029)	(0.039)
N	88197	88197	88197	101600	101600	101600
r2_a	0.000	0.222	0.435	0.001	0.234	0.423

="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01“

대조군=월평균납입금액 6-9만 원, 처치군=월평균납입금액 9-12만 원

[그림 1-13] 월평균납입액 이중차분분석 그래프



Empirical Analysis on the Phenomenon of National Pension Cancellation:

A Comparative Study between Voluntary Contributors and Lump-Sum Recipients[8)9)]

In this study, an empirical analysis was conducted to examine the characteristics of elderly individuals who cancel their national pension plans. The analysis utilized data provided by the National Pension Service, comprising a total dataset of 583,000 'Voluntarily & Continuously Insured Persons' and 887,000 'Lump-sum Refund Beneficiaries' from 2012 to 2016. Linear probability models were employed.

The results indicate that elderly individuals who have contributed to the national pension for a shorter period and those with a shorter duration of employment subject to national pension contributions were more likely to cancel their national pension plans. These findings suggest that elderly individuals facing unfavorable working conditions may face exclusion from the benefits of the national pension system. Consequently, policy support, such as providing loans secured against future pension benefits, may be necessary for elderly individuals who fall within the blind spots of the national pension system.

Key word : National Pension, Voluntarily & Continuously Insured Persons, Lump-sum Refund Beneficiaries, Anomaly, Linear Probability Model

---

8) This paper was supported by the Ministry of Education and the National Research Foundation of Korea.(Grant No.: 2018H1A2A1060788, Researcher No.: 11732008)

9) This paper is the first study to analyze the complete data of Voluntarily and Continuously Insured Persons and Lump-sum Refund Beneficiaries provided by the National Pension Service.

제2장 깜깜이 배당제도의 비효율성에 대한 실증분석

- 코스닥 시장의 사전, 사후 공시기업에 대한 패널 이중차분 분석[10)]

한국의 배당락(ex-dividend) 제도는 2가지 독특한 특징을 갖고 있다. 첫째, 배당금의 크기를 사전에 모르는 상태에서 배당락이 발생하는, 소위 '깜깜이 배당제도'를 운영하고 있다. 둘째, 대다수 기업들의 배당락 날짜가 동일하다. 이러한 점들로 인해서, 한국 주식시장에서는 여타 국가들보다 배당금과 배당락의 차이가 크게 나타날 수 있다.

이에 대해서 본 논문에서는 한국의 코스닥 시장에 상장되어 있는 사전, 사후 공시기업에 대해서 패널이중차분 분석을 수행하였다. 분석 결과, 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업의 주식수익률이 배당락일에 0.9%p 가량 높게 나타나는 것으로 확인되었다. 이 점은, 한국 주식시장에서 깜깜이 배당제도로 인한 비효율성이 발생하고 있다는 점을 시사한다.

주요어 : 배당락, 이상현상, 처치효과분석, 패널 이중차분법

10) 본 논문은 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아서 수행되었다.
(과제번호:2018H1A2A1060788, (KRI연구자번호:11732008)

제 1 절 서론

배당락(ex-dividend)은 배당금을 받을 권리가 사라진 다음 날에 주가가 전날보다 하락하는 현상을 말한다. 만약 주식시장이 효율적이라면, 배당락은 정확히 배당금의 크기만큼 발생할 것이다. 반대로 주식시장이 효율적이지 않다면, 배당락과 배당금의 크기는 서로 상이할 것이다.

배당락일에 발생하는 배당락 오차에 대해서는 다양한 선행연구들이 수행되었다. 이들 문헌에 따르면, 일반적으로 배당락일에 배당금만큼 주가가 하락하지 않는다는 '과소 배당락' 현상이 나타난다고 알려져 있다.

그런데, 한국의 배당락 제도는 2가지 독특한 특징을 갖고 있다. 첫째, 배당금의 크기를 모르는 상태에서 배당락이 발생하는, 소위 '깜깜이 배당제도'를 운영하고 있다. 둘째, 대다수 기업들의 배당락 날짜가 연말 폐장일 이틀 전으로 동일하다. 이러한 점들로 인해서, 한국 주식시장에서는 여타 국가들보다 배당금과 배당락의 차이가 크게 나타날 수 있다.

이에 대해서, 본 논문에서는 한국의 코스닥 시장에 상장되어 있는 사전, 사후 공시기업에 대한 패널 이중차분 분석을 수행하였다. 분석 결과 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업의 주식수익률이 배당락일에 0.9%p 가량 높게 나타나는 것으로 확인되었다. 이 결과는 각종 강건성 검정에서도 일관되게 나타났다. 이 점은, 한국 주식시장에서 투자자들이 배당금의 크기를 사전에 알지 못하기 때문에 비효율성이 발생하고 있다는 것을 시사한다.

제 2 절 배당락 소개

제 1 항 세계 각국의 배당락 제도 소개

전 세계에서는 각 국가마다 다양한 형태의 배당락 제도를 운영하고 있다. 미국에서는, 사전에 배당금이 확정되고 이후에 배당락이 발생한다. 예를 들어, 미국의 Apple은 2022년 10월 27일에 이사회를 개최하여 배당금을 확정하였고, 같은 해 11월 7일(배당부일)까지 주식을 소유하고 있던 사람들에게 배당금을 지급했다. 유사한 예로서, 미국의 Microsoft는 2022

년 9월 19일에 이사회를 개최하여 배당금을 확정한 다음에, 같은해 11월 17일(배당부일)까지 주식을 소유하고 있는 사람들에게 배당금을 지급했다.

유럽도 큰 틀에서 미국과 유사한 배당락 제도를 운영하고 있다. 가령, 프랑스의 경우에는 미국과 동일하게 사전에 배당금을 확정하고, 이후에 배당락이 발생한다. 영국과 독일의 경우에는 사전에 예상배당금을 공시하고, 이후에 배당락이 발생한다.

한편, 일본은 한국과 매우 유사한 배당제도를 운영하고 있다. 일본 주식시장에서도 배당락일 이전에 배당금의 크기가 사전에 공지되지 않는다. 가령, 일본의 Softbank의 경우 2022년 3월 31일(배당부일)까지 주식을 소유하고 있는 사람들에게 배당금을 지급받을 수 있는 권리를 부여하였다. 그런데, 배당금의 정확한 크기는 그로부터 3개월 후인 6월 24일에 개최된 주주총회에서 결정되었다.

제 2 항 국내 배당락 제도 소개

[표 2-1] 연도별 배당락 일자

연도	배당부일 (D-day)	배당락일 (D+1)	폐장일 (D+2)
2010	12.28(화)	12.29(수)	12.30(목)
2011	12.27(화)	12.28(수)	12.29(목)
2012	12.26(수)	12.27(목)	12.28(금)
2013	12.26(목)	12.27(금)	12.30(월)
2014	12.26(금)	12.29(월)	12.30(화)
2015	12.28(월)	12.29(화)	12.30(수)
2016	12.27(화)	12.28(수)	12.29(목)
2017	12.26(화)	12.27(수)	12.28(목)
2018	12.26(수)	12.27(목)	12.28(금)
2019	12.26(목)	12.27(금)	12.30(월)
2020	12.28(월)	12.29(화)	12.30(수)

[표 2-1]은 2010년부터 2020년까지 한국 주식시장의 배당락 일자를 정리한 것이다. 한국 주식시장에서는 대부분의 기업들이 한 해의 마지막 폐장일을 주주명부 마감일자로 사용하고 있다. 그런데, 한국거래소의 시스템상 주식을 매수한 이후에 주주명부에 등재되기 위해서는 2영업일의 시간이 필요하다. 따라서, 연말에 장이 폐장되기 2일 전(D-2일)까지 주식을 보유해야 주주명부에 올라가게 된다. 그리고 주주명부에 올라간 사람들만이 배당을 받을 권리를 갖게 된다.

주주명부가 확정되면, 일반적으로 3개월 정도 후에 주주총회가 개최된다. 그리고 주주총회에서 의결과정을 거쳐 당해연도(주주총회 기준에서는 이전연도) 배당금의 액수가 최종 확정된다. 이러한 프로세스를 사용하고 있기 때문에, 한국에서는 배당락일 이전에 배당금의 정확한 액수를 공지하기 어렵다. 따라서, 한국 주식시장의 대다수 기업들은 배당금의 크기를 사후에 공지하는 '사후 공시제도'를 운영하고 있다.

다만, 한국 주식시장에서도 몇몇 기업들의 경우는 배당금의 크기를 사전에 공지하는 '사전 공시제도'를 운영하고 있다. [표 2-2]는 한국의 코스피와 코스닥 시장에서 사전, 사후 공시제도를 운영하고 있는 기업들의 수를 정리한 것이다.[11] 도표에서 확인할 수 있듯이 코스피 시장에서는 약 2% 정도의 기업들이 사전 공시제도를 채택하고 있다. 그리고 코스닥 시장에서는 약 10-15%정도의 기업들이 사전 공시제도를 채택하고 있다.

[표 2-2] 연도별 사전, 사후 공시기업 개수

	코스피			코스닥		
연도	사전공시	사후공시	Total	사전공시	사후공시	Total
2010	9	550	559	68	353	421
2011	8	533	541	55	366	421
2012	7	521	528	31	394	425
2013	4	513	517	35	378	413
2014	13	546	559	45	410	455
2015	10	562	572	46	426	472

11) 배당금 관련 정정공시를 하거나, 주식배당 및 중간배당 공시를 한 경우는 제외한 수치이다.

2016	12	597	609	50	449	499
2017	12	609	621	55	477	532
2018	9	630	639	66	485	551
2019	15	607	622	60	495	555
2020	13	609	622	63	488	551
합계	112	6277	6389	574	4721	5295

제 3 절 선행연구

제 1 항 해외 연구 소개

Miller and Modigliani(1961)은 완전자본시장, 합리적 행동 등을 가정하면 배당과 주가는 관련이 없다는 '배당무이론'을 주장하였다. 거래비용, 세금, 정보의 비대칭성 등이 없다면 배당이 주가에 영향을 주지 않는다는 것이다. 다만, 배당무이론은 가정하는 상황은, 현실에서 성립하기 어렵다.

배당락과 관련해서 일반적으로 알려져 있는 사실은, 배당락일에 주가가 배당금보다 적게 하락한다는 소위 '과소 배당락'이 나타난다는 점이다. (Compbel and Beranek, 1955; Elton and Gruber, 1970; karpoff and Walkling, 1990)

기존 선행연구들에서는 '과소 배당락'의 원인을 크게 다음 4가지로 설명하고 있다. 첫째, 배당소득세 문제이다. 배당소득세가 부과되면 개별 투자자가 실질적으로 받게 되는 배당금은 그만큼 줄어들게 된다. 따라서, 배당락은 배당금의 크기보다 작게 나타날 수 있다. (Elton and Gruber, 1970; Barclay, 1987; Lasfer, 1995)

둘째, 배당의 정보효과 문제이다. 시장 참여자들은 배당금의 증감을 기업가치의 변화에 대한 정보로 받아들인다. 가령, 배당금의 증가는 미래의 기업가치에 대한 긍정적인 신호로 해석될 수 있다. 따라서, 배당금이 증가한 경우에 배당락이 배당금보다 작게 나타날 수 있다. (Litner, 1956; Pettit, 1972; John and Williams. 1985)

셋째, 유동성 문제이다. 유동성이 작은 주식의 경우에는 배당락일에 주

가조정이 적절하게 이루어지지 않을 수 있다. 이 경우에도 과소 배당락이 나타날 수 있다. (Stickel, 1991)

넷째, 추정 단위(Measurement Scales) 문제이다. 주식 가격의 tick-size와 배당금 크기의 단위가 다를 수 있다. 가령, 주식 가격의 tick-size는 30원 단위인데, 배당금의 크기는 50원 단위일 수 있다. 이 경우 배당금과 배당락의 크기가 다를 수 있다. (Bali and Hite, 1998)

그런데, 위 연구들은 대체로 배당금의 크기를 사전에 공시하는 미국과 유럽 시장을 대상으로 수행된 연구들이다. 그러나 일본 시장에서는 한국 시장에서와 마찬가지로 대다수의 기업들이 배당금의 크기를 사전에 공지하지 않는다. 따라서 시장참여자들은 이러한 불확실성 속에서 배당락일에 대응해야 한다.

이 점을 고려하여, Hayashi and Jagannathan (1990)은 일본 시장에서 3월 결산기업을 처치군으로, 비(非) 3월 결산 기업들을 대조군으로 설정한 후에 이중차분 분석을 수행하였다. 일본의 경우 60% 이상의 기업들이 3월 결산기업이라는 점을 활용한 것이다. 분석 결과, 3월 결산기업들의 경우에 배당락일 전날에 주식을 보유하고 배당락일에 주식을 매각하면 시장초과수익을 얻을 수 있는 것으로 확인되었다.

Kato and Loewenstein(1995)는 Hayashi and Jagannathan(1990)의 연구의 분석 범위를 3월 결산 이외의 기업들로 확장하였다. 분석 결과, 배당락일에 시장초과수익을 얻을 수 있다는 사실이 재차 확인되었다. 그리고 이 현상은 세금효과만으로는 설명할 수 없다는 점이 제시되었다.

제 2 항 국내 연구 소개

배당락에 대한 국내연구는 크게 3개의 시기로 구분해 볼 수 있다. 이하 내용에서는 배당락 직전일은 '배당부일'로, 배당락 당일은 '배당락일'로 지칭한다. 또한, '시가'는 주식시장 개장 시의 가격이며, '종가'는 주식시장의 마감 시 가격을 의미한다.

첫 번째 시기는, 1998년 7월 '현금배당락조치제도'가 폐지되기 이전의 연구들이다. 현금배당락조치제도란 배당락일의 시가를 증권거래소에서

강제적으로 설정했던 제도를 말한다. 구체적으로 배당부일 종가에서 거래소에서 산출한 배당금을 차감한 금액이 배당락일 시가로 설정되었다. 이때 거래소에서 배당금을 산출했던 방법은 다음과 같다. 개별 기업이 예상배당금을 발표한 경우에는 이 예상배당금액을 사용했다. 예상배당금을 발표하지 않은 경우에는 전년도 배당금을 사용했다. 이 시기의 주요 연구로는 우춘식(1993), 김성민(1997), 윤평식 외(1998) 등이 존재한다.

우춘식(1993)은 1987년-1992년의 373개 샘플에 대한 단변량 회귀분석을 수행하였다. 분석 결과, 배당부 종가에 매입하고 배당락 시가에 매도하면 배당금 대비 1-2% 정도의 단기차익을 얻을 수 있었다. 그리고 배당락 시가가 아니라 배당락 종가에 매도한 경우에는 이보다 작은 0.3-0.7% 정도의 단기차익을 얻을 수 있었다.

김성민(1997)은 1992-1994년 연도별 440개 회사에 대한 단변량 회귀분석을 수행하였다. 그 결과, 배당부 종가로 매입하고 배당락 시가로 매도하면 배당부 종가 대비 0.5-1% 정도의 단기차익을 얻을 수 있었다. 그리고 배당락 시가가 아니라 배당락 종가로 매도한 경우에는 이보다 큰 2-3% 정도의 단기차익을 얻을 수 있었다.

윤평식 외(1998)는 1992-1995년의 1396개 샘플에 대한 분석을 수행하였다. 분석 결과, 배당부 종가에 매입하고 배당락 시가에 매도하면, 배당금 대비 1.3% 정도의 단기차익을 얻을 수 있었다.

두 번째 시기는, 1998년 7월에 현금배당락조치제도가 폐지된 이후부터 Park and Park (2009) 이전 시기의 연구들이다. 이 시기부터는 시장에서 자율적으로 배당락 시가가 결정되었다. 이 시기의 주요 연구들로는 김성민(2003), 김성민, 김지은(2004) 등이 존재한다.

김성민(2003)은 1997년-1999년 샘플에 대한 단변량 분석을 수행하였다. 분석 자료는, 현금배당락조치제도가 유지되고 있던 1997년의 샘플이 589건이고, 현금배당락조치제도가 폐지된 1998-1999년 샘플이 1067건이다. 분석 결과, 배당부 종가에 매입하고 배당락 시가에 매도하는 경우에 1997년에는 배당부 종가 대비 2-3% 정도 손해를 봤으나, 현금배당락조치제도가 폐지된 이후에는 반대로 2-4% 정도 단기차익을 올릴 수 있는

것으로 나타났다. 그리고 배당락 시가가 아니라 배당락 종가에 매도하는 경우에는, 1997년에는 3-5% 단기차익을 얻은 한편, 현금배당락조치가 폐지된 이후에는 6-8% 단기차익을 얻을 수 있었다.

김성민, 김지은(2004)은 1998-2000년 현금배당을 사전에 공시한 125건에 대해서 단변량 회귀분석을 수행하였다. 이 경우, 배당금이 사전에 공시되었기 때문에, 투자자들은 배당락일에 당해연도에 받게 될 배당금의 크기를 예측할 필요가 없었다. 분석 결과, 배당부 종가에 매입해서 배당락 시가에 매도하는 경우에는 배당부 종가 대비 -1.6%에서 0.8% 정도의 단기손실 혹은 단기차익이 발생했다. 그런데 배당락 시가가 아니라 배당락 종가에 매도하는 경우에는 4-5% 정도의 단기차익이 발생했다.

세번째 시기는 Park and Park (2009) 이후의 연구들로 배당락일의 주가변화를 분석할 때, 배당락 당일의 주식시장의 변화를 명시적으로 고려한 연구들이다. 첫 번째 및 두 번째 시기의 연구들은 배당부 종가에 매입해서 배당락 시가 혹은 종가에 매도했을 때, 단기차익을 얻을 수 있는지 여부에 중점을 두고 있었다. 그러나 이 단기차익에는 배당락에 의한 효과와 주식시장의 상황 변화에 의한 효과가 혼재되어 있다. 따라서, 배당락일에 발생하는 순수한 효과를 분리하기 위해서는 배당락일의 시장상황을 통제해야 할 필요가 있다. 이 시기의 주요 연구로는 Park and Park (2009), 박철, 박수철(2010), 길재욱, 한상전(2018) 등이 있다.

Park and Park (2009)는 배당락일에 발생하는 주식시장의 변화를 통제하기 위해서, 비(非) 12월 결산 기업들을 대조군으로 활용하였다. 구체적으로 배당락일 전후로 50영업일 동안 비 12월 결산 기업들의 평균 주식수익률을 구하고, 이 값을 배당락일의 시장변화 효과의 대리값으로 사용하였다. 1994-2007년 3337개 샘플에 대해서 분석한 결과, 배당부 종가 대비 배당락 시가의 경우는 0.71%, 배당락 종가의 경우는 0.76% 정도의 과소 배당락이 나타났다.

박철, 박수철(2010)은 2001년 금융소득종합과세가 도입되면서, 개인투자자 원천징수율이 과거 22%에서 16.5%로 감소한 사건을 분석하였다. 분석 결과, 세금부담이 감소할 것이라고 예상되었던 고소득자 그룹에서 배

당부일에 매입해서 배당락일에 매도하는 배당선호거래가 늘어났다.

박철, 박수철(2011)은 배당락일 투자자별(개인, 기관, 외국인) 거래행태를 비교 분석하였다. 그 결과 배당락일에 개인투자자 그룹은 단기차익을 얻었지만 기관 및 외국인투자자는 단기손실을 본 것으로 분석하였다.

길재욱, 한상전(2018)은 배당락일의 주식시장의 변동을 통제하기 위해서, 거래소에서 제공하는 이론배당락지수를 활용하였다. 분석 결과, 2006-2016년 기간동안 배당부 종가에 매입해서 배당락일에 매입하면, 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업의 경우에 0.3%p 정도의 추가적인 단기차익을 얻을 수 있는 것으로 나타났다.

한상전(2019)은 전년도 대비 금년도 배당금의 증감이 배당락일에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 배당금 증감에 관계없이, 사전공시업과 사후 공시기업 모두에서 시장초과수익율이 나타났다.

설원식(2022)은 기존의 연구들에서 배당금이 배당락일보다 3개월 정도 늦게 지급되는 점을 추가적으로 고려하여 배당락일 초과수익률을 분석하였다. 분석 결과, 배당부 종가에 매입해서 배당부 시가에 매도할 경우, 배당부 종가 대비 0.3-1.4% 정도의 시장초과수익을 얻을 수 있는 것으로 나타났다.

제 4 절 연구방법

제 1 항 Y변수(주식수익률) 설정

본 논문에서는 주식수익률 변수를 다음과 같이 3가지 방식으로 설정하였다. 구체적인 산식은 식(1), 식(2), 식(3)에 표기되어 있다.

$$Y1 = \frac{(price_t) - price_{t-1}}{price_{t-1}} \tag{1}$$

$$Y2 = \frac{(price_t + (1-0.154)*D_{year}) - price_{t-1}}{price_{t-1}} \tag{2}$$

$$Y3 = \frac{(price_t + (1-0.154)*D_{year-1}) - price_{t-1}}{price_{t-1}} \quad (3)$$

$Price_t$ = 배당락일 종가
$Price_{t-1}$ = 배당락 하루 전날 종가
D_{year} = 금년도 배당금액
D_{year-1} = 이전년도 배당금액

식(1)의 Y1은 배당부 종가에 주식을 매입해서 배당락 종가에 매도할 경우에 얼마만큼의 주식수익률을 얻을 수 있는지를 나타내는 변수이다. 일반적으로 배당락일에는 배당락의 효과로 전날보다 주가가 하락하는 경향이 있기 때문에 이 값은 음수(-) 값이 예상된다.

식(2)의 Y2는 배당락일 종가를 다음년도 3-4월 경에 알게 될 당해연도 배당금으로 보정해 준 다음에, 식(1)과 같이 산출한 값이다. 이때 배당금은 배당소득세에 해당하는 15.4%만큼 차감해 준 값을 사용했다.

식(3)의 Y3은 배당락일 종가를 전년도 배당금으로 보정해 준 다음에, 식(1)과 같이 산출한 값이다. 이 식은 전년도 배당금을 당해연도 배당금의 프록시로 활용하고 있는지 여부를 확인하기 위해서 설정하였다.

위에서 서술한 식(1), 식(2), 식(3)에 대한 3가지 사항을 언급한다. 첫째, 본 연구에서는 주식수익률을 산출하는 시점으로 배당부일과 배당락일의 '종가'를 사용하고 있다. 이 점은 일부 선행연구에서 배당부 종가와 배당락 시가를 비교하고 있는 것과는 상이한 부분이다. 기존 선행연구에서 배당부 종가와 배당락 시가를 비교한 것은, 아마도 가장 가까운 시간대의 가격을 서로 비교하기 위함일 것으로 추측된다. 그러나 이 방법에서는 배당락일 오전에 장전 거래(오전 8:30-9:00)가 원활하게 수행되었다는 것을 가정하고 있다. 그러나, 장전 거래의 거래량은 무척 작기 때문에 이 시간대에 주식을 거래하면 가격 슬리피지(Slippage)가 발생하게 된다. 또한, 장전 거래에서 전체 주식시장의 60-70%에 해당하는 개인투자자들이 얼마만큼 참여할 수 있을지 역시 미지수다.

둘째, 일부 선행연구들에서는 위에서 산출한 Y변수들을 시장수익률과 비교하였다. 이것은 이들 선행연구들의 목표가 배당락일에 시장초과수익

을 얻을 수 있는지를 규명하는 것이기 때문으로 여겨진다. 그러나 본 연구의 궁극적인 목적은 배당금의 크기를 모르는 상황에서 배당락의 크기를 추정해야 할 때, 어느 정도의 추정오차가 발생하는지 측정하는 것에 있다. 따라서, 본 연구에서는 처치군(사후 공시기업)에 대한 비교대상으로 시장수익률이 아니라 대조군(사전 공시기업)의 수익률을 설정했다.

셋째, 본 논문에서는 배당소득세율로 15.4%를 설정하였다. 이 수치는 배당소득이 분리과세되었을 때의 세율이다. 물론, 대주주, 기관투자자, 개인투자자 별로 '실효 세율'이 다르게 나타날 수 있다. 다만, 여러 가지 세율을 사용해 보아도 본 연구의 결과는 크게 달라지지 않았다.

제 2 항 분석모형 소개

본 논문에서는 패널 이중차분법을 통해서 배당락일에 발생하는 사전 공시기업과 사후 공시기업의 차등적인 효과를 분석하였다. 구체적인 회귀식은 식(4)와 같다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 After_{it} + \beta_2 Treat_{it} + Controls_{it-2} + e_{it} \qquad (4)$$

α_i = 개별기업더미
γ_t = 시간더미(단위 : Day)
$After$ = 배당락이후 = 1, $else$ = 0
$Tgroup$ = 사후공시기업 = 1, 사전공시기업 = 0
$Treat$ = $After \times Tgroup$
$Controls$ = 베타, ln(시가총액), M/B,
외국인지분율, 유동주식비율, 거래회전율「$t-2$시점」

α_i는 개별 기업들의 더미 변수이다. 패널 이중차분 분석에서는 이 변수를 통해서 Y변수와 모든 X변수들의 평균값을 차감한 후에 분석을 수행한다. 그리고 이 과정에서 시간 불변의 요인들을 모두 통제하게 된다. 가령, 일(Day)단위 자료에서 개별 기업의 자산, 부채, 자본, 업종 등의 항목들은 변동하지 않는다. 또한, 연도 더미와 사후 공시기업 여부도 변동하지 않는다. 이 변수들은 패널 이중차분 분석 과정에서 자연스럽게 소

거된다.

γ_t는 시간 더미 변수(Day)이다. 본 연구에서는 주요 분석들에서 D-day(배당부일)와 D+1일(배당락일) 2개 날짜의 데이터를 사용했다. 이 경우에 γ_t는 소거되고, After만 남게 된다. 일부 강건성 검정에서는 D-4일-D+1일까지의 6일간의 데이터를 분석했는데, 이 때는 모든 날짜별로 더미 변수가 추가된다.

Tgroup변수는 사후 공시기업 여부를 나타내는 더미변수이다. 앞서 언급했던 것처럼, 이 변수는 일단위 자료에서는 변하지 않기 때문에, 패널 이중차분 분석 과정에서 자연스럽게 소거된다.

Treat변수는 After와 Tgroup의 교차항이다. 이 항의 의미는 다음과 같다. 처치군(사후 공시기업)과 대조군(사전 공시기업)은 모두 같은 시점에 배당락이라는 충격(처치효과)을 받았다. 이때 대조군의 경우는 배당금의 크기를 알고 있으므로 배당락일에 주가를 배당금만큼 조정해야 하는 '배당락 조정효과'와 하루 동안의 주식시장 변동을 의미하는 '시기변화 효과'만이 발생한다. 반대로, 처치군의 경우는 배당금의 크기를 모르기 때문에, '배당락 조정효과'+'시기변화 효과'와 더불어 미래에 받게 될 배당금의 크기를 추정해야 하는 '배당금 추정 효과'가 추가적으로 발생한다. 이렇게 추가적으로 발생한 '배당금 추정 효과'의 크기를 Treat변수의 계수가 포착하게 된다.

통제변수로는 Beta, ln(시가총액), B/M(=총자산/시가총액) 등의 변수를 사용했다. 통제변수에 대해서는 다음 2가지 사항을 언급한다. 첫째, 앞서 언급했던 것처럼 패널 이중차분법 모형에서는 모든 시간불변의 요인들은 이미 통제된 상태이다. 따라서, 본 분석에서는 시간에 따라 변화하는 변수들만을 통제변수로 사용할 수 있다. 둘째, Y변수에는 t시점과 t-1시점의 주가정보가 모두 들어가 있다. 그래서 내생성 문제를 피하기 위해서 통제변수는 t-2시점의 값을 사용했다.

끝으로, 본 논문에서 사용하고 분석 모형에 대해서 2가지 설명을 추가하고자 한다. 첫째, 시간 축(Day)에 대한 설명이다. 본 논문에서 사용하고 있는 자료는 2012년-2019년, 12월 배당락 기간에 해당하는 전후 며칠

이다. 즉, 시간 축이 연도(Year)와 날짜(Day) 2개로 구성되어 있다. 그런데, 패널 이중차분 분석을 위해서는 시간 축을 한개로 설정해야 한다. 이에 대해서 본 논문에서는 날짜 축을 중심으로 분석을 수행하였다. 예를 들어, '2018년의 다우데이타'와 '2019년의 다우데이타'를 다른 기업으로 간주하고 분석을 수행했다. 1년 간의 변화는 무척 클 수 있지만, 1일 간의 차이는 상대적으로 미미할 것이라는 점을 반영한 것이다.

둘째, 전체 분석과정에서 개별 종목의 시가총액을 샘플 가중치로 설정하였다. 이 점은 Y변수가 비율(%) 변수로 설정되었다는 점을 고려한 것이다. 가령, 기존 선행연구들에서는 시가총액 가중치(Value Weight)가 아니라 동일 가중치(Equal Weight)를 활용해서 배당락일의 초과수익률을 산출하였다. 이 방식은 시가총액 1조원에 달하는 '리노공업'과 시가총액 500억 원 정도인 '대창스틸'에 1:1의 가중치를 부여하겠다는 의미이다. 당연히 리노공업보다 대창스틸의 변동성이 크기 때문에, 분석 결과가 왜곡되어 나타날 수 있다. 반대로, 시가총액을 가중치로 부여하면 이 문제를 어느 정도 완화할 수 있다. 이 경우, 리노공업의 시가총액이 대창스틸의 20배에 해당하기 때문에, 리노공업의 주식수익률 1%p 변동은 대창스틸 주식수익률의 20%p 변동과 동일하게 처리된다.

제 5 절 분석자료 및 기술통계량

제 1 항 분석자료

본 논문에서는 ㈜FnGuide에서 제공하는 주가, 재무, 배당 관련 데이터 등을 각각 추출한 다음에 이 자료들을 결합하여 사용하였다. 전체 분석 대상은 2012년-2019년 사이에 코스피 및 코스닥 시장에 한 번이라도 상장되었던 총 5549개 종목들이다. 분석 기간을 2012년-2019년으로 설정한 것은 2008년의 글로벌 경제위기와 2020년 Covid-19 사태의 영향을 피하기 위해서이다.

한편, 처치군과 대조군의 동질성을 확보하기 위해서, 다음과 같이 분석 샘플을 설정하였다. 첫째, 사전 공시기업의 대다수가 코스닥 시장에서 존

재한다는 점을 고려해서, 분석 시장을 코스닥 시장으로 한정하였다. 둘째, '우선주'를 제외한 '보통주'만을 분석 대상으로 설정하였다. 셋째, 업종은 가장 샘플 수가 많은 '제조업'으로 한정하였다. 넷째, 상기 기업들 중에서, 거래정지, 거래 유의 판정을 받은 기업은 제외하였다. 다섯째, 분석데이터 중에서 중간배당 및 주식배당을 했던 기업들과 12월 결산 기업이 아닌 기업들을 제외하였다. 또한, 배당공시를 하지 않았던 기업(이하: 미공시기업) 역시 제외하였다. 마지막으로, B/M의 비율의 양쪽 극단값 2.5%에 해당하는 샘플을 제거하였다.

최종적으로 분석 샘플로는 2019년 기준 사전 공시기업(56개), 사후 공시기업(443개)가 선정되었다. 개별 기업들이 연도별로 중복되어 나타날 수 있다는 것을 고려하면, 최종 샘플은 배당부일(D-day) 기준으로 3,494개이다.

제 2 항 기술통계량

[표 2-3] 기술통계량

	사전	사후	Total	P-value	Missings / N (Pct)
n (%)	353 (10.1)	3,141 (89.9)	3,494 (100.0)		0 / 3,494 (0.0)
Y1(주가수익률)*, mean (sd)	0.30 (2.75)	0.55 (2.54)	0.53 (2.56)	0.09	0 / 3,494 (0.0)
Y2(주가수익률)**, mean (sd)	2.28 (2.99)	2.72 (4.04)	2.67 (3.95)	0.05	0 / 3,494 (0.0)
Y3(주가수익률)***, mean (sd)	2.06 (2.94)	2.70 (4.04)	2.65 (3.96)	0.01	505 / 3,494 (14.5)
주가(원), mean (sd)	11476.3 (13240.4)	10871.7 (20235.7)	10932.8 (19641.8)	0.58	0 / 3,494 (0.0)
주당배당금(원), mean (sd)	203.9 (282.4)	192.5 (444.8)	193.7 (431.2)	0.64	0 / 3,494 (0.0)
배당수익률(%), mean (sd)	2.33 (2.38)	2.56 (4.34)	2.54 (4.19)	0.32	0 / 3,494 (0.0)
배당성향(%), mean (sd)	22.90 (85.22)	22.92 (103.18)	22.92 (101.50)	1.00	0 / 3,494 (0.0)
총배당금(억원), mean (sd)	27 (32)	22 (38)	23 (38)	0.06	0 / 3,494 (0.0)
시가총액(억원), mean (sd)	1834 (1864)	1713 (3275)	1725 (3161)	0.49	0 / 3,494 (0.0)
총자산(억원), mean (sd)	1819 (1713)	2344 (4113)	2291 (3941)	0.02	0 / 3,494 (0.0)
총부채(억원), mean (sd)	647 (940)	990 (2234)	955 (2141)	0.00	0 / 3,494 (0.0)
총자본(억원), mean (sd)	1173 (1011)	1354 (2127)	1335 (2043)	0.11	0 / 3,494 (0.0)
연구개발비(억원), mean (sd)	35 (64)	29 (74)	29 (73)	0.17	0 / 3,494 (0.0)

영업이익(억원), mean (sd)	169 (197)	153 (274)	154 (267)	0.27	0 / 3,494 (0.0)
Beta(D1Yr), mean (sd)	0.91 (0.38)	0.81 (0.39)	0.82 (0.39)	0.00	42 / 3,494 (1.2)
ln(시가총액), mean (sd)	11.70 (0.89)	11.51 (0.92)	11.53 (0.92)	0.00	0 / 3,494 (0.0)
B/M, mean (sd)	1.40 (1.06)	1.82 (1.30)	1.78 (1.28)	0.00	0 / 3,494 (0.0)
외국인비율(%), mean (sd)	6.34 (9.03)	6.23 (9.99)	6.24 (9.90)	0.85	0 / 3,494 (0.0)
유동주식비율(%), mean (sd)	56.06 (14.25)	52.94 (14.48)	53.26 (14.49)	0.00	0 / 3,494 (0.0)
거래회전율(%), mean (sd)	1.03 (1.59)	1.25 (4.91)	1.23 (4.68)	0.40	0 / 3,494 (0.0)

[표 2-3]은 기술통계량 결과이다. 기술통계량의 목적이 샘플들의 분포를 확인하는 것인 만큼, 기술통계량을 산출할 때는 샘플에 가중치를 부여하지 않았다. 주요 결과를 살펴보면 다음과 같다.

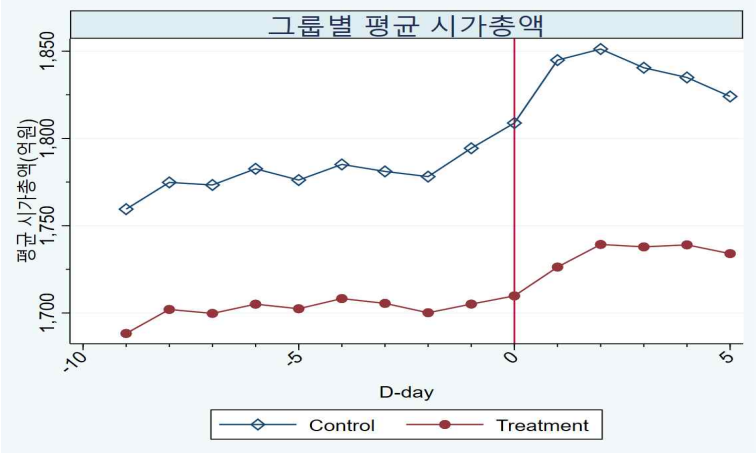
Y1, Y2, Y3은 주식수익률을 의미하는 변수이다. 주식수익률은 두 개 시점의 주가의 비율로 산출되는 만큼, 각 변수들은 배당락일(D+1일)을 기준으로 산출하였다. 한편, Y1, Y2, Y3값은 3가지 주요한 특징을 갖고 있다. 첫째, Y1의 값은 사전, 사후 공시기업 모두에서 양수로 나타났다. 이 점은 배당락에도 불구하고 배당락일에 주가가 상승했다는 것을 의미한다. 둘째, Y1에 비해서 Y2와 Y3의 값은 2%p 정도 높았다. 이 점은 Y2, Y3 값에 배당금의 크기를 보정해 주었기 때문이다. 셋째, 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업의 Y1, Y2, Y3 값이 모두 근소하게 높았다. 이 점은, 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업의 주가가 배당부일에 보다 많이 하락했거나 혹은 배당락일에 보다 많이 상승했음을 의미한다.

주가, 시가총액, 총자산 등의 변수들은 배당부(D-day)일 기준으로 산출하였다. 주가는 사전 공시기업과 사후 공시기업에서 큰 차이가 없었다. 시가총액은 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업이 좀 더 작은 것으로 나타났다. 반대로, 총자산, 총부채, 총자본 모두 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업이 큰 것으로 나타났다.

Beta, B/M, 외국인비율 등의 변수들은 배당부일 기준 이틀 전(D-2일) 시점으로 산출하였다. Y1, Y2, Y3 변수를 산출할 때 2개 시점을 사용하는 만큼 내생성 문제를 피하기 위함이었다. 분석 결과 Beta와 유동주식

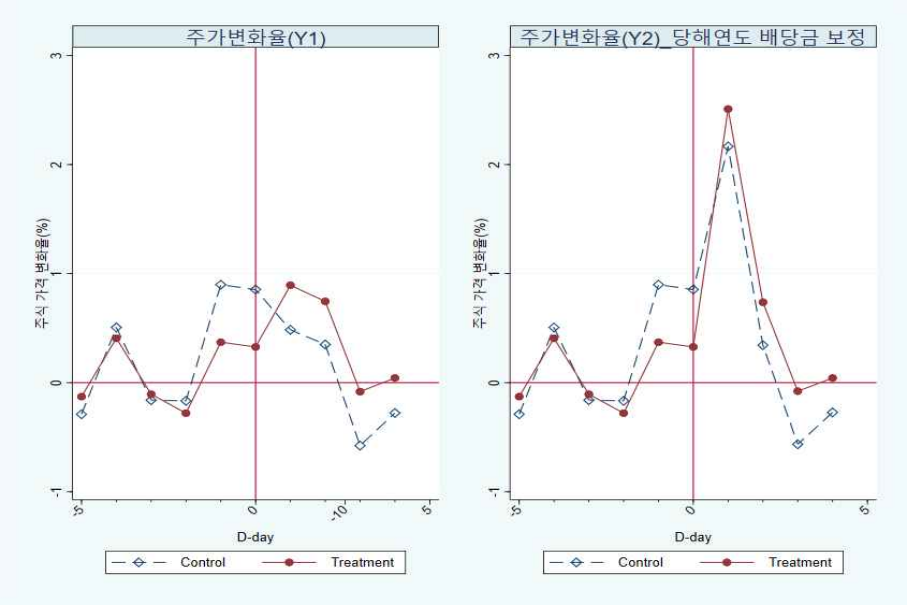
비율은 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업이 다소 작은 것으로 나타났다. 반대로, B/M, 거래회전율은 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업이 다소 높은 것으로 나타났다. 외국인비율은 양 그룹간에 큰 차이가 나타나지 않았다.

[그림 2-1] 그룹별 평균 시가총액



[그림 2-1]는 처치군(사후 공시기업)과 대조군(사전 공시기업)의 그룹별 평균 시가총액 그래프이다. 개념상 이 그래프는 D-9일 시점에 각 그룹에 1원씩 투자했을 때, 이후 투자금액이 어떻게 변화했는지를 의미한다. 그래프를 살펴보면 처치군에 비해서 대조군의 시가총액이 다소 높은 것을 확인할 수 있다. 또한, 2개 그룹의 변화 양태가 상당부분 평행하다는 점도 확인할 수 있다.

[그림 2-2] 그룹별 주가변화율



[그림 2-2]은 처치군(사후 공시기업)과 대조군(사전 공시기업)의 그룹별 주가변화율 그래프이다. [그림 2-2]에서는 비율변수인 Y1과 Y2값을 시가총액 가중치로 활용해서 가중평균하였다. 개념상 이 그래프는 매 시점(Day)마다 각 그룹에 1원씩 투자했을 때, 다음날 투자수익률이 어떻게 나타났는지를 의미한다. 왼쪽 패널이 배당금이 보정되지 않은 Y1의 결과이고, 오른쪽 패널이 당해연도 배당금이 보정된 Y2의 결과이다.

그래프의 주요 특징은 크게 다음 3가지이다. 첫째, 배당락일 이전에 처치군과 대조군의 주가변동이 상당히 유사하게 진행되었다. 이 점은 추후 진행하는 패널 이중차분 분석에서 평행이동가정이 어느 정도 충족된다는 점을 시사한다. 둘째, 배당락이 발생했음에도 불구하고 배당락일에 양(+)의 주식수익률이 나타나고 있었다. 이 점은 배당락일에 주식시장 상황이 대체로 양호했다는 것을 의미한다. 셋째, 오른쪽 패널인 Y2 그래프를 보면 배당락일(D+1일)에 주식수익률이 크게 치솟았다는 것을 확인할 수 있다. 이 점은, 배당금을 고려한다면 사전, 사후 공시기업 모두에서 배당락일에 시장초과수익률을 얻을 수 있다는 점을 시사한다.

제 6 절 분석 결과

제 1 항 시장 초과수익률 분석

[표 2-4] 시장 초과수익률 분석 결과

	코스피200		사전 공시기업			사후 공시기업	
D-day	수익률	Y2	AR	CAR	Y2	AR	CAR
-14	-0.18%	0.08%	0.26%	0.26%	-0.04%	0.14%	0.14%
-13	0.00%	-0.05%	-0.06%	0.20%	-0.44%	-0.44%	-0.30%
-12	0.19%	-0.39%	-0.58%	-0.38%	-0.11%	-0.30%	-0.60%
-11	-0.15%	-0.57%	-0.42%	-0.80%	-0.54%	-0.39%	-0.99%
-10	-0.22%	1.08%	1.30%	0.50%	0.24%	0.46%	-0.54%
-9	0.29%	-0.26%	-0.54%	-0.04%	-0.38%	-0.66%	-1.20%
-8	0.37%	0.79%	0.43%	0.38%	0.77%	0.40%	-0.80%
-7	0.15%	0.12%	-0.03%	0.36%	-0.07%	-0.22%	-1.01%
-6	0.24%	0.50%	0.26%	0.62%	0.30%	0.05%	-0.96%
-5	-0.09%	-0.42%	-0.33%	0.29%	-0.16%	-0.06%	-1.02%
-4	0.42%	0.58%	0.16%	0.45%	0.40%	-0.02%	-1.04%
-3	0.14%	-0.05%	-0.18%	0.27%	-0.05%	-0.19%	-1.23%
-2	-0.28%	0.05%	0.33%	0.60%	-0.23%	0.05%	-1.18%
-1	-0.02%	0.90%	0.92%	1.52%	0.40%	0.42%	-0.76%
배당부일(0)	-0.39%	0.58%	0.96%	2.49%	0.25%	0.64%	-0.12%
배당락일(1)	-0.23%	2.45%	2.68%	5.17%	2.63%	2.85%	2.73%
2	0.14%	0.38%	0.24%	5.41%	0.74%	0.60%	3.33%
3	-0.58%	-0.72%	-0.14%	5.27%	-0.06%	0.52%	3.86%
4	-0.11%	-0.12%	-0.01%	5.25%	0.06%	0.17%	4.03%
5	-0.41%	-0.12%	0.28%	5.54%	-0.18%	0.23%	4.26%
6	0.32%	0.50%	0.18%	5.71%	0.47%	0.15%	4.41%
7	0.14%	-0.69%	-0.83%	4.88%	-0.39%	-0.53%	3.87%
8	0.29%	1.15%	0.86%	5.74%	0.73%	0.43%	4.31%
9	0.02%	0.19%	0.18%	5.92%	0.19%	0.17%	4.48%
10	0.53%	0.58%	0.05%	5.97%	0.57%	0.04%	4.52%

[표 2-4]는 배당락일에 시장 초과수익률을 얻을 수 있는지 분석한 결과이다. 증권분야의 관례에 따라서 시장수익률은 코스피200 수익률로 계산했다. 시장초과수익률(AR)은 Y2(주식수익률)에서 코스피200의 수익률을

차감한 값이다. 누적시장초과수익률(CAR)은 AR값들을 누적한 값이다.

코스피200 수익률과 Y2(주식수익률)는 다음과 같은 방식으로 산출했다. 먼저, 개별 날짜(Day)의 주식수익률을 구할 때는 개별 날짜별로 시가총액가중치를 부여해서 평균값을 산출했다. 코스피200 지수의 경우 해당 날짜의 지수를 그대로 사용했다. 다음으로, 개별 날짜별로 2012-2019년의 자료를 통합할 때에는 1:1 가중치를 부여해서 산출했다. 이 점은, 매년 주식수익률을 산출하는 게임을 수행하는데, 이러한 게임을 8년간 8번 했다고 가정한 것이다. 같은 논리에 근거해서 코스피200의 수익률도 연도별로 단순 평균한 값을 사용했다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 배당부일에서 사전 공시기업과 사후 공시기업의 시장초과수익률은 각각 0.96%p와 0.64%p로 나타났다. 또한, 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업의 시장초과수익률이 0.32%p 적었다.

둘째, 배당락일에서 사전 공시기업과 사후 공시기업의 시장초과수익률은 각각 2.68%p, 2.85%p로 나타났다. 배당부일에 비해서 배당락일에 시장초과수익률이 2%p정도 증가한 것은 이 시점부터 주식수익률(Y2)에 배당금의 크기가 보정되었기 때문으로 판단된다.

셋째, 시장초과수익률이 두드러지게 발생했던 시점은 배당락일이 유일했다. 다른 날짜들의 경우는 대부분 -1에서 1% 사이의 시장초과수익률이 관측될 뿐이었다.

넷째, 배당락일 이후 누적초과수익률은 10영업일 이후까지도 지속적으로 유지되었다. 이에 대해서는 1월 효과와 관련이 있을 것으로 추정되나, 보다 명확한 분석을 위해서는 후속 연구가 필요하다고 판단된다.

제 2 항 패널 이중차분 분석

[표 2-5] 패널 이중차분 분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3
After	-0.369	1.313***	1.192***	-0.381	1.314***	1.168***	-0.379	1.312***	1.178***
	(0.284)	(0.309)	(0.349)	(0.282)	(0.311)	(0.345)	(0.279)	(0.309)	(0.341)
Treat	0.934***	0.868***	0.955**	0.940***	0.845**	0.900**	0.920***	0.829**	0.873**
	(0.313)	(0.334)	(0.377)	(0.311)	(0.336)	(0.369)	(0.309)	(0.334)	(0.367)
Beta				5.327	3.140	11.675	4.041	1.931	9.177
				(10.459)	(9.660)	(11.557)	(9.629)	(8.903)	(10.589)
ln(시가총액)				-1.930	-3.180	-0.481	-2.817	-3.515	-2.072
				(10.406)	(9.813)	(10.958)	(8.672)	(8.249)	(9.085)
B/M				4.499	3.071	5.129	3.251	1.977	3.439
				(4.966)	(4.751)	(5.627)	(4.481)	(4.341)	(5.294)
외국인비율							2.054*	1.759*	1.956
							(1.162)	(1.003)	(1.253)
유동주식비율							-0.213**	-0.122	-0.156*
							(0.103)	(0.103)	(0.094)
거래회전율							-0.091	-0.089	-0.083
							(0.068)	(0.064)	(0.072)
Constant	0.384***	0.384***	0.389***	13.944	33.499	-10.523	16.636	27.399	0.355
	(0.060)	(0.059)	(0.062)	(139.827)	(131.611)	(148.126)	(119.302)	(113.202)	(125.306)
Observations	6988	6988	6483	6905	6905	6415	6905	6905	6415
r2_w	0.020	0.201	0.195	0.020	0.190	0.178	0.033	0.198	0.186
r2_b	0.000	0.000	0.039	0.002	0.004	0.005	0.002	0.000	0.000
r2_o	0.003	0.117	0.118	0.001	0.011	0.008	0.001	0.000	0.000

="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01"

[표 2-5]는 패널 이중차분 분석의 결과이다. 처치군은 사후 공시기업으로, 대조군은 사전 공시기업으로 설정했다. 분석기간은 2012년-2019년에 해당하는 배당부일(D-day)와 배당락일(D+1) 2개 날짜이다. (1), (2), (3)번 칼럼은 After와 Treat변수만을 사용했을 때 결과이다. (4), (5), (6)번 칼럼은 앞서 모형에서 Beta, ln(시가총액), B/M을 통제변수로 추가했을 때의 결과이다. (7), (8), (9)번 칼럼은 외국인비율, 유동주식비율, 거래회

전율을 추가했을 때의 결과이다. 패널 회귀분석의 특성상 사후 공시기업 여부를 나타내는 Tgroup 변수는 시간불변의 항이기 때문에 분석 과정에서 소거된다는 점을 다시 한번 언급한다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 전날 대비 배당락일에 평균적인 주가변화를 의미하는 After변수의 계수는 대체로 양(+)의 값으로 나타났으며, 통계적으로도 유의했다. 이 점은, 평균적으로 배당락일에 주식 시장의 상황이 좋았다는 것을 시사한다.

둘째, Treat의 계수는 양(+)의 값으로 나타났으며, 이 점은 통계적으로 유의했다. 이 결과는 사전 공시기업과 사후 공시기업의 주식수익률이 배당락일에 배당부 종가 대비 0.8-0.9%p 정도 더 벌어졌다는 의미이다.

본 분석에서 활용하고 있는 모형은 패널 이중차분 분석이다. 따라서, Treat계수의 정확한 의미는 (배당락일의 사후 공시기업의 수익률 - 사전 공시기업의 수익률) - (배당부일의 사후 공시기업의 수익률 - 사전 공시기업의 수익률)이다. 즉, Treat의 계수가 양(+)의 값으로 나타날 수 있는 경우는, 배당부일에 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업의 주식수익률이 낮았거나, 혹은 배당락일에 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업의 주식수익률이 높았던 경우이다. 즉, 배당부일에는 시장에서 비선호 되었던 사후 공시기업의 주식이 배당락이 발생한 다음에는 선호되는 주식으로 바뀌었다고 할 수 있다. 다만, 왜 이러한 현상이 나타나는지에 대해서는 좀 더 면밀한 후속연구가 필요하다.

셋째, Y1의 Treat의 계수는 약 0.9로 나타났고, Y2와 Y3의 계수 역시 이와 유사한 0.8-0.9 정도로 나타났다. 이 점은, 배당락일에 사전 공시기업과 사후 공시기업의 주식수익률이 벌어지는 이유가, 배당금의 차이가 아닌 주가변동에 의한 차이라는 것을 시사한다. 실제로 Y2의 Treat의 계수는 Y1의 Treat의 계수보다 0.1 정도 작은 것으로 나타나는데, 이 점은 사전 공시기업 대비 사후 공시기업의 배당금이 배당부 종가 대비 0.1%p 작았다는 것을 의미한다.

넷째, 통제변수를 추가하더라도 위 결과는 크게 달라지지 않았다. 이 점은 위 분석 결과가 신뢰할만하다는 것을 시사한다.

제 3 항 강건성 검정

[표 2-5]의 분석에서는 오로지 2개 시점(D-day, D+1일)의 자료만을 활용하였다. 따라서, 위 결과가 우연으로 나타난 것일 수도 있다. 이에 대해서 본 절에서는 [표 2-5]에 대한 3가지 강건성 검정을 수행하였다.

[표 2-6] 날짜별 플라시보 분석 결과

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
D-day		Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3
2	Treat	0.1	0.094	0.16	0.035	0.029	0.078	0.04	0.034	0.077
2		(0.313)	(0.309)	(0.363)	(0.274)	(0.27)	(0.325)	(0.274)	(0.27)	(0.325)
2	N	6988	6988	5978	6908	6908	5926	6908	6908	5926
2	r2_w	0.048	0.047	0.048	0.061	0.061	0.062	0.063	0.063	0.064
배당락	Treat	-0.013	0.051	-0.084	-0.052	0.053	-0.092	-0.049	0.055	-0.093
1		(0.267)	(0.274)	(0.316)	(0.269)	(0.274)	(0.313)	(0.271)	(0.275)	(0.315)
1	N	6988	6988	5978	6906	6906	5926	6906	6906	5926
1	r2_w	0.002	0.188	0.188	0.011	0.197	0.189	0.016	0.198	0.191
배당부	Treat	0.934***	0.868***	0.955**	0.940***	0.845**	0.900**	0.920***	0.829**	0.873**
0		(0.313)	(0.334)	(0.377)	(0.311)	(0.336)	(0.369)	(0.309)	(0.334)	(0.367)
0	N	6988	6988	6483	6905	6905	6415	6905	6905	6415
0	r2_w	0.02	0.201	0.195	0.02	0.19	0.178	0.033	0.198	0.186
-1	Treat	0.002	0.002	0.002	-0.007	-0.007	-0.007	0.007	0.007	0.007
-1		(0.293)	(0.293)	(0.293)	(0.294)	(0.294)	(0.294)	(0.293)	(0.293)	(0.293)
-1	N	6988	6988	6988	6903	6903	6903	6903	6903	6903
-1	r2_w	0	0	0	0.003	0.003	0.003	0.006	0.006	0.006
-2	Treat	-0.415	-0.415	-0.415	-0.346	-0.346	-0.346	-0.366	-0.366	-0.366
-2		(0.306)	(0.306)	(0.306)	(0.307)	(0.307)	(0.307)	(0.308)	(0.308)	(0.308)
-2	N	6988	6988	6988	6901	6901	6901	6901	6901	6901
-2	r2_w	0.036	0.036	0.036	0.054	0.054	0.054	0.056	0.056	0.056
-3	Treat	-0.168	-0.168	-0.168	-0.201	-0.201	-0.201	-0.226	-0.226	-0.226
-3		(0.312)	(0.312)	(0.312)	(0.321)	(0.321)	(0.321)	(0.321)	(0.321)	(0.321)
-3	N	6988	6988	6988	6900	6900	6900	6900	6900	6900
-3	r2_w	0.002	0.002	0.002	0.009	0.009	0.009	0.018	0.018	0.018
-4	Treat	0.154	0.154	0.154	0.24	0.24	0.24	0.248	0.248	0.248
-4		(0.308)	(0.308)	(0.308)	(0.308)	(0.308)	(0.308)	(0.308)	(0.308)	(0.308)
-4	N	6988	6988	6988	6899	6899	6899	6899	6899	6899
-4	r2_w	0.023	0.023	0.023	0.024	0.024	0.024	0.024	0.024	0.024

첫째, [표 2-6]에서는 [표 2-5]에 대한 플라시보 테스트를 수행하였다.

여기서 플라시보 테스트란 가상적으로 배당부일(D-day)이 다른 날짜였다고 가정한 후에 분석을 패널 이중차분 분석을 수행했다는 의미이다. 가령, D-day가 D+2일인 경우는 D+2일을 배당부일로, D+3일을 배당락일로 가정한 후에 [표 2-5]의 분석을 수행하였다. 이와 같은 방식으로 D+2에서 D-4일까지 총 7번의 패널이중차분 분석을 수행하였다. [표 2-6]의 (1)-(9)번의 결과는 [표 2-5]의 (1)-(9)번의 모형을 사용했을 때의 결과이다.

분석 결과, Treat의 계수가 유의하게 나타는 시점은, 오직 배당부일이 실제 배당부일(D-day)인 시점 뿐이었다. 이 점은, 실제 배당락일에만 공시기업과 사후 공시기업의 주식수익률이 유의미하게 벌어졌다는 것을 의미한다. 즉, [표 2-5]의 결과는 우연이라고 볼 수 없다.

[표 2-7] 강건성검증:연도별 분석 결과(1영업일 기준)

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3
2012	Treat	-1.471	-2.324*	-1.937	-1.022	-2.297	-1.952*	-1.033	-2.276	-1.959*
2012		(0.973)	(1.369)	(1.18)	(0.824)	(1.423)	(1.129)	(0.835)	(1.436)	(1.144)
2012	N	772	772	715	762	762	707	762	762	707
2012	r2_w	0.082	0.317	0.311	0.161	0.309	0.298	0.162	0.312	0.304
2013	Treat	1.080*	1.308*	1.875**	1.083*	1.129*	1.668**	1.105*	1.160*	1.678**
2013		(0.619)	(0.666)	(0.727)	(0.595)	(0.665)	(0.732)	(0.612)	(0.695)	(0.738)
2013	N	750	750	702	739	739	693	739	739	693
2013	r2_w	0.225	0.46	0.424	0.261	0.462	0.422	0.267	0.466	0.423
2014	Treat	-0.316	0.063	0.061	-0.963	-0.492	-0.683	-0.875	-0.404	-0.552
2014		(1.306)	(1.227)	(1.388)	(1.266)	(1.206)	(1.287)	(1.347)	(1.271)	(1.356)
2014	N	822	822	752	806	806	740	806	806	740
2014	r2_w	0.002	0.149	0.157	0.057	0.138	0.077	0.079	0.156	0.099
2015	Treat	2.522***	1.754**	1.539**	1.915***	1.364**	1.380**	2.050***	1.469**	1.413**
2015		(0.761)	(0.687)	(0.626)	(0.605)	(0.638)	(0.583)	(0.605)	(0.621)	(0.626)
2015	N	818	818	750	806	806	742	806	806	742
2015	r2_w	0.193	0.394	0.388	0.255	0.422	0.422	0.284	0.446	0.456
2016	Treat	1.086*	1.083*	1.624**	1.131*	1.137*	1.605**	1.151*	1.091*	1.540**
2016		(0.573)	(0.568)	(0.662)	(0.639)	(0.613)	(0.694)	(0.646)	(0.613)	(0.691)
2016	N	908	908	839	896	896	829	896	896	829
2016	r2_w	0.012	0.205	0.236	0.037	0.209	0.228	0.041	0.213	0.235
2017	Treat	0.127	0.257	0.375	0.86	0.792	1.171	-0.249	-0.281	0.107
2017		(0.781)	(0.763)	(0.904)	(0.846)	(0.84)	(0.875)	(0.782)	(0.79)	(0.839)
2017	N	952	952	880	934	934	868	934	934	868

2017	r2_w	0	0.092	0.079	0.035	0.1	0.096	0.232	0.257	0.271
2018	Treat	1.943**	1.568**	1.599*	1.326*	1.05	0.988	1.338*	1.054	1.013
2018		(0.788)	(0.776)	(0.874)	(0.742)	(0.733)	(0.812)	(0.74)	(0.725)	(0.809)
2018	N	988	988	921	970	970	908	970	970	908
2018	r2_w	0.153	0.385	0.376	0.271	0.462	0.472	0.279	0.469	0.477
2019	Treat	0.664	0.627	0.646	0.507	0.501	0.433	0.534	0.525	0.417
2019		(0.56)	(0.57)	(0.60)	(0.55)	(0.56)	(0.60)	(0.54)	(0.55)	(0.59)
2019	N	996	996	932	990	990	926	990	990	926
2019	r2_w	0.214	0.007	0.009	0.254	0.028	0.032	0.267	0.035	0.041

둘째, [표 2-7]에서는 [표 2-5]의 분석을 연도별로 나누어서 분석을 수행하였다. 이는 [표 2-5]의 결과가 특정 연도의 효과에 의해서 좌우된 것이 아닌지를 확인하기 위한 것이다. [표 2-7]의 (1)~(9)번의 결과는 [표 2-5]의 (1)~(9)번의 모형을 사용했을 때의 결과이다.

분석 결과, 대다수의 연도에서 Treat의 계수가 양(+)의 값으로 나타났다. 특히, 2013년, 2015년, 2016년, 2018년의 경우는 통계적으로도 유의하게 나타났다. 이 점은, [표 2-5]의 결과가 어느 특정 연도에 의해서 좌우되지 않았다는 것을 의미한다.

한편, 2012년의 경우는 위 결과와는 반대로 Treat의 계수가 음(-)의 값으로 나타났으며, 통계적으로도 유의했다. 이렇게 상반된 결과가 나타난 것은 2008년 금융위기 때문으로 추측된다. 그러나 이에 대한 정확한 분석을 위해서는 후속연구가 필요하다.

[표 2-8] 강건성검증:연도별 분석 결과(5영업일 기준)

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3
2012	Treat	-1.058	-1.911*	-1.554*	-1.34	-2.438**	-1.945**	-1.312	-2.387**	-1.926**
2012		(0.861)	(1.07)	(0.853)	(0.855)	(1.116)	(0.919)	(0.88)	(1.132)	(0.943)
2012	N	2316	2316	2259	2282	2282	2227	2282	2282	2227
2012	r2_w	0.076	0.214	0.205	0.219	0.307	0.295	0.23	0.316	0.306
2013	Treat	0.700*	0.929**	1.215**	0.498	0.581	0.969*	0.532	0.605	0.984*
2013		(0.394)	(0.429)	(0.479)	(0.4)	(0.439)	(0.504)	(0.403)	(0.441)	(0.509)
2013	N	2250	2250	2202	2215	2215	2169	2215	2215	2169
2013	r2_w	0.11	0.28	0.26	0.162	0.301	0.283	0.166	0.302	0.285

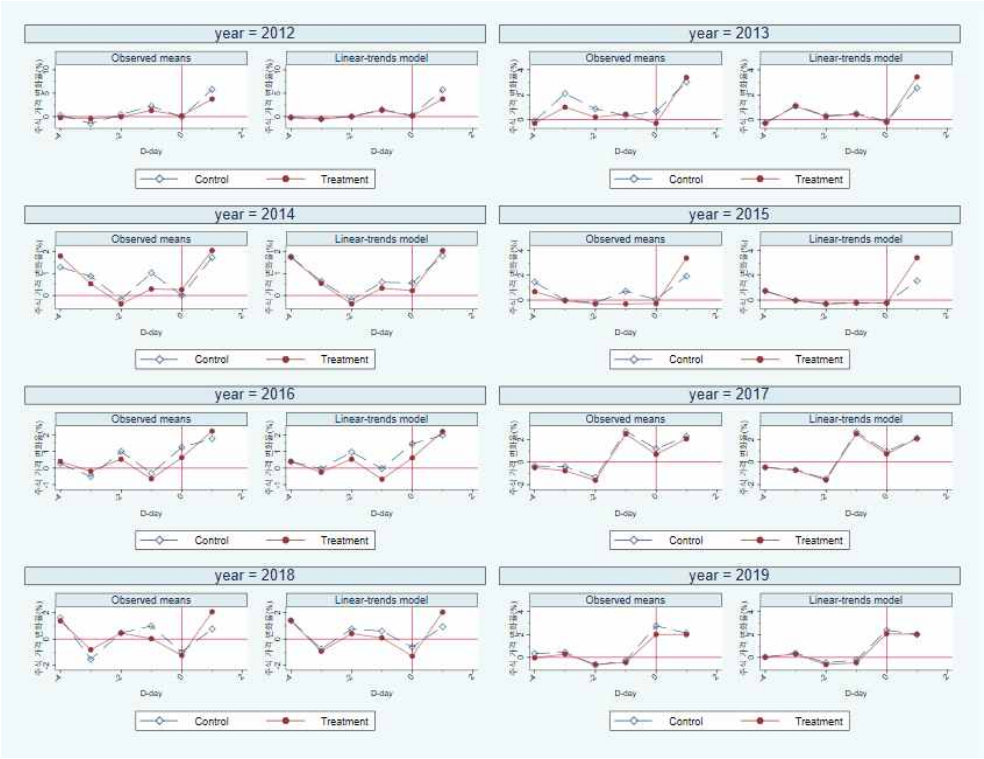
2014	Treat	0.044	0.422	0.688	-0.411	0.03	-0.055	-0.456	-0.029	-0.115
2014		(0.932)	(0.827)	(0.959)	(0.893)	(0.835)	(0.888)	(0.913)	(0.855)	(0.909)
2014	N	2466	2466	2396	2418	2418	2352	2418	2418	2352
2014	r2_w	0.074	0.105	0.12	0.134	0.143	0.13	0.137	0.145	0.133
2015	Treat	2.657***	1.889***	1.638***	1.991***	1.323**	1.293**	2.080***	1.403***	1.378***
2015		(0.778)	(0.648)	(0.588)	(0.587)	(0.527)	(0.523)	(0.602)	(0.535)	(0.53)
2015	N	2454	2454	2386	2418	2418	2354	2418	2418	2354
2015	r2_w	0.086	0.193	0.159	0.371	0.427	0.411	0.375	0.431	0.415
2016	Treat	0.658	0.655	1.163**	0.415	0.433	0.719	0.49	0.54	0.869*
2016		(0.421)	(0.42)	(0.463)	(0.401)	(0.386)	(0.45)	(0.418)	(0.417)	(0.493)
2016	N	2724	2724	2655	2688	2688	2621	2688	2688	2621
2016	r2_w	0.067	0.173	0.165	0.177	0.265	0.251	0.18	0.27	0.257
2017	Treat	-0.054	0.076	0.116	-0.062	0.045	0.337	-0.183	-0.061	0.211
2017		(0.64)	(0.623)	(0.738)	(0.578)	(0.565)	(0.645)	(0.554)	(0.548)	(0.621)
2017	N	2856	2856	2784	2802	2802	2736	2802	2802	2736
2017	r2_w	0.252	0.297	0.293	0.272	0.319	0.313	0.288	0.331	0.323
2018	Treat	1.832**	1.457**	1.641*	1.569**	1.207*	1.351*	1.559**	1.195*	1.341*
2018		(0.731)	(0.728)	(0.842)	(0.637)	(0.64)	(0.736)	(0.637)	(0.639)	(0.736)
2018	N	2964	2964	2897	2907	2907	2845	2907	2907	2845
2018	r2_w	0.128	0.189	0.185	0.294	0.346	0.344	0.294	0.347	0.345
2019	Treat	0.183	0.146	0.452	0.064	0.039	0.33	0.055	0.032	0.305
2019		(0.469)	(0.442)	(0.478)	(0.419)	(0.392)	(0.425)	(0.413)	(0.387)	(0.42)
2019	N	2994	2994	2929	2969	2969	2905	2969	2969	2905
2019	r2_w	0.16	0.23	0.219	0.26	0.316	0.301	0.264	0.318	0.303

셋째, [표 2-8]에서는 [표 2-7]에서 분석기간을 2일(D-day-D+1)에서 6일(D-4-D+1)로 확장한 후에 분석을 수행하였다. 이는 배당부일 대비 배당락일의 효과가, 5영업로 분석 기간을 늘렸을 때도 나타나는지를 확인하기 위한 것이다.

분석 결과, [표 2-8]의 결과도 [표 2-7]의 결과와 크게 다르지 않았다. 2012년을 제외한 대다수의 연도에서 Treat의 계수가 양(+)의 값으로 나타났다. 이 점은, [표 2-7]의 결과가 강건하게 나타난다는 것을 의미한다.

[그림 2-3]은 [표 2-8]의 결과를 그래프로 나타낸 것이다. 전체 그래프를 살펴보면 대체적으로 평행이동가정이 충족된다는 것을 확인할 수 있다. 또한, 2012년을 제외한 대다수의 연도에서 배당락일에 사전 공시기업보다 사후 공시기업의 주식수익률이 높게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 이 점은, [표 2-8]의 결과가 어느 정도 신뢰할만하다는 것을 의미한다.

[그림 2-3] 연도별 패널 이중차분 분석(5영업일 기준)



제 4 항 부분 집단에 대한 분석

지금까지 배당락일에 발생하는 처치군(사후 공시기업)과 대조군(사전 공시기업)의 차등적인 주식수익률 변화를 보고하였다. 배당락일에 대조군 대비 처치군의 주식수익률이 0.9% 정도 높게 나타났으며, 이 점은 각종 강건성 검정에서도 일관되게 나타났다. 그렇다면, 도대체 어떠한 채널로 인해서 위와 같은 현상이 나타나는지에 대한 의문이 제기될 수 있다. 현재까지 이에 대한 충분한 답은 얻지 못했으나, 이와 관련한 몇 가지 추가적인 분석 결과를 보고한다.

[표 2-9] 부분 집단 분석(저B/M, 중간B/M, 고B/M)

	저B/M			중간B/M			고B/M		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3
After	0.782	1.457**	1.430**	-0.800***	0.606	0.544	-0.610	2.845***	2.727***
	(0.638)	(0.639)	(0.701)	(0.373)	(0.377)	(0.433)	(0.495)	(0.711)	(0.795)
Treat	0.713	0.562	0.572	1.200***	1.158***	1.184**	-0.479	0.087	0.058
	(0.679)	(0.678)	(0.733)	(0.411)	(0.415)	(0.473)	(0.539)	(0.757)	(0.822)
Beta	-0.399	-1.229	13.266	-2.075	-2.019	-4.270	9.368	2.733	-4.220
	(11.953)	(12.025)	(16.098)	(8.780)	(8.777)	(9.508)	(17.911)	(21.048)	(21.103)
ln(시가총액)	-14.603	-14.154	-15.298	0.025	0.380	4.501	-24.926	-18.341	-21.117
	(16.082)	(16.108)	(16.389)	(7.666)	(7.779)	(8.278)	(16.340)	(18.855)	(22.582)
B/M	-11.172	-11.421	-11.695	2.652	2.983	5.744	1.426	6.038	9.019
	(10.664)	(10.665)	(11.953)	(3.888)	(3.932)	(4.296)	(5.975)	(7.790)	(9.361)
외국인비율	3.637*	3.373*	3.192	-0.018	-0.095	-0.908	1.585	3.049	11.892***
	(1.983)	(1.963)	(1.979)	(0.990)	(0.968)	(0.871)	(1.720)	(2.331)	(3.648)
유동주식비율	-0.131	-0.104	-0.150	-0.209	-0.202	-0.298	-0.349**	-0.342	-0.417
	(0.144)	(0.142)	(0.127)	(0.347)	(0.362)	(0.341)	(0.172)	(0.226)	(0.314)
거래회전율	-0.115	-0.115	-0.112	-0.033	-0.034	0.002	-0.031	-0.043	0.091
	(0.076)	(0.077)	(0.081)	(0.041)	(0.041)	(0.035)	(0.071)	(0.077)	(0.082)
Constant	172.775	169.225	175.132	9.507	5.084	-33.398	295.814	193.995	119.426
	(223.924)	(223.923)	(231.544)	(100.597)	(102.874)	(109.592)	(207.247)	(239.248)	(279.924)
Observations	2082	2082	1912	2770	2770	2574	2051	2051	1927
r2_w	0.138	0.210	0.216	0.021	0.178	0.174	0.135	0.239	0.220
r2_b	0.000	0.000	0.003	0.013	0.009	0.001	0.000	0.002	0.001
r2_o	0.000	0.000	0.002	0.005	0.000	0.000	0.000	0.002	0.001

="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01"

[표 2-9]는 전체 분석 샘플을 B/M을 기준으로 3등분한 후에, 패널 이중차분 분석을 수행한 결과이다. 이때 3등분은 저B/M:중간B/M:고BM을 3:4:3의 비율로 분할하였다. 그리고 [표 2-5]의 (7), (8), (9)번 칼럼에서 사용한 분석을 각 부분 집단별로 수행하였다.

분석 결과, 배당락일에 중간B/M 집단을 대상으로 한 분석에서만 Treat

의 계수가 유의하게 나타났다. 이 점은, 배당락일에 발생했던 차등적인 변화가 극단적인 가치주 혹은 성장주에서 나타나지 않았다는 점을 의미한다.

[표 2-10] 부분 집단 분석(저배당, 중간배당, 고배당)

	저배당			중간배당			고배당		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3
After	0.928	1.834**	1.514*	-0.897***	0.552	0.472	-0.701	3.028***	3.049***
	(0.814)	(0.808)	(0.804)	(0.417)	(0.417)	(0.422)	(0.447)	(0.899)	(0.687)
Treat	0.603	0.360	0.527	1.118**	1.103**	1.103**	-0.726	-0.465	-0.198
	(0.847)	(0.841)	(0.836)	(0.448)	(0.449)	(0.456)	(0.480)	(0.925)	(0.719)
Beta	15.639	14.350	14.662	-4.522	-0.806	-4.881	0.672	-15.616	-8.540
	(16.776)	(16.753)	(16.637)	(9.628)	(9.804)	(9.683)	(18.284)	(22.198)	(22.546)
ln(시가총액)	-10.927	-11.141	-11.253	2.329	2.368	3.261	-26.563	-12.117	-20.664
	(12.947)	(12.966)	(12.896)	(11.065)	(11.229)	(11.163)	(16.453)	(21.125)	(22.097)
B/M	-7.891	-8.696	-8.486	8.336*	8.051	7.860	-1.497	6.542	4.360
	(9.354)	(9.302)	(9.304)	(4.904)	(4.970)	(4.976)	(6.404)	(8.812)	(9.014)
외국인비율	2.554	2.108	2.300	0.222	0.251	0.153	3.243*	6.884**	7.479**
	(1.884)	(1.876)	(1.873)	(1.158)	(1.167)	(1.124)	(1.786)	(2.788)	(3.535)
유동주식비율	-0.208**	-0.174**	-0.200**	0.051	0.059	0.045	-0.268*	-0.269	-0.322
	(0.081)	(0.081)	(0.081)	(0.457)	(0.494)	(0.464)	(0.160)	(0.251)	(0.215)
거래회전율	-0.117	-0.116	-0.115	0.013	0.017	0.012	-0.028	-0.021	0.016
	(0.083)	(0.083)	(0.083)	(0.058)	(0.061)	(0.059)	(0.076)	(0.085)	(0.089)
Constant	120.151	127.697	128.096	-43.592	-47.513	-53.011	301.731	78.382	177.299
	(183.837)	(183.858)	(182.766)	(145.943)	(148.722)	(147.447)	(205.176)	(258.368)	(268.277)
Observations	1796	1796	1796	2362	2362	2362	1766	1766	1766
r2_w	0.143	0.231	0.210	0.023	0.179	0.166	0.221	0.190	0.220
r2_b	0.003	0.006	0.002	0.012	0.007	0.011	0.001	0.003	0.002
r2_o	0.002	0.005	0.002	0.005	0.001	0.002	0.000	0.001	0.000
									="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01"

[표 2-10]은 전체 분석 샘플을 배당수익률을 기준으로 3등분 한 후에, 패널 이중차분 분석을 수행한 결과이다. 이때 3등분은 저배당율:중간배당율:고배당율을 3:4:3의 비율로 분할하였다. 또한, 배당수익률을 산정하는 기준은 1년 전의 값으로 설정하였다. 가령, 2018년의 분석 샘플은

2017년의 배당수익률에 따라서 3개 집단 중 한 곳으로 분류되었다.

분석 결과, 배당락일에 중간배당율 집단을 대상으로 한 분석에서만 Treat의 계수가 유의하게 나타났다. 이 점은, 배당락일에 발생했던 차등적인 변화가, 극단적인 저배당주 혹은 고배당주에서 발생하지 않았다는 것을 의미한다.

[표 2-11] 부분 집단 분석(배당금 감소, 유지, 증가)

	배당금 감소			배당금 유지			배당금 증가		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3
After	-0.967***	0.332	1.053**	-0.361	1.352***	1.352***	-0.294	1.667**	1.088*
	(0.491)	(0.480)	(0.515)	(0.393)	(0.428)	(0.428)	(0.567)	(0.648)	(0.600)
Treat	0.985*	1.336**	1.557**	0.885**	0.613	0.613	0.683	0.608	0.664
	(0.575)	(0.560)	(0.609)	(0.428)	(0.457)	(0.457)	(0.611)	(0.689)	(0.642)
Beta	-29.652*	-12.232	-7.313	16.038	10.125	10.125	14.225	7.288	9.667
	(16.536)	(16.952)	(18.601)	(10.746)	(11.651)	(11.651)	(18.029)	(17.075)	(17.029)
ln(시가총액)	8.741	6.605	4.088	6.492	4.438	4.438	0.728	-0.079	0.629
	(18.960)	(19.215)	(20.619)	(9.230)	(9.108)	(9.108)	(14.460)	(14.315)	(14.113)
B/M	10.125	8.106	6.433	6.734	4.490	4.490	7.163	6.544	6.078
	(8.155)	(8.129)	(8.476)	(4.703)	(4.992)	(4.992)	(8.877)	(8.909)	(8.687)
외국인비율	2.245	3.618	3.790	-0.852	-1.184	-1.184	3.398	2.407	2.637
	(1.653)	(2.316)	(2.827)	(1.441)	(1.524)	(1.524)	(2.278)	(1.952)	(2.024)
유동주식비율	-0.169	-0.061	-0.014	-0.351*	-0.413**	-0.413**	-0.179	0.130	0.067
	(0.187)	(0.186)	(0.194)	(0.182)	(0.208)	(0.208)	(0.451)	(0.435)	(0.403)
거래회전율	-0.033	-0.022	-0.014	0.011	0.007	0.007	-0.315***	-0.296***	-0.301***
	(0.075)	(0.081)	(0.083)	(0.028)	(0.026)	(0.026)	(0.098)	(0.089)	(0.091)
Constant	-115.972	-121.737	-96.188	-77.274	-36.530	-36.530	-64.313	-50.868	-61.082
	(252.561)	(254.272)	(272.481)	(118.977)	(118.544)	(118.544)	(193.220)	(192.292)	(189.261)
Observations	1302	1302	1302	2594	2594	2594	2028	2028	2028
r2_w	0.037	0.147	0.236	0.025	0.184	0.184	0.091	0.247	0.201
r2_b	0.031	0.000	0.000	0.003	0.004	0.004	0.000	0.000	0.000
r2_o	0.014	0.000	0.000	0.001	0.005	0.005	0.000	0.000	0.000

="* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01"

[표 2-11]은 전체 분석 샘플을 전년도 대비 금년도에 배당금 증감 여부

에 따라서 3등분 한 후에, 패널 이중차분 분석을 수행한 결과이다. 이때 3등분은 배당금 감소:유지:증가로 분할하였다. 샘플 수의 비중은 약 1:2:2 정도이다.

분석 결과, Treat의 계수가 유의하게 나타난 경우는 배당금이 감소한 집단에서였다. Treat변수의 계수는 칼럼(1) 0.985*, 칼럼(2) 1.336**, 칼럼(3) 1.557**로 나타났으며, 통계적으로 유의했다. 이와 관련해서 다음 4가지 사항을 언급한다.

첫째, 행태경제학의 전망이론에 따르면 배당이 증가 혹은 유지되는 경우보다 배당이 감소하는 경우에 투자자들이 민감하게 반응한다고 알려져 있다. 사람에게는 손실회피 기전이 존재하기 때문이다. 같은 맥락에서 (1), (2), (3)번 칼럼에서 Treat의 계수가 유의하게 나타났을 수 있다. (김정식, 2015; 김태진 외, 2017; 조정호, 정찬식, 2016)

둘째, 순전히 실제로 받게 되는 배당금이 예상보다 감소해서 사전 공시기업과 사후 공시기업에 차등적인 변화가 나타났다면, Treat의 계수는 양(+)의 값이 아니라 음(-)의 값으로 나타났어야 한다. Y2를 계산할 때 당해연도 배당금의 크기를 더해주는데, 배당금이 감소했다는 의미는 더해주는 배당금 값이 작아진다는 것을 의미하기 때문이다.

셋째, Treat의 계수가 양(+)으로 나타날 수 있는 경우는, 배당부일에 사후 공시기업의 주식을 사전 공시기업보다 싸게 팔았든가, 혹은 배당락일에 비싸게 구입한 경우에 해당한다. 이에 대한 구체적인 채널은 후속연구의 과제로 남긴다.

넷째, 배당락일에 발생한 0.9%p의 차등적인 변화는, 단 하루 동안에 발생했다는 점에서 무척 큰 변동이라고 할 수 있다. 이렇게 커다란 변동이 발생하는 이유로 다음 2가지 사안을 조심스럽게 언급한다. 첫째, 한국 주식시장에서 깜깜이 배당제도가 운영되고 있다. 둘째, 대다수의 기업들이 동일한 배당락 날짜를 사용하고 있다.

가령, 깜깜이 배당제도로 인해서 주식시장 참가자들은 배당락일에 포트폴리오에 포함되어 있는 사전 공시기업, 사후 공시기업, 무배당 기업들의 비중을 조정해야만 할 것이다. 그런데, 대부분의 기업들의 배당락일이 같

은 날짜에 몰려있기 때문에, 그 조정의 폭이 커질 수 있다.

한편, 이 점은 선물시장에서도 주요 이슈로 작용할 수 있다. 선물시장의 여러 상품들이 주가지수에 연동되어 있는데, 배당락일에 적정 주가지수를 예측하기 위해서는 역시 배당금의 크기를 추정해야 하기 때문이다. 그러나 전문적인 펀드매니저에게도 주가지수에 포함되어 있는 모든 종목들의 배당금을 추정하는 작업은 쉽지 않은 일이다. 따라서, 배당락에 대한 추정오차가 어느 정도 발생할 수 밖에 없다. 그런데, 대부분의 기업들의 배당락일이 같은 날짜에 몰려있기 때문에, 배당락에 대한 추정 오차의 크기가 증폭될 수 있다. (Hartzmark and Solomon, 2022; 고광수, 2022)

제 7 절 결론

지금까지 본 논문에서는 한국 주식시장에서 배당락일에 정확한 주가 조정이 이루어지고 있는지에 대한 처치효과 분석을 수행하였다. 처치군으로는 배당금의 크기를 사후에야 알 수 있는 사후 공시기업을, 대조군으로는 배당금의 크기를 사전에 알 수 있는 사전 공시기업을 설정하였다. 그리고 사전 공시기업의 대다수가 코스닥 시장에 상장되어있다는 점을 고려하여 분석 대상을 코스닥 시장 기업으로 한정하였다.

분석 결과, 배당락일에 사전 공시기업에 비해서 사후 공시기업의 주가수익률이 0.9%p 정도 높게 나타났다. 이 결과는 각종 강건성 검정에서도 일관되게 나타났다. 이 점은 한국 주식시장에서 배당락 추정오차로 인한 일련의 비효율성이 발생하고 있다는 것을 의미한다.

본 논문은 다음과 같은 의의를 갖는다. 첫째, 엄밀한 방식의 처치효과 분석을 수행하여, 한국 주식시장에서 깜깜이 배당제도로 인해서 비효율성이 발생하고 있다는 점을 확인하였다. 둘째, 본 논문의 결과는 '깜깜이 배당'제도의 문제를 논의하고 있는 시점에서, 제도 개선의 필요성을 뒷받침하는 근거자료로 활용될 수 있을 것이다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 한계점을 갖는다. 첫째, 분석 대상이 코스닥 시장으로 한정되었다. 이 점은, 사전 공시기업의 대다수가 코스닥

시장에 상장되어있다는 것을 고려한 부분이었다. 그러나 코스닥 시장보다 거래대금과 거래량이 큰 코스피 시장을 포함하고 있지는 못하다.

둘째, 한국 주식시장에서 배당락일에 사전 공시기업과 사후 공시기업의 주가수익률 차이가 발생한다는 점은 확인하였으나, 어떠한 루트를 통해서 이러한 현상이 발생하고 있는지는 확인하고 있지 못하다.

셋째, 2012년도의 경우 처치효과의 부호가 반대 방향으로 나타났다. 이 점은, 2008년 금융위기의 영향인 것으로 추측되나, 이에 대한 명쾌한 해답을 제시하지 못하고 있다.

위 한계점들에 대해서는 분석 기간을 연장하는 한편, 한국과 일본 주식시장의 배당락을 비교분석하는 연구를 수행함으로써 어느 정도 보완할 수 있다고 생각한다. 이 점들은 후속연구의 과제로 남긴다.

참고문헌

고광수. 2022. 주가지수는 현금 배당을 기억할까? 한국증권학회지, 51(2): 213 - 242.

길재욱 & 한상전. 2018. 결산배당 사전공시기업과 사후공시기업의 배당락일 주식수익률 비교 분석. 유라시아연구, 15(3): 111 - 128.

김성민. 1997. 배당락일의 주가행태에 관한 효율성 검증. 재무연구, 10(2): 145 - 170.

김성민. 2003. 현금배당락조치 폐지 이후 배당락일의 주가행태. 재무관리논총, 9(1): 189 - 219.

김성민 & 김지은. 2004. 현금배당 사전공시기업의 정보효과 및 배당락일의 주식수익률. 재무관리연구, 21(1): 1 - 32.

김정심. 2015. 투자자들은 하락장에서 더욱 배당주를 선호하는가? 산업경제연구, 28(5): 2043 - 2064.

김태진, 김현식, & 조훈. 2017. 한국 주식 시장에서의 누적 전망 이론을 활용한 실증 분석. 재무연구, 30(4): 479 - 517.

박철 & 박수철. 2010. 배당소득세율 변화 전· 후 배당락일 주변 개인투자자 거래행태 비교 분석. 한국증권학회지, 39(4): 491 - 515.

박철 & 박수철. 2011. 배당락일 투자자별 거래행태 비교 분석. 재무관리연구, 28(4): 57 - 85.

설원식. 2022. 선 (先) 공시 배당제도의 도입 필요성 연구. 경영컨설팅연구, 22(3): 249 - 257.

우춘식. 1993. 배당낙일의 (配當落日) 주가조정행위에 관한 실증적 연구. 한국증권학회지, 15(1): 215 - 241.

위경우. 2012. Dividend Policy, Risk Transfer and Equity Risk in Highly Leveraged Transaction. 경영컨설팅연구, 12(4): 219 - 238.

윤평식, 김정국, & 정기호. 1998. 배당락일의 (配當落日) 주가조정에 (株價調整) 관한 연구. 한국증권학회지, 22(1): 115 - 143.

조정호 & 정찬식. 2016. 현금배당 공시사건이 주가수익률에 미치는 비대칭적 영향에 관한 연구-행태재무적 관점에서. 경영연구, 31(2): 133 - 160.

한상전. 2019. 중간배당과 결산배당의 정보효과 및 배당락일 주가행태에 관한 연구. 한양대학교 박사학위 논문.

Bali, R., & Hite, G. L. 1998. Ex dividend day stock price behavior: Discreteness or tax-induced clienteles? Journal of Financial Economics, 47(2): 127 - 159.

Barclay, M. J. 1987. Dividends, taxes, and common stock prices: The ex-dividend day behavior of common stock prices before the income tax. Journal of Financial Economics, 19(1): 31 - 44.

Campbell, J. A., & Beranek, W. 1955. Stock price behavior on ex-dividend dates. The Journal of Finance, 10(4): 425 - 429.

Elton, E., & Gruber, M. 1970. Marginal Stockholders' Tax Rates andthe Clientele Effect. Review of Economics and Statistics (February 1970), 68 - 74.

Hartzmark, S. M., & Solomon, D. H. 2022. Reconsidering returns. The Review of Financial Studies, 35(1): 343 - 393.

Hayashi, F., & Jagannathan, R. 1990. Ex-day behavior of Japanese stock prices: New insights from new methodology. Journal of the Japanese and International Economies, 4(4): 401 - 427.

Karpoff, J. M., & Walkling, R. A. 1990. Dividend capture in NASDAQ

stocks. Journal of Financial Economics, 28(1 - 2): 39 - 65.

Kato, K., & Loewenstein, U. 1995. The ex-dividend-day behavior of stock prices: The case of Japan. The Review of Financial Studies, 8(3): 817 - 847.

Lasfer, M. A. 1995. Ex day behavior: Tax or short term trading effects. The Journal of Finance, 50(3): 875 - 897.

Lintner, J. 1956. Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes. The American Economic Review, 46(2): 97 - 113.

Park & Park. 2009. The Behavior of Stock Prices on Ex-Dividend Day in Korea. 재무관리연구, 26(1): 221 - 263.

Pettit, R. R. 1972. Dividend announcements, security performance, and capital market efficiency. The Journal of Finance, 27(5): 993 - 1007.

Analyzing the Inefficiencies of Korea's Non-transparent Dividend System?:

A Panel Difference-in-Difference Approach on KOSDAQ Pre and Post-Disclosure Companies[12)]

Korea's dividend system displays two notable characteristics, which have raised concerns regarding their impact on market efficiency. Firstly, the system lacks transparency as the ex-dividend date occurs without prior knowledge of the dividend amount. Secondly, the majority of companies have the same ex-dividend dates. Consequently, the difference between dividends and ex-dividend prices can be significantly larger in the Korean stock market compared to other countries.

This paper employs a Panel Difference-in-Differences analysis on pre and post-disclosure companies listed in the KOSDAQ market to shed light on these inefficiencies. The analysis reveals that the stock returns of post-disclosure companies are approximately 0.9% points higher on the ex-dividend date compared to pre-disclosure companies. These findings suggest that the current Korean dividend system is contributing to inefficiencies in the stock market.

Keyword : Ex-Dividend Date, Anomaly, Treatment Effect Analysis, Panel Difference-in-Difference

---

12) This paper was supported by the Ministry of Education and the National Research Foundation of Korea.
(Grant No.: 2018H1A2A1060788, Researcher No.: 11732008)

제 3장 분양원가를 공개하면

아파트 가격이 하락하는가?

- 통제집단합성법(SCM)을 활용한 실증분석[13][14]

본 연구는 2022년 2월 SH공사에서 세곡 2지구 4단지(강남한양수자인)의 분양원가를 갑작스럽게 공개한 사건을 자연실험으로 활용하여, 분양원가공개가 아파트 가격을 하락시켰는지를 통제집단합성법(SCM)을 통해 분석하였다. 분석과정에서 처치군은 강남한양수자인의 전용면적 85㎡ 유형으로, 대조군은 강남한양수자인을 중심으로 각각 반경 2km(17개), 3km(33개), 4km(46개), 5km(54개) 안에 위치하는 아파트 단지들로 설정하였다.

분석 결과, 분양원가 공개에 따른 아파트 가격 하락 현상은 확인되지 않았다. 본 결과는 강건성 검정에서도 일관되게 나타났다. 이는 아파트 가격을 안정시키기 위해서 분양원가를 공개하는 정책이 그 목적을 달성하지 못했다는 점을 시사한다.

주요어 : 분양원가공개, 아파트 가격, 통제집단합성법, 처치효과분석

---

13) 본 논문은 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아서 수행되었다.
(과제번호:2018H1A2A1060788, (KRI연구자번호:11732008)

14) 본 논문은 2022년 국토연구원의 ‘국토서원’ 프로그램을 통해서 작성되었다.

제 1 절 서론

분양원가 공개제도는 아파트 단지를 건설할 때 사용되는 토지수용비·건설비·기타 부대비용 등의 생산원가를 일반에 공개하는 것을 골자로 한다. 본 제도는 2000년대 중반 주택시장이 과열되자, 노무현 정부에서 그 대응책으로 처음 도입하였다. 그러나 이후 주택시장의 등락에 따라 분양원가 공개제도의 공개범위 역시 축소와 확대를 반복하였다. 예컨대 2008년 금융위기 이후에 주택시장이 빠르게 냉각되자 분양원가공개의 범위는 당초 61개의 공공 및 7개의 민간 항목에서, 12개의 공공 및 0개의 민간 항목으로 대폭 축소되었다. 2010년대 후반에 주택시장이 다시 과열되자, 2019년 1월에 분양원가공개의 범위는 61개의 공공 및 0개의 민간 항목으로 다시 확대되었다.

분양원가 공개제도를 시행하는 것이 효과적인지에 대한 논쟁 역시 지속되고 있다. 먼저 분양원가공개를 찬성하는 입장에서는 분양원가가 공개될 경우 소비자(아파트 구매자)들의 알권리가 충족되고, 아파트 가격의 버블이 상당 부분 해소될 수 있다고 주장한다. 반면 분양원가공개를 반대하는 입장에서는 아파트 분양원가가 공개되어도 아파트 가격은 크게 변화하지 않으며, 오히려 분양원가라는 민간기업의 '영업비밀'만 노출시키게 되어 장기적으로는 아파트 공급이 줄어들 가능성이 있다고 주장한다.

상기 의견의 차이에도 불구하고, 현재까지 분양원가 공개제도의 효과를 통계학적 방법론을 통해서 분석한 연구는 사실상 전무한 실정이다. 이에 본 연구에서는 2022년 2월 시행된 SH공사의 세곡 2지구 4단지(이하 : 강남한양수자인)의 분양원가공개 사건을 자연실험으로 활용하여, 분양원가공개가 아파트 가격을 하락시켰는지를 통제집단합성법(이하: SCM)을 통해 분석하였다. 이때, 처치군은 강남한양수자인의 85㎡ 세대유형으로, 후보군은 처치군을 중심으로 반경 2km(17개), 3km(33개), 4km(46개), 5km(54개) 안에 존재하는 아파트 단지들로 각각 설정하였다.

분석 결과, 분양원가 공개에 따른 아파트 가격 하락 현상은 확인되지 않

았다. 본 결과는 강건성 검정에서도 일관되게 나타났다. 이는 아파트 가격을 안정시키기 위해서 분양원가를 공개하는 정책이 그 목적을 달성하지 못했다는 점을 시사한다.

제 2 절 연구배경

제 1 항 분양원가 공개제도 소개 및 도입과정[15)]

정부는 주택시장 안정을 위해서 1970년대에 엄격한 '분양가 상한제'를 시행한 바 있다. 분양가 상한제는 1980년대 후반에 들어서 매년 건축비 상한액의 일정부분을 인상하는 정책인 '원가연동제'로 개정되었다. 그러던 중, 1990년대 후반에 들어서 외환위기가 발생하자 주택시장이 급속히 냉각되었다. 이에 1999년 김대중 정부는 침체 상태의 주택시장을 부양하기 위한 목적으로 분양가 상한제를 전격 폐지하였다.

그런데, 2000년 중반에 들어서자 주택시장이 빠르게 회복되기 시작했다. 주택시장이 점차 과열되자, 분양가 상한제 재도입 요구와 함께 '분양원가 공개제도' 역시 필요하다는 주장이 대두되었다. 이에 2004년 2월 이명박 당시 서울시장은 SH공사의 상암7단지 분양원가를 자발적으로 공개 조치하였다. 이러한 흐름에서 2005년 6월 노무현 정부는 분양가 상한제를 재도입하였고, 2007년 2월에는 공공아파트의 경우에는 61개 항목을, 민간아파트의 경우에는 7개 항목의 분양원가를 공개하도록 하는 분양원가 공개제도를 도입하였다.[16)]

그러나 2008년 금융위기가 발생하자 주택시장이 다시 위축되었다. 이에 2012년 3월 이명박 정부는 분양원가 공개항목을 기존 공공(61개) 및 민간(7개) 항목에서 공공(12개) 및 민간(7개) 항목으로 축소하였다. 연이어

---

15) 본 절은 이상호 외(2006), 강식 외(2018), KB금융지주경영연구소(2019)를 바탕으로 작성하였다.

16) 2007년 2월에 도입된 분양원가 공개제도에서는 61개의 공공 및 7개의 민간 항목을 공개하라는 내용을 담고 있었다. 여기서 공공 61개 항목은 택지비(4개), 토목비(13개), 건축비(23개), 기계설비비(9개), 그 밖의 공종비(3개), 기타 공사비(2개), 간접비(6개), 기타 비용(1개)을 말한다. 민간 7개 항목은 택지비, 직접공사비, 간접공사비, 설계비, 감리비, 부대비, 가산비를 말한다.

2014년 2월 박근혜 정부는 민간아파트에 남아 있던 7개 항목에 대한 공개 조항을 전면 폐지하였다. 그 이후 5년여 동안 분양원가 공개제도는 공공아파트 12개 항목만을 공개대상으로 하여 운영되었다.[17]

그러나 2010년대 후반에 들어 주택시장이 다시 과열되자, 분양원가공개의 범위를 재차 확대하자는 의견이 제시되었다. 이에 발맞추어 2018년 9월 이재명 당시 경기도지사는 GH공사의 다산·고덕·동탄신도시 등의 분양원가를 자발적으로 공개하였다. 그리고 문재인 정부는 2019년 1월 공공주택 분양원가 공개항목을 기존 공공(12)개 및 민간(0개) 에서 공공(62개) 및 민간(0개) 항목으로 다시 확대하였다.

한편, 이와 같은 흐름에서 SH공사에서도 2021년 12월부터 사업지구 총 34개 단지의 분양원가를 순차적으로 공개해오고 있다. 이 중에서 2022년 2월에 공개된 세곡 2지구 4단지가 본 연구의 중점 분석대상이 되는 지역이다.

[표 3-1] 분양원가 공개제도 연혁

구분	연도	내용
도입 이전 시기	1977년	강력한 분양가 상한제 시행
	1989년	분양가 상한제를 원가연동제로 변경하여, 규제를 다소 완화함
	1992년	분양가 규제 완화 시작 - 도심 공동화 방지 및 주상복합건물 건설 촉진 목적
	1999년	**분양가 상한제 전면 폐지** **- 외환위기 이후 주택시장 침체에 대한 대응 목적**
도입 시기	2004.02	이명박 서울시장, 상암7단지 분양원가 공개 - 분양가 1,210만 원 중 분양원가는 736만 원
	2005.06	**분양가 상한제 재도입**
	2006.09	오세훈 서울시장, 은평뉴타운 등 모든 공공택지 분양원가 공개 선언
	2007.02	**노무현 정부, 분양원가 공개 주택법 개정** **- 공공(61개), 민간(7개) 항목**
	2007.03	서울시 분양원가 공개관련 조례개정 - 분양가격(10개), 분양원가(60개) 항목

17) 2012년 3월 공공아파트 분양원가는 전체 61개 항목에서 12개 항목으로 축소되었는데, 그 항목은 택지비(3개), 공사비(5개), 간접비(3개), 기타 비용(1개)이다. 이 중에서 토목·건축·기계설비 등의 공사비는 과거 중분류까지 공개되었던 항목이었으나, 사실상 중분류 항목이 폐지되고 대분류 항목만 공개하도록 조치되었다. 그 결과, 분양원가 산정의 타당성을 검증하기 어렵게 되었다.

공개 항목 축소 시기	2012.03	**이명박 정부, 분양원가 공개항목 축소** **- 공공(12개) 민간(7개) 항목**
	2014.12	**박근혜 정부, 민간주택 분양원가 공개 폐지** **- 공공(12개), 민간(0개) 항목**
공개 항목 확대 시기	2017.09	국회 국토위원회, 주택법 재개정안 통과 - 공공주택의 경우 분양원가 61개 이상 항목 공개
	2018.09	경기도시공사, 분양원가 공개 - 다산 3개 지구, 고덕 1개 지구, 동탄 1개 지구
	2019.01	**문재인 정부, 공공주택 분양원가 공개항목 확대** **- 공공(62개), 민간(0개) 항목**
	2021.12	**SH공사 분양원가공개 시작** **(고덕강일 4단지 포함 총 34개 지구 예정)** **- 토지조성원가, 세부거래내역, 분양원가 및 수익 확정가 공개**
	2022.03	**SH공사 세곡2-4지구(강남한양수자인) 분양원가 공개** **- 건설원가 61개, 택지조성원가 10개 항목**
	2022.07	**SH공사 마곡 8단지(마곡엠밸리 8단지) 분양원가 공개** **- 건설원가 61개, 택지조성원가 10개 항목**

제 2 항 SH공사의 분양원가 공개사건 소개

SH공사에서 분양원가를 공개한 것은 2021년 12월이 처음이 아니다. 과거 이명박 당시 서울시장 시절, SH공사는 상암 7단지의 분양원가를 공개한 바 있다. 또한 SH공사는 2012년에 이미 본 연구에서 분석대상으로 설정한 강남한양수자인의 분양원가 12개 항목을 공개하였다.

그럼에도 불구하고, 2021년 12월부터 시작된 분양원가공개 사건은 다음과 같은 점에서 특징적이다.

첫째, 정확한 택지조성원가와 건설원가를 산출해서 발표했다. 과거 공개된 분양원가는 공사를 시작하기 이전에 추정해서 산출한 '예정원가'였다. 그러나 2021년 12월에는 사업이 모두 종료된 이후의 결산 금액인 '확정원가'를 계산해서 공개한 것이다. 이에 본 조치로 인하여 해당 아파트 단지의 실제 평당 분양원가와 분양수익을 산출하는 것이 가능해졌다.

둘째, 약 70여 개의 분양원가 항목뿐만 아니라, 대량의 실제 거래내역서까지 함께 공개했다. 따라서 공개된 분양원가가 타당하게 산출되었는지 여부 역시 검증할 수 있게 되었다.

한편 위에서 언급한 첫째 부분과 관련해서는 다음 사항을 주의해야 한다. 본 논문에서 분석하고 있는 처치효과는 '어떠한 사전정보도 없는 상

태에서 분양원가가 전격 공개된 사건'이 아니라, '대략적으로나마 공개되어 있던 분양원가를 확정된 수치로써 정확하게 재공고한 사건'이다. 비유적으로 말하면, 대략 300-400원 정도 될 것이라고 생각했던 아이스크림의 원가가 정확히 327원임을 알게 되었을 때에, 1천 원짜리 아이스크림을 이전처럼 사먹겠는가의 문제이다. 이는 행태경제학에서 말하는 심리적 기준점(reference point)의 변화와 연결되어 있다.

마지막으로 여러 분양원가 공개사례 중에서도 SH의 강남한양수자인을 분석대상으로 선택한 이유를 설명하고자 한다. 이는 처치군에 대응하는 적절한 대조군을 설정하는 문제와 연관되어 있다. 처치효과분석에서 순수한 처치효과를 추정하기 위해서는 처치군과 유사한 대조군을 설정할 수 있어야 한다. 그러나 아파트의 경우는 입지·면적·주변환경 등 많은 부분에서 상이한 이질성을 보인다는 점이 문제된다. 이를 해결하기 위해 본 논문은 SCM을 사용해 분석을 진행하였다.

SCM을 활용하기 위해서는 처치군과 후보군을 매칭할 수 있도록 긴 기간 동안의 정보가 필요하다. 그러나 대다수의 분양원가공개 사건은 아파트 청약 시점을 전후로 하여 발생했기 때문에 처치를 받기 이전의 정보가 존재하지 않는다. 반면 강남한양수자인의 경우는 특수하게도 부동산 시장에서 7년 동안 정상적으로 거래가 이루어지던 중에, 어느 날 갑자기 분양원가가 공개된 경우였다. 이에 과거 7년의 기간을 통해서 처치군과 유사한 대조군을 합성할 수 있으며, 그에 따라 순수한 처치효과(분양원가 공개의 효과)를 추정할 수 있다.[18)]

제 3 항 강남한양수자인 소개

강남한양수자인 아파트는 서울시 강남구 자곡동에 위치하고 있다. 이는 서울 강남지역을 관통하고 있는 탄천과 맞닿아 있으며, 탄천 건너편은 송파구 문정동이다. 인근 주요 시설로는 STX의 출발점인 수서역이 있으

18) 강남래미안포레의 경우에도 위 조건을 충족한다. 그러나 강남래미안포레는 임대주택의 비율(=874임대/1,070전체세대)이 너무 높아서 처치군으로 채택하지 않았다.

며, 반경 3km 안에 대규모 아파트 단지인 송파 헬리오시티와 위례신도시 지구 등이 위치해 있다.

강남한양수자인은 이명박 정부의 '보금자리주택 정책'의 일환으로 조성되었다. 2000년대 중반 이명박 정부는 소위 '반값 아파트'라고 불리는 보금자리주택 정책을 추진하였는데, 그 2차 사업지역으로서 기존에 그린벨트로 묶여있던 세곡 2지구(세곡동과 자곡동 일대)를 개발하는 것을 결정하였다. 이 세곡 2지구의 총 8개 단지 중에서 4번째 단지가 바로 본 연구의 분석대상이 되는 강남한양수자인이다.

2012년 11월, 강남한양수자인은 '반값 아파트'라는 이름에 걸맞게 주변시세의 약 60% 정도에 분양되었다. (분양가=평당 1,300만 원, 주변시세=평당 2,100만 원) 85㎡ 기준으로 강남한양수자인의 분양가는 약 4.5억 원이었다. 2015년 5월에 전매제한이 해제된 후에는 대략 7억 원 정도의 시세가 형성되었다. 8년 후인 2023년 5월 현재, 강남한양수자인의 시세는 약 17.8억 원이다. 기타 강남한양수자인에 대한 정보는 다음에 제시하는 [표 3-2]로 갈음한다.

[표 3-2] 강남한양수자인 개황(85㎡ 기준)

[그림 3-1] 강남한양수자인 전경
(출처: 저자 촬영)

항목	내용
위치	서울시 강남구 자곡동
전체 세대수	1304세대(임대 653세대)
단지 분포	26개동, 5-10층
세대 종류	49㎡, 59㎡, 85㎡, 101㎡, 114㎡ (전용면적 기준)
건설사	한양건설 (2012년 기준, 시공능력 27위)
건설기간	2011년 12월 - 2014년 3월
사용승인일	2014년 03월 14일
청약가격	분양가 4-4.5억 (평당 1287만 원)
청약경쟁률	19.7:1 - 27.2:1
분양당시	평당 2000-2100만 원

	주변시세	(2012년 기준)
	최초시세	약 7억 2천만 원(2015년 5월)
	현재시세	약 17억 8천만 원(2023년 5월)
	전매제한 기간	59㎡= 의무거주, 전매 3년 84㎡= 의무거주, 전매 1년
	분양원가 공개	2022년 2월 24일 (본 연구에서는 2022년 3월 공개로 간주함)

[표 3-3]은 SH공사에서 공개한 강남한양수자인의 분양원가이다. 2013년 7월에 공개된 내역은 당시 시행되고 있던 분양원가 공개제도에 따라서 12개 항목이 공개된 것이다. 한편 2022년 2월에 공개된 내역은, SH공사에서 71개 항목을 자발적으로 공개한 것이다. 2013년 7월의 값은 공사가 시작되기 이전에 추정한 예정원가이며, 2022년 2월에 공개된 내역은 사업이 모두 종료된 이후에 산출된 확정원가이다. 따라서 2022년의 2월에 공개된 자료에만 최종 분양수익(=분양가-분양원가)이 산출되어 있다. 모든 항목들은 공급면적 114㎡ 평형(전용면적 85㎡)을 기준으로 산출되었다. 산출 단위는 천 원/1㎡이다.

[표 3-3]을 살펴보면, 택지비의 경우 공급면적 1㎡당 2013년(196.5만 원), 2022년(152.9만 원)이었다. 그리고 건설비의 경우는 2013년(202.8만 원), 2022년(176.5만 원)이었다. 분양원가의 경우에서도 2013년(399.3만 원), 2022년(329.4만 원)으로 2013년에 공개된 분양원가가 2022년에 산출된 실제 분양원가보다 22.1% 가량 높았다.

[표 3-3] 강남한양수자인 분양원가 공개내역(공급면적 114㎡ 대상, 단위: 천원/㎡)

	항목	분양원가 공개시점 - 2013년 7월	항목	분양원가 공개시점 - 2022년 2월
택지비	1.택지공급가격	1,681	1.용지비	1,135
	2.기간이자	270	2.용지부담금	46
	3.그밖의비용	14	3.조성비	179
			4.기반시설설치비	95
			5.이주대책비	0

			6.직접인건비	11
			7.판매비	9
			8.일반관리비	13
			9.자본비용	41
			10.그밖의비용	-
	소계	1,965	소계	1,529
건설비	4.토목	85	11.건축공사비	1,245
	5.건축	1,172	12.전기공사비	81
	6.기계설비	164	13.통신공사비	47
	7.그밖의공종	191	14.기타부대비	25
	8.그밖의공사비	53	15.자재비	194
	9.설계비	31	16.설계및조사용역비	21
	10.감리비	27	17.감리비	23
	11.부대비	124	18.이설비	9
	12.기본형건축비에 가산되는비용	181	19.하자보수적립액	-
			20.차입금이자	103
			21.직접인건비	18
	소계	2,028	소계	1,765
분양 원가	택지비+건설비	3,993	택지비+건설비	3,294
			분양가	4,521
			분양수익 (=분양가-분양원가)	1,227

주1) 2013년 7월 공개된 분양원가는 공사가 시작되기 전의 '예정원가'인 반면,
2021년 2월에 공개된 분양원가는 모든 사업이 종료된 이후에 사후 결산된 '확정원가'임.
주2) 2개 시기의 회계기준이 다르기 때문에 개별 항목별로 의미하는 바는 다를 수 있음.

제 3 절 선행연구

현재까지 아파트 분양원가공개의 효과를 통계학적 방법론을 활용해 분석한 국내연구는 전무한 실정이다. 이는 분양원가공개의 효과를 통계학적으로 분석하기가 까다로웠기 때문이었을 것으로 추정된다. 먼저, 분양원가공개 사건은 연도별로 몇 건밖에 발생하지 않는 사건이다. 즉, 분석 샘플 수를 충분하게 확보하기 어렵다. 다음으로, 분양원가공개의 효과를 분석하기 위해서는 아파트 간의 이질성을 통제해야 하는데, 이 역시 쉽지 않은 작업이다. 마지막으로, 분양원가 공개제도의 규정이 아파트 경기에 따라서 자주 변경되었다. 이에 따라 분석 시기를 설정하는 것 역시 쉽지 않은 상황이었다고 생각된다.

이를 고려하여 본절에서는 분양원가 공개제도와 관련된 기존 의견들을 정리하는 수준에서 선행연구들을 소개하려고 한다. 이를 통해 분양원가 공개제도와 관련된 쟁점들을 제시하고자 한다.

분양원가 공개제도에 대한 찬성의견은 크게 다음과 같다.

첫째, 분양원가공개는 소비자의 알권리를 충족시킨다. 둘째, 건설사들은 공사 입찰시에 이미 대략적인 분양원가를 산출해서 제출하기 때문에, 외부에 공개하는 것이 크게 어렵지 않다. 셋째, 분양원가를 공개하면 분양가에 끼어 있는 거품을 해소할 수 있다.

분양원가 공개제도에 대한 반대의견은 크게 다음과 같다.

첫째, 분양시점에 제공하는 분양원가는 향후 발생하게 되는 건설비용에 대한 예정원가이기 때문에 정확하지도 않고 산출하기도 어렵다. 둘째, 분양원가를 공개해도 아파트 분양가 및 시세가 하락할지는 미지수이다. 셋째, 분양원가는 기업 고유의 노하우가 담겨있는 '영업비밀'에 해당한다. 넷째, 분양원가공개로 인해서 기업의 영업활동이 위축될 경우 장기적으로 주택공급이 부족해질 수 있다.

강식 외(2018)는 전반적으로 분양원가공개가 필요하다는 입장을 밝히고 있다. 본 연구의 내용을 요약하면 다음과 같다. 건설업자들은 감리비용을 적게 지출하기 위해서 감리자를 모집할 때의 공사비는 작게 산출한다. 반대로 분양가를 산정할 때에는 분양수익을 최대화하기 위해서 분양원가를 기본형 건축비의 최대값까지 높게 산출한다. 만약, 분양원가가 공개된다면 건설사들의 이와 같은 행태는 불가능해질 것이다. 한 예로, 2000년대 후반에 오세훈 당시 서울시장은 강서발산지구의 분양원가 61개 항목을 자발적으로 공개했다. 그런데 비슷한 입지의 강서마곡지구는 당시 법에 규정되어 있던 분양원가 항목 중 12개만을 공개하였다. 그 결과, 강서마곡지구 대비 강서발산지구의 분양원가는 택지비의 경우 31%, 건축비의 경우에는 56%에 불과했다.

이상호 외(2006)는 민간아파트에 대해서 분양원가를 공개하는 것에 반대의견을 제시하였다. 분양원가를 산정하는 작업 자체가 어렵고, 자칫 정부의 과도한 규제가 시장경제의 근간을 훼손시킬 수도 있다는 것이 그

논거이다. 예를 들어, 기업이 치열한 경영혁신을 통해서 분양원가를 절감하면, 분양가와 분양원가의 차이가 벌어지게 된다. 그런데 분양원가를 공개하면, 기업의 경영혁신에 대한 노력은 제대로 평가받지 못한 채 단순히 분양가와 분양수익의 차이만 부각될 수 있다는 것이다.

신홍기(2018)는 LH공사 및 민간건설업체의 전문가들을 면접 방식으로 조사하여, 분양원가 공개제도에 대한 공공기관과 민간업체에 소속된 현장실무자들의 의견을 소개하고 있다. 해당 연구는 양측 모두 "실무적으로 분양원가를 산출해서 공개하는 것은 크게 어렵지 않으나, 그 실효성에는 의문을 갖고 있다"고 언급하였다는 점을 보고하였다.

끝으로, 김선주·권기욱(2019)은 분양원가 결정방법에 대한 개선방안으로서 크게 4가지 사항을 제안하고 있다. 첫째, 분양가 공개항목과 공개기준을 통일해야 한다. 둘째, 분양가에서 가장 큰 비중을 차지하는 택지조성원가를 공개해야 한다. 셋째, 분양가심사위원회의 전문성을 강화해야 한다. 넷째, 분양가 심사과정을 공개해야 한다.

제 4 절 분석자료

본 연구에서 설정한 처치군은 서울시 강남구 자곡동 소재의 강남한양수자인아파트이다. 후보군은 다음과 같은 6개 절차를 통해서 선정하였다.

첫째, 후보군 아파트에 대한 전체 리스트는 국토교통부의 K-apt '관리비공개 의무단지 기본정보'를 활용하였다. '관리비공개 의무단지 기본정보'는 300세대 이상 공동주택, 150세대 이상으로서 승강기 설치 또는 중앙(지역)난방방식의 공동주택, 주택이 150세대 이상인 주상복합아파트, 그 외 입주자등이 2/3 이상 서면동의하여 의무관리대상으로 전환한 공동주택, 공공임대 및 민간임대주택의 기본정보를 제공하고 있다. (출처:K-apt) 본 연구에서는 이 자료를 후보군 추출을 위한 기본자료로 사용하였다.

둘째, 분석 대상은 아파트로 한정하였다. 이는 처치군과 후보군의 이질성을 줄이기 위한 조치이다.

셋째, 아파트의 전용면적을 85㎡로 한정했다. 이 역시 처치군과 후보군

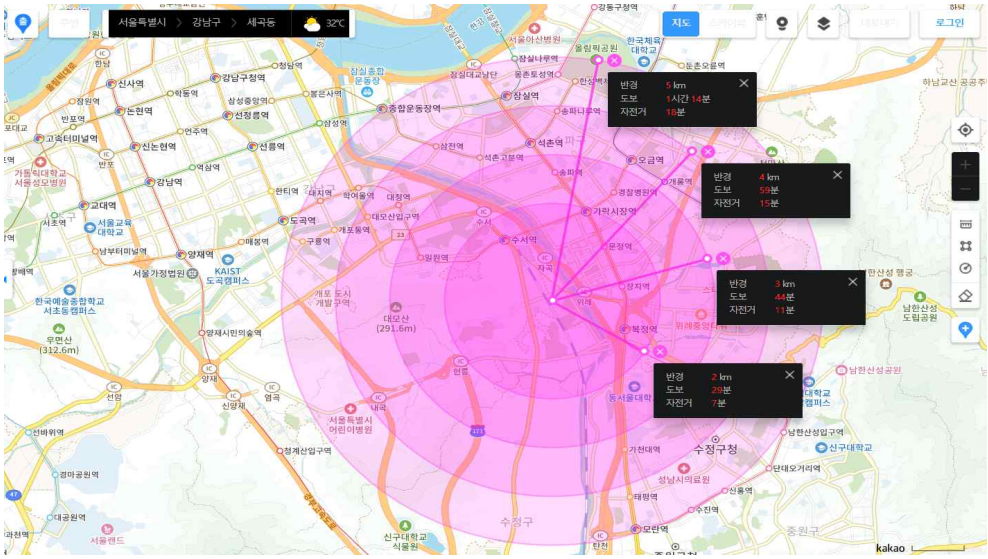
의 이질성을 줄이기 위한 조치이다.

넷째, 강남한양수자인 인근에 있는 가락동·개포동 등 19개 동(洞)[19]을 분석 대상 지역으로 선정하였다. 해당 동들은 서울시 강남구·송파구와 경기도 성남시 일대에 걸쳐 있다.

다섯째, KB시세 값이 2015년 4월부터 2023년 5월 현재까지(98개월) 빠짐없이 존재하는 아파트들로 한정하였다. SCM을 수행하기 위해서는 한 시점이라도 Y값에 대한 결측값이 존재해서는 안 되기 때문이다. 참고로 2015년 4월은 강남한양수자인의 KB시세가 최초로 등장하는 시점이다.

여섯째, 연구방법론상 인근 지역에서 분양원가가 공개된 아파트 단지는 분석에서 배제하였다. 이에 한양수자인과 같은 시기에 분양원가가 공개된 강남데시앙포레, 강남래미안포레, 강남한신휴플러스 6단지 등이 제외되었다.

[그림 3-2] 강남한양수자인 반경 2, 3, 4, 5km



출처:카카오맵

결과적으로, 최종 후보군은 강남한양수자인을 기준으로 반경 2km(17

19) 가락동, 개포동, 거여동, 내곡동, 단대동, 대치동, 도곡동, 문정동, 삼전동, 석촌동, 세곡동, 송파동, 수서동, 신흥동, 일원동, 자곡동, 장지동, 창곡동, 태평동 이상 19개 동

개), 3km(33개), 4km(46개), 5km(54개) 내에 위치하는 아파트 단지들로 설정되었다.

한편, 본 연구에서는 크게 3가지 출처를 통해 자료를 수집하였다. 첫째, ‘KB부동산’에서 아파트 단지별 매매가시세(월별) 및 전세가시세(월별)를 수집하였다. 둘째, ‘K-apt 관리비공개 의무단지 기본정보’에서 준공일자 및 세대수 등의 기본 정보를 수집하였다. 셋째, 용적률 및 가까운 지하철역까지의 거리 등은 ‘네이버부동산’, ‘호갱노노’, ‘카카오맵’ 등을 이용하여 수동으로 추출했다.

제 5 절 분석방법

제 1 항 통제집단합성법(SCM) 소개[20)]

SCM은 후보군(donor pool)에 포함되어 있는 샘플들을 적절한 방식으로 가중평균하여 처치군에 대응하는 대조군을 인공적으로 합성해 분석하는 방법이다. Abadie and Gardeazabal(2003)에 의해 처음 개발된 이래, 처치군이 소수이면서 그에 대응되는 적절한 대조군을 설정하기 어려운 상황에서 주로 사용되고 있다.

SCM의 작동원리는 다음과 같다. 먼저, SCM을 통해서 구하려는 값은 τ_{1t}(평균처치효과:ATET)이다.

$$\tau_{1t} = Y_{1t}^{I} - Y_{1t}^{N} \tag{1}$$

여기서 Y_{1t}^{I}는 처치군이 처치(treatment)를 받았을 때의 결과(outcome)이고, Y_{1t}^{N}는 처치군이 처치를 받지 않은 가상적인 상황(counter-factual)에서의 결과를 의미한다. 이때 Y_{1t}^{I}는 관찰된 값이므로 그 값을 그대로 사용하면 되지만, 문제는 관찰되지 않은 Y_{1t}^{N}이다. SCM에서는 이 값을

20) 본 절은 Abadie, Gardeazabal (2003), Abadie et al. (2010), Abadie et al. (2011), Abadie et al. (2015), Abadie (2021)를 바탕으로 작성하였다.

인공적으로 합성해낸다.

Y_{1t}^{N}를 인공적으로 만들어내는 작업을 설명하기 위해서, 이 글에서는 일단 식(2)의 LFM(Linear Factor Model)을 상정한다. LFM은 사회과학에서 사용되고 있는 선형모델의 가장 일반적인 형태이다.[21)]

$$Y_{it}^{N} = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

식(2)에서 δ_t는 시간추세(time-trend)이고, Z_i는 관찰된 개별요인(예: 아파트 단지별 전세가, 용적률 등)을, μ_i는 관찰되지 않은 개별요인(예: 아파트의 주변환경, 이웃과의 화목도 등)을 나타낸다.

$$\sum_{j=2}^{J+1} W_j Y_{j1} = Y_{11}, \quad \sum_{j=2}^{J+1} W_j Y_{j2} = Y_{12}, \quad \cdots, \quad \sum_{j=2}^{J+1} W_j Y_{jT_0} = Y_{1T_0}, \tag{3}$$
$$\text{and} \quad \sum_{j=2}^{J+1} W_j Z_j = Z_1 .$$

이제, 적절한 가중치벡터 $W = (w_2, w_{3,} w_{4,} \cdots, w_J, w_{J+1})'$가 존재해서, 식(3)이 성립한다고 가정해보자. 여기서 하첨자 j는 2,3,...J+1까지 존재하는 후보군(J개)의 고유번호를 의미한다. 하첨자 T_0는 전체 T기간 중에서 처치효과를 받은 시점을 의미한다. 즉, 가중치벡터 W는 각 시점마다 실제 Y값과 합성된 Y값을 동일하게 만들어주는 샘플가중치를 의미한다. 다시 말하면, 식(3)은 후보군에 포함되어 있는 J개의 원소를 W를 활용하여 적절히 가중평균하면, 1기, 2기, 3기, ..., T_0기에 해당하는 Y_{1t}(처치군의 결과)를 인공적으로 만들어낼 수 있다는 것을 뜻한다.

21) Abadie (2021)에 따르면 VAR모형에서도 SCM을 적용할 수 있다.

$$Y_{1t}^{N} - \sum_{j=2}^{J+1} W_j Y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} W_j \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t \left(\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n^{'} \lambda_n \right)^{-1} \lambda_s^{'} (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1s}) - \sum_{j=2}^{J+1} W_j (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t}) \quad (4)$$

식(4)는 처치를 받지 않았을 때의 가상적인 Y값과 SCM을 통해서 합성된 Y값의 차분을 의미한다. 여기서 Abadie et al. (2010)은 $\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n^{'} \lambda_n$이 비특이행렬이고, 1기부터 T_0 까지의 기간이 충분히 길다면 식(4)가 0으로 수렴한다는 사실을 증명하였다.[22] 즉, 적절한 가중치벡터 W만 잘 찾아낼 수 있다면, 합성된 대조군 $\sum_{j=2}^{J+1} W_j Y_{jt}$는 Y_{1t}^{N}의 적절한 대체값이 될 수 있다.

이제 식(3)을 만족하는 적절한 가중치벡터 W를 찾아내야 한다. 문제는 식(3)을 정확히 만족시키는 W는 존재하지 않는다는 점이다. 대신에 식(3)을 적절히 근사시키는 W는 찾아낼 수는 있다.

Abadie (2021)는 다음 절차를 통해서 가중치 벡터 W를 찾도록 제안하고 있다.

첫째, 전체 데이터를 Training Sets, Validation Sets, Test Sets으로 분할한다.

$$\| Z_1 - Z_0 W \| = \left(\sum_{h=1}^{k} \upsilon_h (Z_{h1} - w_2 Z_{h2} - \cdots - w_{J+1} Z_{h,J+1})^2 \right)^{1/2} \quad (5)$$

둘째, Training Sets에서는 우선 관찰된 개별요인(Z)만을 활용해서 처치군과 후보군을 유사하게 만든다. 식(5)에서 Z_1은 처치군의 관찰된 개별요인(전세가·용적률 등)을 의미하고, Z_0은 후보군들(J개)의 관찰된 개

22) SCM이 잘 작동하기 위해서는 처치군과 후보군을 매칭할 수 있는 기간이 충분히 길어야 한다는 것을 의미한다. 아울러, 매칭 기간 동안에 현격한 구조변화가 발생해서는 안 된다. 즉, SCM은 비교적 길지 않은 기간 동안에 고빈도(high frequency) 자료를 활용하는 경우에 잘 작동된다.

별요인을 의미한다. 물론, $\| Z_1 - Z_0 W \|$의 놈(norm)을 꼭 유클리드 놈(norm)으로 사용할 필요는 없다는 점을 밝혀둔다.

여기서 한가지 주의할 점은, 식(5)의 Z_1과 Z_0 모두에서 하첨자 t가 존재하지 않는다는 점이다. 즉, SCM에서는 각 통제변수별로 해당 기간 동안의 평균값만을 활용한다. 시간의 변화에 따른 Z_1과 Z_0의 변동을 사용하지 않는다는 점은 SCM의 약점이다.

한편, 식(5)를 풀어도 W의 값이 바로 구해지는 것이 아니다. 아직은 W에 대한 J개의 관계식을 얻을 수 있을 뿐이다. 이는 현 단계에서는 통제변인에 대한 가중치벡터 $V = (v_1, v_{2,\ldots,} v_k)$를 구하지 못했기 때문이다. 여기서 V는 관찰된 개별요인(Z)에 포함되어 있는 k개의 변수(예: 전세가, 용적률, 전체 세대수 등) 각각에 대한 가중치를 의미한다.

$$\| Y_1 - Y_0 W \| = MSPE = \sum_{t \in T_0} \left(Y_{1t} - w_2(V) Y_{2t} - \cdots - w_{J+1}(V) Y_{J+1t} \right)^2 \qquad (6)$$

셋째, Validation Sets에서 Y값을 사용해서 처치군과 후보군을 유사하게 만든다. 식(6)에서 Y_1은 처치군의 값(강남한양수자인의 KB시세)이고 Y_0은 후보군들의 Y값(후보군들의 KB시세)이다. 식(6)을 통해서 비로소 통제변인들의 가중치 V를 얻게 되고, 이 값을 다시 식(5)에 넣어서 후보군들의 샘플 가중치 W를 얻게 된다. 그러면, 처치군에 대응하는 합성된 통제군을 얻을 수 있게 된다.

마지막으로, 처치군과 합성된 통제군을 비교해서 처치효과의 크기를 산출한다.

여기서 Abadie (2021)가 제안한 SCM의 2가지 특성을 언급한다.

첫째, 식(5)에서 $\| Z_1 - Z_0 W \|$를 최소화할 때에는 우선 처치군과 후보군의 관찰된 개별요인 Z_i만을 유사하게 만드는 작업을 수행한다. 그러나, 식(6)에서 MSPE를 최소화할 때에는 처치군과 후보군의 관찰되지 않은 개별요인 μ_i도 유사하게 만드는 작업을 수행하게 된다. 이는 SCM의 큰

장점이다.

둘째, 위 과정을 통해서 구하게 되는 가중치벡터 W에는 식(7)의 제약이 부과되어 있다. 이 경우 합성된 Y값은 Convex Hull 내부에 위치하게 되어서, 그 해석이 용이해지게 된다. 또한, Lasso 모형의 경우처럼 대다수 샘플들의 가중치는 0의 값을 갖게 된다.

$$\text{제약식} : w_2 + w_3 + \ldots + w_{J+1} = 1,\ \ 0 \le w_j \le 1,\ \ j = 2,3,\ldots,J+1 \qquad (7)$$

<위에서 설명한 전체 과정을 정리하면 다음과 같다.>

1. 전체 데이터를 Training, Validation, Test Sets으로 3등분한다.
2. Training Sets에서 식(5)를 통해서 샘플 가중치들의 관계식 $W(v)$를 산출한다.
3. Validation Sets에서 식(6)을 통해서 관찰된 개별요인 가중치 $V = (v_1, v_{2,\ldots,} v_k)$값을 산출한다.
4. 위에서 구한 $V = (v_1, v_{2,\ldots,} v_k)$를 다시 식(5)에 대입하여 $W = (w_2, w_{3,} .., w_{J+1})'$값을 산출한다.
5. 위에서 구한 W를 사용하여 Y_{1t}^N(counter-factual)을 산출한다.

제 2 항 연구설계 소개

분양원가공개가 아파트 시세에 영향을 미칠 수 있는 경로는 크게 다음 3가지를 상정할 수 있다.

첫째, 분양원가가 공개되어 분양가 설정에 영향을 주고, 분양가 설정이 연이어 아파트 시세 형성에 영향을 주는 경우이다.

둘째, 분양가 설정 이후에 분양원가가 공개되어, 아파트의 최초 시세가 형성되는 것에 영향을 주는 경우이다.

셋째, 아파트의 시세가 충분히 형성된 다음에 분양원가가 공개되어, 이미 형성되어 있던 아파트 시세에 영향을 주는 경우이다. 본 연구에서 분석하고 있는 강남한양수자인의 사례가 이 세 번째 유형에 해당된다.

본 연구의 전체 분석 시기는 총 98개월(2014년 5월부터 2023년 5월)이다. 본 연구에서는 이 기간을 다음과 같이 3등분하였다. 먼저, Training Sets는 총 59개월(2015.04-2020.02)로 설정하였다. Validation Sets는 총 24개월(2020.03-2022.02)로 설정하였다. 마지막으로 Test Sets는 총 15개월(2022.03-2023.06)로 설정하였다. 한편, 강남한양수자인의 분양원가가 공개된 시점은 2022년 2월 24일이다. 그러나 2월 24일에 발표된 분양원가가 같은 달의 KB시세에 반영되었을 것이라고 보기는 다소 어렵다. 이에 대해서 본 논문에서는 2022년 3월에 강남한양수자인의 분양원가가 공개되었다고 설정한 후에 분석을 수행하였다.

Taining sets에 해당하는 기간에서는 처치군의 X변수와 유사해질 수 있도록 후보군들의 X변수를 가중평균하게 된다. 이때 사용된 변수는 전세가·전세가율·용적률 등의 10개 변수이다.

Validation Sets에서는 처치군의 Y변수와 유사해질 수 있도록 후보군들의 Y변수를 가중평균하게 된다. 만약, 매칭이 잘 이루어졌다면 실제값과 합성된 값이 유사하게 나타날 것이다. 이때 사용된 변수는 KB시세이다.

Test Sets에서는 실제 처치군의 Y값과 합성된 Y값의 차이가 벌어지는지를 비교분석하게 된다. 만약 분양원가 공개라는 처치효과가 아파트 가격을 충분히 하락시켰다면, 실제 Y값과 합성된 Y값이 현격하게 벌어질 것이다.

끝으로, 강건성 검정에 대해서 짧게 언급한다. SCM은 소표본 분석에 기반을 두고 있기 때문에, 점근이론(Asymptotic Theory)에 기반을 둔 가설검정을 수행할 수 없다. 이에 대한 대안으로서 Permutation Test가 주로 수행되고 있는데, 이 부분은 후술하는 강건성 검정에서 다시 설명한다.

제 6 절 분석 결과

제 1 항 기술통계량

[표 3-4] 기술통계량(2015.04-2020.02 기간의 평균값)

	처치군	SCM을 통해서 합성한 값 (이하:SCM값)				후보군들을 단순평균한 값 (이하: 단순평균 값)			
		반경 2km	반경 3km	반경 4km	반경 5km	반경 2km	반경 3km	반경 4km	반경 5km
전세금(억원)	5.71	5.26	5.69	5.67	5.71	4.85	5.06	4.92	4.76
전세가율	61.1%	63.3%	62.1%	61.6%	61.2%	67.2%	65.5%	63.9%	64.3%
아파트연식(연)	8.37	14.80	16.34	17.72	18.53	19.15	21.51	23.95	24.29
주차수_세대(대)	1.26	1.21	1.09	1.10	1.14	1.07	1.14	1.09	1.08
거리_지하철 (km)	1.20	1.03	1.65	1.42	1.26	0.69	0.72	0.67	0.63
용적률	150.0%	194.6%	178.0%	174.8%	204.4%	239.1%	228.0%	232.5%	229.6%
임대비율	50.1%	24.1%	45.8%	40.6%	42.6%	22.3%	13.4%	9.6%	8.2%
10대건설사	0.0%	0.0%	14.8%	16.6%	7.6%	11.8%	24.2%	21.7%	20.4%
개별난방	100.0%	81.6%	57.3%	51.3%	68.3%	76.5%	54.6%	47.8%	46.3%
계단식	0.0%	51.1%	42.8%	32.4%	13.4%	47.1%	60.6%	60.9%	59.3%
N						17개	33개	46개	54개

[표 3-4]는 본 논문의 기술통계량이다. 분석기간은 Training Sets에 해당하는 59개월(2015.04-2020.02)이다. 이 기간에 대해서 SCM에서는 시간에 따른 X변수들의 변동은 무시하고 단순평균한 값을 사용하게 된다. 예컨대 처치군의 전세금 5.71억 원은 59개월(2015.04-2020.02) 동안의 강남한양수자인의 전세금을 1:1로 가중평균한 값이다.

각 칼럼은 다음과 같이 설정되었다. 가장 왼쪽 칼럼인 처치군은 강남한양수자인을 의미한다. SCM값은 처치군의 X변수와 유사해지도록 후보군들의 X값을 가중평균한 값이다. 예컨대 반경 2km의 전세금 5.71억 원은, 0.511*송파파인타운13단지의 전세금 + 0.305*강남신동아파밀리에2단지의 전세금 + 0.183*수서삼익의 전세금으로 산출되었다. 단순평균값은 후보

군들의 X변수를 동일한 가중치를 적용하여 단순 평균한 값이다. 예컨대 반경 2km의 전세값은 후보군 17개의 전세값들을 1:1 가중치로 평균하여 산출되었다.

기술통계량의 주요 결과는 다음과 같다.

전세금은 강남한양수자인의 실제값·SCM값·단순평균값 모두에서 대략 5억 원 수준인 것으로 나타났다. 그러나 SCM값이 단순평균값보다는 강남한양수자인의 실제 전세값(5.71억 원)에 더 가까웠다. 한편 SCM값 중에서, 후보군을 반경 2km로 설정한 경우의 전세금은 5.26억 원으로서 실제 강남한양수자인의 전세값과는 다소 차이를 보였다.

전세가율(전세/KB시세)은 강남한양수자인의 실제값·SCM값·단순평균값 모두 60% 초반으로 나타났다. 이 경우에도 SCM값이 단순평균값보다 실제값에 더 가까웠다.

아파트연식과 용적률 등은 SCM값과 단순평균값 모두 실제값과 다소 차이가 있었다. 이 점은 SCM값과 단순평균값 모두 실제 강남한양수자인의 특성을 잘 모사하지 못했다는 것을 의미한다.

10대 건설사 여부·개별 난방 여부·계단식 아파트 여부 등은 SCM값이나 단순평균값 모두 처치군과의 실제값과는 차이가 있었다. 이는 해당 변수들이 더미변수인 까닭으로 생각된다.

제 2 항 SCM 분석 결과

[그림 3-3]은 SCM을 통해서 산출한 전세금·전세가율·아파트 연식 등 10가지 통제변인들의 상대적인 가중치를 나타낸 결과이다. 이는 통제변인 가중치벡터인 V를 의미한다.

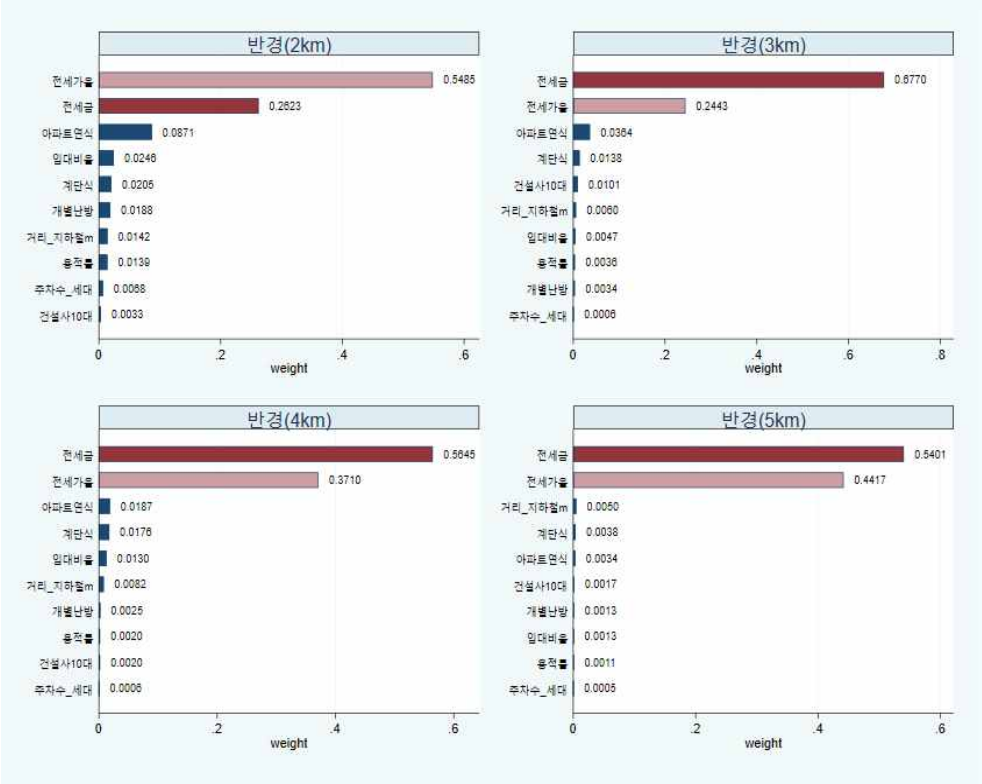
주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 통제변인 중에서 가장 많은 가중치를 부여받은 변인은 전세금과 전세가율(전세/KB시세)로 나타났다. 이들 2개 변수는 SCM을 통해서 인공적으로 통제군을 합성해낼 때, 대략 90%의 가중치를 부여받았다.

둘째, 반경 3-5km에서는 대체로 통제변수들의 가중치가 유사하게 나타났다.

셋째, 다른 그래프들과 달리 반경 2km의 경우에는 전세가보다 전세가율의 가중치가 더 높게 나타났다. 이는 후보군을 반경 2km로 한정할 경우에 매칭의 질이 좋지 못했던 점과 연관된 문제로 보인다.

[그림 3-3] 통제변수 가중치 결과



[그림 3-4]는 처치군을 합성해내기 위한 후보군들의 샘플가중치를 나타낸 것이다. 이는 샘플가중치 W를 의미한다. [그림 3-4]를 해석하는 방법은 다음과 같다. 예컨대 반경 2km의 경우에 강남한양수자인과 유사한 대조군을 만들기 위해서는 0.5110*송파파인타운13단지 + 0.3050*강남신동아파밀리에2단지 + 0.1830*수서삼익으로 계산하면 된다. 앞서 식(7)에서 SCM에서는 전체 후보군의 가중치 합은 1이며, 개별 후보군들의 가중치는 모두 0-1 사이에 존재하도록 제약을 부여한다고 설명한 바 있다.

그 결과 상대적으로 중요하지 않은 후보군들은 대부분 가중치 0을 부여받게 되었다.

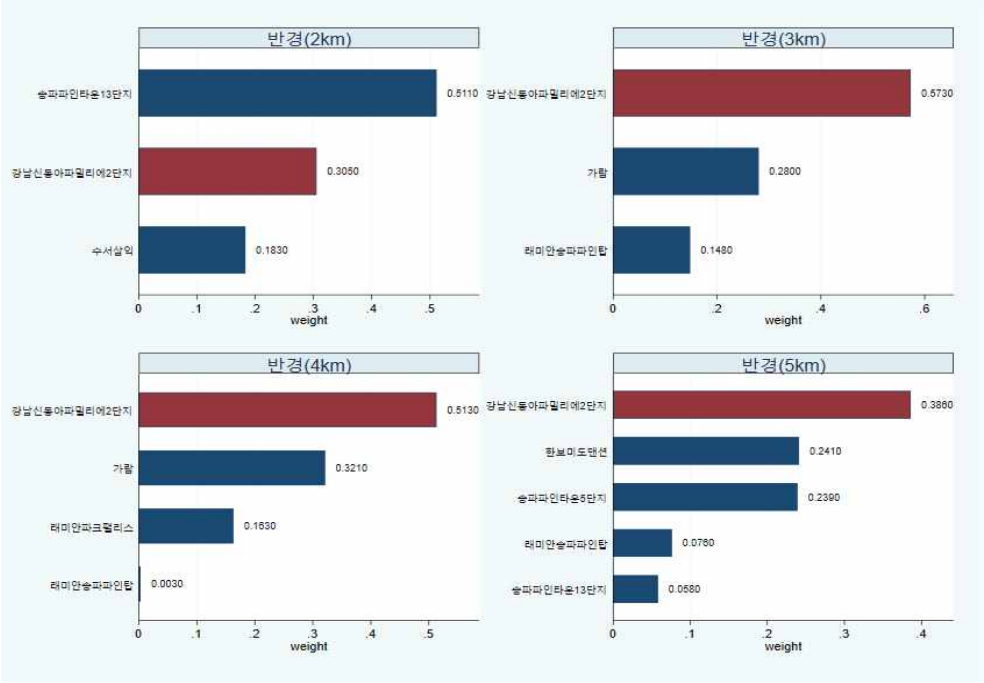
[그림 3-4]의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 강남한양수자인을 설명하는데 가장 큰 가중치를 부여받은 아파트는 강남신동아파밀리에2단지로 나타났다. 강남신동아파밀리에는 강남한양수자인과 마찬가지로 세곡동에 위치하고 있으며, 준공시기도 강남한양수자인(2014년)과 유사한 2011년이다.

둘째, 반경 3-5km에서는 대체로 후보군들의 가중치가 유사하게 나타났다.

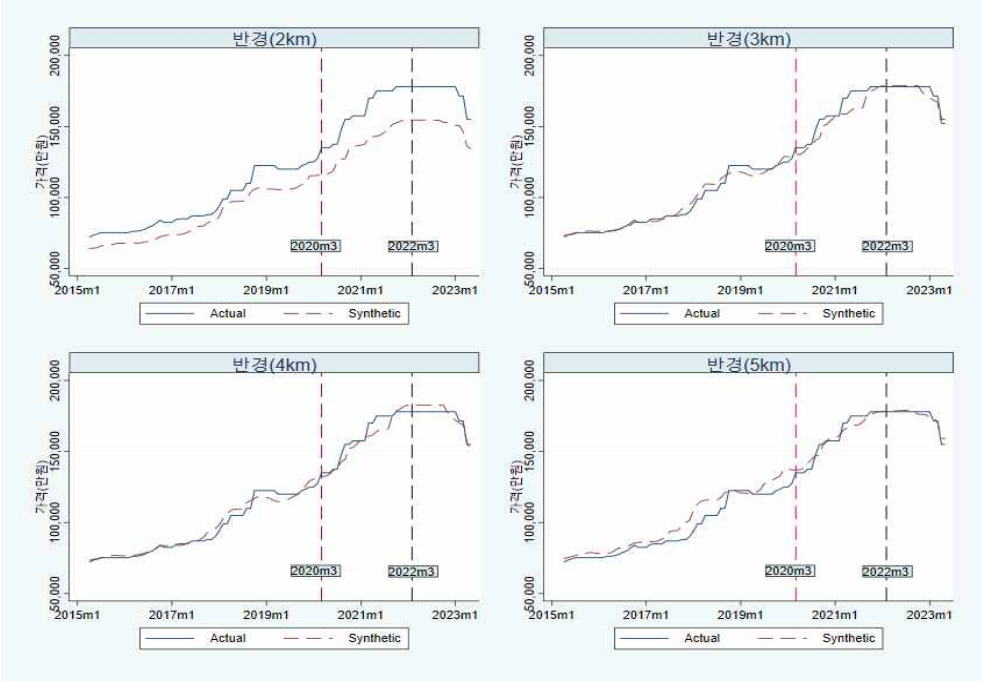
셋째, 다른 그래프들과 달리 반경 2km에서는 강남신동아파밀리에 2단지보다 송파파인타운 13단지의 가중치가 큰 것으로 나타났다. 이는 반경 2km로 후보군을 한정할 경우 매칭의 질이 좋지 못했던 점과 연관된 문제로 보인다.

[그림 3-4] 후보군들의 샘플가중치 결과



[그림 3-5]는 강남한양수자인의 실제 KB시세와 SCM을 이용해 인공적으로 만들어낸 합성값을 그래프에 함께 나타낸 것이다. 전자는 실선으로, 후자는 점선으로 표시되어 있다. 전체 분석기간은 98개월(2015.04-2023.05)이며, Training Sets는 59개월(2015.04-2020.02), Validation Sets는 24개월(2020.03-2022.02), Test Sets는 15개월(2022.03-2023.05)로 설정되어 있다. 다시 한번 본 논문에서는 분양원가가 공개된 날짜를 2022년 02월 24일이 아니라 2022년 03월로 간주했다는 점을 언급한다.

[그림 3-5] SCM 분석 결과



(실선: 강남한양수자인의 KB시세, 점선: SCM값)

주요 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, Training Sets와 Validation Sets의 경우, 반경 3-5km에서는 실제값과 SCM값이 비교적 유사한 것으로 나타났다. 이는 SCM이 효과적으

로 구현되었다는 점을 의미한다.

둘째, 반경 2km 구간에서는 실제값이 SCM값보다 지속적으로 높게 나타났다. 이는 해당 구간에서는 SCM을 통해서 처치군과 유사하게 대조군을 만들어내지 못했다는 점을 의미한다. 마치 소인국 사람들을 아무리 가중평균해도 거인 걸리버를 만들어내지 못하는 것과 같은 이치이다.

셋째, 반경 3-5km 구간에서 Test Sets의 결과를 살펴보았을 때, 실제값과 SCM값이 현격하게 벌어지는 현상을 발견하지 못했다. 이는 분양원가공개의 효과가 그렇게 크지 않았다는 점을 의미한다.

제 3 항 강건성 검정 결과

SCM은 수십 개 정도에 불과한 소표본을 활용해서 처치효과분석을 수행한다. 따라서, 대표본 분석의 경우처럼 점근 이론(Asymptotic Theory)에 근거한 통계량을 산출할 수 없다.

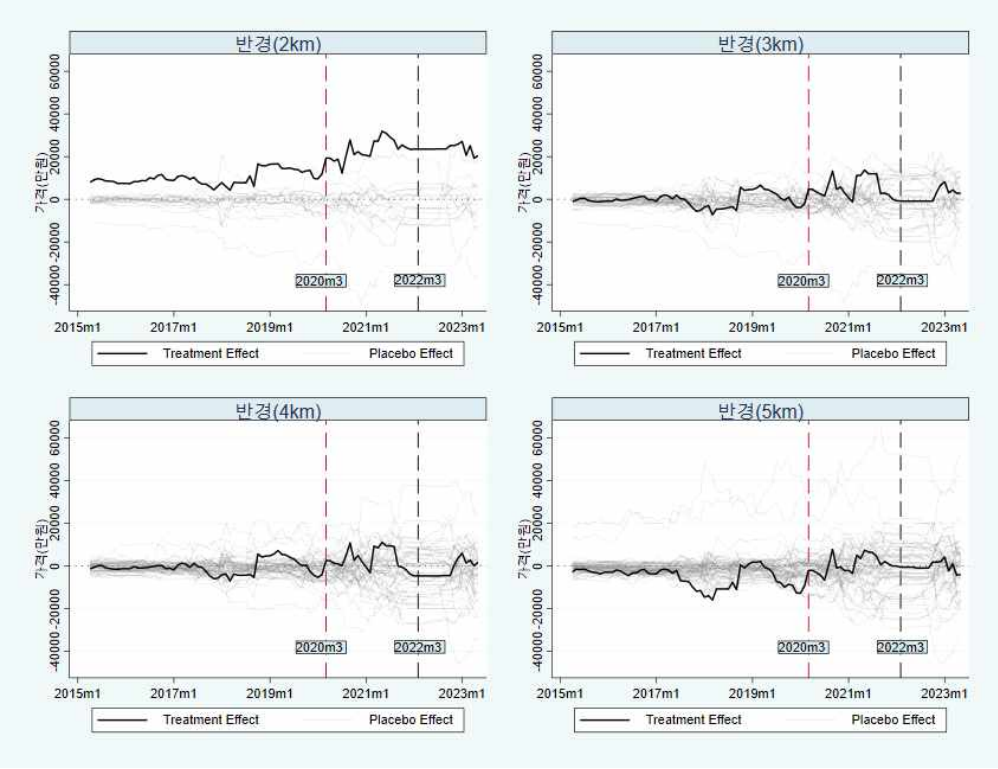
이에 대해서 Abadie (2021)는 다음 4가지의 강건성 검정 방법을 제안하였다. 첫째, 처치군 뿐 아니라 모든 후보군의 샘플에 대해서도 SCM을 수행하는 Permutation Test이다. 둘째, 처치효과가 발생한 시기가 아니라 다른 임의의 시기에 처치효과가 발생했다고 가정한 후에 SCM을 수행하는 플라시보 테스트(Placebo Test)이다. 셋째, 후보군에 포함된 샘플을 하나씩 제거해보면서 SCM을 수행하는 Leave-One-Out 방법이다. 마지막으로, 처치효과 이전과 이후의 MSPE 비율을 계산해서 비교하는 방법이다.

현재, SCM의 강건성 검정으로는 첫 번째 방법인 Permutation Test가 가장 보편적으로 사용되고 있다. 이는 Permutation Test가 비모수검정방식의 논리에 기반을 두고 있기 때문이라고 짐작된다. 반대로 다른 방법들은 현재까지 견고한 통계학적 기반을 갖고 있지는 못하다. 같은 맥락에서 본 논문에서도 Permutation Test를 이용하여 강건성 검정을 수행하였다.

[그림 3-6]은 Permutation Test의 결과이다. [그림 3-6]을 그리는 방법은 다음과 같다. 예를 들어, 반경 2km 안의 후보군을 대상으로 SCM을

수행한다고 하자. 이 경우 분석샘플은 처치군(강남한양수자인, 1개)과 후보군(17개)으로 구성된다. 이때 강남한양수자인 뿐만 아니라 다른 후보군에도 한 번씩 처치효과가 가해졌다고 가정하고 SCM을 수행한다. 예컨대 1번 샘플이 처치효과를 받았다고 가정하고, 나머지 2-18번 샘플을 후보군으로 설정한 다음에 SCM을 수행한다. 다음으로는 2번 샘플이 처치효과를 받았다고 가정하고, 나머지 1번, 3-18번 샘플을 후보군으로 설정한 후에 SCM을 수행한다. 이렇게 단계적으로 18번의 SCM을 수행하면, 총 18개 쌍의 실제값과 SCM값을 얻게 된다. 마지막으로 18개 쌍의 실제값과 SCM값을 각각 차분한 다음에 그래프로 표시하면, [그림 3-6]을 얻게 된다. 그래프에서 실제 강남한양수자인의 값은 굵은 실선으로 표시되어 있다.

[그림 3-6] Permutation Test 결과



[그림 3-6]의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 후보군을 반경 2km 안으로 설정한 경우에는 매칭의 질이 좋지 못했다.

둘째, 후보군을 반경 3-5km안으로 설정한 경우에는 매칭의 질이 크게 나쁘지 않았다.

셋째, Test Sets 구간에서 실제 강남한양수자인의 값은 다른 Permutation이 만들어낼 수 있는 범위 안에 존재했다. 즉, 강남한양수자인의 실제값과 합성된 값의 차이는 우연으로 발생할 수 있는 정도의 차이라 할 수 있다. 이는 분양원가공개로 인해서 아파트 가격이 하락하는 현상이 발생하지 않았다는 점을 시사한다.

제 7 절 결론

본 연구는 SH공사에서 강남한양수자인의 분양원가를 갑작스럽게 공개한 사건을 자연실험으로 활용하여, 분양원가공개가 아파트 가격을 하락시켰는지를 SCM을 통해서 분석하였다. 처치군으로는 강남한양수자인(85㎡)을 설정하였고, 후보군은 강남한양수자인 단지에서 반경 2km(17개), 3km(33개), 4km(46개), 5km(54개)에 포함되는 아파트 단지들로 구성하였다.

분석 결과, 분양원가 공개에 따른 아파트 가격 하락 현상은 확인되지 않았다. 본 결과는 각종 강건성 검정에서도 일관되게 나타났다. 이는 아파트 가격을 안정시키기 위해서 분양원가를 공개하는 정책이 그 목적을 달성하지 못했다는 점을 시사한다.

본 논문은 다음과 같은 2가지 측면에서 의의를 갖는다. 첫째, 정책적 관점에서 본 연구는 분양원가공개가 아파트 가격을 변화시켰는지 여부를 통계학적 방법으로 규명한 국내 최초의 실증연구이다. 둘째, 학문적 관점에서 본 연구는 행태경제학에서 이야기하는 기준점 변화의 효과가 실제로 나타나는지를 실증적으로 분석하였다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 한계점을 갖는다.

첫째, 본 연구에서 추정하고 있는 처치효과는 사전에 대략적으로 공개되

어 있던 분양원가가 7년여 후에 정확한 값으로 재공개된 사건의 효과이다. 따라서, 사전정보가 전혀 없는 상태에서 분양원가가 공개된 사건보다는 처치효과가 작게 나타났을 것이라고 판단된다.

둘째, 본 연구는 분양원가가 분양가에 영향을 주고, 연이어 분양가가 아파트 시세에 영향을 주는 채널은 고려하지 못하였다.

셋째, 처치군과 후보군을 매칭할 때 사용한 통제변수의 종류가 충분하지 못했을 가능성이 있다.

넷째, 분양원가가 공개될 때 스필오버 효과(spillover effect)가 발생하였을 가능성이 있다. 강남한양수자인의 분양원가가 정확한 값으로 공개되면, 이를 바탕으로 인근 아파트의 분양원가 역시 추론할 수 있게 된다. 이 역시 처치효과가 작게 추정되도록 만드는 요인이다.

마지막으로, 강남한양수자인의 분양원가가 공개된 일로부터 3개월 후인 2022년 5월,미국 연준(FOMC)이 본격적으로 금리를 인상하기 시작했다. 이에 따라 국내 아파트 시장에서 거래량이 급속히 감소했는데, 이는 본 연구에서 교란요인으로 작용했을 수 있다.

위 한계점을 보완하기 위해서는 보다 다양한 지역과 시점에서 SCM을 추가로 수행하는 작업이 필요할 것이다. 이 점은 후속연구의 과제로 남긴다.

참고문헌

강식, 남지현, 김진엽, 이상경, 강남훈, et al. 2018. 건설산업 공정성 강화 방안 마련을 위한 기초연구. 정책연구, 1 - 311.

김선주, & 권기욱. 2019. 공동주택 분양가 결정방법 개선방안 연구. 한국지적학회지, 35(2): 15 - 24.

신홍기. 2017. 분양원가 공개 관련 논쟁에 대한 연구. 한국지방정부학회 학술대회 논문집, (5945): 591 - 614.

이상호, 두성규, 김현아, 박용석, 백성준, et al. 2006. 민간아파트 분양원가 공개의 타당성 검토 및 분양가 인하를 위한 정책대안. 한국건설산업연구원 건설동향브리핑.

KB금융지주경영연구소. 2019. 아파트 분양원가공개에 따른 주택시장 영향.

Abadie, A. 2021. Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects. Journal of Economic Literature, 59(2): 391 - 425.

Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. 2010. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. Journal of the American Statistical Association, 105(490): 493 - 505.

Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. 2011. Synth: An R package for synthetic control methods in comparative case studies. Journal of Statistical Software, 42(13).

Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. 2015. Comparative politics and the synthetic control method. American Journal of Political Science, 59(2): 495 - 510.

Abadie, A., & Gardeazabal, J. 2003. The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. American Economic Review, 93(1): 113 - 132.

<부록>

[표 3-5] 마곡엠밸리 8단지 개황(85㎡ 기준)

[그림 3-7] 마곡엠밸리 8단지
(출처:저자 촬영)

항목	내용
위치	서울시 강서구 마곡동
전체 세대수	531세대(임대 265세대)
단지 분포	10개동, 8-15층
세대 종류	59㎡, 84㎡ (전용면적 기준)
건설사	㈜한진중공업
사용승인일	2016년 7월 22일
청약가격	분양가 13.6억 (평당 157.3만 원)
청약경쟁률	87:1
분양당시 주변시세	평당 468만 원 (2015년 기준)
최초시세	7억 1천만 원(2016년 12월)
현재시세	12억 7천만 원(2023년 5월)
분양원가 공개	2022년 7월 5일

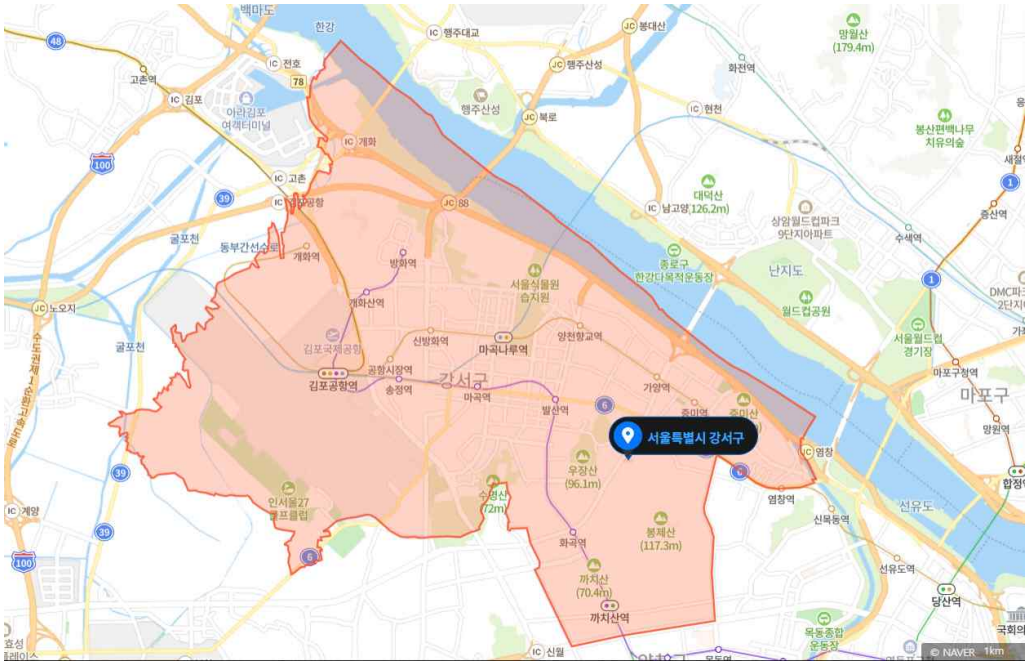
[표 3-5]는 서울시 강서구 마곡엠밸리 8단지의 기본정보이다. SH공사는 2022년 7월 5일 마곡엠벨리 8단지의 분양원가를 공개하였다. 그 외의 다른 조건들은 강남한양수자인의 경우와 매우 유사하다.

이에 대해서 본 연구에서는 마곡엠밸리 8단지에 대한 SCM을 추가적으로 수행하였다. 분석에 사용한 후보군은 강서구 소재 전체 아파트이며, 분석기간은 78개월(2016.12-2023.05)간이다. 그 외의 모든 연구방법은 강남한양수자인 분석의 경우와 동일하다.

분석 결과, 분양원가 공개에 따른 아파트 가격 하락 현상은 확인되지 않았다. 이는 앞서 강남한양수자인의 경우와 동일한 결과이다. 관련 분석자료는 부록으로 첨부한다.

<부록>

[그림 3-8] 강서구 범위 지도



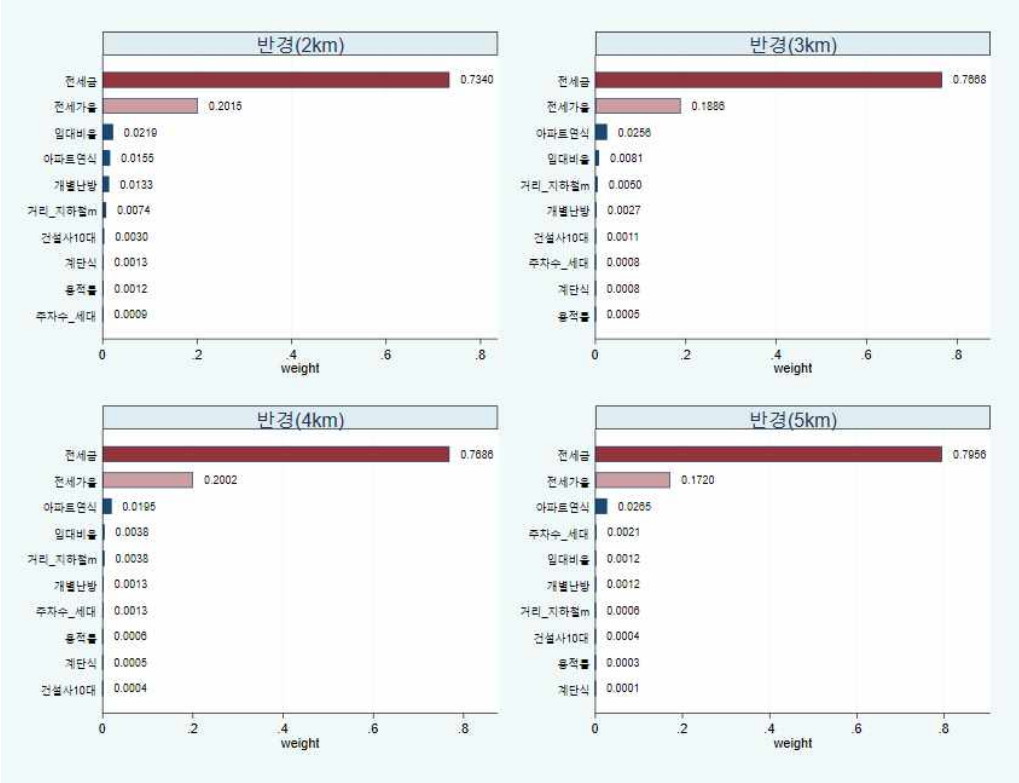
<부록>

[표 3-6] 기술통계량(2016.12-2020.06 기간의 평균값, 마곡엠벨리 8단지)

	처치군	SCM을 통해서 합성한 값 (이하:SCM값)				후보군들을 단순평균한 값 (이하: 단순평균 값)			
		반경 2km	반경 3km	반경 4km	반경 5km	반경 2km	반경 3km	반경 4km	반경 5km
전세금(억원)	4.87	4.86	4.87	4.87	4.87	3.56	3.77	3.72	3.86
전세가율	53.7%	54.8%	54.7%	54.6%	54.3%	62.6%	63.5%	65.3%	67.1%
아파트연식(연)	6.02	9.16	9.04	9.11	8.41	19.39	19.49	20.80	21.07
주차수_세대(대)	1.19	1.18	1.18	1.18	1.18	1.12	1.18	1.13	1.13
거리_지하철 (km)	0.60	0.59	0.59	0.58	0.62	0.62	0.64	0.60	0.60
용적률	179.0%	233.0%	233.2%	233.0%	226.9%	250.7%	249.0%	256.3%	265.9%
임대비율	49.9%	30.9%	30.3%	29.0%	20.9%	10.0%	6.5%	5.1%	3.6%
10대건설사	0.0%	57.2%	58.4%	59.5%	71.2%	24.2%	26.9%	23.9%	22.9%
개별난방	0.0%	0.0%	0.0%	1.3%	5.9%	66.7%	63.5%	65.7%	76.0%
계단식	100.0%	57.2%	58.4%	59.5%	71.2%	72.7%	78.9%	71.6%	65.6%
						33개	52개	67개	96개

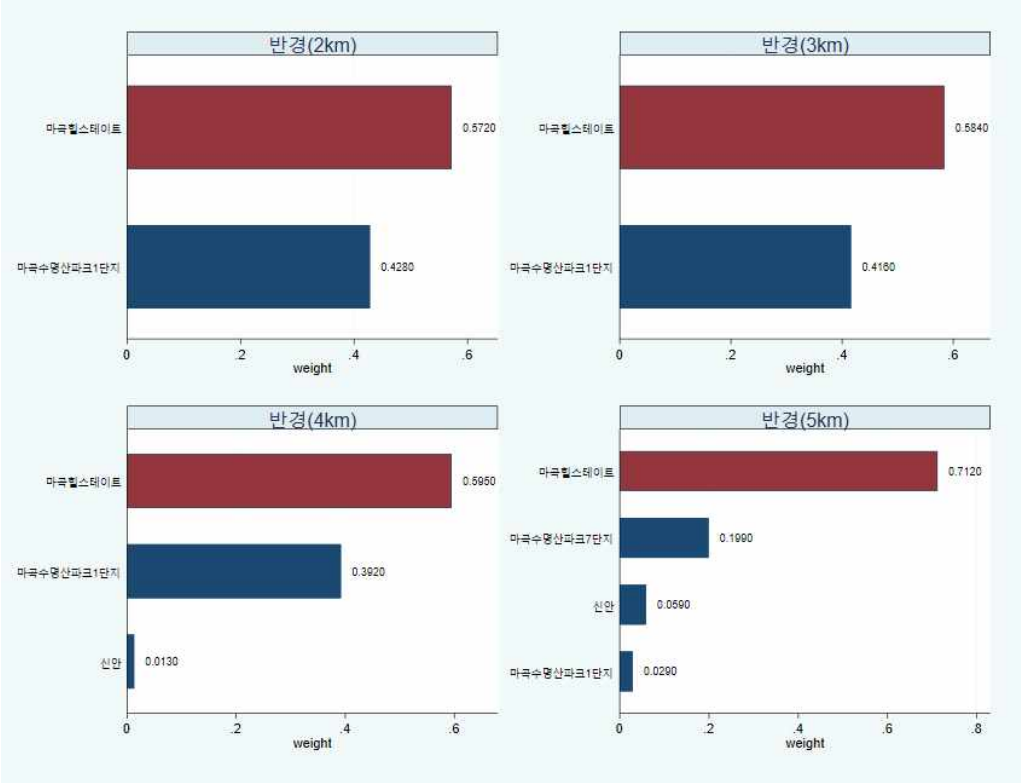
<부록>

[그림 3-9] 통제변수 가중치 결과(마곡엠밸리)



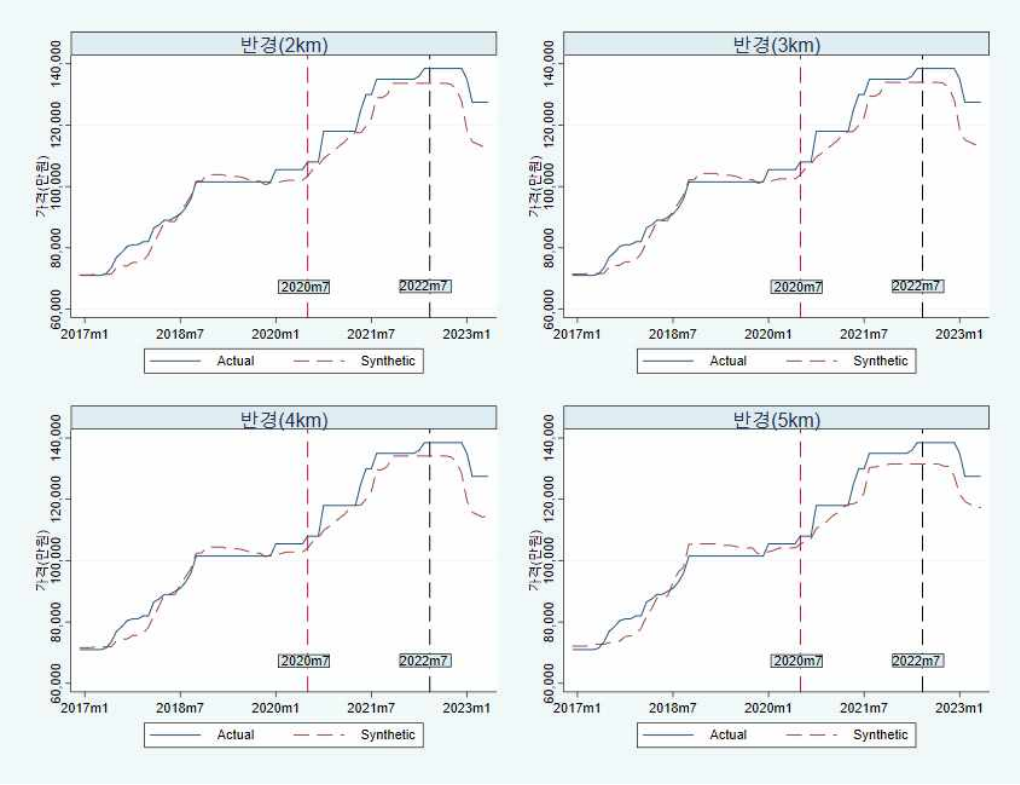
<부록>

[그림 3-10] 후보군 샘플가중치 결과(마곡엠밸리)



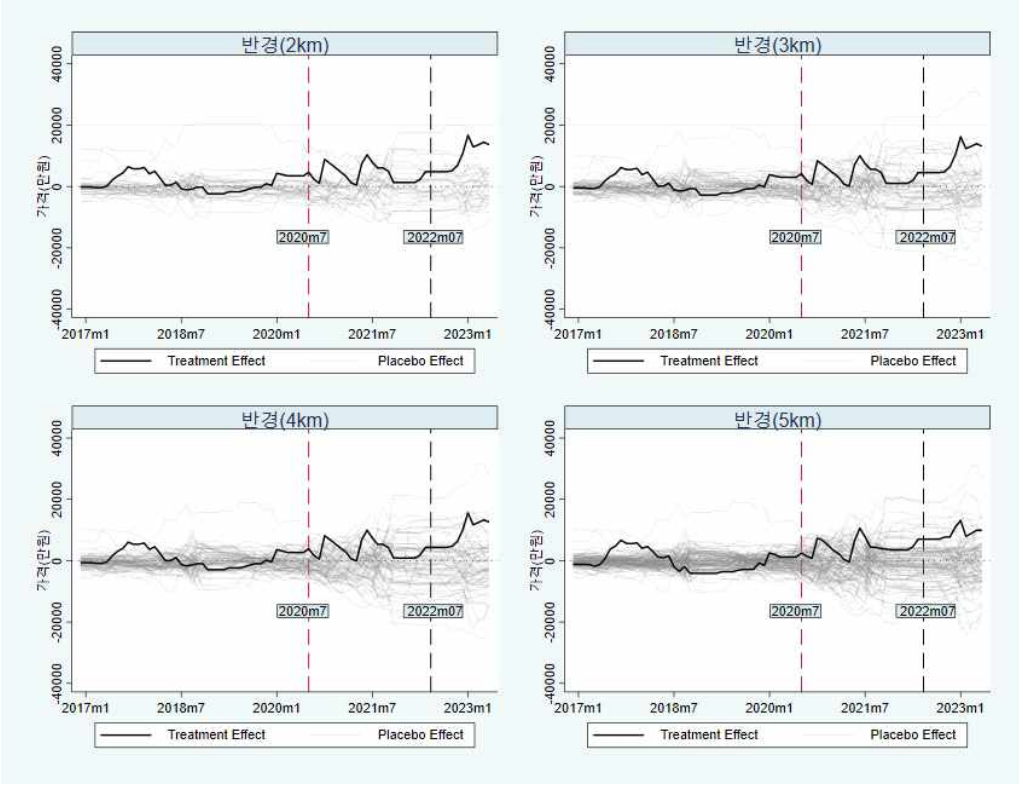
<부록>

[그림 3-11] SCM 분석 결과(마곡엠밸리)



<부록>

[그림 3-12] Permutation Test 결과(마곡엠밸리)



Cost Disclosure Effect

-Using Synthetic Control Method[23][24]

This study analyzed whether a disclosure of apartment construction cost actually decreased apartment prices using the synthetic control method(SCM) while taking into account the sudden disclosure of apartment construction cost of Segok 2 District 4(Gangnam Hanyang Sujain) by SH Corporation in February 2022 as a natural experiment. In the analysis, the treatment group was set to the 85㎡ exclusive private area type of the Gangnam Hanyang Sujain, and the control group was set to the apartment complexes located within a radius of 2km (#17), 3km (#33), 4km (#46), and 5km (#54) centered on the Gangnam Hanyang Sujaini, respectively.

The results of the analysis show that apartment prices do not decrease in response to the disclosure of construction cost, which is consistent with various robustness checks. This suggests that the policy of disclosing construction cost to stabilize apartment prices may not align with its purpose.

Keyword : Apartment Construction Cost Disclosure, Apartment Price, Synthetic Control Method, Treatment Effect Analysis

---

23) This paper was supported by the Ministry of Education and the National Research Foundation of Korea.
(Grant No.: 2018H1A2A1060788, Researcher No.: 11732008)

24) This paper was written through the 'Gugto Seowon' program(2022) of Korea Research Institute for Human Settlements.