



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](#)

博士學位論文

인구구조 변화가 주식시장에
미치는 영향에 관한 연구

濟州大學校 大學院

經營學科

裴 炯 奭

2021年 8月



인구구조 변화가 주식시장에 미치는 영향에 관한 연구






指導教授 梁 聖 國

裴 炯 奭

이 論文을 經營學 博士學位 論文으로 提出함

2021年 6月

裴炯奭의 經營學 博士學位 論文을 認准함

審査委員長	강 석 규	
委 員	하 태 현	
委 員	강 재 정	
委 員	이 기 심	
委 員	양 성 국	

濟州大學校 大學院

2021年 6月

A Study in the Impact of Change in the Demographic Structure on the Stock Market

Hyoung-Seok Bae

(Supervised by professor Sung-Kuk Yang)

A thesis submitted in partial fulfillment of the requirement for the degree of Doctor of Philosophy in Business Administration

June. 2021.

This thesis has been examined and approved.

Kang, Seokkyu

Thesis director, Seok-Kyu Kang, Prof. of Business Administration

Ha, Tae-Heorn

Kang, Jaesung

Lee, Ki-Seung

Yang, Sung-kuk

June. 2021.

Department of Business Administration
GRADUATE SCHOOL
JEJU NATIONAL UNIVERSITY

Abstract

A Study in the Impact of Change in the Demographic Structure on the Stock Market

Hyoung-Seok Bae

Dept. of Business Administration

The Graduate School of Jeju National University

This study was designed for the purpose of investigating the impact of changes in demographic structure on the stock market amid the intensifying aging of populations in countries around the world. Recently, advanced countries are undergoing demographic changes centered on aging, which is emerging as an intractable problem in social structures. The aging of populations has rapidly increased with a time lag since the early 2000s, centering on major OECD member countries including Korea. This phenomenon is not expected to be temporary, but rather it may intensify and impact various areas across the entire fabric of society.

In particular, the motivation for this study to focus on demographic change is in line with the special situation on the Korean population curve. From a demographic point of view, Korea is one of the youngest among OECD countries, but its low fertility rate is resulting in it becoming one of the fastest aging countries. It is evaluated as a country whose life expectancy is rapidly changing due to the rapid development of its social safety net. The rapid pace of aging of the population is expected to have a ripple effect not only on the real economy but also on the financial market. In other words, it will be possible to accelerate the withdrawal of household or individual

holdings. An accelerated withdrawal of assets can have a significant impact on long-term stability by impacting the demand base of the financial market, such as supply and demand. Of course, not only Korea but also major OECD member countries either already have an aging population or are the process of developing one. Considering that major advanced countries, including Korea, account for a high proportion of the global economy, the impact on global financial markets and the investment environment is significant. Paying attention to this point, it is judged that it is an important process, both theoretically and practically, to examine how this affects the stock markets of OECD countries, including Korea, amid rapidly changing demographic structures.

From the demand point of the stock market, the issue of an aging population is an important variable that affects the demand base. While most OECD member countries are aging, the elderly population is increasing and the absolute population is decreasing. This is accompanied by a decrease in the working-age population, indicating that we are in a period of demographic transition. According to the life cycle hypothesis, households or individuals prepare for unequal income and consumption smoothing in order to maintain a certain level of consumption. In the same vein, according to the portfolio composition theory by life cycle, this causes changes in the composition of holdings and risk aversion toward investment assets, which act as major factors in the composition of assets during the life cycle. As suggested by these hypotheses and theories, a decrease in demand for assets due to a decrease in population leads to a decrease in prices. In particular, it is expected that the demand base will decline and the price will not be supported due to an insufficient absolute population as baby boomers transition to the elderly generation. Ultimately, it can be said that the continuous increase in the elderly population, along with the decrease in the size of the support group that can purchase risky assets, has entered the

process of negatively affecting the stock market. However, with the development of a social safety net, as the quality of household or individual life improved, the gap between social life expectancy and life expectancy widened. This can lead to a preliminary incentive to increase the holding period for risky assets and act as a factor that can delay the withdrawal time. In addition, free capital movement in an open economy without barriers between countries may be a factor that can mitigate or exacerbate the aging of the population.

In this study, taking into consideration the complex and organic situation as described above, the purpose of this study was to investigate the relationship between the effects of demographic changes on the stock market. For empirical analysis, a research model was designed based on the life cycle hypothesis and the life cycle portfolio construction theory. An empirical analysis was conducted on the impact of an aging population on the stock market from a demand perspective. To this end, first, a multi-factor model of Chen, Roll & Ross (1986) was used to select a population structure variable that can reflect aging-centered demographic change as a key variable, and to determine the impact of actual demographic change. The economic variables based on the multi-factor model were set as control variables. In addition, we tried to examine the influence relationship with greater precision and depth by considering factors that could weaken or intensify the effects of population aging. Through this process, as implied by the asset price meltdown hypothesis, we tried to derive meaningful results by examining whether it results in abrupt stock market fluctuations.

To this end, this study first controlled the quantitative issues suggested in previous studies and theoretically guided and verified the impact relationship using an appropriate method. Second, economic variables were used as control variables to examine the effects of actual demographic changes on the stock market. Third, as discussed above, the extension of life expectancy may act

as a preliminary motivational incentive to offset the aging of the population. Therefore, the effect of these offsetting factors was considered and analyzed in a complex manner. Fourth, capital movement between countries was considered by replacing the unrealistic closed economy assumption with an open economy. Due to its volatility, capital movement between countries can weaken or strengthen the impact of an aging population. Therefore, we tried to determine the nature of its effect. Finally, we tried to forecast the stock price index by using future population projection data solely for Korea, which is part of a unique demographic structure.

To achieve the purpose of this study, the target of analysis was set as 31 OECD member countries where time series data could be accumulated. The target period was set as 39 years, from 1980 to 2019. The dependent variable was set as a stock index for each country, and the aging index and the middle-aged index applied *mutatis mutandis* were input as variables that can capture changes in population structure centered on aging. In addition, in order to understand the impact relationship and the level of explanation due to the actual demographic change, based on the theoretical discussion, the inflation rate, long-term government bond yield and real effective exchange rate, net inflow of portfolio stocks, and housing price index were analyzed as control variables.

As a result of analyzing the data, it was found that the aging index, one of the demographic variables, has a negative effect on the stock market. On the other hand, the middle age index was confirmed as a factor that secured statistical significance and had a positive effect in some models. Based on the portfolio composition theory by life cycle, the higher the age group, the greater the risk aversion tendency, which can lead to asset withdrawal. In addition, although the middle-aged generation, as a major consumer group, acts as a force supporting prices, it was found that a decline in prices cannot be stopped because the elderly population cannot mitigate the entire asset

withdrawal due to a lack of absolute population. By inputting control variables, the explanatory power of actual demographic variables was found to be about 10%. However, based on this level of explanation, it was found that the risk of asset price collapse due to demographic change is limited. Next, we looked at how the population responds to aging through the interaction between demographic variables and life expectancy, and between portfolio stock inflows. First, the effect of extending life expectancy appears to be limited to offset the aging of the population. It was found to have a positive effect on the stock market, but statistical significance could not be confirmed. Even when capital movement was considered, only some models secured statistical significance and the volatility of capital movement between countries had a negative impact on the stock market. However, it is noteworthy that the influence of the aging index decreases slightly due to capital movement. Lastly, as a result of forecasting the stock market in Korea using future population projections, it is expected that the aging population will face a shock to the stock market due to the steep slope among OECD member countries. In particular, as the baby boom generation is incorporated into the elderly population and the absolute population of subsequent generations proves insufficient, if the asset price is not supported, the impact on the stock market is expected to be greater than that of other countries.

The theoretical implications that can be suggested based on the analysis process and results of this study are as follows. First, a research model is induced to minimize quantitative analysis issues from a methodological point of view. Through a structured research model based on a theoretical model, the influence relationship on the stock market was verified. Second, subjective intervention on variables was excluded and standardized variables were used. The possibility of the progress level of aging itself as a threat factor was also assessed. Third, there is a risk of asset prices collapse due to an aging

population. In order to more precisely examine the risks posed by aging, the influence relationship of demographic variables was identified, and the meaning was derived by taking into consideration and controlling for the economic environments between countries. Lastly, along with the effect of extending life expectancy, the economic effects of the relaxation of various financial regulations were considered in a complex way. It can be inferred that the aging of the population will not only be a temporary social phenomenon but will affect the entire economy. In other words, this means the expansion of the research area in terms of finance.

In practice, from a mid-to long-term perspective it is expected that it is possible to offer a response strategy to prepare for aging populations. First, the possibility of withdrawal of risky assets exists due to the aging of the population and this is expected to lead to structural changes in the financial market. In order to respond to such structural changes, it will be necessary to create a stable demand base in the financial environment. Second, population aging is highly likely to continue, rather than being just a temporary phenomenon. Therefore, it is important to find policy alternatives for the stabilization of the economic infrastructure, along with national population policies to alleviate the impact of aging.

Despite the aforementioned academic factors and practical implications, this study has the following limitations. First, this study considers economic aspects with a focus on demographic variables. However, since demographic change is a social phenomenon that appears as a complex result of several fields, it is necessary to approach this while taking these dynamics into consideration. Second, the impact of demographic changes is limited to stock markets. It is expected that more detailed research will be possible if the subject can be expanded to bond markets and indirect investment markets in the future. Finally, due to the limitations of data collection, it was not possible to consider various market economic environments. In the future, it

is judged that in-depth research from various perspectives will be possible if diverse, objective and reliable national data are collected.

Key words: OECD, demographic change, population aging, aging index, life cycle hypothesis, asset price meltdown hypothesis, panel analysis

목 차

I. 서론	1
1. 연구의 배경	1
2. 연구의 목적	7
3. 연구의 방법	8
4. 연구의 구성	8
II. 인구구조 변화와 가계 자산보유 현황	10
1. 세계 인구구조 현황 및 특성	11
2. 인구 고령화 및 가계 주요자산 보유 현황	16
III. 이론적 배경	25
1. 생애주기별 포트폴리오 구성이론	26
2. 인구구조 변화와 주식시장에 관한 선행연구	30
1) 국외 선행연구	32
2) 국내 선행연구	38
3. 선행연구와의 차별성	41
IV. 연구의 설계	46
1. 연구방법론	46
2. 연구모형	47
1) 연구모형에 관한 이론적 접근	47
2) 연구모형의 설계	49
3. 자료 및 변수의 정의	56
1) 연구의 대상 및 자료	56
2) 변수의 정의	57

V. 실증분석 결과	60
1. 기초통계량	60
2. 기초분석	65
1) 상관관계 분석 및 분산 팽창지수 검정	65
2) 패널 단위근 및 공적분 검정	67
3. 연구 결과	71
4. 추가 분석	81
1) 동태 패널 모형 분석	81
2) 인구 고령화로 인한 우리나라 주식시장의 전망	84
VI. 결론	88
1. 연구 결과의 요약	88
2. 연구의 시사점	91
3. 연구의 한계와 제언	94
참고문헌	96

표 목차

<표 II-1> 세계 고령화 전망	14
<표 II-2> OECD 주요 국가의 인구 고령화 속도	16
<표 III-1> 인구구조 변화와 주식시장에 관한 국외 선행연구 요약	37
<표 III-2> 인구구조 변화와 주식시장에 관한 국내 주요 선행연구 요약	41
<표 IV-1> 변수의 정의	59
<표 V-1> 기초통계량	61
<표 V-2> 상관관계 분석(correlation analysis)	66
<표 V-3> 분산 팽창지수(Variance Inflation Factors)	67
<표 V-4> 패널 단위근 IPS 검정 결과	68
<표 V-5> 패널 공적분 Kao 검정 결과	69
<표 V-6> 패널 공적분 Westerlund 검정 결과	70
<표 V-7> 패널회귀모형(고정효과모형, FEM) 분석 결과	72
<표 V-8> 인구 고령화의 상호작용 고정효과모형(FEM) 분석 결과	79
<표 V-9> SYSTEM-GMM 분석 결과(1년 과거값 포함)	82
<표 V-10> SYSTEM-GMM 분석 결과(2년 과거값 포함)	83
<표 V-11> 인구구조 변화에 따른 우리나라 주가지수 전망	86

그림 목차

<그림 II-1> 저개발 국가의 세대인구 비중 및 전망 추이	12
<그림 II-2> 주요 선진국들의 세대인구 비중 및 전망 추이	13
<그림 II-3> OECD 주요 국가의 인구 고령화 속도	19
<그림 II-4> OECD 국가별 기대수명 추이	20
<그림 II-5> OECD 국가별 가계 자산보유 현황(2019년 기준)	21
<그림 II-6> OECD 국가별 가계의 주식보유 비중 추이	22
<그림 II-7> OECD 국가별 고령화와 안전자산 보유 관계	23
<그림 II-8> OECD 국가별 고령화와 주식자산 보유 관계	23
<그림 V-1> OECD 국가별 주가지수 추이	62
<그림 V-2> 우리나라 장래인구추계와 노령화 및 중년 지수 변화 추이	85
<그림 V-3> 연구모형별 우리나라 주가지수 전망	85

수식 목차

식(1)	48
식(2)	48
식(3)	49
식(4)	49
식(5)	51
식(6)	51
식(7)	51
식(8)	52
식(9)	52
식(10)	68

I. 서론

1. 연구의 배경

최근 세계 각국은 고령화 중심의 인구구조 변화(demographic change)를 겪고 있다. 인구 고령화는 인구감소를 동반하고 주로 저출산(low fertility)과 기대수명 연장에 기인하는 비가역적 문제라 할 수 있다(한국은행, 2017; 통계청, 2019; UN, 2019). 이 같은 현상은 우리나라를 포함한 주요 OECD 회원국에서 2000년대 초부터 초저출산(lowest low fertility)과 함께 급속하게 나타나기 시작해 세계 각국에 시차를 두고 진전되고 있다.

UN(United Nations Population Division, 2019)에 따르면, 세계 인구는 2000년에 비해 1.3배 증가한 약 77억 1천만 명 수준으로 보고되고 있다. 2015년부터 연평균 약 1.1%의 인구성장률을 보이며, 장래에 0.33% 수준으로 성장이 둔화할 것으로 전망하고 있다. 성장 둔화 속에는 세계 주요국들의 인구감소가 큰 영향을 미치고 있다. 특히 우리나라와 일본은 산아제한정책 완화 등의 인구정책 노력에도 불구하고 세계적으로 그 유례를 찾아볼 수 없는 급속한 고령화를 맞이하고 있다. 우리나라는 2018년 고령인구 비중이 5세 이하 아동인구 수를 역전하는 전례 없는 현상이 나타났고, 2028년에 정점을 찍고 감소세로 전환될 것으로 전망하고 있다. 일본의 경우, 2019년부터 2067년까지 기간 중 약 26.9% 지속적인 감소세가 전망된다.

고령화 진전 수준은 2019년 기준 세계 고령인구 비율¹⁾이 9.1%인 것에 비해, 우리나라와 일본은 각각 약 6%p, 19%p가 높은 수준으로 나타났다. 한편, 미국은 당분간 인구증가세가 유지될 것으로 기대되나, 우리나라와 일본과 마찬가지로 세계평균보다 고령인구 비율이 약 7%p 높은 것으로 보고되고 있다. 유로존(Euro-zone) 국가들은 출산율 저하 수준이 기대수명 연장 효과와 함께 이민자들로 인하여 상쇄되며 인구 변동 폭이 크지 않다. 다만, 인구구조 전환기를 맞으며

1) 전체 인구 중 65세 이상 인구의 구성비율 의미

인구감소세로 이어질 것으로 전망하고 있다.

인구 고령화 현상은 일시적인 현상에 머물지 않고 심화할 것으로 전망되며 사회 전반에 걸쳐 충격이 가해질 것으로 예상된다(Bergantino, 1998; Goyal, 2004; Geanakoplos et al., 2004; Jamal & Quayes, 2004; Siegel, 2005; Liu & Spiegel, 2011; Jamal & Quayes, 2016; 서정원 외, 2013; 강종만, 2014; 배영수, 2014; 송홍선·정광수, 2017; 조성원, 2017; 한국은행, 2017).

OECD(2005)는 인구 고령화 현상을 젊은 연령 혹은 세대의 생산가능인구가 노령의 생산인구와 은퇴한 고령인구로 변화하는 과정으로 정의하고 있다. 즉, 인구 고령화는 생산가능인구의 감소를 의미하는 것이다. 저출산율과 인구감소가 동반된 고령화 현상은 노동력 공급 부족을 일으키며 기업의 생산성 저해 요소로 작용한다. 이는 가계 혹은 세대의 소득감소로 이어지고 장기적으로 경제 전반의 수급불균형을 초래할 수 있는 위협 요소로 작용할 수 있다. 그리고 한정된 시간이란 제약에 따라 한정된 소득은 전 생애기간 간 소비 불균형으로 이어질 수 있다. 따라서 생애주기 내 소비 불균형 해소를 위해 현재의 소비를 위축시키며 그 충격은 다양한 경로를 통해 사회 전반에 영향을 미치게 된다.

또한, 개인을 포함한 세대와 그 구성원에게도 경제적·사회적으로 영향을 주며 궁극적으로 삶의 질에 변화를 가져오는 요인이 된다. 고령인구의 경제적 안정과 일정 수준의 안전한 노년 생활을 영위할 수 있도록 보장해주기 위해서는 사회구성원들이 부담해야 하는 사회적 비용이 수반하게 된다. 이처럼 인구 고령화는 노동시장과 산업, 부동산과 금융시장 등에 충격은 물론, 경제성장과 소비, 물가수준 등 경제 전반에 구조적 변화를 초래할 것으로 예상된다(Bergantino, 1998; Goyal, 2004; Siegel, 2005; 한국은행, 2017).

우리나라를 포함한 주요 선진국들은 인구 고령화가 이미 상당히 진전됐거나 급속하게 나타나고 있다. 이들 국가가 글로벌 경제에서 차지하는 비중이 높으므로 금융시장과 투자환경에 미치는 영향력도 커질 것이다(한국은행, 2017). 고령인구증가에 의한 인구구조 변화는 다른 여러 조건이 동일할 것으로 가정할 경우, 금융시장 위험자산에 대한 수요기반을 충분히 약화할 수 있다(서정원 외, 2013; 배영수, 2014; 송홍선·정광수, 2017; 조성원, 2017; 한국은행, 2017). 따라서 인구구조 변화가 주식시장에 미치는 영향을 살펴볼 필요성이 있을 것으로 판단된다.

Ando & Modigliani(1963)는 생애주기가설(life cycle hypothesis)을 통해 생애 주기에 따른 소득과 소비에 대한 패턴과 성향을 설명하고 있다. 가계나 개인의 소비는 현재 소득뿐만 아니라 장래 유입될 것으로 기대되는 소득이 영향을 미친다고 주장한다. 거시경제 측면에서 인구 고령화는 노인부양 부담을 가중하는 한편, 생산가능인구 감소를 동반하고 생산성 하락으로 이어지게 된다. 결국, 고령화 중심의 인구구조 변화는 사회경제에 위협요인으로 작용하여 국가경제의 성장 둔화라는 악순환의 경로를 보일 수 있다. 미시적으로도 고령화가 금융시장의 충격을 촉발하는 영향 요인으로 예상되는 이유도 여기에 있다.

Bodie et al.(1992)은 생애주기에 따라 위험선호 경향도 변화하므로 자산의 보유와 구성 형태도 달라질 수 있음을 주장한다. Ahn et al.(2006)도 투자자들의 시간비용(time cost)은 생애주기에 따라 달라지므로 연령에 따른 위험선호 경향의 차이 존재를 제기하고 있다. Demery & Duck(2003)은 생애주기에 따라 소득수준이 다르고 이로 인해 저축률도 다를 수 있다고 강조하고 있다. 한편, Taylor & Williamson(1994)과 Bryant et al.(2004)은 기존 연구들은 폐쇄경제 가정하에서 제시되는 인구구조 변화에 따른 충격이 과대평가 되었을 가능성이 있다고 주장한다.

이상의 경험적 연구를 통해서도 인구 고령화는 생산요소의 감소와 생산성 저하 등 경제성장 잠재력을 약화할 수 있는 요인임을 추론(inference)할 수 있다. 그리고 가계 혹은 개인이 보유하고 있는 자산 구성의 형태 변화를 초래하는 원인으로 작용할 수 있을 것이다.

인구구조 변화와 주식시장의 관계에 대해 규명하기 위한 노력은 자산 가격 붕괴가설(asset price meltdown hypothesis)을 중심으로 활발하게 이루어져 왔다. 가설에 따르면 전후세대(戰後世代, post-war generation), 즉 소위 베이비붐 세대(baby boom generation)로 불리는 코호트(cohort)가 주요 경제성장 동력 요소로 작용하던 시기에는 주가를 끌어올리며 주식시장의 수요기반을 견고하게 형성시키고 있다. 반면, 베이비붐 세대가 갖는 특이성으로 인해 자산 가격 붕괴 위협의 존재 가능성도 제기되고 있다. 베이비붐 세대가 갖는 특이성은 인구 팽창기의 중심세대이자 인구구조 상 전후세대에 비해 큰 규모의 비중을 차지하고 있다는 점이다. 따라서 베이비붐 세대의 은퇴가 실현될 경우, 위험자산 인출 가속화와 함

계 급격한 수요변화로 금융시장 내에서의 수급불균형이 발생하고 후속세대 절대 인구 수의 부족으로 수요기반을 지탱하지 못해 자산 가격 붕괴를 촉발할 것으로 해석할 수 있다. 가설과 관련한 많은 실증연구가 진행되는 가운데, 다소 상반된 연구 결과가 제시되며 논쟁으로 이어지는 실정이다.

가설을 지지하는 측에서는 대표적으로 Siegel(2005)이 고령화의 진전으로 인한 자산의 가격하락 위험성은 존재한다고 주장한다. 일반적으로 은퇴자는 은퇴 전과 유사한 수준의 생활을 영위하기 위해 소비성향을 유지하고자 하며, 소득감소분 충당을 위해 보유자산을 처분한다는 점에 주목한다. 따라서 고령화가 진전되거나 전개될수록 처분 자산에 대한 잠재적 수요자 수가 상대적으로 적어 자산 가격이 하락할 수 있다고 보고 있다. Siegel(2005)과 함께 자산 가격 붕괴가설을 지지하는 연구 결과도 다수 존재한다.

가설에 대해 반증을 제시하는 연구는 Poterba(2001)가 대표적이라 할 수 있다. Poterba(2001)는 자산 가격의 하락 가능성 존재는 인정하면서도 수요 감소 변동 폭이 크지 않거나 기존과 같이 유지될 경우, 금융시장에 미치는 영향은 미미하거나 점진적일 것이라 주장하고 있다. 이 외에도 많은 연구가 Poterba(2001)와 같은 맥락의 결과를 제시하고 있다. 이처럼 가설에 대한 실증결과는 상반된 결론이 도출되면서 어느 한쪽을 일방적으로 지지하기 힘든 상황이다. 다만 공통으로 인구구조 변화로 인한 경제충격을 인정하는 부분에 대해서는 주목해야 할 것이다.

최근 들어 인구구조 변화와 주식시장 간 영향 관계를 규명하기 위해 비현실적 가정을 완화하고, 인구변수 이외의 경제변수들을 통제하는 연구들이 차츰 진행되고 있다(Bergantino, 1998; Davis & Li, 2003; Geanakoplos et al., 2004; Jamal & Quayes, 2016; 서정원 외, 2013; 강종만, 2014; 배영수, 2014; 송홍선·정광수, 2017; 조성원, 2017). 또한, 방법론적 측면에서 시계열 자료가 갖는 비정상성을 통제함으로써 추정모형에 대한 강건성(robustness) 문제를 해결하기 위한 시도들이 이루어졌다(Davis & Li, 2003; Geanakoplos et al., 2004; Brooks, 2006). 그러나 일부 연구들은 인구구조 변화로 인한 영향 관계를 살펴보는 데 있어 다음과 같은 제한점을 가지고 있다.

첫째, 인구구조 변화를 표현할 수 있도록 변수화하는 과정에 많은 연구가 Geanakoplos et al.(2004)이 제안한 인구변수를 준용하고 있다. Geanakoplos et

al.(2004)은 세대 간 중첩모형(overlapping generations model, 이하 OLG)의 이론적 근거를 바탕으로 인구구조를 구분하여 변수화하고 있다. 인구변수는 타 세대와 비교해 상대적으로 두텁게 형성된 수요층인 중장년층을 설명하기 위해 MY 비율을 제안하고 있다. 이는 장년층에 해당하는 Mature 세대와 청년층인 Young 세대 간 상대적 비율로 표현된다.²⁾ 다만, 대다수의 연구가 세대를 표현하는 연령대를 연구자의 주관적 판단으로 그 범위를 설정하고 있어 해석에 주의가 필요하다(Lobello et al., 2005; Favero et al., 2011; 송홍선·정광수, 2017).

둘째, 고령화 중심의 인구구조 변화를 다룬 선행연구들은 고령인구 비중 증가로 인한 영향 관계를 단편적으로 살펴봄으로써 복합적인 영향 관계를 설명하기에 한계를 갖고 있다. 앞서 설명한 바와 같이 인구 고령화가 진전되는 이유 중 하나로 기대수명의 연장을 들 수 있다. 기대수명의 연장은 장수리스크(longevity risk)를 초래하며 가계의 자산변화를 불러올 가능성이 충분히 존재한다(Kim et al., 2019). 이 같은 고려가 충분히 이루어지지 않은 기존 연구들은 기대수명의 연장이 갖는 영향 관계 규명에 한계를 가진 것으로 판단된다.

셋째, 일부 선행연구에서는 세계금융시장의 규제 완화로 인한 국가 간 자본이동은 인구 고령화의 완충재로서 역할을 기대할 수 있다고 보고 있다(Brooks, 2003; Davis & Li, 2003; Siegel, 2005; 서정원 외, 2013; 송홍선·정광수, 2017). 그렇지만 자본이동으로 인한 완화효과를 가늠할 수 있는 자료가 한정적이고 시계열 자료로서 충분히 축적되지 않아 제약이 있었던 것이 사실이다. 송홍선·정광수(2017) 역시도 이러한 제약 상황을 인정하면서도 자본이동을 고려하기 위해 선행 연구 자료를 인용하여 분석한 바 있다.

마지막으로 기존 대다수의 연구는 인구구조 변수를 통해 선형적 관계 혹은 인과관계를 도출하는 데 집중하고 있다. 인구 고령화가 갖는 의미의 명확한 전달을 위해 이론적 논의를 통해 유도된 연구모형으로 인구변수가 갖는 설명력을 살펴볼 필요가 있다(Bovbjerg & Scott, 2006). 이를 추정하기 위해서는 주식시장에 영향을 미치는 다른 요인들을 통제·비교함으로써 파악할 수 있을 것이다(Geanakoplos et al., 2004; Bovbjerg & Scott, 2006; 송홍선·정광수, 2017).

본 연구에서는 이상의 가설과 선행연구들의 문헌 고찰과 논의에 비추어 첫째,

2) Geanakoplos et al.(2004)은 40~59세를 Mature 세대, 20~39세를 Young 세대로 구분하고 있음

주식시장에 대한 수요관점에서 생애주기에 따른 가계 자산 보유구성의 변화와 고령화에 따른 위험자산 수요의 변동성으로 인한 가격하락 위험성을 살펴보고자 하였다. 선행연구에 따르면, 연령대가 높아질수록 위험 회피 성향에 따라 위험자산을 우선 처분하게 된다. 따라서 고령화가 진전되거나 전개될수록 위험자산의 처분이 증가할 것으로 예상할 수 있다. 그리고 현재 인구 고령화 현상의 중심에는 인구 곡선상 특이성을 지닌 베이비붐 세대가 있다. 자산 가격의 하락 위험성은 고령화 중심세대의 전후세대 절대인구 수가 부족하여 처분되는 자산에 대한 열악한 수요기반으로 인해 존재할 가능성이 있으므로 이론적 접근을 통해 분석해보고자 한다.

둘째, 인구구조의 변화가 실질적으로 주식시장 환경에 미치는 영향 수준과 그 관계를 살펴보았다. 생애주기에 따른 포트폴리오 구성이론에 부합하여 수요현상을 설명할 수 있다면, 자산 가격 하락위험의 현실 가능성을 완전히 배제할 수 없을 것이다. 즉, 고령화 수준이 증가할수록 위험자산의 처분도 증가하게 되고, 잠재적 수요기반은 이를 지지하지 못하게 된다. 궁극적으로 자산의 가격 하락위험이 금융시장에도 전가될 가능성도 크다. 따라서 고령화 중심의 인구구조 변화가 심화할 것으로 예상되는 가운데, 고령화로 인한 주식시장에의 영향을 살펴볼 필요가 있을 것으로 판단된다.

인구구조 변화로 인한 경제적 영향 관계 규명을 위해, 그 충격의 대상이 무엇인지 명확하게 설정할 필요가 있다. 대상은 고령화가 진행 중인 우리나라와 이미 경험한 일본을 포함한 OECD 회원국 주식시장으로 하였다. 또한, 고령화 중심의 인구구조 변화를 포착할 수 있는 변수를 설정하고, 인구구조 변수가 갖는 영향력을 도출하기 위해 연구모형을 설정하여 규명하고자 하였다. 이 외에도 선행연구들과 같이 경제변수들을 통제함과 동시에 인구 역풍(demographic headwind)의 영향을 상쇄하거나 강화할 수 있을 것으로 기대되는 기대수명, 자본이동의 인구구조 변수와의 상호작용을 고려하였다.

고령화의 이슈는 세계 각국에서 민감하게 다뤄지는 사안 중 하나이다. 국가 간 비교를 통해 인구구조 변화에 따른 객관적인 현상을 이론적으로 검증하여 상호 비교할 필요가 있을 것이다. 또한, 실무적으로도 우리나라 주식시장의 발전적 방향을 제시할 수 있는 시사점을 남길 수 있을 것이라 본다.

2. 연구의 목적

본 연구의 목적은 고령화 중심의 인구구조 변화가 주식시장에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보고 그 관계를 규명하는 데 있다. 연구목적 달성을 위해 다음과 같이 세부 목적을 설정하여 연구를 진행하였다.

첫째, 기존 연구의 계량 분석 이슈를 고찰함과 동시에 오류를 통제 및 최소화하여 고령화 중심의 인구구조 변화와 주식시장 간 구조적 모형을 설정한다. 본 연구모형을 통해 영향 관계를 적합하게 예측하는지 이론적으로 유도하여 검증한다.

둘째, 금융자산에 대한 수익과 물가수준, 그리고 국가 간 통화 거래, 부동산시장 여건 등 다양한 시장환경을 보여주는 경제적 변수들을 통제하고 실질적인 인구구조 변수와 주식시장 간의 영향 관계를 규명하고자 한다. 일반적으로 인구 고령화가 진전될수록 고령층의 인구는 위험자산 인출이 가속하고 이를 받쳐주는 수요기반이 열악하여 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 또한, 주식시장에 대한 반응 강도와 영향 수준을 추정할 수 있을 것으로 기대된다. 이를 토대로 이론과 실무적 시사점을 도출한다.

셋째, 기대수명의 연장은 인구 고령화에 큰 영향을 미치는 요인 중 하나로 평가되고 있다. 수요측면에서 고령인구에 대한 기대수명 연장 효과를 고려하고 고령인구와 기대수명 간 상호작용 효과와 주식시장 간의 영향 관계를 규명한다.

넷째, 대다수의 기존 연구는 폐쇄경제라는 비현실적인 가정으로 인해 글로벌 금융규제 완화로 국가 간 자본이동이 빈번하게 이뤄지고 있는 현실을 반영하지 못한다. 금융개방에 따라 외국인 투자자본의 유입이 자유로운 주식시장이 연구의 대상이라면, 개방경제를 반영하는 것이 합리적일 수 있다. 따라서 개방경제를 전제한 주식시장에 외국인 자본의 순 유입 효과를 고려하여 그 관계를 규명한다.

다섯째, 우리나라 장래인구추계 자료(통계청, 2019)를 이용하여 인구구조 변화로 인한 주식시장의 변화를 예측함으로써 그 대응 전략을 모색하는 데 이바지하고자 한다.

3. 연구의 방법

본 연구는 인구구조 변화와 주식시장 간의 관계를 규명하기 위하여 국가별 주가지수와 인구변수, 기대수명, 다양한 경제변수들을 사용하였다. 실증연구에 앞서 시계열로 축적된 인구통계 자료를 활용하여 인구 고령화 추이를 살펴보고 현황을 파악하였다. 그리고 기존 문헌 연구를 통해 각각의 변수들에 대해 이론적으로 검토하고 관련 선행연구를 고찰하였다. 이를 토대로 연구목적을 달성할 수 있는 영향변수와 결과변수를 도출하고 모형을 설계하여 실증분석하였다.

연구모형을 통한 실증분석을 위해 국가별 주식시장 상황을 표현하는 주가지수(the price index of stock)를 종속변수로 설정하고, 독립변수인 인구변수는 국가별 인구구조의 변화를 표현할 수 있도록 일정 수준의 연령대(age classes)로 분류한 코호트를 대상으로 설정하였다. 세대별 차이 외에도 기대수명의 연장과 경제 환경도 고려하여 주식시장에 미치는 영향 관계를 검증하였다. 또한, 인구변수가 주식시장에 대해 갖는 설명력과 그 의미를 도출하기 위해 기준모형(baseline model)과 핵심모형(core model)으로 구분하여 분석을 진행하였다. 더불어, 주가지수는 어떠한 큰 사건(event)이나 사고가 없다면 추세에 대한 지속성을 지니고 있다. 이를 고려하여 추가 분석을 통해 인구구조 변수가 갖는 영향 관계를 동태적으로 살펴보았다.

자료의 대부분은 OECD(Organization for Economic Cooperation and Development, 이하 'OECD')와 UNCTAD(United Nations Conference on Trade and Development, 이하 'UNCTAD')에서 수집하였고, The World Bank와 Bloomberg, 우리나라 통계청 KOSIS 국가통계포털 등을 통해 패널 자료(panel data)로 구축하여 분석을 진행하였다.

4. 연구의 구성

본 연구는 총 5개의 장으로 구성되어 있다.

제1장은 서론으로 본 연구를 진행하게 된 계기와 함께 문제를 제기하고, 연구

의 목적을 정립하여 제시하고 있다. 연구목적의 달성을 위해 연구방법에 대한 개괄적인 내용과 그 범위 등을 기술하였다.

제2장은 현재 겪고 있는 세계 각국의 인구구조 변화에 대한 현황을 살펴보고 특성을 파악하였다. 또한, 분석의 대상이 되는 OECD 국가들의 미시 데이터를 활용하여 인구구조 변화와 가계의 보유자산 등 변화추이 등을 살펴보고 그 내용과 의미 등을 기술하였다.

제3장은 이론적 논의의 배경이 되는 선행연구들을 고찰함으로써 인구구조 변화가 주식시장에 미치는 영향에 대한 이론적 틀(theoretical framework)을 갖추고자 하였다. 특히 본 연구에서 다루고자 하는 변수들과 그 개념, 연구모형에 관하여 이론적 연구를 진행하였다. 이를 통해 본 연구가 갖는 차별성을 도출하고 연구의 방향성을 정립하였다.

제4장은 제3장의 내용을 토대로 체계적인 과정(process)을 통한 신뢰성 있는 결과 도출과 의미 있는 연구를 위해 연구방법론에 관하여 고찰하였다. 그리고 연구목적에 부합하는 연구모형을 설정하고 각 변수에 대한 조작적 정의와 수집, 연구의 방법과 관련한 내용을 기술하였다.

제5장에서는 인구구조의 변화를 대변할 수 있는 영향 요인을 통해 주식시장에 미치는 영향 관계를 규명하고 실증분석 결과를 다루고 있다. 실증분석은 대상 국가 개체별 횡단면 자료와 시계열 자료가 통합(pooling)된 자료를 활용하여 결과를 제시하고 있다.

마지막으로 제6장에서는 실증분석 결과를 토대로 결론을 도출하여 이론적, 정책적 시사점을 정리하였다. 아울러 본 연구의 한계와 향후 연구를 위한 제언도 포함하고 있다.

II. 인구구조 변화와 가계 자산보유 현황

인구구조 변화로 인한 경제 환경에 미칠 관한 논의는 인구절벽이라는 개념이 제기되면서 다시 주목받기 시작했다. Harry Dent(2014)는 저출산 기조의 확산으로 인구구조 변화는 불가피한 사회적 현상임을 강조한다. 인구감소는 수요기반을 약화하고, 소비 위축으로 인해 경제위기 발생 위험 가능성도 존재한다고 주장하고 있다.

인구 고령화는 개인을 포함한 세대와 그 구성원에게도 경제적, 사회적인 영향을 미치며 궁극적으로 삶의 질에 변화를 불러올 수 있는 요인이다. 구체적으로 고령인구들에 대한 경제적 안정과 사회보장 측면에서의 안전한 노년 생활의 영위를 일정 수준으로 보장해주기 위해 사회구성원들에게 사회적 비용 부담으로 나타날 수 있다. 또한, 세대 간 분리가 심화하고 있는 가운데, 사회적 갈등이 발생할 수 있는 우려와 이에 대응되는 사회적 손실은 국가 재정 부담으로 다가올 수 있다. 이 외에도 한정된 자원의 배분에 따른 형평성 등 사회 전반적으로 여러 문제에 직면할 수밖에 없다. Bullard et al.(2012)은 고령층일수록 저인플레이션 정책 선호 경향이 있으므로 고령화 수준이 높은 경제 환경에서는 저인플레이션 정책이 사용될 수 있다고 주장한다. 이처럼 고령인구의 증가는 생산가능인구, 즉 경제활동인구의 감소가 뒤따른다. 경제활동인구의 감소는 한 국가의 소비와 저축 행태, 투자환경에 변화를 일으킨다. 그뿐만 아니라 실질이자율과 통화정책, 미래에 대한 기대구조 변화로 거시경제 환경에도 영향을 미친다(Carvalho et al., 2016).

UN은 전 세계 인구가 다소 완만한 형태의 상승곡선을 그리며, 지속 증가할 것으로 기대하고 있다. 하지만 인구증가는 전 세계가 대상일 상황에 해당한다. 글로벌 경제의 중심축을 이루는 주요 선진국들은 이미 생산가능인구 감소와 함께 인구구조의 급변을 경험했거나 현재 진행 중인 것으로 보고되고 있다. 인구구조 변화는 여타의 조건들이 동일하다고 가정할 경우, 위험자산에 대한 수요 모멘텀을 약화할 수 있는 요인으로 작용할 수 있다. 이 같은 관점에서 고령화로 인한

인구구조 변화의 특징을 살펴볼 필요가 있다. 아울러 인구구조 변화로 인해 위험 자산에 대한 수요가 어떻게 변화하는지 살펴보고자 한다.

1. 세계 인구구조 현황 및 특성

세계 인구는 신흥국 중심으로 경제부흥과 함께 인구팽창이라는 복합적인 양상을 보인다. 국가의 경제 상황에 따라 인구구조는 상이하게 나타나고 있다. 그 예로 주로 최빈국은 글로벌 경제의 새로운 투자 기회로서 인프라 조성 및 활성화 기반을 형성하고 있다. 이는 사회구성원들의 소득수준 향상으로 이어지며, 인구증가를 불러오는 상황이다. 반면 2차 세계대전 이후의 대부분의 선진국에서는 인구증가가 정체기를 맞은 것으로 보고되고 있다.³⁾

전반적으로 세계 인구의 증가세는 완만한 상승곡선을 그리고 있는 것으로 보고되고 있다. 하지만 국가의 경제 상황 및 수준에 따라 인구 곡선은 다른 양상을 보임에도 불구하고 세계 인구분포가 상승곡선의 형태를 띠는 이유가 무엇인지 살펴볼 필요가 있다.

우선 선진국과 신흥국, 최빈국 간에는 인구구조의 주요 변화 동인으로 대두되는 출산율을 비롯한 사망률, 그리고 기대수명 등에서 현격한 차이를 보인다. 그리고 이로 인한 인구구조의 차이는 극명하게 드러난다. 단적으로 저개발 국가에서는 높은 출산율로 인해 중위 연령대가 주요 선진국과 비교해 상대적으로 젊은 인구구조로 되어 있다.

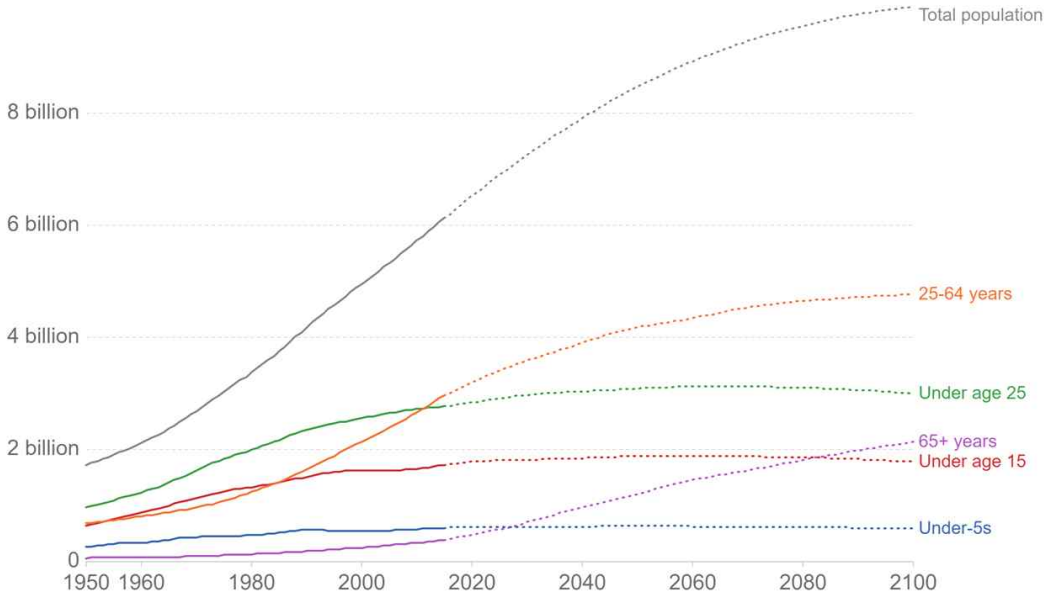
<그림 II-1>은 저개발 국가들에 대한 세대별 인구 비중과 인구 전망을 보여준다.

3) UN은 선진국(More developed countries)을 유럽과 북미, 호주, 뉴질랜드, 일본, 우리나라를 포함하고 있음. 신흥국(Less developed countries excluding least developed countries)은 아프리카와 일본을 제외한 아시아 국가, 그리고 중남미 등 최빈국을 제외한 국가로 분류하고 있으며, 최빈국은 1인당 GNP 1,035달러 미만 국가로 분류하고 있음. 2차 세계대전 이후, 선진국은 약 0.68%, 신흥국 1.98%, 최빈국 2.59%의 인구증가율을 보임

<그림 II-1> 저개발 국가의 세대인구 비중 및 전망 추이

Population by age bracket with UN projections, Less developed regions, 1950 to 2100

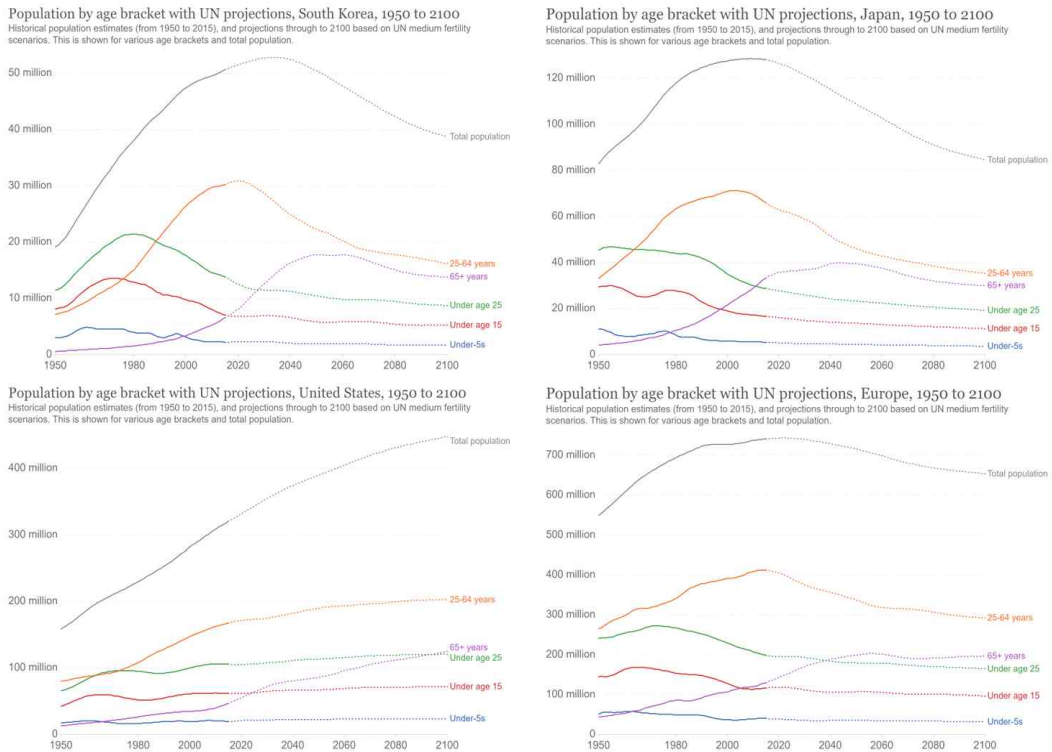
Historical population estimates (from 1950 to 2015), and projections through to 2100 based on UN medium fertility scenarios. This is shown for various age brackets and total population.



자료: Our World in Data(www.ourworldindata.org)

반면, 선진국들의 경우에는 기대수명의 연장과 출산율의 저하 등이 복합적으로 나타나면서 고령화가 심화하고 있다. 주요 선진국들의 인구 고령화 현상은 <그림 II-2>에서와 같이 세대인구 비중과 전망 추이를 통해 더욱 극명하게 드러나고 있다. 특히 <그림 II-1>과 비교하더라도 미국을 제외한 선진국들과 저개발 국가 간 인구 곡선 추세가 2010년경을 기점으로 대비되는 것으로 표현되고 있다. 이러한 현상은 산업화로 인해 사회적 변화 중 하나인 인구구조 변화에 결정적인 영향을 미치는 것으로 설명할 수 있으며, 저개발 국가들도 유사한 양상을 띠며 경험할 것으로 예상된다(주보혜 외, 2019).

<그림 II-2> 주요 선진국들의 세대인구 비중 및 전망 추이



자료: Our World in Data(www.ourworldindata.org)

일반적으로 산업화의 진전 수준에 따른 인구구조 변화 현상은 4단계⁴⁾에 걸쳐 설명하고 있다(Caldwell, 2006; Thompson & Roberge, 2015; 주보혜 외, 2019). 첫 단계는 전(前) 산업기 단계로서 사망률과 출산율이 모두 높은 시기이다. 이 시기에는 농경제 산업 중심으로 도시화의 진전 수준이 매우 낮고, 도시 거주 인구가 차지하는 비중이 높지 않다. 또한, 재해, 재난 혹은 여타의 사건으로 인한 사망률 변동성이 크게 나타나지만, 출산율이 이를 상쇄시키며 인구증가는 제한적으로 일어난다.

2단계는 산업화의 초기 단계로서 산업화의 진전과 함께 생활 여건 개선과 삶의 수준 향상이 두드러지는 시기라 할 수 있다. 이 시기에는 사망률 또한 많이 감소하고 높은 사망률의 변동성을 상쇄하던 출산율이 유지됨으로써 인구가 급격

4) Warren Thompson(1929)에 의해 ‘인구전환이론(demographic transition theory)’으로 제안되어 정립 되었으며, Blacker(1949)는 인구변천 과정을 5단계로 구분하여 제시하고 있음

하게 증가하게 된다.

3단계는 산업화가 일정 수준으로 진전되고 경제적 안정이 사회 전반에 안착함에 따라, 출산율의 급격한 감소가 나타나는 시기이다. 마지막 4단계는 현재 대부분의 선진국과 우리나라가 경험하고 있는 고령화 사회로서 후기 산업사회에 해당하는 시기이다. 이 시기에는 저출산과 함께 기대수명의 연장으로 인해 고령화 중심의 인구구조 변화를 경험하게 된다.

<표 II-1>은 세계적으로 고령화가 얼마나 급속하게 진전되고 있는지 간명하게 보여주고 있다.

<표 II-1> 세계 고령화 전망

지역	2019년 65세 이상 인구 수 (백만 명)	2050년 65세 이상 인구 수 (백만 명)	2019년과 2050년 증감률 (%)
World	702.9	1548.9	120
Sub-Saharan Africa	31.9	101.4	218
Northern Africa and Western Asia	29.4	95.8	226
Central and Southern Asia	119.0	328.1	176
Eastern and South-Eastern Asia	260.6	572.5	120
Latin America and the Caribbean	56.4	144.6	156
Australia and New Zealand	4.8	8.8	84
Oceania(excluding Australia and New Zealand)	0.5	1.5	190
Europe and Northern America	200.4	296.2	48

자료: UN(2019), World Population Prospects 2019. 연구자 요약

<표 II-1>에 제시된 것처럼 전 세계의 고령인구 중 동아시아와 동남아시아가 차지하는 비중은 상당히 크다. 세계적으로 인구 고령화는 현재와 비교해 2050년에 이르러 심화할 것으로 전망되고 있다. 특히 유럽과 북아메리카를 제외한 대부분 지역에서 고령인구가 급증할 것으로 예상된다. 그중에서도 주목할 만한 부분

은 사하라 이남 아프리카 지역과 북아프리카, 서아시아 지역의 고령인구가 배 이상 급증할 것으로 예상된다. 또한, 절대인구 수가 차지하는 비중이 높은 아시아 지역에서의 고령인구 증가가 세계적인 인구 고령화를 심화하는 데 큰 영향을 미칠 것으로 보인다.

세계적인 고령화 현상에 대해 UN 인구국(United Nations Population Division)은 인구 고령화 중심의 인구구조 변화가 유례없는 현상이자 전 세계 공통으로 발생하고 있는 사회구조적 변화로 인식하고 있다. 그리고 경제적 측면에서도 주요한 영향을 줄 것으로 예상하며, 장기적으로 관찰되는 지속적인 현상이므로 이에 대한 적극적인 대응 방안 마련을 주문하고 있다.

UN 인구국이 제시하는 인구 고령화의 주요 특성은 다음과 같다.

첫째, 현재 인구 고령화는 역사상 유례없는 세계적인 현상으로 고령인구 비중의 증가는 유소년인구 비중의 감소가 수반되는 것으로 보고 있다. 또한, 멀지 않은 장래에 고령인구 비중이 유소년인구 비중을 역전할 것으로 전망하고 있다. 대다수 국가에서 고령인구의 절대적 인구 수는 증가하고 경제활동인구 대비 비율도 증가할 것으로 예측한다. 이는 곧 한정된 자원의 배분 문제와 함께 세대 간은 물론, 세대 내 자원배분의 형평성 문제가 제기될 수 있는 부분이다.

둘째, 이러한 전 세계적인 고령화 현상은 경제성장, 저축, 투자, 소비, 연금과 세제, 노동시장 등 경제적 측면은 물론, 건강과 의료행태, 가족구성, 주택과 이주 등 사회적 측면에도 영향을 미치고 있다. 정치적으로도 고령화에 따른 정치 성향의 변화는 투표행태와 그 결과에도 영향을 미칠 것으로 예상된다.

마지막으로 고령화 현상은 일시적인 현상이 아니라, 지속될 현상으로 보고 있다. 이미 일부 선진 주요국 중심으로 인구 고령화가 실현되거나 도래되었다. 다만, 고령화의 변화양상은 실현된 것에 머무는 것이 아니라 지속되는 현상이며, 세계적으로 보편적인 현상으로 다가올 것으로 전망하고 있다.

우리나라를 포함한 대부분 주요 선진국들은 인구변천과정의 마지막 단계에 머무는 것으로 판단된다. 문제는 글로벌 경제의 흐름을 주요 선진국들이 주도함으로써 경제 기조가 시차를 두고 확산한다는 데 있다(한국은행, 2017). 주요 경제강국으로 대변되고 있는 국가들의 인구구조 변화는 해당 국가뿐만 아니라 글로벌 경제에도 미치는 파급력이 클 것으로 예상된다. 즉, 고령화 중심의 인구구조

변화가 경제시장에도 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상되므로 고령화(ageing)⁵⁾에 초점을 맞춘 관련 연구가 진행할 필요가 있다고 판단된다.

2. 인구 고령화 및 가계 주요자산 보유 현황

인구 고령화 현상은 OECD 국가 대부분에서 관찰되고 있다. 특히 우리나라의 경우, 세계적으로 유례없는 고령화 속도를 보인다. 통계청(2019)에 따르면, 2028년 약 5,200만 명이라는 인구 규모의 정점을 찍은 뒤 인구감소가 시작될 것이라 예상된다. 반면, 65세 이상의 고령인구는 768만 5천 명으로 2050년까지 지속 증가할 것으로 전망되고 있다. 우리나라는 OECD 국가 중 젊은 국가편에 속하고 있으나, 가장 빠른 고령화 속도를 보이는 국가로 평가받고 있다.

<표 II-2>는 OECD 주요 국가별 인구 고령화 진입년도와 속도를 요약하여 표현한 것이다.

<표 II-2> OECD 주요 국가의 인구 고령화 속도

구분	도달연도			소요 기간	
	고령화 사회(7%)	고령사회(14%)	초고령화사회(20%)	고령사회	초고령사회
KOR	2000년	2017년	2026년	17년	9년
JPN	1970년	1994년	2006년	24년	12년
USA	1942년	2013년	2030년	71년	17년
CAN	1945년	2010년	2024년	65년	14년
SWE	1887년	1972년	2011년	85년	39년
DEU	1932년	1972년	2010년	40년	38년
GBR	1929년	1976년	2020년	47년	44년
ITA	1927년	1988년	2008년	61년	20년

자료: US Census Bureau(www.census.gov), KOSIS 국가통계포털(www.kosis.kr)

5) UN은 전체 인구 중 65세 이상의 고령인구 비율이 7% 이상인 사회를 고령화사회, 14% 이상은 고령사회, 20% 이상인 경우 초고령화사회라고 정의하고 있음

구체적으로 우리나라는 고령화사회(ageing society)로 2000년에 진입하였고 2017년에 고령사회(aged society)로 전환하게 된다. 이는 인구 고령화가 가장 성숙한 단계에 있다고 평가되는 일본에 비해서도 약 7년가량 소요 기간이 단축된 것으로 파악되고 있다(한국은행, 2017; 통계청, 2019). 주목할 만한 점은 대부분 유럽 국가들은 초고령사회로 이미 진입했거나 머지않은 장래에 진입할 것으로 예측된다는 점이다. 다만, 서구국가들이 고령화사회에서 고령사회로, 그리고 초고령사회로 진입하는데 상당 기간이 소요된 것에 반해, 우리나라는 불과 9년에 지나지 않는다. 이러한 급속한 고령화의 원인은 주로 저출산과 기대수명의 연장에 기인하는 동시에 인구정책과 사회적 환경 영향도 클 것으로 판단된다.

우리나라를 포함한 OECD 주요국들을 중심으로 인구구조 변화특징을 살펴보면 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 우리나라는 일본과 함께 인구문제 심각 국가로 보고되고 있다. 세계적으로도 출산율 수준과 기대수명의 증가 속도, 인구증가율, 65세 이상 인구 비중 증가 속도 등 대부분의 인구 관련 지표에서 저출산과 고령화 이슈가 가장 심각한 것으로 나타났다. 그리고 앞서 살펴본 바와 같이, 장래인구추계 결과에 따르면, 2026년 초고령화사회 진입이 예상된다. 이는 일본의 초고령화사회 진입 소요 연수의 절반에 불과한 기간으로 얼마나 빠른 속도로 현실화하고 있는지 짐작할 수 있는 부분이다. 특히 최근 베이비붐 세대의 고령인구로 전입이 현실화되고 인구구조 변화가 본격적으로 가시화되고 있다. 문제는 우리나라의 이러한 인구구조 변화가 현재 진행형이라는 데 있다. 저출산의 지속과 기대수명의 연장, 그리고 생산가능인구의 급격한 감소는 사회경제 전반에 충격으로 이어져 그 파급력은 당분간 지속될 것으로 예상된다. 우리나라에서 고령화는 이미 사회적으로나 정책적으로도 핵심 이슈로 떠오른 상황이다. 유례없는 고령화 수준을 보이는 우리나라의 핵심적인 특징은 다른 국가에서는 관찰되지 않는 인구변천 과정이라 볼 수 있다. 대부분 국가에서는 산업화의 진전에 따라 고령인구 증가와 출산율 감소가 순차적으로 일어났다. 하지만 우리나라의 경우 이를 압축적으로 경험하고 있어 급격한 변화가 초래된 것으로 파악된다(주보혜 외, 2019).

둘째, 일본의 경우에는 인구구조의 변화요인 중 고령화 속도가 빠른 국가 중 하나로 보고되고 있다. 일본의 고령화 현상은 가장 성숙한 상태로 평가된다. 급

격한 출산율 감소와 기대수명의 가파른 증가가 고령화의 주요 요인으로 나타났다. 일본의 저출산 현상은 1970년대부터 발생한 것으로 파악되는데, 이후 1990년대부터는 적극적으로 ‘Angel plan’과 ‘新 Angel plan’ 등의 출산장려정책을 추진한 바 있다.⁶⁾ 하지만 이러한 출산장려정책의 추진 상황에서도 출산율 증가가 실현되지 않았고, 2003년에는 출산율 1.3명의 ‘초저출산 국가’로 진입하였다. 더불어, 총인구의 감소세에서 기대수명 연장으로 인한 고령인구의 누적은 고령화를 가속하며, 2006년 초고령화사회로 진입하게 된다. 일본은 고령화사회에서 고령사회로 진입하는데 약 24년, 고령사회에서 초고령사회로 진입하는 데 12년이 소요된 것으로 나타났다. 이는 세계적으로 유례없는 고령화 속도를 보여주는 사례에 속한다. 일본의 베이비붐 세대인 단카이 세대가 65세 이상의 인구로 편입⁷⁾된 2015년 이후에도 고령인구의 증가세는 지속될 것으로 전망하고 있다(통계청, 2019).

셋째, OECD 국가 중 큰 비중을 차지하고 있는 유럽 국가들은 이미 고령화의 진전이 상당 수준 진행된 것으로 파악되고 있다. 국가 대다수가 초고령화사회에 진입하였으나, 그 도달 기간이 상당 시간 소요되었고 매우 장기적으로 완만하게 관측되었다. 유럽 중심의 산업발전은 타 국가들보다 상대적으로 빠르게 인구 고령화가 진전되거나 전개되는 상황이다. 실제로 유럽 대다수 국가는 산업화의 진전에 따라 초혼 연령의 상승, 미혼의 증가가 출산율 감소로 이어졌고, 기대수명의 연장도 큰 영향을 미친 것으로 보고되고 있다(주보혜 외, 2019; 황기식·정다감, 2019). 이러한 인구 자연 감소 원인과 함께 국제 인구이동은 인구 고령화를 가속한 것으로 보인다(황기식·정다감, 2019). 인구 고령화가 심화하는 상황에서 유럽 국가들은 EU라는 사회경제적·정치적 합의체가 구심점이 되어 인구 고령화에 적극적으로 대응하는 것으로 알려져 있다.

마지막으로 미국의 경우, 높은 출산율을 유지하며 노인인구 비율의 증가세도 일본이나 우리나라에 비해 높지 않아 2010년대 중반까지는 사회적 이슈로 대두되지 않았었다. 그러나 2018년 U.S. 센서스국 발표에 따르면, 지난 2013년에 65

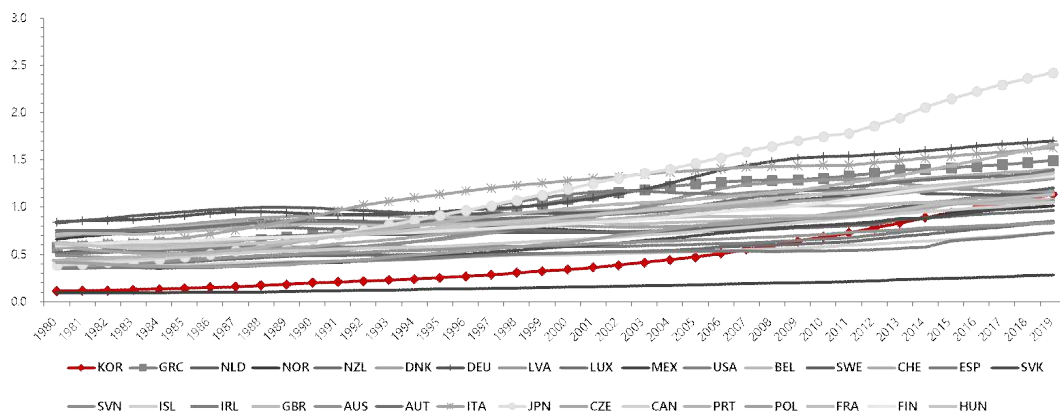
6) 일본의 출산율 제고 정책으로 1994년과 1999년에 각각 시행함

7) 일본 단카이세대(だんかいのせだい) 출생인구는 약 806만 명으로 집계되었으며, 현재는 약 660만 명이 생존해 있는 것으로 추정되고 있음

세 이상 인구 비중은 14% 이상으로 이미 고령사회에 진입한 것으로 보고되고 있다. 인구구조를 판단하기에 앞서, 미국은 경제적 여건과 정치적 환경으로 인한 이민 인구의 유출입이 상대적으로 타 국가에 비해 자유롭고 빈번한 편이다. 그리고 출산율 감소는 이민 인구의 유입이 상대적으로 큰 미국의 상황에서 상쇄 효과가 존재할 수 있다. 실제 미국의 인구구조는 미국으로부터 시작된 글로벌 금융 위기 이후 2000년대 후반부터 이민 효과에 기대할 수 없는 정도로 출산율은 급감한 것으로 보고되고 있다. 이후, 2010년대의 경제 여건이 호전된 상황에서도 출산율의 반등 없이 지속 감소로 이어졌다. 출산율의 감소와 함께 전후세대(戰後世代)로 불리는 베이비붐(baby boomers) 세대의 고령인구로의 편입은 초고령화 사회(super-aged society)에 대한 부담으로 작용하고 있으며, 미국 경제사회에 큰 충격을 줄 요인으로 예상된다.

OECD 국가들의 고령화 진전 수준은 <그림 II-3>과 같이 표현할 수 있다. 대부분 국가에서 노령화 지수가 상승하는 모습을 보여주고 있으며, 특히 우리나라와 일본은 타 국가에 비해 가파른 기울기를 가진 것으로 나타났다. 그리고 타 국가의 추세와 달리 정체가나 변곡점이 없이 지속 상승하는 양상을 띠며, 고령화가 얼마나 빠르게 진전되는지 보여주고 있다.

<그림 II-3> OECD 국가 노령화 지수 추이

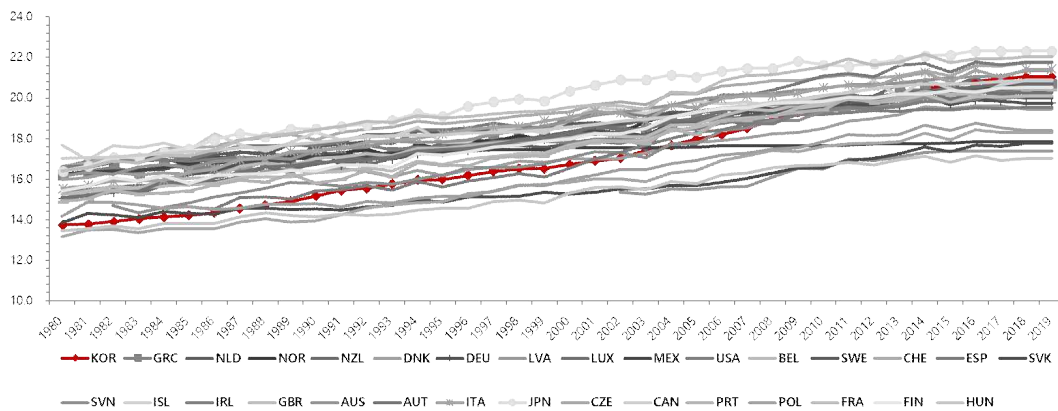


자료: OECD.stat(www.stats.oecd.org), 연구자 작성

<그림 II-4>는 인구 고령화의 원인 중 하나인 OECD 국가의 기대수명을 보여

주고 있다. 기대수명은 모든 국가가 비슷한 양상을 보여주며 지속적인 증가세에 놓인 것으로 파악된다. 이들 가운데에서도 우리나라는 OECD 평균보다 남성의 경우 1.7년, 여성의 경우에는 2.4년이 높은 것으로 나타났다. 특히 65세 인구의 기대수명도 OECD 평균보다 남성은 0.1년, 여성은 0.4년 높은 각각 8.1년과 10.3년으로 나타났다(통계청, 2019). 이러한 기대수명의 연장은 산업화와 함께 기술진전과 삶의 수준 향상에 따른 것이라 할 수 있다(주보혜 외, 2019; 통계청, 2019).

<그림 II-4> OECD 국가별 기대수명 추이



자료: OECD.stat(www.stats.oecd.org), 연구자 작성

OECD 국가들의 고령화와 기대수명의 연장으로 인해 가계⁸⁾가 보유하고 있는 자산 포트폴리오의 구성 형태는 다르게 나타날 것으로 예상된다.

<그림 II-5>는 OECD 국가별 가계가 보유하고 있는 자산 현황을 표현하고 있다. 몇몇 국가를 제외한 대부분 국가에서 공통으로 안전자산에 해당하는 현금 및 예금의 보유 비중이 가장 큰 것으로 나타났다. 특히 우리나라와 일본, 뉴질랜드 등 소수 국가는 현금 및 예금의 보유 비중이 가계 전체의 금융자산 중 절대적인 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다. 다만, 가계의 자산구성은 국가별 특성과 사회경제적 여건, 정치적 환경에 따라 크게 상이하게 나타날 수 있다. 예를 들어, 우리나라는 비금융자산인 부동산에 대한 편중이 심하고, 안전자산 위주의 금융자

8) 본 연구에서는 자산에 관한 현황 파악은 개인(1인 가구)을 포함하여 가계로 포괄하고 있으며, 자산의 구성 형태는 비영리단체(NPISHs)를 포함하여 보유 현황을 제시하고 있음

산 보유 형태를 보인다(이철용·윤상하, 2006; 오승연, 2014; 한국은행, 2017).

반면, 미국과 영국, 스웨덴, 핀란드 등이 몇몇 국가는 가계 내 금융자산 보유구성 중 주식과 간접투자를 포함한 위험자산의 보유 비중이 상대적으로 크게 형성된 모습을 확인할 수 있다. 이러한 배경에는 첫째, 저금리 기조의 확산으로 안전자산으로부터 발생하는 수익률의 기대가 주식시장으로 전이된 것으로 볼 수 있다(김재철, 2005; 이철용·윤상하, 2006). 둘째, 미국과 유럽 국가의 금융 산업은 글로벌 금융시장의 흐름을 주도할 만큼 경쟁적으로 발전하고, 가계 혹은 개인 부문의 투자자도 진입하기 쉬운 시장환경을 갖추고 있다(김재철, 2005). 셋째, 인구고령화로 인하여 공적연금의 규모가 많이 늘어났고 연금으로부터 발생한 자금이 주식시장으로 유입됨으로써 시장 참여기회가 늘어난 것에 기인한 것으로 보인다(김재철, 2005; 오승연, 2014; 한국은행, 2017). 다만, 자산의 구성 형태를 단편적으로 살펴보고, 파악하는 것에는 한계가 있을 것으로 판단된다.

<그림 II-5> OECD 국가별 가계 자산보유 현황(2019년 기준)



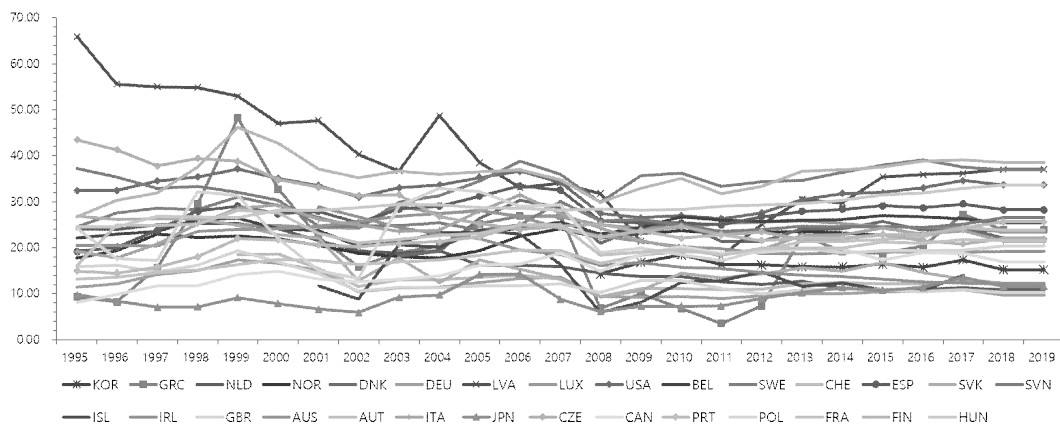
주: 비영리단체(NPISHs) 자산 포함.

자료: OECD.stat(www.stats.oecd.org), 연구자 작성

<그림 II-6>은 OECD 국가별 가계의 금융자산 주식보유 비율의 추이⁹⁾를 표

현한 것이다. 1995년부터 2000년대 중·후반까지는 주식보유 비중이 소폭 감소하는 것으로 나타나고, 2000년대 후반부터는 주식보유 비중이 일정 수준으로 유지되는 경향을 띠고 있다. 다만, OECD 국가 대부분이 이미 고령화사회에 진입하였고, 초고령사회로 진입을 앞두고거나 이미 전개된 국가가 상당수 있다. 이러한 점에 비추어, 가계부문의 주식보유현황은 고령화 수준과 같이 살펴볼 필요가 있을 것이다.

<그림 II-6> OECD 국가별 가계의 주식보유 비중 추이

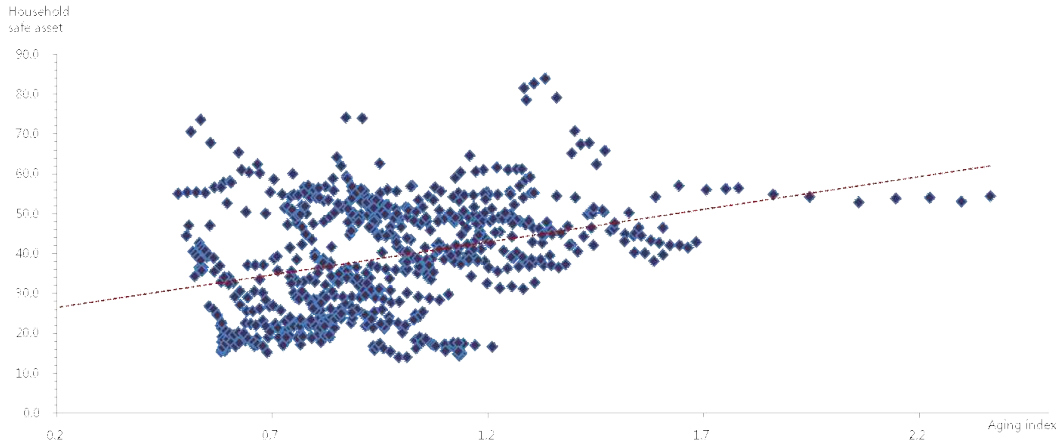


자료: OECD.stat(www.stats.oecd.org), 연구자 작성

<그림 II-7>과 <그림 II-8>은 각각 고령화와 가계부문의 안전자산 및 주식보유 비중의 산포도를 표현한 것이다. <그림 II-7>은 고령화가 진전되거나 전개될수록 안전자산의 보유가 높아지는 경향을 보여준다. 상관관계의 추세선 기울기를 보더라도 고령화와 안전자산의 보유 간에는 우상향하는 형태를 보인다.

9) OECD 회원국의 가계 부문 금융자산 보유 형태는 1995년부터 국가 자료가 제출 및 수집되었으며, 자료의 수집이 가능한 1995년부터 2018년까지를 대상으로 그 추이를 살펴봄

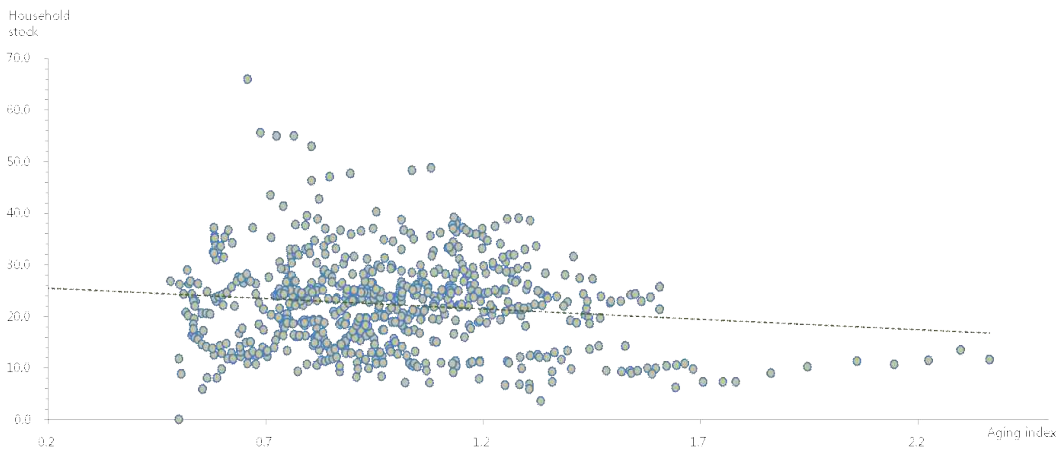
<그림 II-7> OECD 국가별 고령화와 안전자산 보유 관계



자료: OECD.stat(www.stats.oecd.org), 연구자 작성

반면, 주식보유 비중은 상대적으로 그 강도가 약하게 나타나지만, 고령화의 진전 수준에 따라 위험자산의 보유가 낮아지는 경향을 나타내고 있다. 그리고 상관관계 추세선 또한 완만한 기울기를 갖고 있으나 우하향하는 형태를 띠고 있다.

<그림 II-8> OECD 국가별 고령화와 주식자산 보유 관계



자료: OECD.stat(www.stats.oecd.org), 연구자 작성

인구구조 변화로 인한 영향은 여러 국가의 경험에도 불구하고 인류가 해결할 수 없는 영역의 난제로 자리 잡고 있다. 단정할 수는 없으나 인구구조 변화에 직

면한 우리나라는 일본보다 더 큰 충격에 대비해야 할 수도 있을 것으로 예측되고 있다(한국은행, 2017). OECD 국가 중 상대적으로 고령화의 진전 속도가 더딘 미국 역시도 인구 고령화는 피할 수 없는 문제로 인식하고 있으며, 사회적 안정을 위협할 가능성이 제기되는 상황이다. 앞서 살펴본 바와 같이, 고령화의 진전 혹은 전개로 인한 인구구조 변화는 금융시장에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 주요측면에서 고령화 중심의 인구구조 변화로 인한 금융시장, 특히 본 주식시장에 미치는 영향을 살펴보는 것은 이론적으로나 실무적으로 의미 있을 것으로 기대된다.

III. 이론적 배경

고령화 중심의 인구구조 변화는 한 국가의 경제변화를 동반한다. 미시적으로는 가계의 소비패턴과 저축 수준, 가계의 잉여 자금력에 따른 투자 결정 변화로 가계 자산의 구성 형태에 변화를 가져온다. 가계의 자산변화는 더 나아가, 투자자의 기대변화로 인해 실물경제에 충격을 가하고 사회경제 전반에 영향을 미치게 된다. 인구 고령화로 인한 사회경제적 영향을 다룬 많은 연구는 생애주기가설의 몇 가지 논의와 함께 생애주기별 포트폴리오 구성이론에 근거를 두고 있다.

많은 선행연구가 가계 혹은 개인의 생애주기에 걸친 소득과 소비의 변화양상에 초점을 맞추고 있다. 생애주기가설에 의하면, 가계 혹은 개인은 생애주기별로 소득수준이 달라지므로 기대되는 생애 전 기간에 대한 소비와 저축의 수준도 달라진다(Ando & Modigliani, 1963). 생애주기 중 청년기에 이르기까지는 낮은 소득수준에 머물러 있다가 경제적 활동이 상대적으로 왕성한 중·장년기에 이르러 높은 소득수준을 보인다. 그리고 은퇴 후 시점으로 간주하는 노년기에는 다시 감소하는 양상을 보인다. 소득은 생애주기 간 불확실성을 안고 비평활성(non-smooth)을 띤다. 따라서 저축은 소득의 불확실성에 대비하여 예비적 행태를 보이고, 생애주기에 따라 소득과 함께 낙타 혹(hump-shape)의 형태로 표현된다(Kimball, 1990). 반면 합리적인 가계나 개인은 기대생애효용 극대화를 위한 소비를 선택하게 된다. 이러한 소비행태는 생애주기에 걸쳐 일정한 수준으로 유지하려는 경향이 있다. 즉, 생애주기가설은 경제주체들의 의사결정에 소비와 저축에 관하여 현재의 소득을 비롯한 미래의 기대소득이 영향을 미칠 것으로 보고 있다. 또한, 현재와 미래소비의 시간선호와 기대수명에 따라 소비와 저축 수준에 대한 의사결정이 달라질 수 있다.

인구구조 변화로 인한 사회경제적 현상을 다룬 많은 선행연구는 이상과 같은 이론적 근거를 바탕으로 연구를 진행하였다. 생애주기가설의 논리적 근거를 기반으로 일정한 소비수준을 생애 기간 유지하기 위해 저축 수준을 감소시킨다면, 금융시장에도 변화가 초래될 가능성은 충분히 존재할 것으로 보인다. 더욱이 여러

형태의 자산을 구성하여 보유하고 있는 가계나 개인이 위험에 대한 태도가 상이할 경우, 위험선호 수준에 따라 인출되는 자산의 형태는 달라질 것이다. 즉, 생애주기설의 논점은 경제주체 생애주기에 따라 소득과 소비의 불균형을 평활화하기 위해 자산의 인출이 발생할 수 있다는 데 있다. 이에 따라, 사회경제와 인구학적 영향 요인 간에 관한 이론적 근거를 마련한 것으로 볼 수 있다(Ando & Modigliani, 1963). 이러한 논의는 자산 선택 문제와 함께, 어떻게 처분으로 이어지는지를 생애주기별 포트폴리오 구성이론을 통해 전개하고 있다. 한편, 기존 이론을 토대로 한 논증적 발전은 인구구조가 갖는 특이성과 함께 수요적 관점에서 접근해 그 위험성의 존재를 제기하고 있는 자산 가격 붕괴가설로 이어진다(Siegel, 2005).

본 장에서는 인구구조 변화와 주식시장과의 관계를 살펴보기 위해, 생애주기별 포트폴리오 구성이론 및 자산 가격 붕괴가설과 관련한 선행연구에 대한 문헌을 고찰하였다. 그리고 문헌 고찰과 이론적 연구를 토대로 본 연구와의 차별성을 기술하였다.

1. 생애주기별 포트폴리오 구성이론

생애주기에 따른 자산 구성(asset portfolio)의 변화를 논의할 수 있는 근거는 연령에 따라 위험에 대한 태도를 달리한다는 데 있다. 연령이 높아질수록 위험에 대한 선호 경향에도 차이가 발생하며, 위험에 대해 회피하는 경향을 보인다. 그리고 위험회피 수준이 증가하게 되면 위험자산에 대한 수요변화로 인해 금융시장 전반에 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다(김경아, 2007; 김현수·김경아, 2014). 일반적으로 가계 혹은 개인은 생애주기에 걸쳐 소비수준과 자산의 구성 형태를 변화시킴으로써 효용 극대화를 추구한다.

전통적인 자산 선택에 관한 연구들은 수익률과 위험에 초점을 맞추어 왔다고 볼 수 있다(김진영, 2020). 생애주기별 포트폴리오 구성이론의 핵심은 연령이 높아질수록 위험에 대한 회피 성향이 강해지며 이러한 행태가 곧 금융시장에 변화를 초래한다는 점이다(최공필·남재현, 2005; 김소영·이종화, 2006; 송홍선·정광수,

2017; Demery & Duck, 2003). 생애주기 중 중·장년기에는 소득이 증가하는 시기(prime earning age)이자 높은 수준의 저축률을 형성하는 시기이다. 안정적이고 높은 소득수준은 상대적으로 높은 위험선호 경향을 띠고, 위험자산에 대한 수요가 증가할 가능성이 크다. 반면, 연령대가 높아질수록 소득은 감소하고 소득감소로 인해 위험회피 성향이 강해짐에 따라 위험자산에 대한 수요 감소로 이어지게 된다. 그리고 안전자산(safe asset)에 대한 선호 경향이 강하게 나타나게 된다. 즉, 고령화로 인해 금융시장의 수급 환경이 변화하고 가계 자산 구성도 달라진다는 의미로 해석할 수 있다.

가계 혹은 개인의 위험회피 수준 변화를 살펴본 대다수의 연구는 생애주기별 포트폴리오 구성이론을 바탕으로 논리적 기반을 마련하고 있다. 개인의 부와 소득수준은 연령과 밀접한 연관이 있다는 데 근거를 두고, 부(wealth)의 수준과 위험회피 성향의 관계에 기초한다(Merton, 1969; Samuelson, 1969; Stiglitz, 1969; Arrow, 1971).

초기의 연구들은 최적 포트폴리오 선택을 위해 몇 가지 전제를 갖고 접근한다. 첫째, 어떠한 마찰비용(friction cost)도 존재하지 않는 완전시장이다. 둘째, 금융자산으로부터 발생하는 소득 이외의 노동소득(labor income)은 존재하지 않는다. 셋째, 개별자산 수익률은 전 기간에 걸쳐 독립적인 동일분포(independently and identically distributed)를 따른다. 마지막으로 투자자는 시간에 대해 불가변적인 효용함수를 갖는 CRRA(constant relative risk aversion) 형태를 띤다.

Merton(1969)은 이상의 전제와 함께 위험자산(risk asset)과 무위험자산(free risk asset)으로만 구성되는 것으로 가정하여 총자산¹⁰⁾에 대한 위험자산의 보유비중은 투자자 개인의 연령과 부(wealth)의 크기와 관계없이 일정하게 유지된다고 주장한다. 즉, 위험자산이 갖는 초과수익률과 투자자의 위험회피 성향, 수익률에 대한 불확실성 등에 근거해 결정된다고 보고 있다.

Samuelson(1969)은 투자자의 위험회피 성향이 생애주기 간 일정하게 유지하게 될 때 효용이 극대화되므로 포트폴리오도 변화하지 않는다고 밝히고 있다. 하지만 최적 위험자산의 규모는 위험회피 성향과 위험자산의 수익률에 따라 차이가

10) Merton(1969)의 모형에서 총자산은 총 금융자산을 의미하고 있으며, 금융자산과 실물자산 등을 고려한 총자산의 개념과 구별되는 개념임

발생할 수 있다고 주장한다.

Arrow(1971)는 동일한 위험에 대해 개인의 부가 상대적으로 큰 투자자는 DARA(decreasing absolute risk aversion), 즉 위험회피 성향이 상대적으로 낮다고 주장한다. 그리고 위험회피 수준이 부의 증대와 함께 커지는 IRRRA(increasing relative risk aversion)여야 한다고 주장한다. 반면, Stiglitz(1969)는 개인의 위험 감수(risk-taking) 의지를 측정하기 위해 보유자산에 대한 표준편차, 즉 변동성 개념을 이용하여 포트폴리오 선택 문제에 대해 접근하였다. 연구 결과, 개인의 부(wealth)가 증대할수록 위험회피 성향은 낮아진다고 주장하고 있다.

이상의 연구들은 생애주기별 포트폴리오 구성이론을 설명하기 위해 전제에 대한 제약을 강하게 두고 있어 비현실적이라는 비판이 제기되기도 하였다. 이런 비판을 보완한 후속 연구들은 기존 가정을 완화하여 투자자의 연령 혹은 보유자산 규모에 따라 자산의 선택 문제를 다루고 있다.

첫째, 소득과 저축에 대한 가정을 완화하고 있다. 생애주기별 포트폴리오 구성이론은 예비적 저축이론과 밀접한 관련이 있다. Davies(1981) 등 다수의 연구자는 Ando & Modigliani(1963)의 생애주기가설을 논리적 근거로 내세워 접근한다. 그들에 의하면, 생애주기 간 효용 극대화를 위해 소득과 소비의 불균형을 평활화(smoothing)하고, 이 과정에서 저축 수준이 결정된다. 또한, 저축은 현재의 소득과 소비의 차이로 발생하는 미래소비에 대한 예비적 행위라는 것이다. 따라서 투자자 개인의 자산구성은 저축량(flow)에 의해 결정될 수 있다. 즉, 저축의 누적치는 금융자산에 대한 수요(stock)로 나타난다는 것이다(Davies, 1981; Samuelson, 1989; Poterba, 2001; 송홍선·정광수, 2017). 저축 수준은 노동소득의 존재를 인정함으로써 생애주기에 따른 변동 가능성을 불러온다. 투자자 개인의 저축 수준은 금융자산에 대한 선택에 대한 문제로 귀결된다고 볼 수 있다.

둘째, 완전시장에 대한 가정을 완화하고 있다. 현실적인 시장경제 내에서 투자자는 마찰비용을 고려할 수밖에 없다. 마찰비용은 유동성을 제약(liquidity constraint)하는 영향 요인으로(고광수 외, 2005; 김경아, 2007; 송홍선·정광수, 2017), 효용 극대화를 위한 자산 선택 문제에 영향을 미칠 것이다(김경아, 2007). 이 외에도 여러 마찰요인 등 시장에 대한 불완전성 요인을 고려하며 보다 현실적으로 접근하고 있다.

셋째, 위험선호 경향이 연령 혹은 부의 수준과 관계없이 일정함을 가정하는 것은 비현실적이라 볼 수 있다(Bodie et al., 1992; Bakshi & Chen, 1994). 위험에 대한 선호 경향은 시간에 대해 가변적이어야 하며, 이를 고려하는 것이 더욱 현실적인 접근일 수 있다. 특히 투자자 개인에게는 자산을 구성하기 위한 미래소득의 원천인 노동소득이 중요한 요소이다. 연령이 높아질수록 노동을 통해 얻는 소득은 상대적으로 적고 인적자본(human capital)의 가치도 하락할 수 있다. 그리고 위험자산의 보유로 손실이 발생하더라도 인적자본의 가치가 상대적으로 높게 평가받는 젊은 시기에는 만회할 가능성이 더 크다고 판단하고 있다. 따라서 연령대가 높아질수록 위험자산의 비중을 감소시키는 것을 최적의 자산 구성요소로 보는 것이다(Bakshi & Chen, 1994; Davis & Li, 2003; 최공필·남재현, 2005; 김소영·이종화, 2006).

이상의 내용을 종합해보면, 인적자본 가치가 상대적으로 높은 젊은 시기에는 노동의 추가 공급에 대해 상대적으로 유연하고 탄력적인 대응이 가능하다. 젊은 세대는 추가 소득의 발생 가능성도 고령층보다 더 높게 형성될 수 있다. 그러므로 젊은 시기에는 높은 위험선호 경향이 위험자산에 대한 수요로 이어져 위험자산의 보유 비중도 커질 수 있다. 반면, 연령층이 높아질수록 소득과 인적자본 가치에 대한 불확실성이 커진다. 따라서 높은 연령층에 해당하는 세대가 보유하는 위험자산의 비중도 점진적인 감소를 예상할 수 있다(최공필·남재현, 2005; 김경수·유경원, 2014; 강종만, 2014; 송홍선·정광수, 2017; 조세형 외, 2017).

한편, 이상의 논의에 관해 반박하는 연구도 존재한다. 연구의 대부분은 예비적 동기와 유산 동기 등을 근거로 하고 있다(Poterba, 1994; Deaton & Paxson, 1997; Ahn et al., 2006). 보다 구체적으로 첫째, 생애주기 간 소득의 비평활성으로 인해 소득이 불확실할 경우, 예비적 동기(precautionary savings)가 작용할 수 있다고 주장한다(Poterba, 1994; Deaton & Paxson, 1997). 즉, 은퇴 후 소득감소와 함께 불확실성 증대 등으로 인한 장수리스크를 대비하기 위해 예비적 유인이 커질 수 있다는 것이다. 둘째, 가계 혹은 개인은 생애주기 간 효용 극대화를 위한 자산 선택이 제한적이라고 주장한다(Poterba, 1994; Ahn et al., 2006). 이 주장의 근거는 유산 동기(bequest motive)에 두고 있으며, 후속세대와 사회·경제적 영향에 기인한다고 보고 있다. 셋째, 생애주기 간 가계 혹은 개인이 갖는 시간비

용(time cost)으로 인해 위험선호 경향이 상이할 수 있음을 주장하고 있다. 시간 비용은 경제주체가 갖는 제한된 시간, 근로 등 여러 조건에서 위험자산에 대한 투자 결정을 위해 시간의 투입이 필요로 발생한다. 비용에 대해 은퇴한 연령층은 기회 시간비용(opportunity time cost)이 상대적으로 크므로 위험에 대한 선호도가 높아지며 적극적으로 보유할 수 있는 여건이 마련될 수 있다는 것이다(Abel et al., 2006). 이렇게 상반된 연구 결과들이 제시되는 이유는 시장에 대한 불완전성을 얼마나 인정하고 반영하느냐의 차이로 발생한 것으로 해석된다.

본 연구는 고령화 중심의 인구구조 변화가 주식시장에 부정적인 영향을 미칠 것으로 판단하고 있다. 따라서 인구구조 변화가 갖는 영향력을 살펴보기 위해 거시경제변수(macroeconomic factor)들을 통제하고(Davis & Li, 2003; Geanakoplos et al., 2004; Jamal & Quayes, 2016; 서정원 외, 2013; 송홍선·정광수, 2017; 조성원, 2017), 고령화로 인한 부정적 영향을 상쇄시킬 수 있는 요인(Davis & Li, 2003; Kim et al., 2019; 송홍선·정광수, 2017)도 고려하였다.

더욱 체계적인 접근을 위해, 인구구조 변화와 주식시장 간의 관계를 다룬 선행 연구 중심으로 고찰하고자 한다. 기존 문헌을 통해 고령화 중심의 인구구조 변화가 금융자산에 대한 수요에 어떤 영향을 미치는지, 그리고 가계 보유자산 구성에 어떤 변화가 있었는지 살펴보고자 하였다.

2. 인구구조 변화와 주식시장에 관한 선행연구

인구구조와 주식시장 간 관계에 관한 관심은 생애주기별 포트폴리오 구성이론을 근거로 하고 있다. 특히 인구 고령화 중심의 인구구조 변화가 역사적 인구 곡선상에서 특이성을 가진 베이비붐 세대로 인하여 더욱 위험성이 두드러지고 있다. 이 같은 위험성을 제기하는 것이 자산 가격 붕괴가설(asset price meltdown hypothesis)이다. 가설은 수요관점에서 고령화라는 인구구조의 변화로 인해 맞이하게 될 후속세대의 수요기반 열악으로 인한 자산 가격의 폭락 위험성을 주 내용으로 한다(Geanakoplos et al., 2004; Seigel, 2005; Liu & Spiegel, 2011; 송홍선·정광수, 2017).

실제로 1990년대 미국 월가의 증권시장 분석가들은 전체 인구 중 가장 큰 비중을 차지하고 있는 베이비붐 세대가 고령층으로 편입되어 은퇴가 실현되면 위험자산 처분의 급증 가능성이 존재한다고 주장하였다. 또한, 인구 비중이 가장 큰 베이비붐 세대는 전후세대(前後世代)와 비교해 보유자산의 규모도 상대적으로 크게 형성돼 있을 것으로 간주하고 있다. 따라서 생애주기별 포트폴리오 구성이론을 근거로 베이비붐 세대가 은퇴하게 되면 소득감소분은 보유자산 중 위험자산을 우선하여 인출하면서 충당할 가능성이 크다(Siegel, 2005). 그리고 베이비붐 세대에 비해 절대인구 수가 부족한 후속세대만으로 그 수요를 해결하지 못하여 자산 가격의 폭락 가능성이 존재할 수 있다고 주장한다(Geanakoplos et al., 2004; 송홍선·정광수, 2017). 즉, 저출산, 기대수명의 연장과 더불어, 베이비붐 세대의 은퇴가 실현되면 수요측면에서 세대 간 부(wealth)의 이전 과정에 위험성이 발생할 수 있다고 해석할 수 있다.

베이비붐 특정 세대에 초점을 맞춰 이 같은 논의가 진행된 배경에는 첫째, 인구구조 변화로 인한 자산 수요와 가격 문제가 이론적 근거를 통해 논의할 수 있는 대상이기 때문이다. 생애주기별 포트폴리오 구성이론을 근거로 하는 다수의 연구도 연령이 높아질수록 위험자산의 보유 비중 감소 현상에 대해 지지하고 있다.

둘째, 베이비붐 세대가 갖는 인구학적 특이성 때문이다. 베이비붐 세대의 인구학적 특성은 세계 대다수 국가 인구 곡선상에서 공통으로 나타나는 현상이다. 공통된 특징은 낙타 혹(hump-shape)과 같은 분포를 하고, 전후세대(前後世代)에 비해 월등히 많은 출생률을 보인다는 점이다. 따라서 금융자산의 수요관계에서 베이비붐 세대가 갖는 특이성과 절대인구 수의 규모는 위협요인이 아닐 수 없다. 그리고 베이비붐 세대가 생애주기 간 소득과 소비를 평활화하는 과정에서의 위험자산 인출 가능성은 생애주기별 포트폴리오 구성이론의 논리적 근거를 통해서도 설명할 수 있다. 자산 가격 붕괴가설은 후속세대의 수요지지기반이 상대적으로 열악한 것에 기인해 설득력 있게 전달된다.

자산 가격 붕괴가설은 다음과 같은 전제를 따르고 있다(Roy et al., 2012).

첫째, 생애주기별 포트폴리오 구성이론을 토대로 논의되는바, 베이비붐 세대에 속하는 개인 혹은 가계의 소비와 저축 패턴은 이론에 부합하여 나타나야 한다.

둘째, 인구구조의 변화 자체는 금융자산 가치 변동성에 있어 장기적인 영향 관계에 있어야 하며, 베이비붐 세대가 금융시장에서의 영향력이 커야 한다.

마지막으로 이 같은 영향을 전제로 베이비붐 세대가 보유하고 있는 자산 규모가 다른 세대에 비해 절대적 우위에 있어야 함은 물론, 처분 자산에 대한 수요를 지지하지 못해 디플레이션(deflation) 현상이 유발되어야 한다.

자산 가격 붕괴가설과 관련한 실증연구는 대표적으로 Siegel(2005)을 중심으로 지지할 주장하는 견해와 Poterba(2001)를 중심으로 이론에 대해 반증하는 견해로 구분된다. 최근의 연구들조차도 결과가 양분되어 단정하기 어려운 것으로 보이지만, 각각의 내용을 살펴보면 다수의 연구자가 인구구조 변화로 인한 영향은 부정하지 않고 있다. 구체적으로 가설에 대한 접근방법과 어떻게 논의됐는지 살펴볼 필요가 있다. 따라서 기존 문헌 고찰을 통해 발전시킨 이론적 확장 과정과 연구 결과들을 살펴보고자 한다.

1) 국외 선행연구

인구구조 변화와 주식시장 간의 관계를 살펴본 선행연구는 생애주기별 포트폴리오 구성이론에 근거하여 이루어졌다. 위험과 수익률에 초점을 맞추고 최적 자산을 어떻게 구성하느냐에 대한 논의로 출발한다. 인구구조 변화로 인한 위험 선호 경향의 변화는 주식시장 수요와 가격에 영향을 미칠 것으로 보고 이에 주안점을 두고 있다.

Bergantino(1998)는 인구구조 변화가 미국 주식시장의 움직임에 설명하는 데 있어 통계적으로 유의한 결과를 제시하고 있다. 미국 인구구조 변수와 주식과 채권, 그리고 부동산 간의 관계를 회귀분석을 통해 확인하였다. 특히 GDP나 배당 성향 등에 대한 영향을 통제하면서 인구구조 변수와 자산 가격 간의 관계를 규명하고자 하였다. 그는 고령화가 자산 가격에 대해 부정적인 영향이 존재하고, 향후 고령화가 진전되면 자산 가격이 큰 폭으로 하락할 수 있음을 주장한다.

Davis & Li(2003)도 청년층과 장년층의 인구 비중이 확대됨에 따라 주가도 동반 상승한다는 사실을 입증하였다. 주목할 만한 점은 기존 선행연구들과는 달리, 경제성장률이나 물가상승 요인 등을 통제변수로 포함하여 패널회귀분석을 통해

국가별 인구구조의 이질성 문제를 효과적으로 통제한 부분이다. 이를 통해 연령에 따른 위험회피 성향을 살펴보았다. 연구 결과, 인구구조와 주가 간 관계에서 중년인구가 주식가격의 상승을 견인한다고 주장하고 있다.

Jamal & Quayes(2004)는 미국 인구에서 45~65세에 해당하는 중년인구가 S&P 500의 주가배당비율(price dividend ratio)에 미치는 영향 관계를 회귀분석을 통해 제시한다. 그들은 중년인구의 비율이 1% 증가할 경우 주가배당비율은 약 5% 수준의 변동성을 가질 것으로 실증하고 있다. 이 같은 결과는 영국에 적용하더라도 동일한 영향 관계에 있음을 증명하였고, 중년인구의 증가가 주식시장 가격변수에 상승요인임을 밝히고 있다. 이후, Jamal & Quayes(2016)는 미국 베이비붐 세대 은퇴가 본격화된 시점에서 세대의 영향을 3개 기간으로 세분화하여 살펴보았다. Jamal & Quayes(2004)와 동일 변수를 적용하고 추가로 노년인구변수를 사용하였다. 그리고 기존 회귀분석 모형이 갖는 내생성의 한계를 해결하기 위해 공적분 회귀모형을 활용하여 실증분석 결과를 제시하였다. 연구 결과, 중년인구와의 영향 관계는 기존과 같고, 추가된 고령인구와 S&P 500의 주가배당비율 간에는 부정적인 영향 관계를 입증하여 제시하였다.

Goyal(2004)은 65세 이상 고령인구의 증가로 인해 주식시장으로부터 자금 유출이 증가한다는 실증결과를 다중회귀분석을 통해 제시하고 있다. 주식시장으로의 자본 유출입은 인구의 연령구조에 따라 상이하고, 65세 이상의 고령인구 비중이 커질수록 주식시장으로부터 인출되는 자금 규모가 확대된 것으로 나타났다. 이는 고령화 수준이 진전될수록 주가의 하락요인으로 작용할 것으로 해석할 수 있다.

Geanakoplos et al.(2004)은 세대 간 중첩모형(OLG)의 시뮬레이션과 동시에 인구구조 변수를 MY ratio¹¹⁾로 설정하고, 인구구조 변화가 미국 주식시장, S&P 500에 미치는 영향 관계를 OLS(ordinary least squares) 모형을 활용하여 제시하였다. 실증분석 결과, 유년인구 대비 중년인구의 비중이 커질수록 S&P 500에 긍정적인 영향을 미치며, 주가수익비율(PER)와 밀접한 관계에 있음을 밝혀냈다. 미국 외 프랑스, 일본 등 몇 개국으로 그 대상을 확대한 경우도 통계적으로 유의한 결과를 제시하고 있다. 아울러, 미래 주식시장의 전망을 위해 2000년에서 2050년

11) 20~29세에 해당하는 20대 코호트를 분모로 하고, 40~49세에 해당하는 40대 코호트를 분자로 한 Mature to Young ratio를 의미

사이의 장래인구추계 결과를 활용하였다. 그 결과, 향후 고령화 수준이 점진적으로 확대될 것으로 예견되는 가운데, S&P 500의 실질 수익률도 악화할 것으로 전망하였다.

Lobello et al.(2005)은 인구구조 변화와 주식시장 간 영향 관계를 회귀분석을 통해 제시하고 있다. 인구변수는 Geanakoplos et al.(2004)의 인구변수를 참고하여 MY ratio를 활용하고 있다. 우리나라를 포함한 아시아 국가를 대상으로 한 분석 결과, 중년 세대를 표현하는 MY ratio는 주가 순이익 배수에 대해 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Siegel(2005)은 자산 가격 붕괴가설의 증명을 위해 은퇴자들을 대상으로 장기 추세분석을 통해 그 관계를 살펴보았다. 대부분 은퇴자는 은퇴 전 영위하던 생활 수준을 유지하길 희망하고, 동일 수준 이상의 소비가 뒤따를 수밖에 없다고 주장한다. 이에 따라 부족한 소비분 충당을 위해 보유자산을 처분하게 된다고 주장한다. 주목할 부분은 베이비붐 전후세대(前後世代)의 절대인구 수 부족은 수요 부족 현상으로 나타날 수 있다는 점이다. 따라서 수급불균형에 따른 자산 가격의 하락이 불가피하다는 견해를 밝히고 있다.

Favero et al.(2011)은 VAR 모형을 통해 미국을 대상으로 인구구조 변수와 주가배당수익률, 주가수익률 간의 인과관계를 규명하고자 하였다. 인구구조 변수는 Geanakoplos et al.(2004), Lobello et al.(2005)과 같이 Young 세대에 해당하는 연령대는 20대, Mature 세대에 해당하는 중년인구는 40대로 한정하였다. 연구 결과, 주가배당수익률의 기초적 변화는 MY ratio에 의해 영향을 받고, 이러한 기초적 변화가 주가수익률을 장기 예측하는 데 도움을 줄 것이라고 제시하고 있다.

Liu & Spiegel(2011)도 자산 가격 붕괴가설을 지지하는 연구 결과를 제시하고 있다. 그들은 미국의 S&P 500 지수와 Geanakoplos et al.(2004)이 활용한 고령화 수준을 진단할 수 있는 인구변수¹²⁾를 준용하여 그 영향 관계를 실증분석하였다. 이들 역시 고령인구가 주가 수준에 부정적인 영향을 미치는 인구변수로서 통계적으로 유의미함을 입증하였다. 그리고 향후 주가수익비율(price earning ratio, PER)이 하락할 것으로 전망하고 있다.

12) 40대 코호트의 중년인구를 분모로 하고, 60대 코호트를 분자로 하여 OM ratio(Old to Mature ratio)를 설정함

자산 가격 붕괴가설을 지지하는 연구는 이들이 대표적이라 할 수 있다. 이들의 연구 결과는 전체 인구 중 상대적으로 소득이 높을 것으로 간주하는 중년 세대의 경우, 안정적인 수요기반을 바탕으로 주가를 견인하는 역할을 한다고 해석할 수 있다. 반면, 공통으로 제시되고 있는 고령인구가 주식시장에 미치는 영향에 대해서는 주목할 필요가 있다. 노년인구로 구분되는 고령 세대의 증가는 인구 고령화 및 은퇴로 인해 위험자산에 대한 수요 감소로 이어진다. 이는 다시 자산수익률 감소로 이어져 자산 가격의 하락 위험성이 존재할 수 있음을 시사한다.

자산 가격 붕괴가설에 대한 반박의 시도는 Poterba(2001) 중심으로 활발히 진행되었다. 반박의 논지는 구체적으로 가계 혹은 개인의 생애주기 내에서 자산을 소모하기보다 후속세대를 위한 유산 동기(bequest motive)로 인하여 가격하락을 지지하는 요인으로 작용한다는 데 두고 있다. 또한, 인구구조 변화가 시간 가변적인(time varying) 장기적 변동요인이므로 어느 정도 예측이 가능하고 이미 주식시장에 반영될 수 있으며, 자산 가격 붕괴 위험이 과대평가될 수 있다고 밝힌다 (Lim & Weil, 2003; Poterba, 2004; Brooks, 2002).

Brooks(1998)는 14개 국가를 대상으로 국가별 연령구조에 따른 실질 주가와 의 상관관계를 추정하였다. 대부분 국가에서 65세 이상 인구 대비 40~64세 중년인구 비중과 실질 주가 간에는 정(+)의 상관관계가 있음을 제시하며 고령화로 인한 주가의 하락위험 존재할 수 있음을 주장하였다. 이후, Brooks(2002)는 기존의 모형에 추가로 저출산 요소를 인구구조 변화의 요인으로 고려하여 접근한다. 저출산은 부양 부담을 줄이고 유년부양비 부담 해소는 높은 생활 수준을 영위할 수 있도록 영향을 미친다. 따라서 위험자산에 대한 인출이 급진적으로 진행되지 않을 수 있다. 연구 결과, 베이비붐 세대의 은퇴로 인한 생산투입요소의 감소는 노동력 부족 현상으로 나타날 것으로 전망하고 있다. 이로 인해 자본생산성은 하락을 야기하고, 곧 자산수익률이 하락하게 되는 연쇄반응이 나타날 것이라고 밝히고 있다.

Poterba(2001)는 연령에 따른 인구구조의 변화가 주식이나 채권의 수익률과의 관계에서 어떠한 영향도 미치지 않으며, 고령화 수준이 높아지더라도 위험자산에 대한 수요가 급감하거나 가격하락 발생 가능성은 낮을 것이라 주장한다. 다만, 주가배당비율(price dividend ratio)과 인구구조 변수 간에는 통계적으로 유의미한

관계에 있는 것으로 확인하였다. 그리고 수익률변수와의 관계에서는 결과에 대한 신뢰성 담보의 한계를 근거로 인구구조 변수만으로 해석하는 데 한계가 있음을 밝히고 있다. 특히 Poterba(2004)는 이후 후속 연구를 통해 베이비붐 세대가 지닌 특이성으로 인해 다른 세대에 비해 보유자산에 대한 수익률이 상대적으로 낮을 수 있다고 주장한다. 인구구조 변화로 인한 충격은 장기적인 요소로 관측하게 되므로 그 충격은 이미 시장에 반영돼 있을 것으로 주장한다.

Abel(2001)은 자본재의 공급이 내생적으로 이뤄진다는 가정 하에 실증분석하였다. 분석모형은 유산 동기와 합리적 기대가설을 고려한 세대 간 중첩모형(OLG)을 구성하고 있다. 그는 베이비붐 세대가 노동시장에 투입되었을 때 투자율이 상승하고, 이로 인해 자본재가격이 상승하고 있음을 밝힌다. 또 베이비붐 세대 은퇴 후의 주가지수 시뮬레이션 결과로 주가 하락이 존재할 수 있음을 제시하고 있다. 다만 주가 하락은 은퇴 사실에 기인하는 것이 아닌 일시적인 현상으로 단정한다. 인구충격으로 인한 영향은 다시 자본재에 영향을 미치고, 과거 수준으로 회복할 가능성이 있다는 사실을 강조한다.

Lim & Weil(2003)은 Tobin's q 모형을 적용하여 미국 베이비붐 세대 은퇴가 실현되는 시기로부터 약 20년간 주가 하락은 존재할 수 있다고 전망하고 있다. Abel(2001)의 연구 결과와 같이 주가 하락이 인구구조의 변화로만 단정할 수 없으며 자산 가격 하락위험을 지지할 수준의 영향력을 행사하는 것이 아니라고 주장하고 있다.

Fehr et al.(2005)은 미국 인구구조에 대해 동태적으로 살펴보고, 주식시장에 대한 미래 수요를 시뮬레이션하였다. 그들은 베이비붐 세대의 은퇴로 인해 발생하는 미국 금융자산의 과잉공급이 발생하더라도 폐쇄경제 상황이 아닌 개방경제 체제에서는 해외 수요가 흡수하며 지탱해줌으로써 완충재 역할을 할 것이라 주장한다. 그리고 인구구조 변화로 인한 위험성은 인정하면서도 그 위험요인을 상쇄시킬 수 있는 요인이 존재한다고 밝히고 있다.

<표 III-1> 인구구조 변화와 주식시장에 관한 국외 선행연구 요약

연구자	분석모형	주요 연구 결과	비고
Bergantino(1998)	회귀모형	인구구조 변화가 금융시장에 유의한 영향을 미침	자산가격붕괴 가설 지지
Brooks(1998)	OLG	하락에 대한 위험성은 있으나, 위험자산의 인출이 급진적으로 이루어지지 않아 급락위험은 제한적	가설에 대한 반증 제시 (제한적 영향)
Poterba(2001), Poterba(2004)	OLS	인구구조의 변화와 주가 수준 간 유의한 통계적 관계는 확인되지만, 하락위험은 제한적	가설에 대한 반증 제시
Abel(2001)	OLG	주가 하락 가능성은 있으나, 일시적인 현상에 그침	가설에 대한 반증 제시 (제한적 영향)
Davis & Li(2003)	패널회귀분석	중년인구 세대가 실질주가의 상승을 견인하고, 중년인구의 급감으로 인한 위험성 시사	자산가격붕괴 가설 지지
Lim & Weil(2003)	Tobin's q	주가 하락 위험성은 존재하지만, 인구변화로 단정하기 어려움	가설에 대한 반증 제시
Jamal & Quayes(2004), Jamal & Quayes(2016)	공적분회귀모형	중년층은 긍정적인 영향을, 고령인구는 부정적인 영향	자산가격붕괴 가설 지지
Goyal(2004)	다중회귀모형	고령화의 진전은 주식시장으로 부터 자금인출 증가	자산가격붕괴 가설 지지
Geanakoplos et al.(2004)	OLG, 패널회귀모형	중년층은 긍정적인 영향을, 고령인구는 부정적인 영향	자산가격붕괴 가설 지지
Fehr et al.(2005)	시뮬레이션	주식시장에 부정적인 영향일 수 있으나, 상쇄시킬 요인은 존재할 수 있음	가설에 대한 반증 제시 (제한적 영향)
Lobello et al.(2005)	회귀모형	중년인구는 주가 순이익 배수에 긍정적인 영향을 미침	-
Siegel(2005)	시뮬레이션	베이비붐 세대의 은퇴로 인해 자산 가격 하락 위험성 존재	자산가격붕괴 가설 지지
Favero et al.(2011)	VAR 모형	중년인구는 주가수익률의 장기 예측에 도움	-
Liu & Spiegel(2011)	패널회귀모형	고령화는 주가를 하락하는 요인으로 작용	자산가격붕괴 가설 지지

2) 국내 선행연구

인구구조 변화와 주식시장 간 영향 관계에 관한 연구는 다양한 관점에서 진행되었으나 해외에 편중되었었다. 최근 들어서는 국내에서도 활발하게 진행되고 있다.

서정원 외(2013)는 인구구조 변수로 전체 인구 중 35세에서 59세에 해당하는 중년인구 비율을 OLD ratio, 40대 연령대와 20대 연령대의 상대적 비율인 MY ratio(middle to young ratio)로 설정하고 OECD 국가 중 29개국을 대상으로 연구하였다. 주식의 기본가치에 미치는 영향 관계 규명을 위해 인구구조 변수 외에 경제변수를 통제변수로 투입하고 패널회귀모형을 활용하였다. 분석 결과, OLD ratio와 MY ratio의 증가는 주식수익비율(PER)에 정(+)의 영향을 미치며, 통제변수를 투입했을 때도 통계적 유의성은 상실되지 않았다. 즉, 중년인구의 증가가 주가수익률에 대해 상승요인으로 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 자산가치를 결정하는 데 있어 인구구조가 유의미하게 작용하는 것으로 해석할 수 있다.

김경수·유경원(2014)은 OECD 국가 패널 자료를 이용하여 고령화 수준으로 인한 가계부문의 금융자산 보유 형태에 대해 실증분석하였다. 고령화 수준은 금융자산의 보유구성 형태를 변화시키는 동시에 위험자산의 보유 비중을 낮추는 요인으로 작용한다고 주장한다. 그리고 급격한 고령화는 노후에 대비하기 위한 예비적 행태를 가져올 수 있음을 밝히고 있다. 이는 고령화 속도도 가계의 자산 구성에 영향을 미치며 위험자산에 대한 인출을 가속할 수 있는 영향 요인 중 하나로 해석할 수 있다.

송홍선·정광수(2017)는 OECD 국가를 대상으로 인구구조의 변화가 주식시장에 미치는 영향 관계를 패널회귀모형을 통해 규명하고자 하였다. 인구변수는 Geanakoplos et al.(2004)의 중년인구를 의미하는 변수인 MY ratio 이용하고, 고령인구에 대한 상대적 비중을 의미하는 OM ratio(old to middle ratio)를 준용하여 설정하였다. 그리고 연구 결과를 체계적으로 도출하고 신뢰성 제고를 위해 기존 문헌에서 사용한 경제변수 외에 자본이동을 고려하여 통제변수¹³⁾로 활용하였다. 분석 결과, 중년인구 규모가 커질수록 주식 가치에 긍정적으로 영향을 미치

13) 자본이동을 고려한 변수로 Lane & Milesi-Ferretti(2007)의 자료를 활용하여 분석함

지만, 고령인구의 증가는 주가 하락요인으로 작용한다는 사실을 규명하였다. 하지만 고령화로 인한 위험자산 인출위험은 기대수명 연장 효과 등으로 인한 상쇄 가능성이 존재한다고 보고 있다. 이에 대한 이론적 근거는 후속세대를 위한 유산 동기와 은퇴 이후 삶을 대비하는 차원에서의 예비적 동기로 인해 우려하는 자산 가격의 하락위험이 크지 않을 수 있다는 데 두고 있다. 따라서 자산 가격 붕괴가 설에 대해 전적으로 지지한다고 해석하기에는 어려울 것으로 판단된다.

이상의 연구들은 분석대상 개체들을 통합하여 패널회귀모형을 활용한 실증연구로 진행하였다. 이들과 달리 우리나라만을 대상으로 국한하여 분석한 연구도 존재한다. 다만 이러한 단일 개체를 대상으로 하여 일반적인 단순회귀분석을 활용할 경우, 시계열 자료가 갖는 비정상성(non-stationary)으로 인한 가성회귀(spurious regression)의 문제와 연구모형으로부터 발생할 수 있는 설명변수와 오차항 간 내생성(endogeneity) 존재로 인하여 왜곡된 결과를 불러올 수 있다(배영수, 2014; 유재원·이기성, 2015; 조성원, 2017).

배영수(2014)는 인구구조 변수가 주식가치 자체에 영향을 미칠 것으로 간주하고, Jamal & Quayes(2004)의 연구모형을 준용하였다. 인구변수는 MY ratio로 설정하고, 통제변수는 실질 GDP를 투입하고 있다. 분석 방법은 우리나라만을 대상으로 하고 있어 추정모형으로부터 발생할 수 있는 내생성과 인구변수가 가진 단위근 통제를 위해 공적분 기법을 활용하고 있다. 주식가격과 인구구조, 실질 GDP 사이에 장기적 균형 관계가 형성됨을 확인하고 MY ratio는 주식가격에 긍정적인 영향 관계에 있는 것을 규명하였다.

조성원(2017)도 우리나라를 대상으로 인구구조 변수는 MY ratio를 이용하고, 주식시장과의 관계를 공적분 모형을 통해 결과를 제시하고 있다. 그의 연구에서도 중년인구의 증가가 주식가격 혹은 주가지수에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 우리나라 베이비붐 세대의 수요지지기반은 현재 중년인구에 속하고 있으므로 주식시장에 대해 긍정적인 영향을 미친다고 밝히고 있다.

국내에서도 Poterba(2001, 2003)와 같은 맥락의 연구 결과를 제시하는 연구들이 존재한다. 이상호(2010)는 노동 패널 자료를 활용하여 고령화와 가계 자산 구성 관계에 대해 규명하고자 하였다. 그는 고령화로 가계의 위험자산 비중은 감소

하는 것으로 나타나지만, 이로 인한 위험자산의 수요가 급감하지는 않을 것으로 보고 있다. 그리고 박성욱·이규복(2013)은 주식투자에 대한 자국 편중 정도와 연령에 따른 자산의 구성이 변화하는지 살펴보기 위해 34개국을 대상으로 패널회귀모형을 활용한 연구 결과를 제시하고 있다. 고령화의 진전으로 경제성장이 둔화할 경우, 오히려 새로운 투자 기회를 모색하게 된다고 주장한다. 특히 자국에 대한 편중 현상이 낮아지고 새로운 투자는 해외에 대한 기회 유인으로 형성되면서 주식투자가 확대될 수 있다고 보고 있다. 즉, 연령구성 변화가 주식투자를 위축시키거나 인출하는 요인은 아니라고 주장한다.

조세형 외(2017)는 고령화 진전으로 가계 자산 포트폴리오의 구성 형태가 변화할 수 있다고 주장한다. 고령화와 자산 및 부채 포트폴리오의 변화 간의 관계 규명을 위해 OECD 주요국을 대상으로 패널회귀모형을 활용하였다. 그 결과, 가계 자산변화는 금융시장의 구조적 변화로 이어질 가능성이 클 것으로 나타났다. 하지만 자산 가격의 하락 위험성이 존재하는 것에 대해 동의하면서도 가계 보유 실물자산의 처분 가능성은 우려스럽지 않은 수준이라고 진단하고 있다. 다시 말해, 고령화의 진전에 따른 구조적인 금융시장의 변동 가능성은 동의하고 있으나, 그 위험성에 대해선 보수적으로 평가하는 것으로 해석할 수 있다.

이 같은 많은 선행연구 결과에도 불구하고 인구구조의 변화로 주식시장에 미치는 영향을 단정하기는 쉽지 않으리라고 생각한다. 이상의 연구 결과가 상이하게 나타나는 이유는 분석대상과 자료의 시간적 범위, 분석 방법 등에 의해 나타나는 것으로 판단된다.

앞서 살펴본 바와 같이 일부 연구는 고령화 현상으로 인한 자산 가격의 하락 위험수준은 높지 않을 수 있다고 밝히고 있다. 하지만 인구 고령화로 인한 자산 가격하락 가능성의 존재는 동의하고 있다. 이는 본 연구가 가장 주목하고 있는 부분 중 하나이다.

<표 III-2> 인구구조 변화와 주식시장에 관한 국내 주요 선행연구 요약

연구자	분석모형	주요 결과	비고
이상호(2010)	패널회귀모형	가계의 위험자산 비중은 감소하는 것으로 나타나지만, 위험자산의 수요가 급감하지 않음	가설에 대한 반증 제시 (제한적 영향)
박성욱·이규복(2013)	패널회귀모형	외부로 주식투자 유인이 발생하므로 연령의 변화로 인한 위험은 제한적	가설에 대한 반증 제시
서정원 외(2013)	OLG, 패널회귀모형	중년층의 증가는 주식시장에 긍정적인 상승요인으로 작용	자산가격붕괴 가설 지지
배영수(2014), 조영수(2017)	OLG, 공적분회귀모형	중년층의 증가는 주식가격 혹은 주가지수에 긍정적 영향	자산가격붕괴 가설 지지
송홍선·정광수(2017)	OLG, 패널회귀모형	중년층은 주식가치에 상승요인, 고령화는 주가의 하락요인 (단, 급락가능성은 제한적)	자산가격붕괴 가설 제한적 지지
조세형 외(2017)	패널회귀모형	자산가치의 하락위험성은 인정하지만, 제한적으로 평가	가설에 대한 반증 제시 (제한적 영향)

3. 선행연구와의 차별성

인구구조와 주식시장 간의 관계를 살핀 연구는 많이 이루어져 왔다. 하지만 다음과 같은 측면에서 몇 가지 한계를 드러내고 있다고 판단한다.

첫째, 기존 많은 연구는 세대 간 상대적 비율을 활용해 인구변수를 정의하고 있다. 대표적으로 Geanakoplos et al.(2004)은 중·장년 세대로 구분되는 Mature 세대는 40세에서 59세에 해당하는 연령층으로 산정하고, 상대적으로 청년 세대층인 Young 세대는 20세에서 39세에서 해당하는 연령층으로 국한하고 있다. 또한 고령 세대, 즉 노년층은 65세 이상의 연령층으로 정의하고 있다. 세대 간 상대적 비율변수인 MY ratio와 OLD ratio는 인구구조를 표현하기 위한 유용한 변수로 활용되고 있다. 다만, 송홍선·정광수(2017), Lobello et al.(2005), Favero et al.(2011)의 연구에서와같이 연구자의 주관에 따라 연령 범위가 새롭게 정의되고 있다. 따라서 세대 간 상대적 비율로 인구구조를 표현하는 데에는 변함이 없지만

각 세대의 연령 범위가 상이하게 적용됨으로써 해석상 주의가 요구되는 한계를 갖고 있다.

둘째, 기대수명의 연장에 의한 인구 고령화의 상쇄 효과를 실질적으로 살펴볼 필요가 있다. 많은 연구에서 기대수명의 연장으로 인한 상쇄 가능성을 언급하고 있지만 이에 대한 실질적인 효과를 검증하는 경우는 거의 없다. 생애주기가설에 의하면 가계 혹은 개인이 고령층 진입 시, 저축률은 낮아지고(Ando & Modigliani, 1963), 거시적으로 확대하면 인구 고령화가 진전되거나 전개될수록 저축률은 하락한다고 해석할 수 있다. 하지만 인구 고령화를 촉발하는 원인 중 하나로 지목되는 기대수명의 연장은 은퇴 이후 혹은 노후를 대비하는 예비적 동기가 유인으로 작용할 수 있다(Poterba, 1994; Deaton & Paxson, 1997; 한국은행, 2017). Bloom et al.(2003)은 기대수명의 연장이 생산노동 요소의 증가로 이어지므로 저축률이 높아질 것으로 보고 은퇴 이후의 소비력도 향상할 가능성이 있음을 시사하고 있다. 즉, 생애주기 내에서 소득 발생의 기간 확대에 의해 행태변화가 발생할 수 있다고 보는 것이다. 한편, Kim et al.(2019)도 연령에 따른 위험회피 성향에 대해 기대수명의 연장 효과를 고려하여 새로운 접근을 제안하고 있다. 결국 기대수명 연장으로 발생하는 장수리스크는 예비적 동기를 불러오고 위험회피 성향 변화로 가계의 자산변화를 초래할 가능성이 있다.

셋째, 인구 고령화로 인한 생산성 하락과 내수경기 침체는 본 연구에서 주목하고 있는 사실 중 하나이다. 이 같은 상황에서 국가 간 자본이동의 효과도 같이 고려할 필요가 있을 것으로 판단된다. 특히 고령화로 인한 자본 순환은 대내 시장 환경하에서는 제한적이고 국가 간 자본이동 관련 규제 완화로 인하여 대외투자자에 대한 수요를 촉진할 수 있다(Narciso, 2010; 송홍선·정광수, 2017). 각종 금융환경 규제 완화로 인한 국제자본시장의 투자 장벽 해소와 자유로운 자본이동은 대외투자자본의 영향력을 증대시키고 있다(정현철, 2007; 김동순 외, 2013; 유재원·이기성, 2015). 투자자본 유출입 변동성은 해당 금융시장에 직·간접적인 충격을 유발할 수 있으며, 대외투자자본의 순유입은 인구 고령화로 인한 인구 역풍을 강화하거나 약화할 수 있다(송홍선·정광수, 2017). 이 같은 맥락의 많은 기존 연구도 국가 간 자본이동은 인구 고령화의 완충재로 작용할 수 있다는 사실을 제기하고 있다(Brooks, 2003; Davis & Li, 2003; Siegel, 2005; 서정원 외, 2013;

송홍선·정광수, 2017). 다만, 기존 연구에서는 자본이동을 한정된 자료로 제한적으로 고려하고 있다. 이를 근거로 신뢰성 있는 국제기구 자료 활용을 통해 개방경제의 현실적인 대입이 어떠한 영향을 미치는지 규명할 필요성이 요구된다.

마지막으로 대부분의 선행연구는 인구구조 변화와 자산가치 변화 간 관계를 탐색하는 데 있어 선형관계¹⁴⁾ 혹은 인과관계에 집중한다. 특히 선형관계를 통해 추정된 인구변수는 영향관계에 집중하고 있다. 즉 인구변수 자체만으로 인한 설명력에 대한 고려가 충분히 이루어지지 못한 측면이 있다. Geanakoplos et al.(2004)과 Bovbjerg & Scott(2006)은 인구변수가 갖는 설명 수준 추정을 위해 거시경제변수와 재무변수만으로 구성된 연구모형과 인구변수가 추가 투입된 연구모형으로 구분하여 설정하였다. 그리고 각각의 연구모형을 개별적으로 추정하여 인구변수가 갖는 설명력을 도출하고 가설에 대한 지지 여부를 판단한다. 송홍선·정광수(2017)도 인구변수와 주식시장 간의 관계를 규명하고 인구변수가 갖는 위험성 진단을 위해 Bovbjerg & Scott(2006)의 연구방법론을 준용하여 인구변수가 갖는 설명력을 추정하고 자산 가격 붕괴가설에 대한 지지 여부를 판별하고 있다. 즉, Geanakoplos et al.(2004), Bovbjerg & Scott(2006)과 송홍선·정광수(2017)의 연구와 같이 인구변수가 갖는 주식시장에 대한 변동 영향성을 세부적으로 파악할 필요가 있을 것으로 판단된다.

본 연구는 이론적 근거를 토대로 연구 분석틀을 구축하고, 투입변수를 설정하고자 한다. 또한 인구구조 변화를 상쇄시킬 수 있는 변화요인들을 추가로 고려함으로써 기존 연구가 갖는 한계를 보완하고자 한다.

이를 위해 첫째, 인구구조 변수에 대해 간명하고 표준화된 변수 조작을 통해 연구자의 주관적 판단 개입이 최소화할 수 있도록 하였다. 국제적으로 비교하기 용이하도록 표준화된 노령화 지수를 사용하여 인구변수로 설정하였다. 또한, 중·장년층 인구변수도 노령화 지수에서 사용되는 분모¹⁵⁾를 그대로 준용하여 변수에 대한 일관성을 유지하고자 하였다.

둘째, Kim et al.(2019)은 기대수명 연장 효과는 고령화 변동 수준과 기대수명

14) 서정원 외(2013)는 인구 고령화와 주식시장 수익률 간 관계를 설명하는 데 있어 선형관계 외에도 역U자형 관계를 고려한 연구모형을 설정함

15) 노령화 지수의 분모에 해당하는 코호트는 0세부터 14세에 이르는 유소년층으로 구성되어 있음

연장 간 상호작용을 통해 측정할 수 있다고 제안하고 있다. 본 연구에서도 Kim et al.(2019)의 제안을 인용하여 전년 대비 고령인구 증감률과 고령인구 기대수명 간의 상호작용을 기대수명 연장 효과로 보고 변수로 설정하여 그 영향 관계를 살펴보고자 하였다.

셋째, 국가 간 자본이동에 대한 효과를 살펴보기 위해 일부 국내 연구를 통해서도 된 바 있다(서정원 외, 2013; 송홍선·정광수, 2017). 자본거래 측정을 위해, GDP 대비 투자자본 유입 수준을 변수로 설정하여 활용하거나(서정원 외, 2013), 주식 포트폴리오 자금의 유출과 유입, 그리고 각각 인구변수와와의 상호작용을 변수로 활용하고 있다(송홍선·정광수, 2017). 이는 투자자본 순유입에 대한 국가별 기준이 상이하고, 자본유입 정도를 측정한 시계열 자료가 한계적으로 구축됨으로써 이를 보완하여 적용한 것으로 추정된다. 본 연구에서는 주관적 개입을 최소화하고 객관적인 자료 활용을 위해 상대적으로 적용기준에 일관성이 유지되고 변수 누락이 적은 OECD 국가보고 통계자료인 주식 포트폴리오 순유입액을 변수로 설정하였다.

마지막으로 인구구조 변수가 갖는 설명 수준을 파악하기 위해 Geanakoplos et al.(2004), Bovbjerg & Scott(2006)과 송홍선·정광수(2017)의 방법론을 참고하여 개별적인 연구모형을 설계함으로써 결과를 도출하였다. 우선 통제변수에 의한 연구모형 결정계수 추정 후, 인구변수와 기대수명의 연장 효과, 자본이동 등 변수를 순차적으로 투입함으로써 각각의 연구모형을 개별적으로 추정하였다. 이를 통해 각 연구모형의 결정계수(R^2)의 차이인 한계 증분 효과로 인구변수가 갖는 설명력과 그 의미를 도출하고자 하였다.

본 연구에서는 다음과 같은 현상에 대해 주목하고 규명하고자 한다.

첫째, 인구 고령화는 위험자산의 인출을 자극하는 영향 요인으로 추정된다. 따라서 위험자산으로 분류되는 주식의 수요 감소로 인해 가치를 하락시킬 것이다.

둘째, 인구 고령화는 기대수명의 연장에도 기인하고 있다. 하지만 기대수명의 연장은 위험자산의 수요가 지속될 수 있는 요인으로 작용할 수 있으므로 주식가격에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

셋째, 금융시장 글로벌화와 더불어, 국가 간 자본이동이 자유로운 개방경제체제에서 주식시장에 대한 자본의 이동이 주는 영향이 있을 수 있다. 즉, 자본이동

효과가 인구구조 변화로 인한 시장 영향을 상쇄하거나 부정적인 영향을 가중할 수 있다.

이상의 논의를 규명하기 위해 인구변수의 영향 관계를 살펴보고, 각각의 연구 모형에 대한 결정계수 추정량의 차이를 통해 인구변수가 갖는 실현 가능성을 논의하고자 한다.

IV. 연구의 설계

1. 연구방법론

선행연구들이 공통으로 안고 있는 방법론에 대한 문제 인식은 축적된 시계열 자료의 비정상성(nonstationary)과 가성회귀(spurious regression) 문제¹⁶⁾라 할 수 있다. 시계열 자료의 비정상성과 가성회귀 문제는 각각 별개의 문제로 해석하기 보다 비정상성에 원인을 두고 발생하는 가성회귀 문제로 해석하는 것이 합리적이다(민인식·최필선, 2014; 배영수, 2014; 송홍선·정광수, 2017; 조성원, 2017). 또한, 가성회귀의 경우, 변수 누락(omitted variable)에 기인하기도 한다(배영수, 2014; 송홍선·정광수, 2017; 조성원, 2017).

역사적 인구통계 관련 자료의 경우에는 장기적으로 누적된 시계열을 확보하고 있으나, 베이비붐 세대와 같은 특이성이 저빈도(low frequency)로 나타남으로써 시계열 비정상성이 존재할 수 있다. 이러한 특이성으로 인해 연구모형 추정 결과에 대한 강건성(robustness)을 저해할 수 가능성도 존재하며(Poterba, 2004), 가성회귀 문제가 발생할 가능성도 존재한다.

장기시계열을 사용할 경우 유의해야 할 사항은 시계열에 대한 안정성 문제라 할 수 있다(배영수, 2014; 유재원·이기성, 2015; 송홍선·정광수, 2017; 조성원, 2017). 안정성이 담보되지 않은 시계열 자료를 통해 분석할 경우, 그 결과 자체가 가성회귀의 결과로 도출됨으로써 현상에 대한 왜곡된 해석을 낳을 수 있다(민인식·최필선, 2014). 또한, 변수 누락(omitted variable)으로 인한 가성회귀 문제의 발생을 방지할 필요성이 있다(배영수, 2014; 송홍선·정광수, 2017).

초기 연구 중 일부는 분석대상과 자료 제약으로 인해 일반적인 회귀모형을 활용하여 규명하고자 시도하였다. 이 경우, 각 변수와 오차항 사이의 내생성(endogeneity)으로 인해 발생할 문제들에 대해 통제가 어렵다. 따라서 시계열 자료에 대한 비정상성을 통제하기 위해 단위근(unit root) 검정 혹은 공적분

16) 시계열 자료 간 전혀 상관이 없는 변수도 t 검정통계량과 F 검정통계량에 의해 매우 의미 있는 결과로 왜곡된 관계가 도출될 가능성이 있음(민인식·최필선(2014), 시계열분석 STATA, p. 89.)

(cointegration) 관계를 살펴볼 필요가 있다(송홍선·정광수; 2017; 조성원, 2017; Jamal & Quayes, 2004).

이상과 같은 논의하에서 인구구조 변수가 갖는 특이성으로부터 비롯되는 불안정성을 해결하기 위해 차분 변수를 활용할 경우, 결과에 대한 해석의 주의가 요구된다. 실제 변수가 내포한 진실이 왜곡되어 변수 간의 관계가 명확하게 드러나지 않을 수 있으며, 반대의 결과를 불러올 수도 있으므로 결과에 대한 일관성이 상실될 우려도 있다. 이에 따라, 인구구조 변수의 특이성으로부터 비롯되는 불안정성 문제는 단위근 검정 혹은 공적분을 이용해 통제한 후, 분석에 활용하였다.

배영수(2014), 조성원(2017)은 인구변수의 특이성으로 인한 한계 극복을 위해 Jamal & Quayes(2004)의 공적분을 이용하여 그 관계를 추론하고 있다. 국가 패널 데이터를 사용하는 본 연구에서는 공적분 관계에 대한 증명만으로 연구목적 달성하기에는 한계가 있다. 따라서 본 연구는 국가 패널 개체에 대한 이질성과 인구구조 변화에 대한 분산성 문제를 통제하고 효율적인 추정을 위해 연구모형을 패널회귀모형으로 설정하여 분석에 활용하였다. 아울러 기존의 문헌 연구를 통해 합리적으로 고려할 수 있는 통제변수를 선별하고 한계를 보완하기 위해 새로운 변수를 투입하는 등의 노력을 추가하였다.

2. 연구모형

1) 연구모형에 관한 이론적 접근

본 연구의 모형에 대한 이론적 근거는 Chen, Roll & Ross(1986)의 다요인 모형(multi-factor model)에 기초한다. 다요인 모형의 이론적 토대는 차익거래가격결정이론(arbitrage pricing theory, 이하 APT)에 두고 있다. Ross(1976)는 자본자산가격결정모형(capital asset pricing model, 이하 CAPM)을 통해 설명하기 어려운 이례 현상(market anomaly)을 무차익 원리로 증명한 차익거래가격결정이론을 제시하고 있다. 그는 개별자산 기대수익률이 다양한 거시경제적 요인들에 의해 영향을 받을 것으로 보고, 식(1)과 같은 다요인 APM(arbitrage pricing

model)으로 설정하여 제시한다.

$$E(r) \approx \tau\lambda_0 + \beta_k\lambda_k \quad (1)$$

식(1)의 $E(r)$ 은 기대수익률을 표현하고, τ 는 상수, λ_0 는 zero- β 포트폴리오 수익률로 무위험 자산수익률을 의미한다. λ_k 은 위험프리미엄(risk-premium)을 의미한다.

Chen, Roll & Ross(1986)는 Ross(1976)가 제시한 APT에 논리적 근거를 두고, 공통요인을 거시경제변수에서 그 의미를 찾고자 시도하였다. 즉, 배당평가모형을 기초로 주가 수익에 영향을 미치는 거시적 경제 상황을 식별하고, 그 요인들을 도출하여 주가와 의 관계를 규명하였다. 그들은 거시경제적 다수 공통요인(F_k)을 사전적으로 가정하고 주식수익률 변동을 설명하기 위해 식(2)를 통해 유도하고 있다.

$$P = \frac{E(c)}{k} \quad (2)$$

여기서 P 는 주식가격을 의미하고, $E(c)$ 는 기대 현금흐름, k 는 위험조정할인율을 의미한다. 식(2)와 같이 주식가격은 미래에 발생할 것으로 기대되는 현금흐름과 위험조정할인율에 가장 민감하게 반응한다. 이처럼 Chen, Roll & Ross(1986)는 기대 현금흐름과 할인율의 변화가 경제 상황에 따라 직접적으로 영향을 받게 되는 요인으로 주가 변화를 초래한다고 보고 있으며, 경제 상황을 예측할 수 있는 거시경제변수들을 통해 주가 변화를 어느 정도 예측할 수 있다고 주장하고 있다.

거시경제변수들이 주가수익률에 미치는 영향 규명을 위한 추정식은 식(3)과 같이 표현된다.

$$r = E[r_r] + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} (R_{jt} - E[R_j]) + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} g_{kt} + \eta \quad (3)$$

식(3)의 r 은 개별자산의 수익률, R_{jt} 는 거래 가능한 포트폴리오 j 의 t 시점에서
의 수익률을 의미한다. g_{kt} 는 거시경제변수 k 의 t 시점에서의 예상하지 못한 변화,
 β_{ij} 는 거래 가능한 포트폴리오 j 의 예상하지 못한 수익률 변화에 대한 자산 i 수
익률의 민감도, γ_{ik} 는 거시경제변수 k 의 예상하지 못한 변화에 대한 자산 i 수익
률의 민감도를 의미한다. 마지막으로 η 는 개별자산에 대한 거래 가능한 포트폴리
오 및 거시경제변수로 설명할 수 없는 수익률을 의미한다. 식(3)의 거시경제변수를
Chen, Roll & Ross(1986)는 산업생산지수와 인플레이션을, 장단기 금리 차이,
그리고 신용스프레드 등으로 설정하고 있다. 그리고 거시경제변수의 변동성이 개
별자산의 수익률에 영향을 미칠 수 있는 요인임을 증명하였다.¹⁷⁾

종합적으로 Chen, Roll & Ross(1986)는 경제적 상황 변화는 기업 활동의 기대
현금흐름과 수익률에 직접적인 영향을 미칠 수 있음을 주장한다. 또한, 기본적인
주식가격 평가모형을 이용하여 주가에 미치는 경제변수를 정의하고 있다.

본 연구에서는 경제변수와 주가수익률 간 관계를 이론적으로 접근하여 체계를
마련한 Chen, Roll & Ross(1986)의 다요인 모형을 참고하여 연구모형을 구축하
였다.

2) 연구모형의 설계

본 연구에서는 인구구조 변수와 주식시장에 대한 관계를 규명하고 연구목적
달성하기 위해 식(4)와 같은 패널회귀모형(panel regression model)을 설계하였다.

$$\ln(SI)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 Z_{i,t} + \delta_t + \nu_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

17) Chen, Roll & Ross(1986)는 1958년부터 1984년까지를 시간적 범위로 설정하고 거시경제변수가 포트
폴리오 수익률에 어떤 영향을 미치는지 다중회귀분석을 통해 규명하여 제시하고 있음

여기서 i 는 분석의 대상을 구성하고 있는 횡단면 국가를 의미하고, t 는 연구 대상 기간인 1980년부터 2019년까지 시계열을 의미한다. $\ln(SI)$ 는 종속변수인 국가별 주가지수이며, $X_{i,t}$ 는 주식시장과의 영향 관계를 파악하기 위해 투입한 인구구조 변수이다. 인구구조 변수는 노령화 지수(aging index)¹⁸⁾와 노령화 지수를 준용하여 중년 세대에 대한 변수를 설정하였다. 중년 세대를 표현하는 변수는 노령화 지수와 같이 유소년 세대를 분모로 하고 40세부터 49세에 해당하는 연령층을 분자로 하는 변수로 설정하였다. 또한, 고령화의 진행 속도를 유추할 수 있는 65세 이상 인구의 증감률과 65세 이상 인구의 기대수명의 요인 간 상호작용을 추가 분석을 위한 인구변수로 하고 있다. $Z_{i,t}$ 는 경제투입변수로서 금융 부문에서의 장기국채 수익률과 실질실효환율, 실물경제 부문에서 인플레이션율과 포트폴리오 주식 순유입액, 그리고 주택가격지수를 통제변수 벡터로 활용하였다. 또한, 인구구조변수의 기대수명과 포트폴리오 주식 순유입률 간 상호작용을 추가로 투입하였다.

δ_t 는 국가별 관측되지 않는 시계열 효과에 대해 통제할 수 있도록 $T-1$ 개의 더미화한 시간 더미 변수이다. 각 국가에 대해 관측되지 않는 고유특성을 통제하기 위해 $\nu_{i,t}$ 을 개별국가에 대한 더미 변수로 설정하였다. $\epsilon_{i,t}$ 는 시간 가변적인 요소를 포함하고 관측되지 않는 특성요소를 반영한 오차항으로 독립적이고 동질적인 분포를 따른다. 일반적으로 패널회귀모형은 자유도가 증가함에 따라 효율적인 추정이 가능하며, 설명변수(exploratory variable) 간 공선성 문제를 감소시키는 장점이 있다.

본 연구에서는 목적 달성을 위해 연구모형을 구분하여 단계적으로 접근하였다. 우선, 주식시장에 영향을 미칠 것으로 기대되는 인구구조 변수에 대한 설명 수준을 추정하기 위해 식(4)를 아래와 같이 변형하여 기준모형(baseline model)으로 설정하였다.

18) 유소년(14세 이하)인구에 대한 노년층(65세 이상)의 비율로서 인구의 노령화 수준을 나타내는 지표임. 노령화 지수의 증가는 장래 생산인구로 유입될 것으로 기대되는 인구에 비해 부양대상 인구가 상대적으로 증가한다는 것을 의미함

$$\ln(SI)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Z_{i,t} + \delta_t + \nu_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

식(5)는 경제변수만으로 이루어진 연구모형이다. 식(5)를 통해 Chen, Roll & Ross(1986)가 사용한 변수들과 추가된 실물 부문 거시경제변수에 대한 영향 관계를 살펴보았다. 그리고 순차적으로 노령화 지수와 중년 세대를 의미하는 변수를 투입하여 두 연구모형 간 비교를 통해 인구구조 변수가 설명 수준을 추정하였다. 이러한 관점에서 두 번째 연구모형은 핵심모형(core model)으로 식(6)과 같이 유도할 수 있다.

$$\ln(SI)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AI_{i,t} + \beta_2 MI_{i,t} + \beta_3 Z_{i,t} + \delta_t + \nu_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

식(6)의 $AI_{i,t}$ 는 식(4)에서의 $X_{i,t}$ 에 해당하는 인구변수 중 하나로 노령화 지수를 의미하고, $MI_{i,t}$ 는 중년 세대를 의미하는 인구변수이다. 따라서 식(5)와 식(6)을 통해 추정된 결정계수의 값을 통해 인구변수가 갖는 설명 수준을 도출할 수 있을 것이다. 기대수명의 연장 효과를 추가로 고려하기 위해 식(7)과 같이 연구모형을 설계할 수 있다.

$$\ln(SI)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AI_{i,t} + \beta_2 MI_{i,t} + \beta_3 W_{i,t} + \beta_4 Z_{i,t} + \delta_t + \nu_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

식(7)에서 $W_{i,t}$ 는 65세 이상 인구의 전년 대비 증감률과 기대수명으로 요인 간 상호작용과 65세 이상 인구 비중과 포트폴리오 주식 순유입액 간 상호작용을 의미한다. 즉, 기대수명의 연장과 자본이동으로 인한 인구구조 변화의 상쇄반응 여부 등을 살펴보기 위해 투입되는 변수이다.

이상 식(5)부터 식(7)에 이르는 연구모형을 이용하여 실증분석함으로써 연구목적 달성과자 한다.

실증분석에 앞서, 종속변수에 영향을 미칠 것으로 기대되는 독립변수 간 공선

성 문제 가능성을 파악하기 위해 상관관계를 파악할 필요가 있다. 독립변수 간 단순 상관관계의 확인은 다음의 식(8)과 같이 피어슨 상관계수(pearson's correlation)를 통해 구할 수 있다.

$$r(x, y) = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{\sqrt{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2} \sqrt{n \sum_{i=1}^n y_i^2 - (\sum_{i=1}^n y_i)^2}} \quad (8)$$

식(8)에서 n 은 표본 수이며 분자는 두 변수에 대한 공분산(covariance)을 의미한다. 분모는 각 변수 표준편차들의 배수로 식을 통해 변수 간의 관계 강도를 나타낸다. 강도의 수준은 0으로부터 ± 1 범위 내의 값으로 산출된다. 또한, 공선성을 진단하기 위한 임계치는 ± 0.7 의 수준으로 보고 있다. 하지만, 단순 상관분석에 의존해 다중공선성의 여부를 파악하기에는 한계가 있다. 따라서 분석에 활용할 자료들의 다중공선성 문제를 확인하기 위해 분산팽창지수(VIF, variation index factor)를 이용하여 검정에 활용하였다.

$$VIF_k = \frac{1}{(1 - R_k^2)} \quad (9)$$

식(9)에서 R_k^2 는 종속변수와 나머지 독립변수를 설명변수로 하여 추정된 회귀 모형의 결정계수이다. 따라서 R_k^2 이 1을 수렴하면, 종속변수는 다른 설명변수로 대체되거나 표현될 수 있다. 즉, 종속변수의 VIF_k 가 크게 나타날 경우 종속변수가 다른 독립변수들에 의해 선형모형으로 표현될 수 있으며, 이를 다중공선성 문제로 진단할 수 있다. 다중공선성에 문제가 없을 때는 변수투입이 가능하다.

시계열 자료의 분석에 있어 앞서 살펴본 바와 같이 중요한 문제 중 하나는 시계열 자료가 갖는 비정상성의 존재 여부에 있다. 특히 본 연구와 같은 국가 패널 자료의 경우 특정 국가 시계열에서만 단위근이 존재하고, 이 외의 국가 시계열에

서는 단위근 존재를 확인할 수 없는 경우가 발생할 수 있다(김윤대·전치혁, 2010; 민인식·최필선, 2014). 혹은 모든 국가 패널의 $y_{i,t}$, $x_{i,t}$ 가 1차 차분 정상 시계열¹⁹⁾이라도 공적분 벡터(β_i)가 국가 패널마다 서로 다르게 추정될 가능성이 존재한다. 즉, 패널모형 내에서 이질적 패널(heterogenous panel) 문제가 존재할 수 있다. 따라서 시계열에 대한 정상성에 관한 확인이 요구된다. 시계열의 정상성 검증을 위한 패널 단위근 검정은 $\Delta y_{i,t} = \alpha_i + (\rho - 1)y_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$ 의 모형을 통해 가능하다. 그리고 패널 단위근 검정을 위한 귀무가설은 ‘ $H_0 : \rho_i - 1 = \gamma_i = 0$, 모든 i 에 대해’로 설정된다. 이 귀무가설은 패널 그룹 i 의 결합 검정(joint test)에 근거를 두고 있다(민인식·최필선, 2014).

패널 단위근 검정은 IPS 검정법을 활용하였다. IPS 검정법은 N 개의 횡단면 자료로부터 ADF 검정(Dickey & Fuller, 1979)을 통해 t 값을 도출하고, 이에 대한 평균과 분산을 이용하여 검정통계량을 통해 구할 수 있다(김윤대·전치혁, 2010; 민인식·최필선, 2014).

공적분 관계의 확인은 Kao(1999)와 Westerlund(2005)의 검정 방법을 활용하였다. Kao(1999)는 장기균형 관계의 존재 여부를 검정하기 위해 그룹 i 에 대해 이질적인 기울기를 갖는 $y_{i,t} = \beta_i x_{i,t} + \gamma_i z_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 와 같이 설정하여 접근한다. 그리고 ‘ $H_0 : y_{i,t}$ 와 $x_{i,t}$ 는 공적분 관계가 없다’라는 귀무가설 하에서 검정한다. 즉, $\epsilon_{i,t}$ 의 비정상성 여부를 판단하는 것이다. $\hat{\epsilon}_{i,t}$ 는 $y_{i,t} = \beta_i x_{i,t} + \gamma_i z_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 의 OLS 추정 후, 잔차를 의미하는 것으로 $\hat{\epsilon}_{i,t} = \rho \hat{\epsilon}_{i,t-1} + v_{i,t}$ 모형을 통해 $\rho = 1$ 이면 $\epsilon_{i,t}$ 는 비정상적 시계열로 판단하고 있다(민인식·최필선, 2019).²⁰⁾ 한편, Westerlund(2005)는

19) 1차 적분(integration order of one)을 의미

20) Kao(1999)가 제안하는 공적분 검정은 DF(Dickey-Fuller) 검정과 ADF(augmented Dickey-Fulle)가

$$\text{있음. DF통계량은 } DF t = \frac{t_p + \frac{\sqrt{6n}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\omega}_v}}{\sqrt{\frac{\hat{\omega}_v^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\omega}_v^2}}}, \text{ Modified DF } t = \frac{\sqrt{n} T(\hat{\rho}-1) + \frac{3\sqrt{n}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\omega}_v^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\omega}_v^4}}} \text{ ADF통계량}$$

$$\text{은 } ADF t = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6n}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\omega}_v}}{\sqrt{\frac{\hat{\omega}_v^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\omega}_v^2}}} \text{로 계산됨(민인식·최필선(2019), 고급통계분석 STATA, p. 105.)}$$

$y_{i,t} = \beta_i x_{i,t} + \gamma_i z_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 에서 패널 그룹에 공적분 벡터, β_i 는 고정된 것으로 가정한다. 그리고 ' H_0 : 모든 패널 그룹에 공적분 관계가 없다.'라는 귀무가설로 하에서 공적분 관계를 검정한다. 검정은 Kao(1999)가 사용한 $\hat{\epsilon}_{i,t} = \rho \hat{\epsilon}_{i,t-1} + v_{i,t}$ 에서의 ρ 에 대한 접근방법을 활용하고 있다. 다만, ρ 대신 패널 그룹에 따라 달라지는 ρ_i 를 가정한다는 점에서 차이를 보인다(민인식·최필선, 2019).²¹⁾

패널 연구모형에 대한 강건성 검정은 순차적인 검정 절차에 따라 이루어진다. 먼저 패널 연구모형에 대한 특성을 살펴보면 첫째, 고정효과모형(fixed-effects model, 이하 FEM)은 시간의 경과에도 고정된 개체특성을 나타내는 μ_i 와 시간 및 각 패널 개체 특성(heterogeneity)이 반영된 순수 오차항 $\epsilon_{i,t}$ 로 구성된다. 여기서 μ_i 에 대해 확률변수(random variable)가 아닌 추정대상으로서 모수(parameter)적 성격으로 간주하고 패널 개체별 서로 다른 상수항이 고정되어 있다고 가정하고 있다. 일반적인 선형모형을 통해 $y_{i,t} = (\alpha + \mu_i) + \beta x_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 로 달리 표현한다면, β 는 고정되어 있고, 상수항인 $(\alpha + \mu_i)$ 은 개체별 특성을 반영하게 된다(민인식·최필선, 2012).

둘째, 확률효과모형(random-effect model, 이하 REM)은 패널 개체의 고유특성을 고려한 선형모형으로써 μ_i 에 대해 고정효과모형과는 달리 확률변수로 가정한다. 그리고 μ_i 의 분포는 $\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$, $\epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ 로 가정하고 있다(민인식·최필선, 2012). $y_{i,t} = (\alpha + \mu_i) + \beta x_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 에서 $(\alpha + \mu_i)$ 는 고정효과모형에서 고정된 모수로 가정하고 있는 것과는 달리, 확률변수로 가정하는 것이다. 이 기댓값에 대한 추정은 $E(\alpha + \mu_i) = \alpha + E(\mu_i) = \alpha$ 을 통해 얻을 수 있다(민인식·최필선, 2012).

이러한 패널 모형의 특성을 고려하고 합리적인 추정량을 얻기 위해 모형 간 적합성을 순차적으로 판별함으로써 강건성 높은 모형을 선택할 필요가 있다. 이

21) Westerlund(2005)는 $W_1 = \sum_i \sum_t \hat{E}_{i,t}^2 \hat{R}_i^{-1}$ where $\hat{E}_{i,t} = \sum_{j=1}^t \hat{\epsilon}_{i,t}$, $\hat{R}_i = \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{i,t}^2$ 와 같이 공적분 관계 확인을 위한 검정통계량을 정의하고 있으며, $\hat{\epsilon}_{i,t}$ 는 $y_{i,t} = \beta_i x_{i,t} + \gamma_i z_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 의 잔차, \hat{R}_i 는 패널 그룹 내 잔차제곱합을 의미함. 또한 $\hat{\epsilon}_{i,t} = \rho \hat{\epsilon}_{i,t-1} + v_{i,t}$ 에서 동일한 ρ 을 가질 경우, $W_2 = \sum_i \sum_t \hat{E}_{i,t}^2 \left(\sum_{i=1}^n \hat{R}_i \right)^{-1}$ 를 패널 검정통계량으로 사용할 수 있음(민인식·최필선(2019), 고급통계분석 STATA, p. 108.)

를 위해 먼저 고정효과모형과 합동 OLS(pooled OLS) 간의 모형 적합성을 판별해야 한다. ‘ H_0 : 모든 패널 개체 i 에 대해 $\mu_i = 0$ ’의 귀무가설을 통해, $\mu_i = 0$ 이라면 개별적인 특성을 고려하지 않고 합동 OLS로 추정하는 것이 합리적이다. 이에 대한 추정은 F-test를 통해 검정하게 된다. 반면, 귀무가설을 기각할 때 고정효과모형을 통해 추정해야 한다.

합동 OLS와 고정효과모형 간 타당성 검정 후, 확률효과모형과의 적합성 검정을 진행할 필요가 있다. 확률효과모형을 통해 효율적인 추정량(efficient estimator)을 얻기 위해서는 설명변수와 개체특성을 반영한 오차항 간 상관관계가 없어야 하며, 자기상관 문제의 통제 여부를 판별해야 한다. 합동 OLS와 확률효과모형 간 타당성 검증은 Breusch-Pagan의 LM(lagrangian multiplier) 검정법을 이용한다. 검정을 위한 귀무가설은 ‘ $H_0: var(\mu_i) = \sigma_\mu^2 = 0$ ’이다. 귀무가설을 채택하는 경우는 오차항의 전체 분산 ($\sigma_\mu^2 + \sigma_\epsilon^2$)은 단순히 σ_ϵ^2 가 된다. 따라서 패널의 개체특성을 고려할 필요가 없으므로 합동 OLS로 추정하면 된다. 반면 귀무가설을 기각하면 개체특성을 고려한 확률효과모형으로 추정해야만 합리적인 선택이자 강건성을 확보할 수 있다.

마지막으로 패널회귀모형은 오차항 μ_i 에 대해 고정효과 혹은 확률효과로 볼 것 인지에 따라 달라진다. $y_{i,t} = (\alpha + \mu_i) + \beta x_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 에서 상수항 ($\alpha + \mu_i$)을 고정된 모수 혹은 확률분포를 따르는 확률변수로 보는지에 따라 추정모형을 달리하게 된다. 즉, 모형에 대한 적합도를 판별하는 데 가장 중요한 기준은 μ_i 에 대해 어떻게 추론하느냐에 따라 달라진다(민인식·최필선, 2012). 이를 검정하기 위해 하우스만 검정(Hausman test) 과정을 거치게 된다. 하우스만 검정법에서 귀무가설은 ‘ $H_0: cov(x, \mu_i) = 0$ ’이다. 귀무가설을 채택하게 되면 체계적 차이가 없으므로 확률효과모형의 적합도가 더 높은 것을 의미하지만, 기각하면 일치추정량을 갖는 고정효과모형의 타당성이 확보된 것으로 판단하게 된다.

이상의 과정을 통해 강건성 높은 연구모형을 선택하여 연구 결과를 추정하였다. 또한 기준모형(baseline model)과 여러 연구모형 간 비교·분석으로 인구구조 변수가 갖는 영향력과 관계 등을 규명하고자 하였다.

3. 자료 및 변수의 정의

1) 연구의 대상 및 자료

본 연구에서 실증분석에 필요한 자료의 수집 및 분석대상 기간은 1980년부터 2019년까지 40년 동안의 자료이다. 대상 국가는 경제협력개발기구(Organization for Economic Cooperation and Development, 이하 OECD) 회원국 중 자료의 수집이 가능한 31개국²²⁾을 대상으로 하고 있다.

OECD 회원국을 대상으로 선정한 이유는 첫째, OECD 회원국들은 경제협력과 성장, 개발도상국에 대한 원조 등을 목적으로 하여 대부분 선진국 위주로 구성되어 있다. 즉, 앞서 논의한 바와 같이 인구 고령화가 대부분 선진국에서 두드러지는 인구구조 변화라는 점과 주요 선진국들이 글로벌 경제 흐름을 주도하고 있는 점에 비추어, 본 연구의 배경과 목적에 부합하는 연구대상으로 판단하였다. 둘째, OECD는 국제적인 경제기구이며 다양한 통계를 수집·생산하고 있어 자료의 수집이 쉽고 자료에 대한 일관성을 유지할 수 있다는 이점이 있다.

인구통계 자료는 각 국가가 보고하고 있는 OECD 인구통계 자료를 이용하였다. 주식시장을 나타내는 변수는 국가별 주가지수로 설정하였다.²³⁾²⁴⁾ 해당 자료는 Bloomberg와 OECD 보고통계, 우리나라 KOSIS 국가통계포털과 한국은행 경제통계시스템을 통해 수집하였다. 통제변수로 고려한 실질실효환율, 장기 국채수익률, 포트폴리오 주식 순유입액과 주택가격지수 등의 거시경제변수들은 The World Bank의 공개자료와 OECD 보고통계, 우리나라 KOSIS 국가통계포털을 통해 수집하여 시계열 자료로 구축하였다. 이상의 자료들은 본 연구목적에 달성할 수 있도록 국가 패널 자료로 구축하여 연구를 진행하였다.

22) Chile, Colombia, Estonia, Israel, Lithuania, Turkey 총 6개국을 제외하고 있음

23) 국가별 주가지수의 경우 국가별 비교가 쉽도록 2015년을 기준으로 지수화(2001년 기준, 100)된 주가지수를 활용함

24) 지수화된 주가지수에 대한 검증은 Bloomberg와 한국은행 경제통계시스템 등을 통해 재확인함

2) 변수의 정의

기존 연구에서는 대부분 주식시장에 대한 반응변수 혹은 주가 수준을 대변하는 대용 변수(surrogate variable)로 주가수익비율(price earning ratio, PER)이나 주당 순자산비율(price book value ratio, PBR), 배당수익률(dividend yield ratio) 등을 사용하고 있다(Poterba, 2001; Poterba, 2004; Geanakoplos et al., 2004; Jamal & Quayes, 2004; Jamal & Quayes, 2016; 서정원 외, 2013). 단일국가를 대상으로 한다면 주가수익비율 등의 변수 추출이 가능하지만, 국가 패널 자료의 구축을 위해 국가별 변수 추출이 현실적으로 제약이 따른다. 따라서 본 연구에서는 국가별 개체특성과 시간 효과를 고려하고, 수요관점에서 인구구조 변수로 인한 관계를 규명하기 위한 시계열 구축이 가능한 국가별 주가지수를 사용하였다. 이를 통해 인구구조 변화와 주식시장 간 관계에 대한 합리적인 접근과 해석을 할 수 있으리라 판단하였다. 국가별 주가지수 자료는 기본적으로 OECD data를 통해 수집하였으며, 한국은행 경제통계시스템(ECOS)과 통계청 KOSIS, 그리고 블룸버그(Bloomberg)를 활용하여 지수에 대한 재확인 과정을 거쳐 시계열 자료로 가공·구축하였다.

기존의 많은 연구는 인구구조 변수로 세대 간 중첩모형(OLG)을 이용하여 설정하고 있다(Geanakoplos et al., 2004; Abel, 2001; Jamal & Quayes, 2016; 서정원 외, 2013; 송홍선·정광수, 2017; 조성원, 2017). 이러한 접근은 일반적으로 인구들의 생애 영위가 한정적이므로 다음 세대와 중첩되는 기간을 고려한 변수²⁵⁾를 사용함으로써 세대 구조 반영에 근거를 두고 있다. 하지만 연구자의 주관적 판단이 개입됨에 따라 변수를 설정하는 과정에 있어 코호트 분류가 상이하게 적용되고 있다. 연구자 주관이 개입됨으로써 일관성이 있는 결과의 도출에 제약이 따르고 해석을 달리할 수 있다. 따라서 주관적 판단의 개입을 통제하고 오류를 최소화할 수 있도록 표준화된 인구구조 변수의 활용이 요구된다.

본 연구의 목적은 인구구조 변화가 고령화 중심으로 양상을 띠는 데 주목하고

25) 연령에 따라, 청·장년층, 노년층 가계로 구분하고 각 가계는 중첩 세대로 구성되어 있으므로 이를 계량화하여 접근하여 중년에 대한 상대적 세대 비율인 MY ratio(middle to Young ratio), 노년층의 중장년층에 대한 상대적 비율인 OM ratio(Old to Middle ratio) 등이 있음

있다. 인구 고령화로 인한 충격은 사회 전반에 걸쳐 지대한 영향을 줄 것으로 예상된다. 또한, 생애주기별 포트폴리오 구성이론에 의하면 고령화는 위험자산의 인출을 가속한다. 고령화 수준 혹은 속도는 저축률과 투자율 하락의 주요인이자 생산투입 요소의 감소를 유발한다. 즉, 사회경제 전반에 부담 요소로 작용할 수 있다는 추론을 끌어낼 수 있다.

본 연구에서는 고령화 현상과 그 수준에 초점을 맞추어 노령화 지수를 인구구조 변수로 설정하고 있다. 고령인구의 변화와 더불어, 타 세대로 인한 영향과 기대수명의 연장 효과를 살펴보기 위해 노령화 지수를 준용한 중년 세대 변수²⁶⁾를 비롯해 고령인구의 증감률과 고령인구의 기대수명 간 상호작용을 기대수명 연장 효과로 하여 변수로 설정하였다. 기대수명의 연장 효과는 예비적 동기 등에 기인하여 위험회피 성향을 약화하고, 자산의 축적 유인으로 작용할 수 있다는 데 근거를 두고 있다(Kim et al., 2019). 이러한 관점에서 노령화 지수와 고령인구의 기대수명 연장 효과를 통해 동태적으로 주식시장에 미치는 영향 관계와 예비적 동기 등에 대한 추론이 가능할 것으로 판단된다. 또한, 생애주기별 포트폴리오 자산구성이론과 고령사회 진입으로 인한 자산 가격 하락위험에 대한 새로운 단서를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

통제변수로 투입되는 경제변수는 기본적으로 Chen, Roll & Ross(1986)의 다요인 모형에 논리적 기반을 두고 설정하였다. 그리고 기존 문헌 고찰을 통해 의미 있는 경제변수를 선정하고자 하였다. 기존 문헌에서 주로 사용된 경제변수로는 시장이자율과 GDP 성장률, 국제자본의 포트폴리오로의 유출입, 환율 등이다(Davis & Li, 2003; Geanakoplos et al., 2004; Bovbjerg & Scott, 2006; 송홍선·정광수, 2017; 조성원, 2017; 서정원 외, 2013).

본 연구는 주식가격 평가에 대한 이론적 접근모형과 문헌 고찰을 토대로 인플레이션율과 실질실효환율, 장기 국채수익률, 포트폴리오 주식 순유입액, 주택가격 지수를 경제변수로 설정하였다. 이상의 변수들은 상호 유기적인 관계에 놓여있는 거시경제지표들이라 할 수 있다. 실제로 인플레이션 수준과 금리, 환율은 경기순환주기에 따라 관계를 달리하고 영향 수준도 확대되거나 축소되는 등 복잡한 양

26) 노령화 지수 분모에 해당하는 유소년 세대(0~14세)를 중년 세대를 나타내는 변수에도 동일하게 적용함으로써 변수에 대한 일관성을 유지하고자 함

상을 보인다. 그렇지만 거시경제변수들은 주식시장을 판단하기 위한 중요한 지표로 활용된다.

아울러, 최근 연구에서 다뤄지는 국가 간 자본이동과 경제시장의 역동성을 고려하기 위해 기존 연구와는 달리 포트폴리오 주식 순유입액을 경제변수로 활용하였다. 또한, 부동산시장과 주식시장의 연계²⁷⁾는 상당히 강한 것으로 인식되고 있다. 일반적으로 가계 혹은 개인의 자산 구성에서 큰 비중을 차지하며, 생애주기 내 부동산으로 인한 자산 구성을 달리할 수 있는 주요인 중 하나이다 (Bergantino, 1998; 한국은행, 2017). 따라서 국가별 주택가격지수를 추가 설정하여 통제하고자 하였다.

일부 변수에 대하여 변수 간 편차를 줄여 분석의 오차를 최소화하고 신뢰성 확보를 위해 로그를 취하여 활용하였다. 대상 변수는 주가지수 및 포트폴리오 주식 순유입액, 실질실효환율과 주택가격지수이다.

<표 IV-1> 변수의 정의

변수명	변수의 정의	출처
Ln(SI)	국가별 주가지수에 대해 log를 취한 값	OECD, Bloomberg, Korea Bank, KOSIS
aging index	65세 이상 인구 수/유소년인구(0~14세) 수	OECD, KOSIS
mature index	중년인구(40~49세) 수/유소년인구(0~14세) 수	OECD, KOSIS
bond-Y	10년 만기 장기 국채수익률	OECD, The World Bank
inflation	물가상승률 (소비자물가지수의 전년대비 증감률)	OECD, The World Bank
Ln(P_NetInflow)	포트폴리오 주식의 유입액에서 유출액을 차감한 순유입액으로 log를 취한 값	The World Bank
Ln(EXCH)	실질실효환율에 대해 log를 취한 값	OECD, The World Bank
Ln(RPPI)	주택가격지수에 대해 log를 취한 값	OECD, The World Bank, KOSIS
GR*LE	65세 이상 인구증감률과 기대수명 간 교호효과	OECD, The World Bank, KOSIS
AP*P_NetInflow	65세 이상 인구 비중과 포트폴리오 주식 순유입액 간 교호효과	OECD, The World Bank, KOSIS

27) 일반적으로 주식시장과 부동산시장은 선후행관계에 놓여 있는 것으로 알려져 있음

V. 실증분석 결과

1. 기초통계량

<표 V-1>은 변수들의 기초통계량을 요약하여 제시하고 있다.

패널 자료에서의 기초통계량은 overall, between, within으로 구분되어 평균, 최소 및 최대값과 표준편차 등이 제시된다. 관측치 내에서 N 은 패널 변수 개체 수, n 은 패널 그룹 수, 그리고 T 는 각 개체의 시간변수 관측치를 의미한다. overall은 개념적으로 관측치 전체를 대상으로 기초통계량이 제시되며, between은 패널 그룹 간 특성의 측정치로 제시된다. 마지막으로 within은 패널 그룹 내의 관측치를 대상으로 기초통계량을 구한 것을 의미한다. 따라서 관측치 전체를 대상으로 한 overall 산출값을 기준으로 해석하여 제시하였다.

기초통계량 산출 결과를 살펴보면, 종속변수인 주가지수는 평균 약 3.86, 최대값 6.49, 최소값 -6.52 수준으로 나타났다. 다만, 주가지수는 인구구조 변화와의 영향 관계를 규명하기 대상 변수이므로 그 실질 추이를 살펴볼 필요가 있다.

대상 국가들의 노령화 지수(aging index) 평균값은 약 80.9로 매우 높은 편으로 나타났으나, 가장 높은 국가는 약 2.424, 가장 낮은 국가는 약 0.095로 국가별 편차가 크게 존재하는 것으로 나타났다. 본 연구에서 중년 세대를 의미하는 변수로 정의한 중년 지수(mature index)는 노령화 지수보다 편차가 큰 것으로 나타났다. 평균은 2.483이며, 최대값은 약 4.026, 최소값은 약 0.54의 통계량을 보여준다. 그리고 기대수명 연장 효과는 약 33.45의 평균값으로 나타났다.

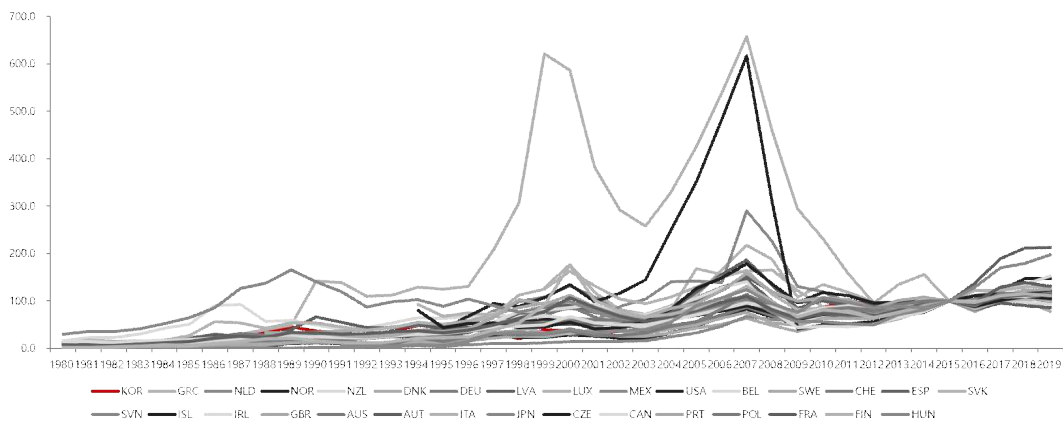
인플레이션율(inflation)은 평균 8.9%로 나타났고, 실질실효환율(Ln(EXCH))은 461.9의 값을 보이고, 장기 국채수익률(Bond-Y)은 5.5%로 나타났다. 특히 인플레이션율과 실질실효환율은 최소값과 최대값 사이에 큰 편차를 보인다. 포트폴리오 주식 순유입액(Ln(P_NetInflow))의 평균은 약 21.62, 주택가격지수(Ln(RPPI))는 평균 4.03의 값을 갖는 것으로 분석되었다. 마지막으로 65세 이상 인구의 비중과 포트폴리오 주식 순유입액의 상호작용 효과는 약 84.9의 평균값이 분석되었다.

<표 V-1> 기초통계량

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs.
Ln(SI)	overall	3.85828	1.194666	-6.515713	6.488935	N=1089
	between		0.6219922	1.437962	4.987569	n= 31
	within		1.023032	-4.095395	7.135568	T-bar= 35.129
aging index	overall	0.8089291	0.3302498	0.0955314	2.42407	N=1240
	between		0.2335407	0.1624019	1.225026	n= 31
	within		0.2371508	-0.0290533	2.007972	T= 40
mature index	overall	2.483394	0.6381987	0.5405122	4.026202	N=1240
	between		0.4458939	0.9859928	3.209976	n= 31
	within		0.4633863	1.10608	4.203297	T= 40
inflation	overall	0.0892434	0.5320254	-0.0447811	12.81401	N=1192
	between		0.1553705	0.0098765	0.7668969	n= 31
	within		0.5106027	-0.682909	12.13635	T-bar= 38.4516
Ln(EXCH)	overall	4.619261	0.1435977	3.935562	5.22722	N=1154
	between		0.0982847	4.344659	4.904983	n= 31
	within		0.1083447	4.183481	4.941498	T-bar= 37.2258
1bond-Y	overall	0.0552828	0.0363962	-0.00489	0.224975	N=951
	between		0.0154806	0.0205200	0.0795056	n= 31
	within		0.0331021	-0.016159	0.208859	T-bar= 30.6774
Ln(P_Net Inflow)	overall	21.620093	2.499212	0.000000	26.73662	N=1240
	between		2.167049	16.56517	25.894	n= 31
	within		1.546183	13.80496	24.98391	T= 40
Ln(RPPI)	overall	4.05013	1.157469	-7.823829	4.775201	N=1198
	between		0.5495229	1.693976	4.541919	n= 31
	within		1.018799	-5.467674	7.008383	T-bar= 38.6452
GR*LE	overall	0.3344631	0.2508484	-0.6649618	1.441215	N=1211
	between		0.1575817	0.076891	0.7443013	n= 31
	within		0.1987031	-0.618912	1.29447	T-bar= 39.0645
AP*Ln(P_NetInflow)	overall	0.8487797	0.7432961	0.000000	3.018277	N=1240
	between		0.3157678	0.2856369	1.408823	n= 31
	within		0.6752172	-0.5600438	2.458233	T= 40

<그림 V-1>은 OECD 국가들의 주가지수 추이를 표현한 것이다. 주요 국가 위주로 주가 추이의 원인과 현황을 살펴보면, 우선 우리나라의 주식시장은 1980년 당시 재무부의 ‘증권시장 국제화 장기계획’을 발표한 후, 주식시장의 시장 확대기가 이어지고 있다. 또한, 재무부의 발표 이듬해인 1981년부터는 외국인 투자 규제가 완화됨으로써 투자의 활력이 더해졌다. 1980년대의 우리나라 경제는 ‘3저 호황’²⁸⁾ 하에서 글로벌 경제에 비해 낮은 경제성장률을 보였지만 그래도 견조한 성장세를 유지해 왔다. 1990년대 초까지 우리나라 주식시장은 세계 각국에 외국인 투자전용회사가 설립되는 등 외연적으로도 시장 확장이 이루어진 시기라 볼 수 있다. 1990년대 중반에 이르러서는 중소·벤처기업의 육성 목적으로 코스닥시장이 개설되고 현물시장에 대한 변동성을 헤징(hedging)하기 위한 파생상품시장도 개설된다. 우리나라는 수출주도 성장전략으로 1990년대 중·후반까지 고도성장을 이어온 국가 중 하나이다. 하지만 투자자의 낮은 신뢰도와 1997년 부실 대기업들의 파산은 해외시장으로의 자본 유출로 이어지며, 급기야 IMF 구제금융 위기 사태를 맞게 된다. 1997년의 위기는 한국 전쟁 이후, 한국경제의 최대위기라 평가받고 있다.

<그림 V-1> OECD 국가별 주가지수 추이



자료: OECD.stat(www.stats.oecd.org), 연구자 작성

IMF 구제금융 위기로 인한 시장 불안은 지속되었으나, 1990년대 후반 세계적

28) 1985년 9월, ‘Plaza Accord’ 이후 환율조정으로 인한 달러 약세와 함께 저유가, 저금리 상황을 의미

인 벤처 붐으로 코스닥시장의 활황으로 반등세로 전환되었다. 하지만 미국 주식시장과 동조성이 강한 우리나라 주식시장은 2001년 미국 9·11테러와 2003년 이라크 전쟁의 발발, 그리고 북핵 리스크 등으로 인해 이른바 ‘코스닥 버블’의 붕괴와 함께 주식시장은 다시 침체기를 맞는다. 2000년대 중반에는 중국의 경제 호황이 호재로 작용하며 빠르게 성장한다. 그리고 2008년 Lehman Brothers Holdings의 파산으로 글로벌 금융위기가 촉발된다. 글로벌 금융위기의 여파로 글로벌 경기침체가 지속되며, KOSPI는 2,000p선에 머물게 되지만 이후, 우리나라 주식시장은 연평균 약 2% 내외로 상승세를 보이며 전환기를 맞이한다. 이는 우리나라 경제의 장기둔화를 반영한 것으로 판단된다. 다만 우리나라는 유례없는 고령화 속도로 인구구조의 급변을 경험하고 있다. 인구구조 변화로 인한 영향에 관하여 사회 전반에 걸쳐 다양한 논의와 연구가 진행 중이나, 상대적으로 주식시장에 관한 연구는 부족한 편이다. 따라서 인구변화로 인한 주식시장의 충격을 살펴볼 필요가 있을 것으로 생각한다.

고령화라는 사회적 이슈를 이미 경험한 일본은 전쟁 이후, 괄목할만한 경제성장을 거듭해왔다. 1980년대 중반에는 이른바 ‘Plaza Accord’를 통해 미 달러 강세 문제에 대해 각국의 정부 개입을 합의하는데 이른다. 이때, 환율조정으로 엔화 가치가 상승하며 주식시장은 활황기를 맞는다. 하지만 1980년대 말 일본 거품경제가 소멸한다. 1990년대, Nikkei 225는 정점을 찍지만, 2000년대 초반까지 경제불황이 이어진다. 이후 2013년 아베노믹스 등을 통한 경제 활성화 노력으로 주식시장의 회복과 불황이 추세선에 드러나고 있다. 그리고 최근 들어, 일본은 주식시장은 글로벌 경제의 장기 침체에도 불구하고 기술 위주의 수출시장 활황으로 성장세가 이어지고 있다. 다만, 인구 고령화가 가장 심화한 국가로 평가받는 일본에서는 ‘로컬아베노믹스’와 ‘지방 창생’이 논의될 정도로 심각한 인구절벽 현상과 지역쇠퇴 소멸 위기에 맞닥뜨려 있다. 그리고 주식시장도 인구절벽 현상으로 인한 시장환경의 급변에 대응하기 위한 노력이 요구되고 있다.

미국의 경우, 1980년대 초 지속되는 경제 불황기와 고금리로 인해 소비와 투자 심리가 위축되며 주식시장의 침체기를 맞는다. 그러나 저성장, 저물가 시장환경 하에서 발생한 유동성 과잉은 채권시장의 자금을 주식시장에 이체하는 데 크게 일조한다. 거대자본이 유입됨으로써 주식시장은 활황세를 보이던 중 1987년 무역

수지 적자가 큰 폭으로 확대된다. 이는 투자시장에 대한 불안감 고조로 이어지고 투자자 이탈 현상과 함께 국제정세 악화로 인한 환율 급락 등으로 다우존스지수는 사상 최대 하락 폭인 22.6%를 기록하며, 이른바 ‘블랙먼데이 사건’이 발생한다.

1990년대 미국 주식시장은 호황기로 평가된다. 1991년 걸프 전쟁, 1994년 멕시코 외환위기, 1997년과 1998년 아시아와 러시아 외환위기 등 범세계적 수준의 위기 상황도 극복하며 강세 흐름을 보여주던 시기이다. 경기 확장국면이 지속되었던 이유는 내수시장의 호황과 함께 안정적인 물가, 저실업, 국제유가 안정으로 투자기반이 견고한 시기였다. 그리고 한국, 일본과 마찬가지로 IT 버블을 경험한 이후, 긴 횡보장(secular sideways market)을 거치게 된다. 2008년 부동산 버블로 야기된 비우량 주택담보대출(subprime mortgage loan) 사태는 미국 주식시장 투자자들의 디레버리징(deleveraging) 계기를 마련한다.

현재에 이르러서도 미국은 글로벌 경제에 지대한 영향력을 행사하며 견조한 성장세를 지속하고 있다. 하지만 생산가능인구의 감소, 즉 고령화의 진전이 주식시장에 대한 위협 요소 중 하나로 제기되고 있으며, 앞서 살펴본 바와 같이 많은 연구와 논의가 진행되고 있다.

마지막으로 남유럽 국가들의 주가 추이는 큰 등락폭을 보이며, 변동성이 큰 것으로 나타났다. 특히 그리스의 경우 1999년 EU 가입국들의 유로화가 도입된 후, 그리스는 역사적으로 기록적인 무역적자를 경험한다. 당시의 무역적자는 국가 채무불이행(default) 위기와 견주어질 만한 규모로 국가적 곤경에 이르게 된 원인으로 지목되고 있다. 이에 따라 2000년대 초반 주식시장 폭락을 경험한 후, 회복세를 보인다. 하지만 미국으로부터 촉발된 글로벌 금융위기 여파가 유럽으로 확산함에 따라 유럽 내 자금순환 경직으로 그리스 자국의 재정 실책이 드러나며 국가 채무불이행 위기에 직면하게 된다. 이러한 역사적 배경이 주식시장에 반영되어 등락 폭이 매우 크게 나타났음을 알 수 있다. 그리스의 국가 채무불이행 상황이 해소되지 못하고 장기화됨에 따라 그 연쇄효과는 주변국으로 확산되었다. 특히 이탈리아, 포르투갈, 스페인 등은 그리스발 위기로 인한 영향이 당시의 주식시장에 반영된 것으로 보인다. 그중에서도 이탈리아의 경우에는 <그림 V-1>에서 그리스와 함께 큰 변동성을 보인다. 이는 EU 가입국 중 3위의 경제 대국으로

평가받던 이탈리아로 옮겨지며, 당시 약 1조 6천억 유로 규모의 이탈리아 공적 부채에 대한 위험성이 확산했던 것으로 판단된다.

앞서 살펴본 바와 같이, 남유럽을 포함한 유럽 국가 대부분은 이미 인구 고령화가 심화된 상황으로 상당히 성숙한 고령화 중심의 인구구조로 되어 있다. 그리고 인구 고령화로 인한 충격 대비 필요성은 주요 선진국들과 같이 동의하고 있는 상황으로 학계에서도 관련 연구가 활발하게 진행 중이다.

OECD 국가들의 인플레이션율은 대부분 국가에서는 일정 수준의 인플레이션을 경험하고 있는 것으로 파악된다. 그리고 장기 국채수익률의 경우, 그리스를 제외한 모든 국가에서 수익률이 약화하는 것으로 나타났다. 그리스는 2010년 당국의 디폴트에 대한 우려로 인해 그리스 채권에 대해 하위등급채권(junk bond) 수준으로 하향 조정함으로써 변동성이 반영된 것으로 보인다.²⁹⁾

실질실효환율의 경우에는 국가 간 유사한 패턴을 보이지 않고 있으나 최근 들어 일정 수준으로 유지되는 것으로 파악된다. 포트폴리오 주식 순유입액은 국가 간 자본이동의 규제 정도와 시장환경이 달라 일정한 패턴을 보이지는 않는다. 다만, 자본이동 규모는 전체적으로 증가하는 경향을 보인다. 주택가격지수는 과반수 가량의 국가가 2000년대 초반까지 지속적인 상승을 경험하고 있는 것으로 나타났다. 2000년대에 들어 대부분 국가의 주택가격지수는 일정 수준으로 유지되는 경향을 보인다.

2. 기초분석

1) 상관관계 분석 및 분산 팽창지수 검정

<표 V-2>는 피어슨 상관관계 분석 결과를 요약한 것이다. 분석 결과, 변수에 대한 상관계수 대부분이 기준치인 0.7을 하회하는 것으로 나타났다. 다만 종속변수인 주가지수와 주택가격지수, 그리고 노령화 지수와 중년 지수 간의 다소 높은 상관관계가 존재하는 것으로 나타나 다중공선성을 우려할 수 있을 만한 수준으

29) 세계 3대 신용평가 기관 중 하나인 Standard & Poor's가 그리스 채권등급을 BB+ 등급으로 하향발표함

로 판단된다. 피어슨 상관계수는 단순히 두 개의 연속된 변수 간 선형적인 상관성(linear correlation)을 규명하는 것으로 신뢰도가 불충분할 수 있다. 이 때문에 다중공선성 분석을 상호보완적으로 추가 시행하여 그 존재 여부를 재확인하였다.

<표 V-2> 상관관계 분석(correlation analysis)

	Ln-SI	aging index	mature index	GR*LE	AP*Ln(P_Net Inflow)	inflation	Ln(EXCH)	bond-Y	Ln(P_Net Inflow)	Ln(RPPI)
Ln_SI	1.0000									
aging index	0.4726***	1.0000								
mature index	0.5857***	0.8984***	1.0000							
GR*LE	0.1548**	-0.0391	0.0267	1.0000						
AP*Ln(P_Net Inflow)	0.1154***	0.0419	0.0623**	0.1209***	1.0000					
inflation	-0.6294***	-0.1362***	-0.1283***	-0.0167	-0.0330	1.0000				
Ln(EXCH)	-0.0241	0.1209***	0.0792***	0.1880***	0.0603**	-0.1818***	1.0000			
bond-Y	-0.6747***	-0.5336***	-0.5640***	-0.3059***	-0.1863***	0.6896***	0.0120	1.0000		
Ln(P_Net Inflow)	0.2129***	0.1130***	0.1075***	0.2441***	0.5635***	-0.3447***	0.2093***	-0.2827***	1.0000	
Ln(RPPI)	0.8448***	0.3890***	0.4247***	0.1745***	0.0920***	-0.3228***	0.0952***	-0.8148***	0.3711***	1.0000

* $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

이를 위해 분산 팽창지수(variance inflation factor, 이하 VIF)를 활용하여 검정하였다. 분산 팽창지수 검정법에서 다중공선성은 다른 독립변수들에 의해 종속변수를 선형으로 표현할 수 있을 때 진단된다. 다중공선성을 진단하는 기준은 일반적으로 VIF값이 5 이상의 결과값이 나오면 해석에 특별한 주의가 필요하다고 말할 수 있다. 또한 VIF값이 10보다 크면 다중공선성이 존재하는 것으로 판단하며 계수 추정에 있어 중요한 편의가 발생한다.

<표 V-3>은 분산 팽창지수 분석 결과를 요약한 것이다. 인구구조 변화를 표현하는 변수인 노령화 지수(aging index)와 중년 지수(mature index), 그리고 주택가격지수(Ln(RPPI))와 장기 채권수익률(bond-Y)은 분산 팽창지수가 3을 상회

하는 것으로 나타났다. 하지만 독립변수로서의 활용성이 상실되지 않으므로 투입 가능할 것으로 판단된다. 또한, 모든 변수에 대해 *VIF*는 기준치인 10을 하회함은 물론, 해석상 주의를 요구하는 일반적인 기준치인 5도 하회하고 있는 것으로 나타났다. *Mean VIF*값 역시 2.68인 것으로 나타나 소거 대상 독립변수는 없는 것으로 파악된다.

<표 V-3> 분산 팽창지수(Variance Inflation Factors)

Variable	VIF	1/VIF
mature index	4.41	0.226578
aging index	4.17	0.239881
bond-Y	4.00	0.250163
Ln(RPPI)	3.70	0.270227
inflation	2.14	0.467287
Ln(P_NetInflow)	1.66	0.602254
AP*Ln(P_NetInflow)	1.62	0.615759
GR*LE	1.25	0.802152
Ln(EXCH)	1.13	0.886455
Mean VIF	2.68	

2) 패널 단위근 및 공적분 검정

실증분석에 앞서 패널 자료의 시계열 안정성 여부를 살펴볼 필요가 있다. 본 연구가 다루는 OECD 국가들을 대상으로 한 시계열 자료의 경우에는 어떤 특정 국가 시계열 자료에서는 단위근이 존재하는 반면, 일부 국가 자료 내에서는 단위근이 나타나지 않을 수 있다. 혹은 대상 국가 전체에 대하여 동일 공적분 벡터 β 의 추정 가능성이 문제가 될 수 있다(민인식·최필선, 2014). 이러한 이질적 패널(heterogenous panel) 문제를 파악하기 위해 패널 단위근 검정을 진행하였다.

패널 단위근 검정을 위한 귀무가설은 식(10)과 같이 표현된다. 패널 단위근 검정은 패널 그룹 i 에 대하여 결합 검정(joint test)에 기초한다. 귀무가설을 기각하지 못하면 패널 단위근이 존재하는 것으로 판별하게 된다. 반면 귀무가설을 기각

하게 되면 모든 i 에 대해 $y_{i,t}$ 는 정상적인 시계열로 판단하고 γ 에 대해 동일 모수 (common parameter)를 갖게 된다.

$$H_0 : \rho_i - 1 = \gamma_i = 0, \text{ 모든 } i \text{에 대해} \quad (10)$$

본 연구에서는 단위근 검정을 위해 각각의 패널 데이터 구조에 IPS 검정통계량을 이용하여 판별하였다. IPS 단위근 검정은 시뮬레이션을 통해 검정통계량의 평균과 분산으로 임계치를 도출하게 된다(민인식·최필선, 2014). IPS 단위근 검정 방법은 장기시계열 구조에서 변화가 없다는 전제 하에 검정을 수행한다.

<표 V-4>는 IPS 검정 결과를 요약한 것이다. 검정 결과, 노령화 지수와 장기 국채수익률을 제외한 나머지 변수는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 노령화 지수와 장기 국채수익률의 검정통계량은 각각 11.5061, 0.0773으로 t_i 값의 임계치가 벗어난 것으로 나타나 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 따라서 단위근이 존재하는 불안정한 시계열로 판단된다.

<표 V-4> 패널 단위근 IPS 검정 결과

Variable	Statistic	p-value
Ln(SI)	-3.0231	0.0013
aging index	11.5061	1.0000
mature index	-3.1171	0.0009
GR*LE	-5.3291	0.0000
AP*Ln(P_NetInflow)	-12.0423	0.0000
inflation	-13.6755	0.0000
Ln(EXCH)	-5.5086	0.0000
bond=Y	0.0733	0.5292
Ln(P_NetInflow)	-12.3511	0.0000
Ln(RPPI)	-9.0779	0.0000

본 연구에 투입된 변수 중 일부는 베이비붐 세대의 특이성이 반영된 인구구조

변수와 글로벌 금융위기 등 외부충격이 분명한 경제변수로서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 공적분 검정을 통해 회귀모형의 비정상성을 가진 변수 간의 장기균형 관계의 존재 여부를 살펴봄으로써 패널 자료의 시계열 안정성을 판별하였다. 수준변수에 대한 시계열에 비정상성이 있더라도 각 변수 간 공적분 관계가 존재할 때는 회귀분석을 통해 더 효율적인 추정량을 얻을 수 있다.

패널 공적분 검정은 Kao(1999)와 Westerlund(2005)가 제시한 공적분 검정 방법을 활용하였다. Kao(1999)의 패널 공적분 검정기법은 장기균형 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정하기 위해 $y_{i,t} = \beta_i x_{1,t} + \gamma_1 z_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 에서 오차항 $\epsilon_{i,t}$ 에 대한 정상성 여부를 판별하게 된다(민인식·최필선, 2019). Westerlund(2005)와 Kao(1999)의 차이는 $y_{i,t} = \beta_i x_{1,t} + \gamma_1 z_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 에서 패널 그룹에 고정된 공적분 β_i 을 가정한다는 점이다.

패널 공적분 검정 결과는 <표 V-5>, <표 V-6>과 같이 요약할 수 있다.

<표 V-5> 패널 공적분 Kao 검정 결과

	Statistic	p-value
Modified Dickey-Fuller t	-0.8689	0.1924
Dickey-Fuller t	-3.5965	0.0002
Augmented Dickey-Fuller t	-5.5886	0.0000
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	0.1292	0.4486
Unadjusted Dickey-Fuller t	-3.0277	0.0012

<표 V-5>에서는 5개의 검정통계량 중 3개의 검정통계량이 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타나, 공적분 관계가 존재하는 것으로 해석할 수 있다. 다만, 일부는 기각하지 않고 있어 공적분 관계를 확정하기 위해 Westerlund(2005) 방법을 활용하여 추가 검정하였다.

Westerlund 패널 공적분 검정은 4개의 검정통계량을 제시한다. 그룹 평균 검정과 패널 검정으로 구분할 수 있다. 검정 결과는 <표 V-6>과 같다.

<표 V-6> 패널 공적분 Westerlund 검정 결과

Statistic	Value	z-value	p-value
Gt	-2.835	-4.837	0.000
Ga	-7.213	1.697	0.955
Pt	-16.273	-6.522	0.000
Pa	-7.873	-2.000	0.023

그룹 평균 검정 결과인 Gt와 Ga의 검정계수에서 Gt는 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 패널 검정에서는 2개의 검정계수 모두, 귀무가설을 기각함으로써 공적분 관계의 존재를 확정할 수 있다. 따라서 본 연구가 사용하기 위해 설정한 변수는 수준변수 투입이 가능한 것으로 해석할 수 있으며, 연구모형의 활용이 가능한 것으로 판단하고 연구를 진행하였다.

본 연구의 실증분석에 앞서, 패널 선형모형으로 구축된 연구모형의 강건성 검정과 추정 결과에 대한 신뢰성을 갖출 필요가 있다. 이를 위해 패널 선형회귀모형에서 오차항 μ_i 에 대한 고정된 개체특성의 고려 필요성 여부에 대해 검정하였다. 고정효과모형(fixed effect model)에서의 오차항 μ_i 에 대한 유의성 여부는 귀무가설 ' H_0 : 모든 패널 개체 i 에 대해 $\mu_i = 0$ '의 채택 여부를 통해 검정하였다. F -test을 통해 p 값이 유의수준 1%에서 귀무가설을 기각함으로써 패널 개체특성을 고려하는 것이 적절한 것으로 나타났다. 즉, 합동 OLS보다 고정효과모형이 적합한 결과를 보인다.

한편, 오차항 μ_i 에 대해 확률적 개체특성을 고려할 경우 확률효과모형(random effect model)의 유의성을 검정해야 하며, ' $H_0 : var(\mu_i) = \sigma_\mu^2 = 0$ '과 같은 귀무가설을 설정하게 된다. 오차항에 대한 전체 분산값이 '0'이라면 $(\sigma_\mu^2 + \sigma_\epsilon^2)$ 는 σ_ϵ^2 이므로 패널 그룹 특성을 고려할 필요가 없으며 이때는 합동 OLS로 추정하는 것이 적절할 수 있다. 반면, 귀무가설이 기각되면 패널 그룹 특성을 고려한 확률효과모형이 적절할 수 있다. Breush-Pagan의 LM을 이용한 검정 결과, p 값이 0.01로 나타나 귀무가설을 기각하였다. 따라서 확률효과모형보다는 합동 OLS를 통한 추정모형이 적절한 것으로 나타났다.

최종적으로 고정효과모형과 확률효과모형 중 최종 판단과 신뢰성을 위해 검정을 시행하였다. 두 모형 중 적합성과 강건성을 판단하기 위한 중요한 기준은 자료 내 패널 개체에 대한 특성을 의미하는 오차항 μ_i 에 대한 추론(inference)이라 할 수 있다. 본 연구에서 활용된 각 패널 개체는 무작위로 추출된 표본의 개념이 아니며, 특정 모집단 그 자체로 판단할 수 있으므로 오차항 μ_i 에 대해 확률분포를 따른다고 가정할 수 없다. Hausman-test를 통한 검정 결과, 오차항 μ_i 에 대해 고정효과로 보는 것이 적절한 것으로 나타났다. 패널 개체특성을 고려할 필요는 있으나 확률효과모형보다는 고정효과모형이 더 적절하고 강건성이 높은 연구모형³⁰⁾이므로 본 연구에서는 고정효과모형을 이용하여 자료를 분석·활용하였다.

3. 연구 결과

패널회귀모형은 다중회귀 선형모형으로서 최소자승법(ordinary least squares, OLS)에 기초해 추정할 수 있다. 그러나 상수항과 오차항(individual effect 오차항, μ_i)이 확률변수의 여부에 따라 오차항에 대해 자기상관 문제가 발생할 수 있다. 따라서 효율적인 추정량(efficient estimator)을 얻기 위해 추정모형의 검증을 하였다.

본 연구에서 설계한 기본모형(baseline model)과 핵심모형(core model) 모두 고정효과모형의 타당성과 강건성이 확보되어, 고정효과모형으로 분석에 활용하였다. 또한, 분석대상 기간 내에 여러 사건(event)이 포함되어 있고, 국가별 관측되지 않는 시계열 효과를 통제하기 위해 T-1개의 시간 더미 변수를 활용하였다.

본 연구에서는 기존 연구들이 제시하고 있는 세대 간 중첩모형을 준용한 인구비율(Abel, 2001; Geanakoplos et al., 2004; 서정원 외, 2013; 배영수, 2014; 조성원, 2017; 송홍선·정광수, 2017)이 아닌 고령화에 대해 초점을 맞추고 있다. 구체적으로 국가별 현재의 고령화 수준 혹은 상태를 나타내는 노령화 지수(aging index)와 고령화의 실질적인 영향을 수준을 알아보고 상쇄 가능성을 살펴보고자

30) Baseline Model를 포함한 모든 연구모형에서 확률효과모형보다 고정효과모형이 적절한 것으로 나타남

하였다. 이를 위해 중년 지수(mature index)를 추가 인구변수로 고려하고, 기대수명 연장 효과를 살펴보기 위해 65세 이상 인구증감률과 잔여 기대수명의 상호작용인 GR*LE를 변수로 투입하였다. 더불어, 개방경제를 고려한 자본이동의 효과를 살펴보기 위해 65세 이상 인구 비중과 포트폴리오 주식 순유입액의 상호작용을 변수로 활용하였다. 이를 통해 기존 연구에서는 살펴볼 수 없었던 고령화 중심의 인구구조 변화에 대한 새로운 의미를 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

또한, Chen, Roll & Ross(1986)의 다요인 모형에 이론적 근거를 두고 있는 경제변수와 함께 국제자본이동을 고려한 포트폴리오 주식 순유입액을 추가적인 통제변수로 고려하고 있다. 이로써 고령화로 인한 영향 관계를 면밀하게 살펴보고, 인구구조 변수가 갖는 설명 수준을 도출하여 실질적인 효과를 추론하는 데 도움을 줄 것으로 기대된다.

<표 V-7>은 기본모형과 순차적으로 인구구조 변수를 투입한 핵심모형 실증 분석 결과를 요약한 것이다.

<표 V-7> 패널회귀모형(고정효과모형, FEM) 분석 결과

Ln(SI)		Baseline Model	Core Model		
			Model 1	Model 2	Model 3
constant	<i>Coefficient</i>	1.287138	4.073666	1.36831	5.490026
	<i>Std. Err.</i>	0.8890063	0.9903949	0.8969364	1.019283
	<i>t-value</i>	0.148	4.11***	1.53	5.39***
	<i>95% Conf. Interval</i>	-0.458945 ~ 3.033221	2.12844 ~ 6.018892	-0.3933545 ~ 3.129975	3.488055 ~ 7.491997
aging index	<i>Coefficient</i>		-0.6708346		-1.184961
	<i>Std. Err.</i>		0.1160955		0.1586043
	<i>t-value</i>		-5.78***		-7.47***
	<i>95% Conf. Interval</i>		-0.8988567 ~ -0.4428124		-1.496476 ~ -0.8734465
mature index	<i>Coefficient</i>			-0.053371	0.4728948
	<i>Std. Err.</i>			0.0762895	0.1013708
	<i>t-value</i>			-0.70	4.67***
	<i>95% Conf. Interval</i>			-0.2032105 ~ 0.0964686	0.2737926 ~ 0.6719969
inflation	<i>Coefficient</i>	4.742491	4.438005	4.680236	4.756254

	<i>Std. Err.</i>	0.9597846	0.9354157	0.9643242	0.9215281
	<i>t-value</i>	4.94***	4.74***	4.85***	5.16***
	<i>95% Conf. Interval</i>	2.857393 ~ 6.627588	2.600763 ~ 6.275246	2.786216 ~ 6.574257	2.946283 ~ 6.566226
Ln(EXCH)	<i>Coefficient</i>	0.2741516	0.1615924	0.2842681	-0.0143105
	<i>Std. Err.</i>	0.1448702	0.1423073	0.145654	0.1448054
	<i>t-value</i>	1.89*	1.14	1.95*	-0.10
	<i>95% Conf. Interval</i>	-0.0103857 ~ 0.5586889	-0.1179121 ~ 0.4410969	-0.0018096 ~ 0.5703458	-0.2987225 ~ 0.2701016
bond-Y	<i>Coefficient</i>	-12.20713	-11.98719	-12.16383	-12.20225
	<i>Std. Err.</i>	1.107299	1.078143	1.109517	1.060225
	<i>t-value</i>	-11.02***	-11.12***	-10.96***	-11.51***
	<i>95% Conf. Interval</i>	-14.38196 ~ -10.0323	-14.10476 ~ -9.869616	-14.34302 ~ -9.984638	-14.28464 ~ -10.11987
Ln(P_Net Inflow)	<i>Coefficient</i>	0.0262636	0.0216477	0.0254393	0.0254137
	<i>Std. Err.</i>	0.0107791	0.0105191	0.010848	0.010366
	<i>t-value</i>	2.44**	2.06**	2.35**	2.45**
	<i>95% Conf. Interval</i>	0.0050926 ~ 0.0474346	0.0009872 ~ 0.0423082	0.0041328 ~ 0.0467458	0.0050539 ~ 0.0457735
Ln(RPPI)	<i>Coefficient</i>	0.3486867	0.596632	0.359141	-0.2544749
	<i>Std. Err.</i>	0.1646834	0.1678721	0.1654326	0.1781437
	<i>t-value</i>	2.12**	0.36	2.17**	-1.43
	<i>95% Conf. Interval</i>	0.0252347 ~ 0.6721386	-0.2700529 ~ 0.3893793	0.0342163 ~ 0.6840657	-0.6043666 ~ 0.0954168
<i>F</i>		60.48	63.19	59.09	64.52
<i>R-squared(within)</i>		0.7218	0.8316	0.8220	0.8377
<i>F-test that all $\mu_i = 0, Prob > F$</i>		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주 1) 각 연구모형의 추정 결과는 시간 더미(time dummy) 변수를 포함하고 있음

2) * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

분석 결과, 1980년부터 2019년 대상 기간의 국가별 대표적인 주가지수와 인구구조의 변화에 관계 모형의 유의도가 높은 수준으로 나타난다. 모든 연구모형의 결정계수(R^2 , *within*)가 비교적 높게 나타났으나, 상대적으로 핵심모형의 Model 3의 결정계수 값이 83.77%로 가장 높게 나타났다.

연구모형별 결과를 살펴보면 다음과 같이 정리할 수 있다.

기본모형은 거시경제변수로 이루어진 통제변수만을 투입한 연구모형이다. 분석

결과, 모든 경제변수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 첫째, 물가상승 수준을 나타내는 인플레이션율은 주식시장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 일반적으로 안정적인 물가상승 수준을 보이는 경기 국면에서는 자금순환이 원활하고 안정적 전망이 주식시장에 반영됨으로써 주가도 동반 상승하는 것을 경험할 수 있다(한국은행, 2017). 반면, 물가상승이 폭등하면 시장에 대한 불확실성 가중과 투자위험으로 인해 주가의 폭락을 유발하기도 한다. 본 연구의 대상인 OECD 가입국들이 안정적인 인플레이션율을 보이며 안정 국면에 접해있는 사실에 비추어 볼 때, 주가에 긍정적인 영향을 미치는 관계는 기존 연구 결과와 동일한 것으로 설득력 있게 받아들여진다(Chen, Roll & Ross, 1986).

둘째, 실질실효환율도 주식시장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만 타 변수와 비교해 통계적 유의성은 신뢰수준 10% 이내로 떨어진다. 실질실효환율은 해당 국가의 교역 수준과 구매력을 표현한다고 볼 수 있다(한국은행, 2017). 이 같은 관점에서 실질실효환율의 상승은 국가 간 교역량 증가와 구매력 향상에 기인한 것으로 판단할 수 있다. 국가 교역량 및 구매량 증가는 국제자본 거래를 활발하게 유인하는 요인으로 작용하고 자금순환을 촉진한다. 하지만, 실질실효환율은 금리와 물가 등 거시경제지표에 큰 영향을 받으며 역동적인 관계에 놓여있다. 일반적으로 실질실효환율의 상승은 주식시장을 견인하는데 일조할 것으로 판단된다. 또한, 이러한 분석 결과는 Chen, Roll & Ross(1986)의 연구 결과와 맥락을 같이한다고 해석할 수 있다.

셋째, 본 연구에서는 Chen, Roll & Ross(1986)의 이론적 모형에 기반을 두고 있는 변수 중 하나로 금리를 대신하여 장기 국채수익률을 투입하고 있다. 이론적 측면에서 금리, 즉 장기 국채수익률은 주가와 부(-)의 관계로 예상할 수 있다. Chen, Roll & Ross(1986)의 다요인 모형이 논리적 기반을 두고 있는 배당평가모형 $P = \frac{E(c)}{k}$ 에서 k 는 할인율을 의미한다. 그리고 할인율은 장기금리의 성격으로서 무위험이자율을 포함한 위험프리미엄과 장단기 금리 차이 등에 기인하여 변동하게 된다(Jensen et al., 1996; 강종만, 2014). 따라서 금리는 미래 기대현금흐름에 직접적인 영향을 미치며 주식이가격과는 역의 관계에 있다고 판단하게 된다. 일반적으로 장기 국채수익률의 하락은 금융비용 감소를 유발하여 투자를 촉진하

고, 수익성을 개선하는 효과가 있다(Chen, Roll & Ross, 1986; 서정원 외, 2013; 강종만, 2014; 송홍선·정광수, 2017). 본 연구에서도 장기 국제수익률은 주가와 반대되는 움직임을 보이는 것으로 나타났다. 이는 기존 연구의 결과와 같이 장기 국제수익률의 하락으로 인한 자금 수요가 주식시장에 전환됨에 따라 주가의 수요가 높아지고 궁극적으로 가격에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 판단된다.

넷째, 송홍선·정광수(2017)는 자본규제 완화와 경제시장의 글로벌화로 인하여 국제자본거래가 용이해지고, 활성화됨으로써 고령화로 인한 부정적인 영향을 상쇄할 수 있다고 보고 있다. 본 연구에서는 이러한 영향을 고려하기 위해 국외자본의 포트폴리오로 주식 순유입액을 통제변수로 활용하고 있다. 국외자본의 유출입 역시도 환율, 금리 등 거시경제 여건에 따라 변동성이 클 수밖에 없다. 주식시장으로의 외국인 자본 유출입은 대부분 대규모 자본거래를 동반한다. 이러한 외국인 자본의 직접 유출입은 투자환경을 개선하고, 생산성 향상과 함께 실물경제의 성장을 견인하기도 한다(한국은행, 2017). 즉, 포트폴리오 주식 순유입액이 커질수록 실물경제의 성장견인으로 인해 경제적 파급효과는 금융시장으로도 이어질 것으로 기대할 수 있다(윤덕룡 외, 2009; 유재원·이기성, 2015; 송홍선·정광수, 2017). 이상과 같은 논의를 바탕으로 포트폴리오 주식 순유입액이 갖는 계수 값은 기존 연구들과 같은 맥락에서 이해할 수 있을 것으로 판단된다.

마지막으로 기존 연구에서 활용하고 있는 통제변수에 추가로 주택가격지수를 고려하고 있다. 주식시장과 부동산시장은 가계의 자산을 구성하는데 큰 비중을 차지하고 있는 금융자산과 실물자산이라 할 수 있다. 일반적으로 부동산시장과 주식시장은 자산의 대체관계 혹은 동조관계에 있는 것으로 알려져 있다(김상현·김재준, 2016). 자산의 대체관계로 보는 경우는 유동성이 큰 투자대상으로서 주식시장과 부동산시장으로 한정된 상황에서 단기적으로 통화량이 일정할 때 대체 자산 대체재로써 판단하는 이론적 관점이다. 반면, 동조관계는 두 시장 모두 경기순환주기에 따라 동조현상을 보이며 서로 선후행관계에 있다고 보는 이론적 관점이라 할 수 있다(김상현·김재준, 2016; 한국은행, 2017). 본 연구에서는 글로벌 금융위기로 인한 역사적 배경과 사실에 기인하여 주식시장과 부동산 시간 간에는 자산 동조 관계가 있는 것으로 판단하고 있다. 분석 결과 또한, 주택가격지수가 주식시장에 긍정적인 영향을 미치고 통계적 유의성을 확보한 것으로 나타

났다.

기본모형의 분석 결과를 토대로 각 연구모형에 인구구조 변수를 순차적으로 투입하여 인구구조 변화가 갖는 의미를 도출하고자 한다. 핵심모형의 Model 1은 인구구조 변수 중 노령화 지수, Model 2는 중년 지수, 그리고 Model 3은 노령화 지수와 중년 지수를 같이 살펴보았다.

핵심모형에서는 첫째, 인구 비율로 활용한 노령화 지수(aging index)는 투입한 연구모형 모두 1% 유의수준에서 부(-)의 부호를 나타내었다. 이는 고령인구가 높아지면 주식시장에 부정적인 영향을 미친다는 가설을 통계적으로 확인해주는 것이다. Model 1의 계수 값은 -0.6708346 으로 노령화 지수가 한 단위가 높아질 경우, 실질 주식시장에는 약 0.67% 수준의 하락을 감지할 수 있는 한계효과로 해석할 수 있다. 한편, Model 3에서는 영향 강도가 더 강해지는 것을 알 수 있다. 계수 값은 -1.184961 로 다른 일정 조건들이 동일할 경우, 노령화 지수의 한 단위 증가로 주식시장은 약 1.18% 수준의 하락을 초래할 것으로 추론할 수 있다. 실질적으로 Model 3 노령화 지수의 계수 값을 이용한다면 1980년부터 노령화 지수가 연평균 약 0.69% 증가한 것에 비추어 실질 주식시장에는 약 0.81%가량의 하락 영향이 있는 것으로 추정할 수 있다.

둘째, 중년인구 세대를 표현하는 중년 지수(mature index)는 Model 2에서는 통계적 유의성을 발견할 수 없었다. 하지만 노령화 지수와 같이 투입된 Model 3에서는 1% 유의수준 내에서 통계적 유의성을 확보한 것으로 나타났다. 또한, Model 2에서는 계수 값이 부(-)의 부호를 띠고 있으나, Model 3에서는 정(+)의 부호를 띠고 있다. 영향 관계의 방향성뿐만 아니라 유의수준도 일관되지 않은 결과를 제시하고 있다. 제한적으로 통계적 유의성을 띤 Model 3의 결과만을 논의한다면 계수 값은 0.4728948 로 노령화 지수의 영향 강도보다는 다소 약한 것으로 파악되나, 주가지수와 정(+)의 관계에 있는 것으로 분석되었다. 이는 중년 세대가 주식시장 주요 수요기반층으로서 주식가격을 지탱하고 견인한다는 기존 연구의 결과를 지지하고 있지만, 통계적 일관성을 확인할 수 없으므로 단정하기 어렵다. 핵심모형에서 인구구조 변수를 중심으로 영향 수준과 관계를 살펴본 결과, 노령화 지수는 통계적 일관성을 유지하고 1% 유의수준 하에서 주가지수에 부정적인 영향을 미치는 것으로 파악되었다.

마지막으로 인구 고령화로 인한 영향이 가계 혹은 개인이나 국제금융시장 환경에 영향을 미치는 다른 동인으로 인해 어떻게 반응하는지를 살펴보았다. 우선, 기대수명의 연장은 늘어난 생애주기로 인해 위험선호 수준에 변화가 발생하거나 예비적 동기 등으로 인하여 위험자산의 처분을 유보할 가능성이 존재한다. 따라서 기대수명의 연장으로 인해 고령화로 인한 주식가격의 하락 위험성을 상쇄할 가능성도 충분히 존재할 수 있다. 반면, 자본이동의 규제가 완화된 가운데 유출입의 규모와 관계없이 외국자본의 주식수요 포지션 급변³¹⁾으로 인해 주식의 변동성이 커질 수 있다(서상원, 2006; 윤덕룡 외, 2009). 즉, 인구 고령화 현상에 부가해 부정적인 영향을 가할 수 있는 요인일 수도 있다.

<표 V-8>은 인구 고령화의 상호작용 변수가 투입된 추가 분석 결과를 요약한 것이다.

<표 V-8> 인구 고령화의 상호작용 고정효과모형(FEM) 분석 결과

Ln(SI)		Model 4	Model 5	Model 6
constant	<i>Coefficient</i>	6.249736	6.079438	6.220992
	<i>Std. Err.</i>	0.9062416	0.8928623	0.905736
	<i>t-value</i>	6.90***	6.81***	6.87***
	<i>95% Conf. Interval</i>	4.470999 ~ 8.028473	4.326979 ~ 7.831897	4.443245 ~ 7.998739
aging index	<i>Coefficient</i>	-1.139777	-1.048382	-1.042345
	<i>Std. Err.</i>	0.1453361	0.153004	0.1587
	<i>t-value</i>	-7.84***	-6.85***	-6.57***
	<i>95% Conf. Interval</i>	-1.425037 ~ -0.8545168	-1.348689 ~ -0.7480745	-1.353836 ~ -0.7308538
mature index	<i>Coefficient</i>	0.434695	0.4112869	0.4067979
	<i>Std. Err.</i>	0.0846842	0.0863373	0.08658
	<i>t-value</i>	5.13***	4.76***	4.70***
	<i>95% Conf. Interval</i>	0.26848 ~ 0.60091	0.241829 ~ 0.5807448	0.2368617 ~ 0.576734
GR*LE	<i>Coefficient</i>	0.0468102		0.0502274
	<i>Std. Err.</i>	0.0736735		0.0736506

31) 외국자본의 유출입은 급변동하는 환율 리스크를 내재하고 있음. 따라서 유출입 변동성으로 인한 위험이 주식시장 변동성 증가에 영향을 미칠 수 있음

	<i>t-value</i>	0.64		0.68
	<i>95% Conf. Interval</i>	-0.0977934 ~ 0.1914137		-0.0943314 ~ 0.1947863
AP*Ln(P-NetInflow)	<i>Coefficient</i>		-0.1238008	-0.1055321
	<i>Std. Err.</i>		0.0689576	0.0693195
	<i>t-value</i>		-1.80*	-1.52
	<i>95% Conf. Interval</i>		-0.2591468 ~ 0.0115451	-0.2415899 ~ 0.0305258
inflation	<i>Coefficient</i>	4.659885	4.405682	4.672905
	<i>Std. Err.</i>	0.7138559	0.6915798	0.7133538
	<i>t-value</i>	6.53***	6.37***	6.55***
	<i>95% Conf. Interval</i>	3.258756 ~ 6.061015	3.048289 ~ 5.763075	3.272759 ~ 6.073052
Ln(EXCH)	<i>Coefficient</i>	-0.0448658	-0.0085892	-0.0403731
	<i>Std. Err.</i>	0.1287154	0.1274393	0.1286494
	<i>t-value</i>	-0.35	-0.07	-0.31
	<i>95% Conf. Interval</i>	-0.2975034 ~ 0.2077718	-0.2587197 ~ 0.2415413	-0.2928818 ~ 0.2121356
bond-Y	<i>Coefficient</i>	-7.956144	-8.348006	-8.059041
	<i>Std. Err.</i>	0.8077647	0.8014401	0.8099635
	<i>t-value</i>	-9.85***	-10.42***	-9.95***
	<i>95% Conf. Interval</i>	-9.541595 ~ -6.370694	-9.921027 ~ -6.774986	-9.64881 ~ -6.469273
Ln(P_Net Inflow)	<i>Coefficient</i>	0.0002816	0.0197889	0.0164608
	<i>Std. Err.</i>	0.0025525	0.0108613	0.0109292
	<i>t-value</i>	0.11	1.82*	1.51
	<i>95% Conf. Interval</i>	-0.0047283 ~ 0.0052916	-0.001529 ~ 0.0411069	-0.0049906 ~ 0.0379123
Ln(RPPI)	<i>Coefficient</i>	-0.266381	-0.2637696	-0.2678539
	<i>Std. Err.</i>	0.1452827	0.1414464	0.1451722
	<i>t-value</i>	-1.84*	-1.86*	-1.85*
	<i>95% Conf. Interval</i>	-0.5517935 ~ 0.0185172	-0.5413926 ~ 0.0138533	-0.552793 ~ 0.0170851
<i>F</i>		78.54	82.93	77.07
<i>R-squared(within)</i>		0.8130	0.8201	0.8135
<i>F-test that all $\mu_i = 0, Prob > F$</i>		0.0000	0.0000	0.0000

주 1) 각 연구모형의 추정 결과는 시간 더미(time dummy) 변수를 포함하고 있음

2) * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

<표 V-8>에서와 같이 인구구조 변수와 통제변수들은 기본모형 및 핵심모형과 통계적 일관성을 유지하고 있는 것으로 확인되었다. 특히 인구구조 변수로 투입한 노령화 지수와 중년 지수 모두 1% 유의수준 하에서 통계적 유의성을 확보하고 <표 V-7>과 같은 영향 관계에 있는 것으로 나타났다.

Model 4와 5에서는 고령화로 인한 자산 가격하락 영향을 상쇄할 것으로 기대하고 65세 이상 인구증감률과 기대수명 간 상호작용 변수를 투입하였다. Kim et al.(2019)은 기대수명의 연장은 위험회피 성향을 약화하며, 위험자산에 대한 투자 수요를 진작시킨다고 주장한다. 하지만 실증분석 결과, 예상과 달리 계수 값 자체는 정(+)의 부호를 띠고 있으나 통계적 유의성을 확보하진 못한 것으로 나타났다. 기대수명 연장은 가계 혹은 개인의 생활 수준과 교육 수준의 향상, 의료서비스의 접근성 향상과 효율성 개선(Kim et al., 2019; 김경수·유경원, 2014), 그리고 사회안전 인프라 확충 및 발전 등에 기인한다고 볼 수 있다(Kim et al., 2019). 시간 경과에 비해 비약적인 발전을 거듭해왔지만, 기대수명은 점진적으로 증가하는 형태를 보인다. 또한, 인구 고령화 현상이 저출산율에 보다 민감하게 반응하므로(김경수·유경원, 2014), 기대수명 연장 효과는 상대적으로 미약하게 반응하는 것으로 해석된다.

송홍선·정광수(2017)는 인구 고령화로 위험자산에 대한 자본수익률 하락으로 인해 국가 간 자본 유출이 발생할수록 수요기반을 약화하고, 자산 가격의 하락 위험성이 존재한다고 주장하고 있다. 반면 유입될 경우, 산업생산성을 제고하고 주가의 하락압력을 약화하고, 인구 고령화로 인한 가격하락 충격에 대한 완충제 역할을 할 수 있다고 주장한다. 본 연구에서는 인구 고령화와 주식 자본의 순유입액과의 상호작용을 변수로 설정하였다. 그 결과, 선행연구와 달리 계수 값은 부(-)의 관계를 띠고 있으나 통계적 유의성은 일부 모형에서만 확인할 수 있었다. Model 5를 기준으로 65세 이상 인구 비중과 포트폴리오 주식 순유입액의 상호작용 효과는 10% 유의수준 하에서 통계적 유의성을 확보하였다. 주식시장에 대한 대외자본 유출입이 동반되며 기본적으로 변동성을 갖게 된다. 또한, 대외 투자자본은 정보비대칭성 문제로 인해 선별적인 투자 형태가 발생하며(서상원, 2006), 환율 리스크 등의 거시경제적 요소에 의해서도 유출입에 관한 의사결정을 내리게 된다. 따라서 역동적으로 변화하는 개방경제에서 국가 간 자본이동은 변

동성을 갖게 되며, 인구 고령화 상황에서 자본수익률 하락으로 인해 주가가 하락 압력이 가중될 수 있을 것으로 해석할 수 있다.

분석 결과를 연구 목적하에서 종합적으로 살펴보면, 첫째, 인구구조 변화가 주식시장에 어떠한 영향을 미치는지, 즉 인구구조 변수가 주식시장에 어떠한 영향 관계에 있는지와 관련해 인구 고령화로 인한 주식시장의 영향을 부정할 수 없으리라 판단된다. 베이비붐 세대가 고령층으로 편입되고 있는 고령화의 진전 혹은 전개는 수요 측면에서 위험자산에 대해 수요기반이 열악한 후속세대가 이를 흡수하지 못해 가격하락 가능성이 존재한다고 볼 수 있다. 이는 자산 가격의 하락은 고령화로 인한 결과가 아니라고 주장한 연구들(Lim & Weil, 2003; 박성욱·이규복, 2013)과는 다른 결과로 생애주기설에 부합하고 대다수의 연구 결과와 일치한다(Brooks, 1998; Abel, 2001; Jamal & Quayes, 2004; Goyal, 2004; Geanakoplos et al., 2004; Siegel, 2005; Fehr et al., 2005; 서정원 외, 2013; 배영수, 2014; 조성원 2017; 송홍선·정광수, 2017). 하지만 노령화 지수가 갖는 주가지수에 대한 1% 내외의 한계효과에 비추어볼 때 인구구조 변화로 인한 위험성은 Brooks(1998)와 송홍선·정광수(2017), 조세형 외(2017) 등의 연구 결과와 같이 가격 폭락으로 이어질 가능성은 제한적일 것으로 판단된다. 그리고 기존 연구와 같이 기본모형과 핵심모형의 결정계수(R^2 , *within*)를 통해 인구변수가 주가지수에 미치는 수준을 추정하였다(Geanakoplos et al., 2004; Bovbjerg & Scott, 2006; 송홍선·정광수, 2017). 기본모형과 인구구조 변수가 모두 투입된 Model 3과의 결정계수 차이는 0.1159로 기본모형에 인구구조 변수를 추가함으로써 증가한 결정계수의 증분에 해당한다. 즉, 인구구조 변수가 갖는 주가지수에 대한 설명력은 약 11.6% 수준으로 해석할 수 있다. 다만 인구구조 변수만으로 자산 가격 붕괴가설의 지지 여부를 단정하기에는 다소 한계가 있는 것이 사실이다.³²⁾

둘째, 기대수명의 연장으로 인해 인구 고령화의 영향을 상쇄 가능성을 살펴보았다. 기대수명의 연장은 생산노동 요소의 증가로 인해 은퇴 이후 소비력도 향상의 가능성이 존재하고 노후를 대비하기 위한 예비적 동기 유인으로 작용할 수 있다(Poterba, 1994; Deaton & Paxson, 1997; 한국은행, 2017). 또한, 장수리스크

32) Geanakoplos et al.(2004)은 20% 수준의 설명력만으로 인구구조 변수가 갖는 위험성을 단정하기에는 한계가 있을 것으로 판단하고 우려할 수 있는 수준으로 해석하고 있음

해소를 위해 위험회피 성향의 변화로 자산 구성의 변화를 초래할 가능성이 존재할 수 있다(Bloom et al., 2003; Kim et al., 2019). 분석 결과, 기대수명의 연장으로 인한 영향 관계는 계수 값을 근거로 기존 연구 결과와 같은 맥락을 있는 것으로 해석할 수 있으나, 통계적 유의성을 발견할 수는 없었다. 결론적으로 OECD 국가들 대부분은 기대수명이 점진적으로 확대될 것으로 예상된다. 따라서 기대수명의 연장으로 인한 예비적 동기 유인은 크지 않을 것으로 판단된다.

셋째, 개방경제체제에서 국가 간 자유로운 자본이동이 인구구조 변화에 대한 상쇄 가능성을 살펴본 결과, 오히려 자본의 유출입으로 인해 발생하는 변동성에 기인하여 주식시장에 하방 압력이 가중할 것으로 분석되었다. 송홍선·정광수(2017)는 국가 간 포트폴리오 주식자금 유출은 인구 고령화로 자본수익률이 하락함으로써 국내 주식시장 수요기반이 약화하고, 주가의 하방 압력으로 작용할 수 있다고 밝혔다. 반면, 대외자금 유입은 주가의 하방 압력을 약화할 수 있는 요인인데 주목하고 있다. 본 연구에서는 고령인구 비중³³⁾과 포트폴리오 주식자금 순유입액 간 상호작용 효과가 주식시장에 부정적인 영향을 미칠 것으로 분석되었다. 그리고 기대수명 연장 효과를 함께 고려했을 때는 통계적 유의성을 확인할 수 없었다. 즉, 국가 간 자본이동의 변동성이 커질수록 주식시장에 하방 압력을 가중할 것으로 예상된다. 하지만 노령화 지수만을 투입한 모형과 고령인구 비중과 자본이동 간 상호작용변수를 추가 투입한 모형에서 노령화 지수 계수 값 차이로 보아 어느 정도 상쇄 효과 가능성도 존재할 것으로 기대되는 부분이다.

4. 추가 분석

1) 동태 패널 모형 분석

종속변수로 투입한 주가지수는 일정한 지속성을 가지고 있으며(Kim et al., 2019), 일정 패턴 내에서 관성에 의해 변동되는 속성을 지니고 있다. 주가지수의 속성을 반영한 동태적 패널분석에 앞서 고려해야 할 것은 과거의 영향을 고려한

33) 65세 이상 인구 비중을 의미함

도구변수(instrumental variables) 추정법을 이용할 경우 변수 간 내생성 문제에 직면하게 된다. 또한, 종속변수가 확률보행과정(random walk process)를 따르는 경우 종속변수의 수준변수가 도구변수로서 적절성이 뒷받침되지 않을 수 있다 (Arellano & Bover, 1995).

연구모형인 $\ln(SI)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 Z_{i,t} + \delta_t + \nu_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 의 과거값을 도구변수로 투입하기 위해 $\ln(SI)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln(SI)_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 Z_{i,t} + \delta_t + \nu_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 와 같이 종속변수의 과거값(lagged value)을 포함하게 된다. 이 경우 $\ln(SI)_{i,t-1}$ 와 $\nu_{i,t}$ 간 상관성이 존재할 수 있으므로 일치추정량을 얻을 수 없다. 따라서 효율적 추정량을 얻기 위해, $\ln(SI)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln(SI)_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 Z_{i,t} + \delta_t + \nu_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 과 1차 차분 모형 간 적률조건을 적용하여 방정식 시스템(system of equations)을 최소화하는 시스템 일반화 적률법(system-GMM)을 활용해야 한다(민인식·최필선, 2012).

<표 V-9>는 시스템 일반화 적률법의 분석 결과를 요약한 것이다.

<표 V-9> SYSTEM-GMM 분석 결과(1년 과거값 포함)

Ln(SI)	Coefficient	Std. err.	z value
constant	4.249096	0.4729675	8.98***
Ln(SI), L1	0.7864408	0.0183807	42.79***
aging index	-0.0115932	0.0928109	-0.12
mature index	0.1178948	0.0643055	1.83*
GR*LE	0.0346034	0.0469681	0.74
AP*Ln(P-NetInflow)	4.93e-12	1.43e-12	3.46***
inflation	1.248275	0.4602893	2.71***
Ln(EXCH)	-0.4061118	0.0892436	-4.55***
bond-Y	-5.237773	0.5271722	-9.94***
Ln(P-NetInflow)	0.0106617	0.0055706	1.91*
Ln(RPPI)	-0.4030264	0.0860427	-4.68***
<i>Prob > F</i>	0.0000		

주 1) Ln(SI), L1은 종속변수 국가별 주가지수의 1년 과거값을 의미함

2) * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

우선 종속변수 주가지수의 1년 과거값을 도구변수로 투입하여 분석하였다. 분

석 결과, 대부분 변수의 영향 관계는 고정효과모형을 통해 추정한 결과와 일치하며, 모든 통제변수가 통계적 유의성을 확보한 것으로 나타났다. 노령화 지수는 계수 값의 방향성은 일치하고 있으나, 통계적 유의성을 확보하지 않고 있다. 특히 인구 고령화에 영향을 미칠 것으로 예상하여 추가로 고려한 변수 중 하나인 고령인구 비중과 포트폴리오 주식 순유입액 간 상호작용효과는 고정효과모형에서 부(-)의 관계를 보여주지만, 시스템 일반화 적률법에서는 정(+)의 관계로 1% 유의수준 하에서의 통계적 유의성을 확보하고 있다. 이처럼 상반되는 결과는 종속변수의 과거값에 의해 발생한 것으로 해석된다. 따라서 결과의 일관성을 살펴보기 위해 종속변수 주가지수의 2년 과거값을 추가로 고려하여 분석하였다.

<표 V-10>은 종속변수 주가지수의 2년 과거값을 도구변수로 투입한 분석 결과를 요약하여 제시한 것이다.

<표 V-10> SYSTEM-GMM 분석 결과(2년 과거값 포함)

Ln(SI)	Coefficient	Std. err.	z value
constant	2.802766	0.5198089	5.39***
Ln(SI), L1	0.9437643	0.0255117	36.99***
Ln(SI), L2	-0.224066	0.0236926	-9.46***
aging index	-0.1852086	0.0992162	-1.87**
mature index	0.2413024	0.0689883	3.50***
GR*LE	0.0159138	0.0495809	0.32
AP*Ln(P-NetInflow)	4.66e-12	1.50e-12	3.10**
inflation	1.111988	0.5032037	2.21**
Ln(EXCH)	-0.3506206	0.0944698	-3.71***
bond-Y	-4.623704	0.5647181	-8.19***
Ln(P-NetInflow)	0.0127062	0.0058486	2.17**
Ln(RPPI)	-0.1270309	0.0950313	-1.34
<i>Prob > F</i>	0.0000		

주 1) Ln(SI), L1과 Ln(SI), L2는 각각 종속변수 국가별 주가지수의 1년과 2년 과거값을 의미함

2) * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

<표 V-10>의 결과를 <표 V-9>와 비교해 보면, 종속변수 주가지수의 1년 과

거대한 관성을 띠고 주가지수에 긍정적인 영향을 미치고 있으나, 2년 전 과거값은 부정적 요소로 반영되고 있다. 노령화 지수는 통계적 유의성이 확보하고 기존 연구모형과 같이 부정적인 영향을 미칠 것으로 나타났다. 또한, 고령인구 비중과 포트폴리오 주식 순유입액 간 상호작용효과는 같은 결과를 보인다. 즉, 동태적인 시장환경을 반영하면 대외자본의 순유출입은 인구 고령화로 인한 부정적인 영향을 상쇄하며, 주식시장을 견인하는 역할을 할 것으로 예상된다. 다만, 분석 결과와 관련하여 시스템 일반화 적률법 과대식별의 문제를 포함한 도구변수투입의 적절성을 판별한 결과, 부분적으로 자기상관이 존재하지 않는 것으로 확인³⁴⁾되어 단정하기 어렵다.

2) 인구 고령화로 인한 우리나라 주식시장의 전망

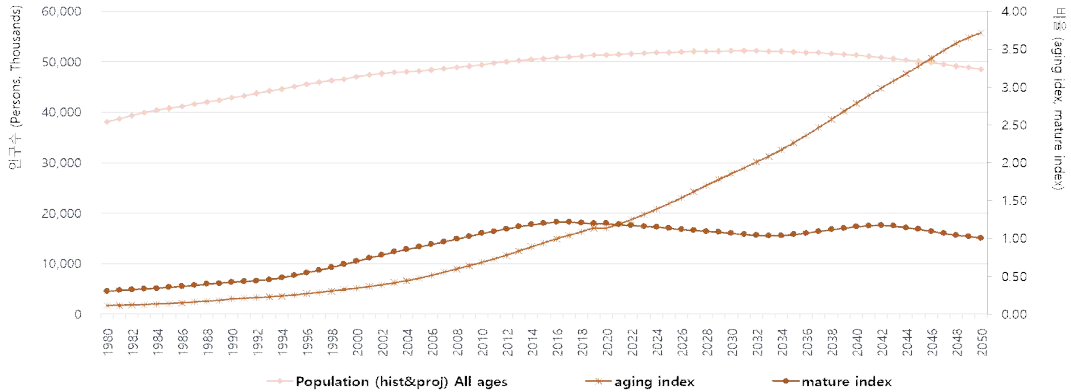
패널회귀모형을 통해 인구구조 변화와 주식시장 간에는 유의적인 선형관계가 있음을 알 수 있었다. 본 절에서는 분석 결과를 바탕으로 본 연구의 목적 중 하나인 우리나라 주가지수의 변화를 예측하고자 하였다.

우리나라는 2019년 기준, 65세 이상 고령인구의 비중은 약 15% 수준으로 나타났다. 저출산과 맞물려 기대수명의 연장으로 인구 고령화가 급속하게 진행되고 있다. 반면, 65세 미만의 인구 수는 감소하고 있다. <그림 V-2>와 같이 우리나라 총인구는 2012년 5천만 명 이상의 인구 수를 기록하고 완만한 증가세를 보이다, 2030년 이후 감소할 것으로 전망된다. 노령화사회의 기준은 일반적으로 노령화 지수 30을 기점으로 한다. 우리나라는 1998년 노령화 지수가 30을 상회하는 수준을 보였고, 2019년 약 113 수준으로 불과 만 20년 만에 3배 이상의 큰 증가세를 보여 노령화가 급속도로 진행되고 있다. 주목할 만한 점은 이 급변하는 양상이 이에 그치지 않고 지속된다는 점이다. 2031년에는 노령화 지수가 200을 상회할 것으로 예상되고, 2040년 무렵에는 300 수준에 다다를 것으로 전망된다. 한편, 65세 미만 인구 수는 감소할 것으로 예상되는 가운데, 40대 인구와 유소년인구 수의 비중은 큰 변동성 없이 유사 수준에 머물 것으로 예상된다. 즉, 고령인

34) 강건성 검정 결과, 차분된 모형의 오차항에 대한 1계 자기상관은 존재하는 것으로 나타났으나, 2계 자기상관은 존재하지 않는 것으로 확인됨

구 세대와 65세 미만 인구 수 격차는 더 벌어지며, 인구 고령화는 더욱 심화할 것으로 보인다.

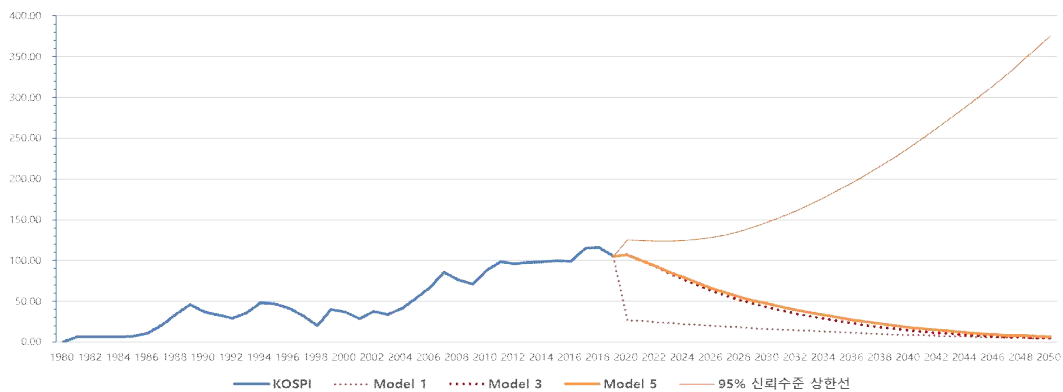
<그림 V-2> 우리나라 장래인구추계와 노령화 및 중년 지수 변화 추이



자료: OECD.stat(www.stats.oecd.org), 연구자 작성

<그림 V-3>과 <표 V-11>은 1980년부터 2019년까지 OECD 31개국의 자료를 이용해 추정된 분석 결과에 우리나라 인구 추계자료를 대입하여 주가지수가 어떻게 변화할지 예측한 것이다. 주가지수 예측을 위해 연구모형별 통계적 유의성이 확보된 변수의 계수 값을 적용하였다. 다만, 통계적 유의성을 확보한 거시경제변수들은 최근 상황에 유사한 수준에 머물 것으로 가정하여 설명변수에 포함하였다.

<그림 V-3> 연구모형별 우리나라 주가지수 전망



주: 신뢰수준은 95% 수준으로 설정하였으며, Model 3의 전망치에 대한 신뢰구간 상한선임

우리나라의 경우, OECD 국가들과는 다른 양상을 보일 것으로 예측된다. 이는 인구 고령화가 급속하게 진전됨에 따라 발생한 차이로 해석된다. 우리나라는 타 국가 대비 고령화 진전 수준이 매우 빠른 속도로 전개되고 있으며, 더불어 유소년 세대와 중년 세대 인구 수는 상대적으로 감소하는 현상이 맞물린 것으로 보인다. 또한, 타 국가들과 달리 높은 고령화 진전 속도로 인해 주식시장에 대한 충격도 있을 것으로 예상된다.

<표 V-11> 인구구조 변화에 따른 우리나라 주가지수 전망

Year	Ageing index	Mature index	Model 1	Model 3	Model 5
2019	1.13716	1.19649	104.8	104.8	104.8
2020	1.19086	1.18405	26.6	106.7	107.3
2025	1.53292	1.11888	21.1	72.6	69.3
2030	1.93016	1.05469	16.2	46.6	42.0
2035	2.36111	1.07212	12.1	29.9	25.4
2040	2.88609	1.17004	8.5	17.9	14.3
2045	3.37812	1.09578	6.1	10.4	7.7
2050	3.76130	0.98469	4.7	6.6	4.6

주: 인구구조 변수의 전망치 값은 OECD 보고통계자료(UN, world population prospect)를 활용하였으며, 중위 가정(medium-fertility assumption)을 사용한 2050년까지의 추계치에 근거함

<표 V-11>은 구체적인 수치로 감소 추이를 직관적으로 보여준다. 경제지표를 포함한 다른 조건들이 일정할 경우, 노령화 지수를 포함한 Model 1에서는 주가지수가 급격하게 하락하는 모습을 보인다. Model 3은 인구 고령화로 인한 주식시장 충격을 중년 세대가 수요 지지층으로 작용하며 일정 수준 완충재 역할을 할 것으로 기대되는 부분이다. Model 1에 비해 감소 폭이 현저하게 감소하고 있는 모습을 보인다. Model 5의 경우에는 포트폴리오 주식 순유입액을 포함하여 추세를 분석한 것이다. 국가 간 자본이동의 변동성은 주식시장에 부정적이나 자본이동으로 노령화 지수의 영향력이 감소하여 타 연구모형에 비해 보다 다소 완만한 감소 추이를 보인다.

종합적으로 절대인구 수의 증가는 제한적이고 오히려 감소가 예상되는 가운데,

인구 고령화의 심화가 지속될 경우 주식시장에 미치는 충격은 타 국가에 비해 클 것이라 예상된다. 이는 고령화로 인한 충격에 대해 선제적으로 대응해야 할 필요성과 함께 개방경제체제에서 국가 차원의 대응 정책의 중요성이 주식시장의 가치변동과 성과에 대한 중요한 정책변수가 될 수 있음을 시사하고 있다.

VI. 결론

1. 연구 결과의 요약

세계 각국에서는 고령화 중심의 인구구조 변화로 사회 전반 영역에 전해질 충격에 대한 우려가 점차 커지고 있다. 그리고 변화로 인한 충격을 완화하고 기민하게 대응하기 위해 사회적 장치들을 마련하고 있다. 특히 OECD 회원국 중 젊은 국가에 속하는 우리나라는 세계 최저 출산율과 가장 높은 고령화 속도로 인해 국가 경제 전반에 걸쳐 긴장을 늦추지 않고 있다(통계청, 2019). 고령화의 위협은 시간 가변적이고 피할 수 없는 요소로 접근해 오고 있지만, 학계나 실무에서는 의견이 갈리고 있다. 하지만 고령화로 인한 위협에 대해 사회 전반에 부정적 영향을 미칠 것이라는 데에는 학계나 실무에서도 완전히 부정하지는 못하고 있다.

본 연구는 인구구조 변화에서 중심축으로 작용하고 있는 인구 고령화에 초점을 맞추고 있다. 고령화의 진전 수준을 판단할 수 있는 변수를 사용하여 장래에 대한 움직임을 파악할 수 있는 동태적 측면에서 인구구조를 고려하였다. 그리고 고령화 수준과 주식시장 간 어떠한 영향 관계에 있는지 규명하고자 하였다.

본 연구의 목적은 첫째, 기존 연구의 계량 분석 이슈를 통제하여 효율적인 추정량을 얻기 위한 인구구조 변화와 주식시장 간의 구조적 모형을 설계하는 데 있다. 둘째, 개인이나 가계의 생애주기에 따라 자산의 보유구성 형태가 인구구조 변화와 서로 관련이 있는지 수요측면에서 확인하고자 하였다. 즉, 인구구조 변화가 주식시장에 미치는 영향 관계의 규명을 위해 거시경제변수들을 통제하여 접근하였다. 이는 개인 혹은 가계가 생애주기가설에 따라 고령인구의 위험자산 처분으로 초래되는 가격하락 위험성의 존재 여부를 확인함과 동시에 이론적으로 검증하고자 하였다. 셋째, 주식시장에 대한 인구 고령화가 미칠 부정적 영향을 기대수명 연장 효과로 인해 저지하고 상쇄할 수 있는지 살펴보고자 하였다. 넷째, 기존 연구의 폐쇄경제 가정을 완화하여 국가 간 자본이동을 고려하여 현실을

반영하고자 하였다. 즉 국가 간 자유로운 자본이동을 고려하여 인구 고령화에 따른 영향 관계를 살펴보고자 하였다. 마지막으로 본 연구 결과를 토대로 우리나라의 장래인구추계 자료를 활용하여 주가 추이를 전망해 보았다. 이를 통해 인구 고령화로 인한 효과를 직관적으로 살펴보고 시사점을 도출하였다.

이상과 같은 목적하에서 우선, 이론적 토대인 생애주기가설과 생애주기별 포트폴리오 구성이론, 그리고 차익거래가격결정이론을 통해 구조적 연구모형을 설정하였다. 이를 활용하여 인구구조 변화와 주식시장 간 관계를 실증분석함으로써 기존의 자산 가격 붕괴가설에 관한 논증을 재확인하고자 하였다. 분석대상은 우리나라의 인구구조 변화 패턴과 유사한 일본, 세계 최대의 금융시장이지만 고령화 이슈에서 벗어날 수 없는 미국을 비롯해 글로벌 경제에서 중요한 위치에 있는 OECD 31개국을 대상 국가로 선정하였다.

우선 분석대상 국가들의 인구자료와 자산의 보유 형태를 시계열로 구축해 그 추세와 형태를 살펴보고, 국가별 인구구조 변화가 갖는 의미를 도출하고자 하였다. 대부분 국가에서 고령화가 진전되었거나 전개될수록 가계 혹은 개인의 위험자산 보유 비중은 줄어들고, 안전자산에 대한 선호 경향이 나타났다. 수요 측면에서 이 같은 자산의 구성변화는 실물경제에 충격을 주며 주식시장에도 영향을 미칠 것으로 보인다. 즉, 모든 대상 국가에서 인구구조 변수가 내포하고 있는 인구 고령화 현상에 대해 각 국가의 주식시장은 상당 부분 반응하고 있음을 알 수 있었다. 또한, 국가별 고령화의 진전 수준은 상이하게 나타났으나 점진적으로 확대되는 현상을 파악할 수 있었다. 따라서 인구 고령화가 주식시장에 미치는 영향을 패널회귀모형을 통해 실증분석하였다.

종합적으로 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 인구구조 변화로 주목한 부분은 노령화 지수이다. 노령화 지수는 고령인구에 대한 장래 피부양인들을 고려하고, 고령화 수준에 대한 속도 개념이 부가된 것으로 해석할 수 있다. 또한, 노령화 지수의 증가는 고령인구 증가를 의미하며, 장래 피부양인들의 부담도 포함된 것으로 볼 수 있다. 베이비붐 세대가 고령층으로 편입되는 가운데, 인구 고령화로 인한 주식시장에의 부정적 영향을 부정할 수 없을 것이다. 노령화 지수는 주가지수에 부(-)의 관계에 놓여 있으며, 통계적 유의성도 확보한 것으로 나타났다. 이는 생애주기가설과 생애주

기별 포트폴리오 구성이론에 부합하는 결과이다. 즉, 고령인구의 증가는 소득감소의 충당을 위해 위험자산을 우선하여 인출할 가능성이 확대된다. 또한, 연령대가 높아질수록 위험회피 성향이 상대적으로 커져 위험자산 인출로도 이어질 수 있다. 따라서 인출된 자산을 후속세대의 열악한 수요기반이 흡수하지 못함에 따라 주가지수 하락요인으로 작용할 수 있음을 암시한다. 이는 기존의 연구 결과와 맥락을 같이하고 있다(Brooks, 1998; Abel, 2001; Jamal & Quayes, 2004; Goyal, 2004; Geanakoplos et al., 2004; Siegel, 2005; Fehr et al., 2005; 서정원 외, 2013; 배영수, 2014; 조성원, 2017; 송홍선·정광수, 2017). 한편, 중년 세대는 주식시장에 대한 주요 수요층으로 가격을 지지할 수 있는 세대로 작용할 수 있다. 다만, 고령인구보다 절대인구 수의 규모가 상대적으로 작아서 수요기반이 열악하고, 고령인구의 인출을 모두 흡수하지 못하여 가격하락을 저지하는 데에는 한계가 있을 것으로 판단된다.

둘째, 인구 고령화 현상은 저출산에도 기인하고 있지만, 기대수명의 연장도 큰 영향 요인으로 작용하고 있다. 인구 고령화 자체로 인한 위험성은 사회 전반에 걸쳐 인지하고 대응 필요성이 제기되고 있다. 하지만, 기대수명의 연장은 늘어난 생애주기에 따라 은퇴 혹은 노후에 대한 대비를 위해 예비적 동기가 발생할 수 있다(Porterba, 1994; Deaton & Paxson, 1997; 한국은행, 2017). 재무적 관점에서는 보유위험자산의 인출을 지연하며 보유기간을 늘릴 수 있는 유인으로 작용할 수 있다(Kim et al., 2019). 그렇지만 본 연구에서는 기대수명 연장 효과는 고령인구의 위험자산 인출로 빚어지는 주식가격 하락에 대한 상쇄반응은 통계적 유의성을 확보하지 못하고 있다. 이는 OECD 대부분 국가의 기대수명 연장은 점진적 확대가 예상됨에 따라 상쇄 효과가 크지 않음을 의미한다.

셋째, 국가 간 자본이동이 자유로운 현실에 맞게 개방경제를 반영하여 포트폴리오 주식 순유입액을 고려한 일부 모형에서는 통계적 유의성을 확보하고 있다. 하지만 투자 장벽의 해소로 대외투자 여건이 개선되고, 자국 내 수요기반을 지지하는 역할을 할 것이라는 예상(송홍선·정광수, 2017)과 다른 결과를 보였다. 국가 간 자본이동은 인구 고령화의 영향 강도를 다소 낮추는 것으로 나타났으나, 주식시장과의 영향 관계에 있어서 자본이동의 변동성으로 인해 부정적인 영향을 미칠 것으로 보인다. 이는 곧 개방경제에서 국가 간 자유로운 자본이동은 인구정책

에서 중요한 변수로 작용할 수 있음을 시사한다. 또 자본집약적인 금융시장 환경에서 수요기반 완충재로 작용할 수 있도록 외국인 투자에 대한 적극적인 대응의 요구를 시사하고 있다.

넷째, 분석 결과를 토대로 우리나라 장래추계인구 자료를 활용하여 주식시장을 전망하였다. 특히 우리나라는 OECD 내에서 현재까지는 비교적 젊은 국가로 평가받고 있으나 예외적인 고령화의 진전 속도를 보이는 국가 중 하나이다. 이러한 상황에서 주식시장에 어떻게 작용할지를 예측한 결과, 다른 조건들이 동일할 경우 인구 고령화 이슈로 인한 주식시장에 대한 충격은 피할 수 없는 것으로 나타났다. 베이비붐 세대가 고령인구로 편입되고 젊은 세대의 인구 수가 절대적으로 부족한 가운데 수요를 지탱하지 못하면 타 국가에 비해 주식시장에 미치는 영향은 클 수밖에 없을 것이다.

결론적으로 인구 고령화는 진전될수록 위험자산 인출이 실현될 가능성을 증대시키고, 주가지수 하락을 위협할 수 있는 요인으로 작용할 것이다. 다만 최근의 연구들과 유사하게 고령화가 전개되거나 진전되었더라도 위험자산 인출이 급진적으로 실현될지 여부는 결론을 내리지 못하고 있다. 또한, 연구모형 간 비교를 통해 인구변수가 갖는 영향 관계를 규명하고 있으나 인구구조 변수가 갖는 설명수준은 다소 미약한 것으로 나타나 제한적으로 해석해야 할 것으로 판단된다 (Geanakoplos et al., 2004; 송홍선·정광수, 2017). 따라서 자산 가격 붕괴가설을 완전히 지지한다고 단언하기에는 제한적이라는 기존 연구의 결과와 같은 맥락에서 판단해야 할 것이다(Brooks, 1998; Abel, 2001; Fehr et al., 2005; 이상호, 2010; 조세형 외, 2017; 송홍선·정광수, 2017).

2. 연구의 시사점

연구를 통해 학문적 발전을 위해 기여하기 위해서는 새로운 사실을 발견하거나, 연구자의 노력으로 과거 보편적인 지식과 이론에 대해 반박할 필요가 있다. 이 같은 관점에서 본 연구는 기존의 연구들에 대해 완전히 배치되거나 새롭게 발견한 사실을 이론화하여 입증하지 못하고 있다. 다만, 인구구조 변화로 빚어질

수 있는 미래상을 기존 연구를 토대로 더 세밀하게 접근하고 이론적 관계를 탐색한 수준에서 기여했다고 볼 수 있다. 우선 이론적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 생애주기별 포트폴리오 구성이론에 대해 검증하는 과정에서 국가마다 상이한 기준으로 작성되는 통계자료의 이용과 계량 분석의 이슈로 인해 혼선이 빚어지는 것이 사실이다. 본 연구에서는 국제기구를 통해 수집한 자료를 이용하고 방법론 측면에서 계량 분석 이슈를 최소화할 수 있도록 유도하였다. 또한, 이론적 모형에 근거한 구조화된 연구모형으로 주식시장에 대한 영향 관계를 실증하였다.

둘째, 인구변수가 갖는 정태적인 취약점을 보완하여 동태적으로 관찰되는 인구구조 변화에 초점을 맞춰 실증분석하였다. 기존 연구들에서는 세대 간 상대적 비율을 이용한 인구변수를 설정하고 있다. 하지만 연구자마다 세대를 정의하는 데 있어 상이한 기준을 적용함에 따라 인구변수에 대한 주관적 개입이 가능했던 부분이 있다. 본 연구는 이 같은 취약점을 보완하고 동태적으로 살펴보기 위해 주관적 개입을 최소화하여 표준화된 인구구조 변수를 활용하였다. 고령화의 진전 수준 자체가 갖는 위협요인으로서의 특징을 진단함으로써 종속변수에 미치는 영향 관계를 규명하고, 의미를 도출하고자 하였다.

셋째, 이론적 근거를 토대로 인구 고령화로 인한 자산 가격의 폭락 위험을 암시하는 가설이 제기되고 있다. 가설과 관련하여 엄격한 접근과 실증을 위해, 국가별 경제 환경을 고려하고 통제함으로써 인구구조 변수가 갖는 의미를 도출하였다. 특히 글로벌 시장의 각종 규제가 지속해서 완화되는 가운데, 이를 반영하여 보다 현실적으로 접근하고 있다. 또한, 인구구조 변수가 갖는 의미를 도출하기 위해 기준모형(baseline model)과 핵심모형(core model)으로 구분하여 비교·분석하였다. 이를 통해 인구구조 변수가 갖는 실질적인 영향 관계와 설명력을 해석하고 경제변수와 주식시장 간의 관계도 살펴봄으로써 이론적 의미를 전달하고자 하였다.

넷째, 고령화 중심의 인구구조 변화에 반응할 수 있는 요인을 고려하였다. 이를 통해 저출산과 기대수명의 연장으로 특징되는 인구 고령화와 연계한 다양하고 복합적인 반응을 살펴보고 있다. 즉, 기대수명의 연장 효과와 함께 각종 금융 규제 완화로 인한 경제효과를 복합적으로 고려해 분석을 시도하였다. 이는 단순

히 인구구조 변화가 사회구조적 현상에 머물지 않고 복합적이며 다양한 경로를 거쳐 경제 전반에 걸쳐 그 영향이 과급될 것이라 추론할 수 있다. 즉, 재무학적으로도 연구 영역의 확장이 가능하게 될 것으로 기대된다.

인구 고령화와 같은 사회구조 변화는 기본적으로 위험자산을 인출을 가속하는 요소이자 위협요인으로 작용하고 있다. 실무적으로는 중·장기적 관점에서 인구 고령화에 대비할 수 있는 대응 전략 등을 제안할 수 있을 것으로 판단된다.

첫째, 고령화로 인한 소득의 감소를 충당하기 위해 가계는 위험자산을 우선하여 인출할 가능성이 커 보인다. 따라서 고령화가 전개되거나 진전될수록 위험자산 인출위험은 금융시장에 대한 구조적 변화로 이어질 수 있다. 급격한 자산인출 사태가 없더라도 인출 가능성으로 인한 위험에 노출되어 금융경제에 과급될 수 있을 것이다. 이 같은 인출 사태를 완화하기 위해 금융시장의 다변화가 필요하리라 판단된다. 그리고 국가 차원에서의 인출 방지를 위한 공적펀드 조성 및 운용 등과 관련한 제도적 보완과 주식시장의 공시제도 및 거래행태 등 개선을 통해 금융환경의 안정적 수요기반을 조성하고 투명성을 강화할 필요가 있을 것이다. 한편, 기대수명 연장으로 인한 장수리스크의 발생 가능성도 존재할 것으로 예상된다. 인구 고령화의 장기추세에 맞추어 금융상품의 설계와 다양화도 요구된다.

둘째, 고령화의 진전에 따른 위험은 일시적인 현상은 아닐 것이다. 선진국에서 먼저 경험하더라도 신흥국, 그리고 개발도상국으로 이어질 가능성이 매우 커 보인다. 인구 고령화로 인한 위험은 국가 간 자본이동, 노동력의 유출입 등 규제 완화가 이루어진 개방경제 하에서는 단순히 개별국가의 문제가 아닐 수도 있다. 이처럼 인구구조 변화로 인한 영향은 일의적이지 않은 현상으로 국가 차원에서의 인구정책 변화가 요구된다. 특히, 개방경제의 이점을 극대화할 필요가 있다. 대외투자자본의 유치 노력과 함께 원활하고 안정적인 자금 유입을 통해 실물경제에 활력을 더할 수 있도록 투자여건 개선이 요구된다. 또한 인구 고령화 추세와 국가 간 자본이동에 맞추어 변동성 위험을 최소화할 수 있도록 시장 인프라를 개선하고 유도하는 노력을 병행할 필요가 있다.

마지막으로 인구 고령화로 인한 충격에 대해 건전한 버퍼(buffer) 역할을 형성할 수 있도록 생산요소 중 하나인 노동력의 원활한 투입여건 마련을 위해 제도적 노력이 필요할 것으로 판단된다. 생산가능인구의 지속적인 하락은 다양한 경

로를 통해 경제 전반에 안정성을 저해하고, 실물경제에 악영향을 미치며 금융시장의 성장을 둔화시킬 수 있다. 따라서 노동력이라는 한정된 생산요소의 효율적 활용을 위해 중·고령층, 경력단절 여성인력 등 경제활동참가율을 제고할 수 있도록 여건 마련이 요구된다. 그리고 고령화로 인해 후속세대가 마주하게 될 사회적 비용 부담과 함께 국가가 안을 재정 트릴레마 문제 역시도 금융시장의 수요를 위축하며, 시장 경직성을 불러올 수 있다. 이를 타개하기 위해서는 기초 경제의 하부구조를 견실하게 갖추어나감으로써 금융시장의 위기에 대응할 필요가 있을 것이다.

3. 연구의 한계와 제언

본 연구는 인구구조 변화로 인해 주식시장에 미치는 영향 관계를 살펴보고 이론·실무적 시사점을 제공하고 있다. 하지만 인구변수를 통한 주식가격을 설명하는 모형으로 그리고 자료의 활용에 있어 다음과 같은 한계를 지니고 있다.

첫째, 본 연구에서는 인구구조 변수를 중심으로 경제적 측면을 고려하여 주식시장에 대한 영향 관계를 살펴보았다. 인구구조의 변화는 사회구조적인 문제와 함께 여러 분야에서 복합적인 결과로 나타나는 사회현상 중 하나이다. 따라서 이런 역학관계를 고려한 연구모형의 설계를 통해 더욱 현실적인 접근이 가능할 것으로 판단된다.

둘째, 인구구조 변화가 미치는 충격 대상을 주식시장으로 한정하여 살펴보았다. 앞서 살펴본 바와 같이 일부 국가에서는 상이한 자산의 보유패턴과 변화경로를 보인다. 가계의 보유자산은 시장금리와 채권수익률 등을 비롯한 국가의 경제정책 등 수많은 시장요인에 의해 그 구성 형태를 달리할 수 있다. 따라서 향후 연구의 확장을 위해 차별적인 특성 반영으로 향후 채권시장과 간접투자시장 등을 고려하고 연금제도 같은 사회보장제도 등도 함께 고려할 필요가 있다. 이를 통해 가계가 보유하는 자산의 구성 형태를 보다 현실적으로 설명하고 세밀한 영향 관계를 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

마지막으로 자료 수집의 제약으로 인한 분석에 한계가 있었다. 국가마다 상이

한 기준으로 작성되는 통계자료들과 시계열 자료가 충분히 축적되지 못한 한계로 인해 다양한 시장경제 환경을 고려하지 못하였다. 향후 다양하고 객관성과 신뢰성 있는 표준화된 국가별 자료가 충분히 축적될 경우 시장에 대해 완화된 가정을 통해 보다 현실적이고 합리적인 접근이 가능할 것으로 판단된다. 아울러 다양한 관점에서의 심도 있는 연구가 가능할 것으로 판단된다.

참고문헌

1. 국내문헌

- 강종만(2014), “인구 고령화 및 금리가 증권시장에 미치는 영향에 관한 연구,” KIF 정책보고서(중간), 4, 1-70.
- 강태현(2016), 주요 선진국 베이비붐 세대의 은퇴 및 고령화에 따른 영향과 시사점, 서울, 한국은행.
- 고광수·김근수·김재철(2005), “인구 고령화와 우리나라의 자본시장: 가계의 주식보유와 3층 사회보장제도를 중심으로,” 금융연구, 19, 61-128.
- 고광수·백미연·하연정(2011), “주식 시장과 주식형 펀드 수익률 및 현금흐름의 동태적 관계: 구조형 벡터 자기회귀 모형을 이용한 개별 펀드 분석,” 한국증권학회지, 40(4), 609-643.
- 김경수·유경원(2014), “고령화가 가계부문 금융행태에 미치는 영향: OECD 국가패널을 이용한 분석,” 금융연구 Working Paper, 2014(9), 1-57.
- 김경아(2007), “국내가계의 자산선택행위에 관한 연구,” 제8회 한국노동패널 학술대회 논문집, 561-589.
- 김기호(2005), “인구 고령화가 경제성장에 미치는 영향,” 금융경제연구, 224, 1-33.
- 김기호·유경원(2007), 출산을 저하가 인적투자 및 금융시장에 미치는 영향, 서울, 한국은행 금융경제연구원.
- 김도영(2012), “인구 고령화와 경제성장에 관한 연구,” 박사학위논문, 서울시립대학교 대학원, 서울.
- 김동순·엄승섭·윤세욱(2013), “국제재무 변수들이 기업가치에 미치는 영향에 관한 최근 연구의 고찰,” 국제경영리뷰, 17(4), 1-22.
- 김미경(2016), “장래 인구구조 변화와 주택 수요 추정에 관한 연구,” 박사학위논문, 한양대학교 대학원, 서울.
- 김민정(2014), “인구구조 변화가 주택가격 변화에 미치는 영향에 관한 연구,”

- 박사학위논문, 중앙대학교 대학원, 서울.
- 김상현·김재준(2016), “글로벌 금융위기 전후 금융시장 변동이 주택시장에 미치는 영향 분석,” *한국산학기술학회 논문지*, 17(4), 480-488.
- 김소영·이종화(2006), “인구구조 변화가 저축과 경상수지에 미치는 영향”, *한국경제의 분석*, 12(1), 1-54.
- 김술·윤희진·이범호(2015), *인구 고령화가 가계부채에 미치는 영향 및 잠재리스크*, 서울, 한국은행 경제연구원.
- 김윤대·전치혁(2010), “패널 데이터의 단위근 분석에 대한 새로운 접근,” *한국경영과학회 학술대회논문집*, 1462-1469.
- 김재철(2005), *가계의 주식보유 비중 결정요인에 관한 연구: OECD 국가 간 비교를 중심으로*, 서울, 한국증권연구원.
- 김지섭(2015), “고령층 가계부채의 구조적 취약성,” *KDI 경제전망*, 32(2), 61-72.
- 김지훈·양채열(2019), “자본시장과 인구변화,” *재무관리연구*, 36(1), 207-237.
- 김진영(2020), “은퇴세대의 자산배분 구조변화에 관한 연구,” *박사학위논문*, 국민대학교 일반대학원, 서울.
- 김현수·김경아(2014), “우리나라 개인의 자산 선택 행위와 공적연금제도와의 연관성에 관한 연구,” *한국재정학회*, 7(3), 95-125.
- 남상호·문석용·유진영(2013), *인구구조의 장기전망 및 고령화의 경제적 영향 분석*, 세종, 보건복지부.
- 문권순(1997), “벡터자기회귀 (VAR) 모형의 이해,” *통계분석연구*, 2(1), 23-56.
- 민인식·최필선(2019), *고급통계 분석 STATA*, 서울, 지필미디어.
- _____ (2010), *고급 패널데이터분석 STATA*, 서울, 지필미디어.
- _____ (2014), *시계열 데이터 분석 STATA*, 서울, 지필미디어.
- _____ (2012), *패널 데이터 분석 STATA*, 서울, 지필미디어.
- _____ (2008), “Stata의 다양한 그래프 작성 기능,” *The Korean Journal of STATA*, 1(1), 23-38.
- 박성욱·이규복(2013), “인구 구조 변화에 따른 국내 및 해외 포트폴리오 투자 행태 변화 및 시사점,” *KIF 연구보고서*, 2013(4), 1-112.
- 박창균(2003), *고령화의 진전과 자산수요의 변화, 인구구조 고령화의 경제적 영향과*

- 대응과제 (I) 중, 서울, 한국개발연구원.
- 배영수(2014), “인구구조가 주식가격에 미치는 영향: 공적분 기법을 이용한 분석,” *한국경제연구*, 32(3), 79-102.
- 서상원(2006), “외국인 주식투자가 국내주가에 미친 영향 및 시사점,” *경제연구회*, 12(1), 106-150.
- 서정원·김세환·김혜경(2013), “인구구조변화가 주식이 기본가치변수에 미치는 영향,” *사회과학연구논총*, 29(1), 333-361.
- 손종철(2014), *인구구조 변화가 경제성장률에 미치는 영향: 자본이동의 역할에 대한 논의를 중심으로 (Effect of Demographic Change on Economic Growth: Role of Capital Movements)*, 서울, 한국은행 경제연구원.
- 송홍선·정광수(2017), *인구구조 변화와 주식시장: OECD 국가 경험*, 서울, 자본시장연구원.
- 신민경(2014), “1인가구의 특성에 따른 재무구조의 특징,” *Financial Planning Review*, 7(1), 1-24.
- 오승연(2014), “가계의 자산 포트폴리오 변화 추이와 시사점,” *보험동향 (테마진단)*, 71, 18-35.
- 유재원·이기성(2015), “미국 양적완화 정책의 국제적 파급효과 분석: 한, 중, 일 3개국을 중심으로,” *동북아경제연구*, 27(3), 41-70.
- 윤덕룡·오승환·이호진(2009), *해외자본이 외환과 주식시장에 미치는 영향: 금융시장 및 경상수지 안정화를 위한 정책적 시사점의 모색*, 연구보고서, 9(17), 서울, 대외경제정책연구원.
- 윤덕룡·이동은(2016), *고령화시대 주요국 금융시장 구조변화 분석과 정책적 시사점*, 연구보고서, 16(03), 서울, 대외경제정책연구원.
- 윤상하(2005), “50대 이후 저축률 상승의 배경과 영향,” *LG 주간경제*, 제861호, LG경제연구원.
- 이상호(2010), *인구 고령화와 금융자산선택: 미시자료 분석을 중심으로*, 서울, 한국은행 금융경제연구원.
- 이인호·신관호(2012), “고령화의 진전과 금융 산업의 구조적 변화: 주요국의 대응사례와 시사점,” *KIF Working Paper*, 2012(6), 1-46.

- 이철용·윤상하(2006), 베이비붐 세대의 은퇴가 주식 및 부동산 시장에 미치는 영향, 서울, LG 경제연구원.
- 장동구(2011), 고령화사회 진입이 금융시장 및 산업에 미치는 영향, 서울, 한국금융연구원.
- 정상은(2018), “중국의 인구 고령화가 거시경제 변수에 미치는 영향,” 경영컨설팅연구, 18(1), 309-317.
- 정현철(2007), “국내자본시장의 국제자본시장과의 통합화 정도에 관한 연구,” 국제경영리뷰, 11(3), 85-102.
- 조만·박수진·송인호·황민(2018), “인구 고령화와 주택가격: 벡터오차수정모형(VECM)을 통한 실증연구,” 한국경제의 분석, 24(3), 151-196.
- 조성원(2017), “인구구조의 변화가 주식가격에 미치는 영향,” 한국경제학보, 24(2), 43-58.
- 조세형·이용민·김정훈(2017), 인구고령화가 가계의 자산 및 부채에 미치는 영향, 서울, 한국은행
- 조주현(2011), “저출산, 고령화 사회의 부동산 시장구조 변화,” 부동산연구, 21(2), 5-26.
- 주보혜·임정미·노범래·신영규·임세아·정희선(2019), 국제기구와 주요 선형 국가의 고령화 대응 정책 분석, 서울, 한국보건사회연구원.
- 최공필·남재현(2005), 인구 고령화의 경제적 영향과 시사점, 서울, 한국금융연구원
- 최문석(2020), “인력고령화가 기업의 주요 경영지표에 미치는 영향: 산업별, 규모별, 직종별, 지역별로 구분하여,” 박사학위논문, 서울, 동국대학교 대학원.
- 최성호·허윤경(2016), “연령, 시점, 세대 효과가 주택담보대출자의 소비에 미치는 영향,” 주택연구, 24(1), 27-48.
- 통계청(2019), 장래인구특별추계: 2017~2067년, 대전, 통계청.
- _____(2019), 2018년 생명표, 대전, 통계청.
- 편도훈·조성준(2007), “벡터 자기회귀와 지지 벡터 회귀에 기반한 시계열 예측복합 모형,” 대한산업공학회 추계학술대회 논문집, 1312-1321.
- 한국은행(2017), 인구구조 고령화의 영향과 정책과제, 서울, 한국은행 경제연구원.

홍석철·전한경(2013), “인구고령화와 소득불평등의 심화,” 한국경제의 분석, 19(1), 72-114.

황기식·정다감(2019), “EU의 ‘인구 절벽’ 위기 극복과 한국에 주는 시사점: EU 호라이즌 2020 사례 연구,” 유럽연구, 37(3), 215-239.

한국은행 경제통계시스템(<https://ecos.bok.or.kr>)

KOSIS 국가통계포털(<https://kosis.kr/index/index.do>)

2. 국외문헌

Abel, A.B.(1985), "Precautionary saving and accidental bequests," *American Economic Review*, 75(4), 777-791.

_____ (2001), "Will bequests attenuate the predicted meltdown in stock prices when baby boomers retire?," *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 589-595.

_____ (2003), "The effects of a baby boom on stock prices and capital accumulation in the presence of social security," *Econometrica*, 71, 551-578.

Ahn, D. H., Kim, I. J., & Yoon, S. J.(2006), *Time costs of risky asset management: Dynamic portfolio choice and limited participation*, In EFA 2006 Zurich Meetings Paper.

Ando, A., & Modigliani, F.(1963), "The life cycle hypothesis of saving: Aggregate implications and tests," *American Economic Review*, 53(1), 55-84.

Arellano, M., & Bover, O.(1995), "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models," *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.

Arrow, K. J.(1971), "The theory of risk aversion," *Essay on the Theory of Risk-bearing*, 90-120.

Bakshi, G. S. & Z. Chen(1994), "Baby Boom, Population Aging, and Capital Markets," *Journal of Business*, 67(2), 165-202.

Bergantino, S. M.(1998), "Life cycle investment behavior, demographics and asset prices," *Doctoral dissertation*, Massachusetts Institute of Technology.

Balcker, C. P.(1949), "The royal commossion on population and the society's aims," *The Eugenics Review*, 41(3), 122.

Bloom, David E., David Canning, & Bryan Graham(2003), "Longevity and

- Life-Cycle Saving," *Scandinavian Journal of Economics*, 105(3), 319-338.
- Bodie, Z. C. & W. F. Samuelson(1989), *Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice*, NBER Working Paper Series, 3043.
- _____, Merton, R. & W. F. Samuelson(1992), "Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, 427-449.
- Bovbjerg, B. D., Scott, & G. A.(2006), *Baby boom generation: retirement of baby boomers is unlikely to precipitate dramatic decline in market returns, but broader risks threaten retirement security*, U.S. Government Accountability Office.
- Brooks, R.(1998), *Asset Market and Savings Effect of Demographic Transitions*, Yale University.
- _____(2000), *Life cycle portfolio choice and asset market effects of the baby Boom*, IMF Working Paper.
- _____(2002), "Asset-market effects of the baby boom and social-security reform," *American Economic Review*, 92(2), 402-406.
- _____(2003), "Population aging and global capital flows in a parallel universe," *IMF Staff Papers*, 50(2), 200 - 221.
- _____(2006), *Demographic change and asset prices*, Reserve Bank of Australia.
- Bullard, J., Garriga, C., & Waller, C. J.(2012), "Demographics, redistribution, and optimal inflation," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 94(6), 419-439.
- Bryant, J., Teasdale, A., Tobias, M., Cheung, J., & McHugh, M.(2004), *Population ageing and government health expenditures in New Zealand, 1951-2051*, New Zealand Treasury Working Paper.
- Caldwell, J. C.(2006), *Demographic theory: A long view. In Demographic transition theory*, Springer, Dordrecht, 301-320.

- Carvalho, C., Ferrero, A., & Nechio, F.(2016), “Demographics and real interest rates: Inspecting the mechanism,” *European Economic Review*, 88, 208-226.
- Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. A.(1986), “Economic forces and the stock market,” *Journal of Business* 59(3), 383-403.
- Davis, E. P., & Li, C.(2003), *Demographics and financial asset prices in the major industrial economies*, Department of Economics and Finance Discussion Paper
- Davies, J. B.(1981), “Uncertain Lifetime, Consumption, and Dissaving in Retirement,” *Journal of Political Economy*, 89, 561-578.
- Deaton, A. S., & C. H. Paxson(1997), “The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality,” *Demography*, 34(1), 97-114.
- Demery, D., & Duck, N. W.(2006), “Demographic change and the UK savings rate,” *Applied Economics*, 38(2), 119-136.
- Dent, H. S. (2014), *The demographic cliff: How to survive and prosper during the great deflation of 2014-2019*. Penguin.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A.(1979), “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Favero, Carlo A., Arie E. Gozluklu, & Andrea Tamoni(2011), “Demographic Trends, the Dividend-Price Ratio, and the Predictability of Long-Run Stock Market Return,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(5), 1493-1520.
- Fehr, Hans, Sabine Jokisch & Laurence J. Kotlikoff(2005), *Will china eat our lunch or take us out to dinner? simulating the transition paths of the U.S., EU, Japan, and China*, National Bureau of Economic Research Working Paper.
- Geanakoplos J, M Magill & M Quinzii(2004), “Demography and the

- long-run predictability of the stock market,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 241-325.
- Goyal, Amit(2004), “Demographics, stock market flows, and stock returns,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(1), 115-142.
- Hansen, A.(1939), “Economic Progress and Declining Population Growth,” *American Economic Review*, 29(1), 1-15.
- International Monetary Fund(2004), *How Will Demographic Change Affect the Global Economy?*, World Economic Outlook, Chapter 3
- Jamal, A.M.M., Quayes, S.(2004), “Demographic structure and stock price,” *Economics Letters*, 84(2), 211-215.
- Jensen, G. R., Mercer, J. M., & Johnson, R. R.(1996), “Business conditions, monetary policy, and expected security retron,” *Journal of Financial Economics*, 40(2), 213-237.
- Johansen, S.(1991), “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. Econometrica,” *Journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Kao, C.(1999), “Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data,” *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kimball Miles(1990), “Precautionary saving in the small and in der large,” *Econometrica*. 58, 53-73.
- Kim, S. W., Lee, B. S., & Kim, Y. M.(2019), “Early 60s is not old enough: Evidence from twenty one countries’ equity fund markets,” *Journal of International Money and Finance*, 92, 62-74.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M.(2007), “The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004,” *Journal of International Economics*, 73(2), 223-250.
- Lee, R., & Mason, A.(2006), *Back to basics: What is the demographic dividend?*, Finance & Development.

- Lim, K. M., & Weil, D. N.(2003), “The baby boom and the stock market boom,” *Scandinavian Journal of Economics*, 105(3), 359–378.
- Liu, Z., Spiegel, M.M.(2011), *Boomer retirement: headwinds for U.S. equity market?*, FRBSF Economic Letter.
- Li, W. & L. Goodman(2015), *Americans’ Debt Style by Age and over Time*, Washington, DC: Urban Institute.
- Lobello, Chirs, Connie Lacanilao, & Dodo Cheng(2005), *Boomers and Markets, the Liquidity Impact of Demographic Shifts*, CLSA Quants at Work: Special Report.
- Mankiw, N. G., & Weil, D. N.(1989), “The baby boom, the baby bust, and the housing market,” *Regional Science and Urban Economics*, 19(2), 235–258.
- Merton, R.(1969), “Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: the Continuous-time Case,” *Review of Economics and Statistic*, 51, 247–257.
- Narciso, A.(2010), *The impact of population ageing on international capital flows*, Available at SSRN 1702995.
- OECD(2005), *Ageing and Employment Polocoes*, ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT
- Pedroni, P.(1999), “Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653–670.
- Phillips, P. C., & Perron, P.(1988), “Testing for a unit root in time series regression,” *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Poterba, J. M.(1994), *International Comparisons of Household Saving*, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.
- _____ (2001), “Demographic Structure and Asset Retruns,” *The Review of Economics and Statistics*, 83, 565–584.

- _____ (2004), *The impact of population aging on financial markets*, NBER Working Paper, No. 10851.
- Quayes, S., and Jamal, A. M.(2016), “Impact of demographic change on stock price,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 60, 172-179.
- Ross, S.(1976), “The Arbitrage Theory of Option Pricing,” *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.
- Roy, A., Punhani, S., & Shi, L.(2012), *How demographics a prices global demographics and pensions*, Credit Suisse.
- Said, S. E., & Dickey, D. A.(1984), “Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order,” *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Samuelson, Paul A.(1969), “Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming,” *Review of Economics and Statistics*, 51, 239-246.
- _____ (1989), “Case At Last for Age-Phased Reduction in Equity,” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 86, 9048-9051.
- Schieber, S.J., Shoven, J.B.(1994), *The consequences of population aging on private pension fund saving and asset markets*, NBER Research Working Paper, No. 4665.
- Shakil Quayesa, Abul M.M. Jamal(2015), “Impact of demographic change on stock prices,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 60, 172-179.
- Shirakawa, M.(2012), *Demographic changes and macroeconomic performance: Japanese experiences*, Opening Remark at.
- Siegel, J. J.(2005), *The Future for Investors: Why the Tried and the True Triumph over the Bold and the New*, Crown Business.
- Sims, C. A.(1980), “Macroeconomics and reality,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.

- Stiglitz, J. E.(1969), “Distribution of income and wealth among individuals,”
Econometrica: Journal of the Econometric Society, 382-397.
- Taylor, A. M., & Williamson, J. G.(1994), “Capital flows to the New World
as an intergenerational transfer,” *Journal of Political Economy*,
102(2), 348-371.
- Thompson, W. S.(1929), “Natural Selection in the Processes of Population
Growth,” *Human Biology*, 1(4), 503.
- Thompson, V., & Roberge, M. C.(2015), “An alternative visualization of the
demographic transition model,” *Journal of Geography*, 114(6),
254-259.
- United Nations(2019), *World Population Ageing, 2019*, Department of
Economic and Social Affairs, Population Division.
- United Nations(2019), *World population prospects 2019: highlights*,
Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
- Westerlund, J.(2005), “New simple tests for panel cointegration,”
Econometric Reviews, 24(3), 297-316.
- _____ (2007), “Testing for error correction in panel data,” *Oxford
Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
- Bloomberg(<https://www.bloomberg.com>)
- OECD Statistic(<https://www.stats.oecd.org>)
- Our World in Data(<https://ourworldindata.org/>)
- UNCTADstat(<https://unctadstat.unctad.org>)
- UN Population Division(<https://www.un.org/development/desa/pd/>)
- US Census Bureau(<https://www.census.gov>)
- World Bank Open Data(<https://data.worldbank.org>)