

HAPC 분석을 활용한 가구소득 결정요인 분석

강창익¹⁾ . 임경은²⁾ . 김정학³⁾

요약

통계청 가계금융복지조사에서는 가구의 자산, 부채, 소득 및 지출에 관한 종합적인 통계를 작성·공표하고 있다. 이 중 소득, 비소비지출 관련 통계는 행정자료로 보완하여 활용 중이며, 가구 및 소득분배지표 마이크로데이터로 각각 제공하고 있다. 2014년 이전 행정자료는 일부 항목이 불완전하여 활용에 제한이 있었으나, 통계모형 적용을 통한 추정값 작성으로 금년부터 소득분배지표 마이크로데이터를 통하여 제공하게 되었다. 이에 행정자료로 보완된 10년간의 가구 소득자료를 활용할 수 있게 되었다.

본 연구에서는 10년간의 가계금융복지조사 소득분배지표 마이크로데이터를 이용하여 위계적 연령-기간-코호트 분석을 통한 가구소득 결정요인 분석을 진행하였다. 분석은 코호트와 기간을 고정 효과와 임의효과로 구분하여 진행하였다. 분석 결과, 가구소득이 가구주의 연령에 대하여 오목한 분포를 가지는 것으로 나타났으며, 배우자와 (손)자녀가 있고, 교육정도가 높으며, 종업원이 있는 자영업 및 상용직에 종사하는 경우에 가구소득이 높다는 것을 확인하였다. 또한 가구의 경상소득, 시장소득 및 처분가능소득을 종속변수 두고 각각 분석한 결과, 가구주가 고령이고 배우자와 (손)자녀가 없으며, 교육정도가 낮은 경우 등에 소득 관련 정책효과가 큰 것으로 나타났다.

주요용어 : 가계금융복지조사, 균등화소득, 위계적 연령-기간-코호트 분석, 교차분류고정효과모형, 교차분류임의효과모형

1. 서론

우리나라의 연간 가구소득과 소득분배지표는 통계청과 한국은행, 금융감독원이 공동으로 실시하는 가계금융복지조사에서 작성·공표되고 있다. 과거에는 관련 지표들이 가계동향조사에서 작성⁴⁾되었으나, 매월 가계부를 쓰는 방식으로 조사하고 분기 단위로 공표하는 자료의 특성 때문에 연간 가구소득 및 소득분배지표 작성에 한계가 있다는 지적이 지속적으로 제기되었다. 이에 원천별 연간 소득에 대하여 행정자료 활용이 가능한 가계금융복지조사에서 관련 지표를 작성하는 것으로 2017년 변경되었다.

가계금융복지조사는 가구의 자산, 부채, 소득 및 지출 등을 종합적으로 파악하기

1) 세종시 조치원읍 세종로 2511, 고려대학교 행정전문대학원. E-mail: kci777@hotmail.com

2) 교신저자. 대전시 서구 청사로 189, 통계청 복지통계과장. E-mail: ezstat@kostat.go.kr

3) 세종시 조치원읍 세종로 2511, 고려대학교 행정전문대학원 교수. E-mail: trustkjh@korea.ac.kr

4) 평균 가구소득(경상+비경상) : 1963년~2002년 도시 2인이상 근로자 가구, 2003년~2008년 전국 2인 이상 비농립어가(근로자 및 근로자외가구), 2006년~2016년 전국 1인이상 비농립어가, 2006년 1/4분기~2019년 4/4분기 전국 1인이상 비농립어가, 2019.1/4분기~현재 전국 1인이상 농립어가 포함 소득분배지표 : 1990년~2002년 도시 2인이상 2003년~2005년 2인이상 비농가 2006년~2016년 전체가구

위한 목적으로 2012년 패널조사 형식으로 조사를 시작하였으며, 2015년 패널 노후화 및 횡단 통계 작성의 정확도 향상 등을 위하여 매년 전체 표본의 1/5을 교체하는 연동조사로 개편되었다. 이후 행정자료 활용을 위한 노력을 본격화하여 근로소득, 사업소득 및 재산소득 등 원천별 소득에 국세청 자료를 연계하고, 세금, 의료보험 납입액 및 국민·직역연금과 같은 공적연금자료에 대한 행정자료⁵⁾를 연계하는 성과를 거두었다. 그 결과 2017년부터 행정자료로 보완한 가계금융복지조사를 이용하여 소득분배지표를 작성·공표하였으며, 2018년에는 가구소득 및 공적지출통계에 대한 행정자료 보완 통계를 작성·공표하고, 가구(가구원) 및 소득분배지표 관련 마이크로데이터를 각각 제공하고 있다.

행정자료의 적용 시기와 통계 작성 방식의 변화 등으로 가계금융복지조사의 가구 소득 관련 자료는 2011년~2016년 조사자료 기준과 2016년~2020년 행정자료 보완 기준으로 각각 제공되며, 조사자료와 행정자료 간 차이를 분석할 수 있도록 2016년에 한하여 두 자료 모두 마이크로데이터로 제공하고 있다. 이 때 가구의 자산과 부채 관련 자료는 모두 조사자료 기준으로 포함되어 있다. 이와 같은 상황에 따라 가구소득 관련 활용 가능 데이터(행정자료보완)는 5개년(2016년~2020년)치에 불과해 비교적 활용도가 낮다는 평가를 받아왔다.

반면 소득분배지표는 소득 기준 2011년⁶⁾부터 행정자료 계열로 작성·공표하고 있는데, 이는 일부 행정자료가 입수되지 않은 과거 계열(2011년~2014년)에 대하여 통계적 추정 방법을 적용할 수 있었기 때문이다. 또한 2022년 2월부터는 2011년~2020년 기준의 원천별 소득 및 비소비지출에 대한 마이크로데이터를 제공하고 있다. 이에 특성별 가구소득 및 소득의 불평등 문제를 장기적인 추세로 관찰하거나, 영향력이 큰 요인을 탐색하고 기여 정도를 추정하는 연구가 가능해졌다.

본 연구에서는 가구소득에 대한 장기적인 추세를 분석함에 있어 위계적 연령-기간-코호트 분석(Hierarchical Age-Period-Cohort analysis; 이하 HAPC 분석)을 이용하여 가구소득 결정요인을 연령, 기간, 코호트로 구분하여 분석하고자 한다. 베이비부머가 65세 이상 노인인구에 진입하고 있어 고령화 속도가 더욱 빨라지고 있는 상황에서, 노인빈곤 문제가 더욱 심화될 수 있기 때문에 가구소득을 결정하는 요인이 무엇인지, 가구소득이 세대와 시대적 상황에 관계없이 단순히 연령의 변화에 따라 변화하는지 등에 대해 분석할 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 베이비부머 등 세대를 코호트로 구분하여, 최근 10년 간 가구소득 결정에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 분석하고자 한다. 또한 고령화와 함께 심각한 사회문제로 대두되는 저출산 현상과 관련하여, 결혼여부와 자녀 유무가 가구소득에 어떤 영향을 미칠지 살펴보았다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 연령-기간-코호트 연구에 대한 기존 국내·외 연구를 검토한다. 3절에서는 연령-기간-코호트 연구의 분석방법, 분석자료 및 변수들을 제시하고, 분석 결과를 살펴본다. 마지막 4절에서는 분석 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

5) 통계법 제24조(행정자료의 제공), 개인정보보호법 제58조(적용의 일부제외), 통계법 시행령 제52조의3(고유식별정보의 처리)에 의해 12개 기관의 30여종 행정자료를 입수·활용함

6) 가계금융복지조사에서는 전년도 소득 및 지출액, 당해년 3월 31일 기준 자산과 부채를 조사하고 있어, 조사기준으로는 2012년~2021년, 소득기준으로는 2011년~2020년의 자료가 활용되고 있음

2. 선행 연구

가구소득에 대한 장기적 추세 분석을 수행하는데 있어 연령, 기간, 코호트의 고려가 반드시 필요하다. Mannheim(1952)은 사회가 급격한 변화를 겪을수록 코호트간의 역사적·문화적 경험의 차이가 크기 때문에 세대간 격차도 클 것이라고 주장하였으며, 박재홍(2008)은 권력, 이념, 문화를 중심으로 우리사회의 세대갈등을 분석하기도 하였다. 우리나라의 경우 일제강점기와 해방, 전쟁과 급격한 경제 성장을 겪어 왔으며, IT 기술의 발달로 세계 어느 나라보다 빠르게 변화하고 있다. 이와 같은 사회·경제적 변화의 속도는 우리 사회의 세대 갈등으로 고스란히 반영되고 있다. 최근에는 ‘부모보다 가난해지는 최초 세대’라는 문구와 함께 다수의 책들이 출판되고 있으며, 관련 기사들이 넘쳐나고 있다. 미국의 작가 Dan Sheehan은 2019년 자신의 트위터에 ‘베이비부머들이 한 칸 남은 화장지를 남겨두고 떠나며, 자신이 아닌 사회 전체가 휴지를 갈아 끼울 차례인 척한다’는 트윗⁷⁾을 남겨 20만 이상의 좋아요와 5만 이상의 리트윗을 받은 바 있다.

가구소득은 가구의 형성, 성장, 분화 등의 과정에 영향을 받게 되며, 가구주(개인) 기준으로 보면 연령이 높아짐에 따라 소득이 증가하다가 감소하는 추세를 갖게 된다. 또한 사회의 발달 과정에서의 경제 성장 정도 또는 대규모 경제 위기 등으로 인해 세대별 가구소득이 변동할 수 있다. 이러한 요인들 각각의 독립적인 효과가 가구소득에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 연령-기간-코호트 분석(이하 APC 분석) 방법을 적용해야 한다. APC 분석 방법은 연령, 기간, 코호트로 구성되는 선형결합을 분해하여, 이들 요인이 사회·경제적 현상에 미치는 효과를 분석하는 것이다.

Ryder(1965)는 코호트는 비슷한 시기에 태어나서 기존의 사회적 체계 안으로 들어와 비슷한 생애주기 단계에 비슷한 역사적 사회적 문화적 경험을 공유하고 있다고 정의하였다. 이에 가구의 소득과 관련된 미시적 관점에서의 분석들이 코호트효과를 고려하지 않고 횡단면적으로만 이루어질 경우, 장기간 변동에 대한 분석에 한계가 발생하게 된다.

Yang과 Land(2006, 2008)는 APC분석에서 고정효과와 임의효과가 혼합된 모형을 반복횡단면 표본조사(repeated cross-sectional sample survey) 결과에 적용하여 분석하였으며, 이후 혼합모형을 HAPC분석으로 발전시켜 고정효과와 임의효과를 비교하였다.

허영호 외(2017)는 출생 코호트 효과와 APC 분석 방법에 대해 소개하고, 자료의 형태에 따라 적용되어야 하는 분석 방법에 대하여 설명하였는데, ‘비운의 94학번’이라는 주간동아 기사를 예로 들어 개인의 생애사와 거시적 사회경제적 영향력과의 교차 경험을 코호트 효과로 정의하고, 건강 수준 및 건강 불평등의 역사상 추세와 변동을 결정짓는 사회구조의 한 측면으로 인식하였다.

정준호(2020)는 1998년~2018년 한국노동패널 조사자료를 이용하여 수도권과 비수도권의 소득불평등 강도와 추세 등을 비교 분석하였다. 분석 결과 수도권에 거주하는 베이비부머 및 386세대는 비수도권의 다른 연령대 및 코호트와 비교해 상대적인 소득 불평등 완화 효과가 있었으며, 소득 불평등의 지역 간 격차를 설명하는데 개인 특성

7) twitter.com/itsdansheehan/status/1145485038357585920

보다는 누락변수의 구조적·제도적 요인과 특성변수의 사회적 차별효과가 더 의미있음을 보였다.

윤종인(2018)은 1990년~2015년 가계동향조사 자료를 이용하여 우리나라 소득분배의 연령효과와 코호트효과를 분석하였다. 실증분석결과 세대 간 차이가 현재 우리나라의 소득분배에 크게 작용하고 있으며, 1945년 이전에 출생한 노인층이 소득분배구조에서 가장 어려운 위치에 처해있음을 보였다. 한편 1945년~1975년에 출생한 중장년층은 연령효과에도 불구하고 코호트 효과로 인해 이전 세대에 비해 상대적으로 유리한 노년을 맞을 수 있을 것으로 판단했다.

김정근(2017)은 2006년~2016년 한국복지패널조사 자료를 이용하여 가계부채규모의 결정요인을 연령, 기간, 코호트로 구분하여 분석하였다. 분석 결과 연령과 기간효과는 가계부채에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 코호트는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이 외에도 남궁은하(2022)는 노인 건강 상태 변화의 연령, 기간, 코호트효과를 분석하여 베이비부머 세대의 노인인구 진입이 한국 노인의 건강 수준에 어떤 영향을 미칠 것인지에 대하여 살펴보았다. 분석 결과, 베이비부머 세대가 이전 세대에 비해 긍정적 건강 인식 비율이 높고, 고혈압, 당뇨병 등의 유병률은 낮은 것으로 나타나, 추후 노인 건강 지표는 계속 향상될 것으로 예상하였다.

본 연구에서는 기간과 코호트의 고정효과와 임의효과를 비교하고, 가구소득의 결정요인을 분석하는데 연령과 가구 특성변수 효과를 고정효과로, 기간과 코호트효과는 임의효과로 설정한 HAPC분석 방법을 적용하고자 한다. 이를 통하여 조사단위에서 측정되지 않은 기간과 코호트효과의 무작위 변위를 측정하고, 기간 및 코호트변수가 가구소득의 추세와 변동에 미치는 영향을 설명하고자 한다. 또한 저출산·고령화가 심각한 사회 문제로 대두되고 있는 상황임을 고려하여, 세대별 가구소득 결정요인에 결혼여부 및 자녀 유무 등을 포함하여 분석하고자 한다.

3. 연구 방법

3.1 분석 방법

본 연구에서는 2012년부터 2021년까지 10년간(소득 기준 2011년~2020년)의 가계금융복지조사 소득분배지표 마이크로데이터를 가구단위로 재구성⁸⁾한 자료를 이용하여 HAPC 분석을 진행한다. 가계금융복지조사는 1/5 연동표본체계로 표본가구를 매년 패널 형태로 조사⁹⁾하고 있으나, 일반적 코호트 분석을 위하여 10년간의 반복 횟단조사 자료로 가정하였다.

8) 개인단위로 균등화된 원천별 소득을 가구원 수의 제곱근값을 곱하여 가구단위 소득으로 재구성함

9) 매년 전체 표본의 1/5이 교체되며, 교체대상이 아닌 표본가구가 동일 시도 내에서 이사한 경우에는 변경된 거처에서 해당 표본가구를 조사함

분석 대상은 표본규모 등을 고려하여 2011년 기준 만26세~71세, 2020년 기준 만35~80세에 해당하는 1940년생부터 1984년생까지의 가구주로 선정하였다. 해당 연령대는 베이비부머 세대(1955~64년생)와 이전 세대(1940~54년생), X세대(1965~79년생), M 세대(1980~84년생) 등으로 대표될 수 있으며, 청년, 중년, 장년 및 고령시기에 걸친 10년간의 코호트별 가구소득 변화를 볼 수 있는 연령층이기도 하다. 이와 같은 세대 구성은 한국 전쟁, 새마을운동, IMF 금융위기 등 주요한 역사적 경험(사회·경제적 영향)을 반영하기 위한 것이나, 생애단계와 문화적·행태적 특성 또한 반영할 수 있을 것으로 기대할 수 있다. 이 때 가구주를 제외한 가구원들의 출생시기는 별도로 고려하지 않는다.

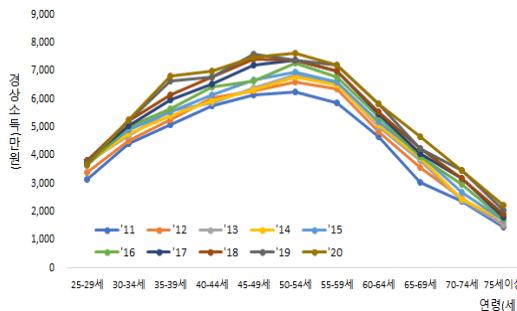
<표3.1> 세대 및 코호트 구분

코호트	출생년도	만연령	
		2011년	2020년
베이비부머 이전세대(탈식민지, 전쟁)			
Cohort1	1940~44년	66~71세	75~80세
Cohort2	1945~49년	61~66세	70~75세
Cohort3	1950~54년	56~61세	65~70세
베이비부머 세대(산업화, 민주화)			
Cohort4	1955~59년	51~56세	60~65세
Cohort5	1960~64년	46~51세	55~60세
X세대(민주화, 경제위기)			
Cohort6	1965~69년	41~46세	50~55세
Cohort7	1970~74년	36~41세	45~50세
Cohort8	1975~79년	31~36세	40~45세
M세대(탈이념, 정보화)			
Cohort9	1980~84년	26~31세	35~40세

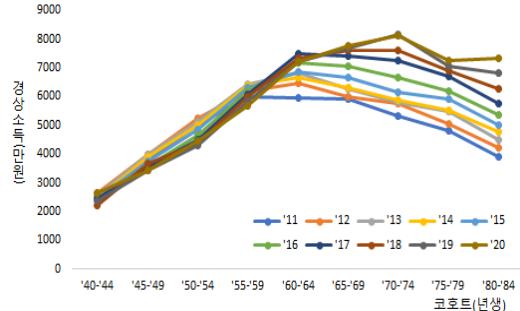
* 세대구분 출처: 한국은행(2022) 및 박재홍(2008) 등을 참조하여 재작성

<그림3.1>은 가구 경상소득에 영향을 미치는 연령(가구주), 기간, 코호트 효과를 시각화한 결과이다. 먼저 조사시점별 연령에 따른 변화를 보면, 매년 가구의 경상소득이 증가하는 가운데, 30대 후반에서 50대까지의 연령구간의 경상소득 증가폭이 큰 것으로 나타났다. 조사시점별 코호트에 따른 변화를 보면, 50년대 이전에 출생한 가구주의 가구 경상소득이 지난 10년간 변화폭이 가장 작았으며, 1975~1979년 출생한 가구주의 가구 경상소득이 전후 코호트에 비해 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 코호트별 연령에 따른 가구 경상소득 변화를 보면, 최근 코호트로 올수록 가구 경상소득의 증가세가 더 커지는 경향이 있었으며, 60세가 넘으면서 감소세를 보이다가 70대 후반이 되면서 완화되는 것으로 나타났다.

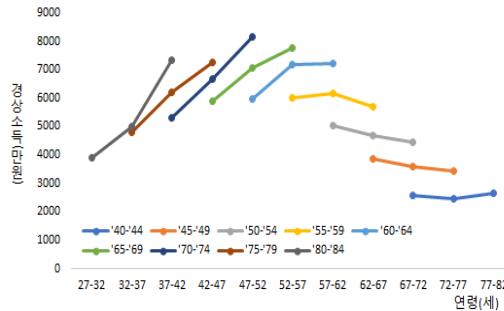
• 조사시점별 연령에 따른 변화



• 조사시점별 코호트에 따른 변화



• 코호트별 연령에 따른 변화



<그림3.1> 가구 경상소득 변화

<표3.2>는 코호트와 조사시점에 대한 2차원 교차분류 자료구조이다.

<표3.2> 2차원 교차분류 자료구조

(단위: 가구)

코호트	조사시점(소득기준)										합계
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	
1940~44년	1,373	1,323	1,280	1,273	1,275	1,295	1,328	1,295	1,303	1,302	13,047
1945~49년	1,470	1,394	1,360	1,434	1,463	1,476	1,523	1,505	1,459	1,481	14,565
1950~54년	1,661	1,548	1,489	1,500	1,531	1,593	1,698	1,736	1,711	1,733	16,200
1955~59년	2,428	2,242	2,139	2,169	2,215	2,226	2,289	2,265	2,174	2,147	22,294
1960~64년	2,103	1,931	1,797	1,769	1,733	1,727	1,733	1,787	1,773	1,770	18,123
1965~69년	3,119	2,842	2,676	2,641	2,656	2,621	2,586	2,506	2,418	2,427	26,492
1970~74년	2,380	2,250	2,155	2,106	2,069	2,038	1,998	1,937	1,891	1,891	20,715
1975~79년	1,667	1,613	1,596	1,614	1,637	1,595	1,564	1,559	1,572	1,547	15,964
1980~84년	1,034	1,056	1,113	1,241	1,350	1,390	1,445	1,365	1,346	1,322	12,662
합계	17,235	16,199	15,605	15,747	15,929	15,961	16,164	15,955	15,647	15,620	160,062

HAPC 분석의 모형 비교에는 가구의 경상소득을 종속변수로 사용하였으며, 경상소득에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위하여 조사단위인 가구를 개별단위로 설정하였다. 개별단위 추정모형에는 가구주의 연령과 가구소득에 유의미한 영향을 미치는 8개의 주요 가구 특성이 사용되었다.

HAPC 분석 모형은 교차분류임의효과모형(Cross-Classified Random Effect Model; 이하 CCREM)과 교차분류고정효과모형(Cross-Classified Fixed Effects Model; 이하 CCFEM)을 비교 분석하여 더 효과적인 모형을 탐색하고 결과를 해석하였다.

HAPC 분석을 위한 추정모형은 다음과 같다.

Level1(개별단위 추정모형)

$$y_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_1 \text{연령}_{ijk} + \beta_2 \text{연령}_{ijk}^2 + \sum_{l=3}^n \beta_l C_{lijk} + e_{ijk}, \quad e_{ijk} \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.1)$$

여기서 $i (= 1, 2, \dots, n_{jk})$ 는 코호트 j 와 기간 k 에 속하는 i^{th} 가구, $j (= 1, 2, \dots, 9)$ 은 출생 코호트, $k (= 1, \dots, 10)$ 은 기간(조사시점), β_1, \dots, β_n 은 레벨1에서의 고정효과, C_l 은 연령을 제외한 $n - 2$ 개의 독립변수($l = 3, \dots, n$)이다.

Level2(집단단위 추정모형)

$$\beta_{0jk} = \gamma_0 + u_{0j} + \nu_{0k}, \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_u), \quad \nu_{0k} \sim N(0, \tau_\nu) \quad (3.2)$$

여기서 β_{0jk} 는 j^{th} 코호트에 태어나 k^{th} 조사시점에 살고 있는 가구주의 평균 가구소득의 절편으로, 모형의 절편(γ_0), j^{th} 코호트의 효과(u_{0j}), k^{th} 조사시점의 효과(ν_{0k})의 합으로 나타낼 수 있다.

HAPC-CCREM의 최종 모형은 코호트와 조사시점 효과가 가변적이고 무작위적인 임의효과를 가진다고 가정하며, 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{ijk} = \gamma_0 + \beta_1 \text{연령}_{ijk} + \beta_2 \text{연령}_{ijk}^2 + \sum_{l=3}^n \beta_l C_{lijk} + u_{0j} + \nu_{0k} + e_{ijk} \quad (3.3)$$

CCFEM에서는 코호트와 조사시점에 대한 효과(u_{0j}, ν_{0k})가 가변적이고 무작위적인 것이 아니라 고정되고 고유한 것으로 가정한다. 따라서 코호트 및 기간의 고정효과는 $j - 1$ 개의 코호트와 $k - 1$ 개의 조사시점에 대한 더미변수 형태로 모형에 포함되며, 이를 반영하면 식(3.2)를 식(3.4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\beta_{0jk} = \gamma_0 + \gamma_{1j} \sum_{j=2}^9 \text{코호트}_j + \gamma_{2k} \sum_{k=1}^9 \text{조사시점}_k \quad (3.4)$$

HAPC-CCFEM의 최종 모형은 다음과 같다.

$$y_{ijk} = \gamma_0 + \gamma_{1j} \sum_{j=2}^9 \text{코호트}_j + \gamma_{2k} \sum_{k=1}^9 \text{조사시점}_k + \beta_1 \text{연령}_{ijk} + \beta_2 \text{연령}_{ijk}^2 + \sum_{l=3}^{n+2} \beta_l C_{ljk} + e_{ijk} \quad (3.5)$$

여기서 C_l 은 연령을 제외한 $n-2$ 개의 독립변수와 코호트 및 조사시점 ($l = 3, \dots, n+2$)이다.

개별단위의 독립변수는 가구주의 연령, 성별, 교육정도, 배우자유무, 자녀유무, 종사상지위와 가구 내 가구원수, 취업자수 및 해당 가구가 포함된 지역(권역) 등 주요 가구 특성들로 구성되어 있다. 가구주의 교육상태는 초졸 이하, 중졸, 고졸, 대졸, 대학원졸, 종사상지위는 상용, 임시일용, 종업원이 있는 자영업, 종업원이 없는 자영업, 기타, 지역(권역)은 서울, 경기인천, 충청권(대전, 세종, 충북, 충남), 호남권(광주, 전북, 전남, 제주), 동북권(대구, 경북, 강원), 동남권(부산, 울산, 경남)으로 이루어져있다. HAPC-CCREM에서는 가구소득이 가구의 개별 특성뿐만 아니라 출생 세대별 조사시점별 경제상황 등의 외적 요인에 영향을 받을 수 있다는 가정 하에 임의효과를 측정하기 위한 요인으로 포함되었으며, HAPC-CCFEM에서는 가구소득에 미치는 고정효과를 측정하기 위한 요인으로 포함되었다.

본 연구는 불균형자료(unbalanced data) 구조를 같은 혼합모형에서의 고정효과와 임의효과를 분석하기 위하여 SAS의 PROC MIXED를 활용하였다. PROC MIXED에서는 RANDOM문을 활용하여 고정효과와 임의효과가 있는 혼합모형에서 임의효과에 대한 추론을 할 수 있다(박동준, 2006).

3.2 분석 결과

본 연구에서는 2012년~2021년(소득기준 2011~20년) 가계금융복지조사 10년간의 자료 중 16만 가구 자료를 가중값을 적용하지 않고 활용하였다. 종속변수인 가구의 평균 경상소득은 5,632만원으로 나타났으며, 가구주의 평균연령은 53.4세, 평균 가구원수는 2.9명, 가구 내 취업한 평균 가구원수는 1.4명이었다.

<표3.3> 분석자료 요약(가계금융복지조사, 2012~2021)

(단위: 가구, 개, 만원, 세, 명, 년)						
설명	표본(그룹)	평균	표준편차	최소값	최대값	
종속변수						
경상소득	근로+사업+재산+이전소득	160,062	5,632	6,350	-	-
독립변수I						
가구주 연령	조사기준시점의 가구주 연령	160,062	53.4	12.1	-	-
가구원수	조사기준시점의 가구원수	160,062	2.9	1.3	-	-
취업가구원수	조사기준시점의 취업가구원수	160,062	1.4	0.9	-	-
독립변수II						
코호트	5년 구간 출생 코호트	9	-	-	1940	1984
기간	조사시점(소득기준)	10	-	-	2011	2020

가구주의 교육정도는 고졸이 56,636가구(35.4%)로 가장 많았으며, 대학원졸이 8,849가구(5.5%)로 가장 적었다. 배우자가 있는 가구주가 71.0%(443,576가구) 많았으며, (손)자녀가 있는 가구는 94,411가구(59.0%)였다. 기혼가구(유배우, 이혼, 사별) 중 (손)자녀가 있는 가구는 63.7%였다. 가구주의 종사상지위는 상용직이 66,987가구(41.9%)로 가장 많고 고용원이 있는 자영업이 8,865가구(5.5%)로 가장 적었으며, 지역별 가구수는 15~20% 수준이었다.

전체 가구 중 탈식민지와 한국 전쟁 시기에 출생한 베이비부머 이전세대(1940~54년)는 43,812가구로 전체의 27.4%, 베이비부머 세대(1955~64년)는 44,835가구로 전체의 28.0%, 베이비부머 이후세대¹⁰⁾는 71,415가구로 전체의 44.6%를 차지했다. 코호트별로는 1955~74년생이 다소 많고, 1940~49년생과 1980~84년생은 다소 적은 것으로 나타났다.

<표3.4> 주요 가구 특성변수(독립변수) 요약

		(단위: %)		
	항목	비율	항목	비율
	교육 정도			
	초졸	14.9	대학원졸	32.7
	중졸	11.4	대학원졸	5.5
	고졸	35.4		
	배우자			
	있음	71.0	없음	29.0
	(손)자녀			
독립I (Level1)	있음	59.0	없음	41.0
	종사상지위			
	상용	41.9	자영(고용 有)	5.5
	임시일용	14.0	자영(고용 無)	19.4
	기타	19.2		
	지역			
	서울	14.4	호남	17.3
	경기인천	20.2	동북	16.8
	충청	15.2	동남	16.1
	코호트			
	'40-'44	8.2	'65-'69	13.8
	'45-'49	9.1	'70-'74	12.9
	'50-'54	10.1	'75-'79	10.0
	'55-'59	13.9	'80-'84	7.9
독립II (Level2)	'60-'64	14.1		
	조사시점(소득기준)			
	2011	10.7	2016	10.0
	2012	10.1	2017	10.1
	2013	9.7	2018	10.0
	2014	9.8	2019	9.8
	2015	9.9	2020	9.9

<표3.5>는 10년간의 가계금융복지조사를 이용하여 분석한 CCREM 및 CCFEM에

10) X세대(1965~79년) 58,753가구(36.7%), M세대(1980~84년) 12,662가구(7.9%)

대한 추정 결과이다. CCFEM에서의 코호트와 조사시점에 대한 계수 추정값과 표준오차가 표지되지 않은 1940~1944년 생과 2011년은 각각 참조그룹이며, CCFEM에서의 잔여임의효과(residual random effects)모든 출생 코호트와 조사시점에 대하여 표시된다. 이 때 코호트와 조사시점에 대한 임의효과는 고정효과에서 추정한 것과 크기와 방향이 다르다. 이는 각 모형에서의 계수의 통계적/실질적 의미가 다르기 때문이다. CCFEM에서의 코호트와 기간효과는 다른 코호트와 기간이 모두 고정되었을 때 각 코호트 및 기간의 순효과를 나타내는 반면, CCREM에서는 모든 코호트와 기간에 대한 코호트 및 기간의 평균잔차효과(average residual effects)를 나타낸다.

두 모형 모두 독립변수들이 가구 경상소득과 유의미한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 가구주 연령 효과는 오목(concave)한 곡선 형태이며, 가구주가 여성인 경우에 비해 남성인 경우, 배우자와 (손)자녀가 없는 경우에 비해 있는 경우의 가구 경상소득이 더 높았다. 가구원수와 가구 내 취업자수가 많을수록, 교육정도가 높을수록 가구의 경상소득이 높았으며, 종업원이 있는 자영업에 종사하는 경우의 가구 경상소득이 가장 높은 가운데, 상용직에 종사하는 경우가 임시일용 등 그 외 종사상지위를 갖는 경우에 비해 가구 경상소득이 높았다.

연령 코호트에서는 베이비부머 세대의 가구 경상소득이 높은 가운데, 임의효과에서도 베이비부머 세대가 가구 경상소득의 증가와 관련이 있는 것으로 나타났다. 조사시점은 2015년 이후가 높게 나타난 가운데, 임의효과에서는 2014년 이전은 가구 경상소득의 증가에 음의 영향을, 2018년 이후에는 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

가구 특성변수(레벨1)의 모수 추정값이 CCFEM과 CCREM에서 매우 유사한 가운데, CCREM에서의 절편의 표준오차가 더 작게 나타났다. 연령 코호트와 조사시점(레벨2)에 대한 분석 결과를 보면, 계수 추정값의 크기와 방향이 다른 것을 알 수 있는데, 이는 식3.3과 식3.5에서와 같이 두 모형에서의 계수의 통계적 의미가 다르기 때문이다. CCFEM에서 연령 코호트와 기간은 고정효과로 측정되어 각 코호트와 기간의 순효과를 나타내는데 반해, CCREM에서는 임의효과로 측정되어 전체 코호트와 기간에 걸친 각 코호트와 기간의 평균 잔차를 나타낸다.

분산요인 결과 가구 특성변수들을 통제할 때 기간의 잔차 변동은 유의($p=0.017$)하였으나, 코호트 간의 잔차 변동은 유의하지 않은 것($p=0.057$)으로 나타났으며, AIC값은 CCFEM에서 다소 작은 것으로 나타났다.

소득 관련 정책효과가 가구소득에 미치는 영향을 파악하기 위하여 종속변수를 가구의 경상소득에서 시장소득 및 처분가능소득 등으로 변경하여 CCREM으로 분석하였다. 이 때 레벨1과 레벨2에 해당하는 독립변수는 동일하게 적용하였다. 가구의 경상소득은 가구에 연간 유입되는 모든 형태의 수입을 의미하며, 시장소득은 근로, 사업, 금융 및 사적이전소득을 합한 소득에서 사적이전지출(따로 사는 친지에게 주는 용돈, 사회단체에 제공하는 기부금 등)을 제외한 소득을 의미한다. 처분가능소득은 시장소득에 연금 및 국가에서 제공하는 각종 보조금에 해당하는 공적이전소득을 더하고, 세금 등 공적이전지출을 뺀 소득으로 실제 가구가 활용 가능한 소득을 의미한다. 따라서 시장소득과 처분가능소득을 비교하면 공적이전 전후의 효과를 알 수 있으며, 이를 통

<표3.5> HAPC 분석 결과

가구 특성 효과	CCFEM			CCREM		
	계수	표준오차	유의확률	계수	표준오차	유의확률
Intercept	-11561.00	782.64	<.0001	-10331.00	511.43	<.0001
연령	408.78	21.91	<.0001	404.28	18.25	<.0001
연령 ²	-3.25	0.19	<.0001	-3.32	0.17	<.0001
남성	471.90	43.64	<.0001	471.90	43.64	<.0001
유배우	842.59	46.37	<.0001	842.66	46.34	<.0001
유(손)자녀	381.55	47.93	<.0001	381.98	47.93	<.0001
가구원수	490.14	21.47	<.0001	488.49	21.45	<.0001
취업자수	1159.15	22.79	<.0001	1161.78	22.76	<.0001
교육정도(ref=초졸)	0.00			0.00		
중졸	14.11	55.90	0.801	17.41	55.87	0.755
고졸	670.90	49.61	<.0001	674.66	49.56	<.0001
대학	2388.05	54.91	<.0001	2391.53	54.88	<.0001
대학원졸	6080.52	76.69	<.0001	6084.88	76.67	<.0001
경활상태(ref=상용)	0.00			0.00		
임시일용	-2142.87	46.50	<.0001	-2143.57	46.49	<.0001
자영자(종업원 有)	2743.30	62.57	<.0001	2742.17	62.57	<.0001
자영자(종업원 無)	-1456.30	41.37	<.0001	-1458.00	41.36	<.0001
기타	-1007.80	50.93	<.0001	-1007.65	50.92	<.0001
지역(ref=서울)	0.00			0.00		
경인	-552.32	47.59	<.0001	-551.85	47.59	<.0001
충청	-863.98	50.96	<.0001	-863.24	50.96	<.0001
호남(제주 포함)	-876.87	49.54	<.0001	-876.92	49.54	<.0001
동북(강원 포함)	-982.81	49.85	<.0001	-982.86	49.85	<.0001
동남	-461.64	50.25	<.0001	-461.28	50.25	<.0001
고정효과						
코호트	계수	표준오차	유의확률	계수	표준오차	유의확률
	'40-'44	0.00		-129.62	97.59	0.184
'45-'49	139.72	88.41	0.114	-66.52	79.93	0.405
'50-'54	220.19	127.65	0.085	-51.83	70.50	0.462
'55-'59	487.83	168.38	0.004	141.25	64.90	0.030
'60-'64	562.85	205.37	0.006	162.60	65.67	0.013
'65-'69	409.91	245.23	0.095	-30.44	63.76	0.633
'70-'74	401.65	289.34	0.165	-89.47	69.29	0.197
'75-'79	403.26	330.58	0.223	-130.14	80.02	0.104
'80-'84	805.47	371.80	0.030	194.17	96.23	0.044
임의효과						
조사시점(소득기준)	계수	표준오차	유의확률	계수	표준오차	유의확률
	2011	0.00		-461.03	128.70	0.000
2012	87.66	60.91	0.150	-363.71	128.61	0.005
2013	141.34	63.57	0.026	-299.91	128.53	0.020
2014	120.93	66.67	0.070	-309.42	128.27	0.016
2015	241.01	70.77	0.001	-180.15	128.10	0.160
2016	394.21	75.95	<.0001	-17.97	128.09	0.888
2017	596.38	81.70	<.0001	192.73	128.12	0.133
2018	714.13	88.22	<.0001	319.92	128.40	0.013
2019	877.44	95.34	<.0001	492.34	128.82	0.000
2020	1002.61	102.59	<.0001	627.20	129.25	<.0001
분산요인	분산	표준오차	유의확률	분산	표준오차	유의확률
	코호트			20713	12840	0.053
기간				147185	69186	0.017
잔차	30243668	106919	<.0001	30243832	106920	<.0001
AIC		3,210,895			3,211,143	
표본수			160,062			

주) CCFEM: 교차분류고정효과모형, CCREM: 교차분류임의효과모형, AIC: Akaike information criterion

하여 정부(중앙 및 지자체)의 소득 관련 정책들이 실제 가구의 소득에 미치는 영향을 파악할 수 있다.

<표3.6>에서와 같이 가구의 시장소득은 경상소득의 90.1%, 처분가능소득은 85.4% 수준인 것으로 나타났다.

<표3.6> 가구소득 요약(가계금융복지조사, 2012~2021)

(단위: 가구, 만원)

	설명	표본(그룹)	평균	표준편차
종속변수				
경상소득	근로+사업+재산+이전소득	160,062	5,632	6,350
시장소득	근로+사업+재산+사적이전소득-사적이전지출	160,062	5,077	6,279
처분가능소득	시장소득+공적이전소득-공적이전지출	160,062	4,812	5,337

<표3.5>와 <표3.7>의 HAPC-CCREM 결과를 비교하면, 3가지 가구소득 중 처분 가능소득을 종속변수로 사용하였을 때 절편의 표준오차가 가장 작음을 알 수 있다.

<표3.7>의 가구 시장소득 및 처분가능소득에 대한 가구주의 연령 효과는 경상소득과 마찬가지로 모두 오목한 곡선 형태를 나타냈으며, 전반적으로 모든 독립변수에서 동일한 결과를 보였다. 각 독립변수에 대한 모두 추정값을 비교해보면, 가구의 경상소득 및 시장소득에 비해 처분가능소득이 종속변수일 때 모두 추정값의 절대값이 전반적으로 작게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 이는 가구의 처분가능소득에 대한 연령 효과가 경상소득이나 시장소득에 비해 덜 오목하며, 고령 가구주의 소득 감소 추세를 완화시키고 있음을 의미한다. 또한 가구 시장소득에 비해 여성 가구주와 남성 가구주의 소득 차이가 줄어들고, 가구원수가 많을수록 소득이 더 크게 늘어나는 것을 알 수 있다. 이와 같은 특성은 가구 내 취업자수가 적은 경우, 배우자와 (손)자녀가 없는 경우, 가구주의 종사상지위가 임시일용직, 고용원이 없는 자영업 및 기타인 경우, 서울 외 지역에 사는 경우 등에도 나타나, 해당 특성을 가지는 가구에 정부의 소득 관련 정책이 영향력을 미쳤음을 알 수 있다. 이 때 각 계수들의 크기는 종속변수인 소득의 종류(>시장>처분가능소득)에 영향을 받을 수 있으므로, 해석에 유의할 필요가 있다.

연령코호트에서는 베이비부머 이전세대의 고정효과가 크게 상승한 것으로 나타난 가운데(표기하지 않음), 임의효과는 통계적으로 유의미하지는 않은 것($p=0.053$)으로 나타났으며, 베이비부머 세대 중 1955~59년생이 처분가능소득 증가에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 베이비부머의 자녀 세대에 속하는 M세대(1980~84년생)의 경우, 시장 및 처분가능소득 증가에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

조사시점의 경우 2015년 전에는 처분가능소득의 증가에 대한 임의효과에 음의 영향력이 있고, 2018년 이후에는 양의 영향력이 있는 것으로 나타났다. 2020년에 시장소득에 비해 처분가능소득의 영향력이 확대되었는데, 이는 COVID19에 따른 재난지원금 등 공적이전소득이 전국민을 대상으로 큰 폭으로 증가한데 따른 것으로 볼 수 있을 것이다.

<표3.7> HAPC-CCREM 분석 결과(시장소득, 처분가능소득)

고정효과	시장소득			처분가능소득		
	계수	표준오차	유의확률	계수	표준오차	유의확률
Intercept	-10182.00	551.47	<.0001	-8025.97	443.19	<.0001
가구주 연령	427.84	19.28	<.0001	307.09	15.85	<.0001
가구주 연령 ²	-3.73	0.17	<.0001	-2.50	0.14	<.0001
남성	412.93	43.14	<.0001	378.82	37.26	<.0001
유배우	754.61	45.82	<.0001	636.75	39.57	<.0001
유(손)자녀	522.14	47.38	<.0001	273.15	40.92	<.0001
가구원수	404.35	21.21	<.0001	461.07	18.32	<.0001
취업자수	1210.63	22.51	<.0001	1089.48	19.44	<.0001
교육정도(ref=초졸)	0.00	.	.	0.00	.	.
중졸	-143.47	55.25	0.009	59.55	47.71	0.212
고졸	312.38	49.01	<.0001	593.41	42.32	<.0001
대졸	1825.87	54.26	<.0001	1871.69	46.86	<.0001
대학원졸	5138.68	75.80	<.0001	4428.94	65.46	<.0001
경활상태(ref=상용)	0.00	.	.	0.00	.	.
임시일용	-2170.33	45.96	<.0001	-1590.79	39.70	<.0001
자영자(종업원 有)	2644.00	61.85	<.0001	2140.82	53.42	<.0001
자영자(종업원 無)	-1480.88	40.89	<.0001	-1004.61	35.32	<.0001
기타	-1273.34	50.34	<.0001	-558.67	43.48	<.0001
지역(ref=서울)	0.00	.	.	0.00	.	.
경인	-565.37	47.05	<.0001	-400.77	40.64	<.0001
충청	-948.72	50.38	<.0001	-629.59	43.51	<.0001
호남(제주 포함)	-1022.77	48.98	<.0001	-675.76	42.30	<.0001
동북(강원 포함)	-1087.78	49.28	<.0001	-741.08	42.56	<.0001
동남	-529.05	49.67	<.0001	-350.44	42.90	<.0001
임의효과	계수	표준오차	유의확률	계수	표준오차	유의확률
코호트						
'40-'44	37.62	127.91	0.769	-161.34	88.66	0.069
'45-'49	-257.35	105.75	0.015	-20.40	72.65	0.779
'50-'54	-324.98	92.53	0.000	29.52	63.88	0.644
'55-'59	103.64	84.56	0.220	128.64	58.66	0.028
'60-'64	249.98	84.21	0.003	100.35	59.14	0.090
'65-'69	58.33	83.65	0.486	-79.35	57.73	0.169
'70-'74	-30.61	91.92	0.739	-84.41	62.95	0.180
'75-'79	-87.35	106.14	0.411	-107.89	72.79	0.138
'80-'84	250.72	126.23	0.047	194.88	87.43	0.026
조사시점(소득기준)						
2011	-374.29	106.52	0.000	-338.42	96.57	0.001
2012	-302.03	106.07	0.004	-271.30	96.43	0.005
2013	-238.99	105.70	0.024	-190.99	96.31	0.047
2014	-245.36	105.23	0.020	-203.48	96.04	0.034
2015	-146.30	104.95	0.163	-146.01	95.86	0.128
2016	2.45	104.94	0.981	-26.69	95.85	0.781
2017	190.35	105.06	0.070	115.80	95.89	0.227
2018	283.94	105.56	0.007	204.85	96.19	0.033
2019	411.77	106.31	0.000	363.05	96.63	0.000
2020	418.46	107.16	<.0001	493.20	97.09	<.0001
분산요인	분산	표준오차	유의확률	분산	표준오차	유의확률
	44280	26163	0.045	17918	10838	0.049
	93696	45801	0.020	79608	37836	0.018
잔차	29556575	104490	<.0001	22049226	77950	<.0001
AIC		3,207,465			3,160,566	
표본수				160,062		

주) AIC: Akaike information criteron

4. 요약 및 결론

본 연구에서는 2012년~2021년 가계금융복지조사 자료를 이용하여 HAPC분석에서의 CCFEM과 CCRFEM을 비교하였으며, 연령 코호트와 기간(조사시점)을 고정효과로 포함한 모형과 임의효과로 포함한 모형을 각각 분석하였다. 또한 종속변수를 가구의 경상소득, 시장소득 및 처분가능소득 등으로 다원화하여, 가구소득 관련 정부의 정책효과가 어떤 형태로 나타나는지를 확인하였다. 본 연구의 주요 결과는 크게 4가지로 요약할 수 있다.

첫째, 가구소득에 영향을 미치는 요인은 세대 효과(코호트효과)보다는 가구주의 연령, 가구원수 등 가구의 특성변수와 조사시점 효과(기간효과)가 더 중요한 요인으로 작용한다는 것이다. 이 때 베이비부머 세대는 다른 세대와 달리 가구소득 증가와 관련이 있는 것으로 나타났다.

둘째, 가구주의 연령이 높을수록 가구소득이 증가하는데, 그 증가폭은 줄어드는 것으로 나타났으며, 가구 내 가구원과 취업자수가 많을수록 가구주의 교육정도가 높을수록 가구소득이 높았다. 또한 배우자와 자녀가 있고, 종업원이 있는 자영업에 종사 중이며 서울에 거주하는 경우 가구 소득이 가장 많은 것으로 나타났다.

셋째, 베이비부머 세대(1955-64년생)의 가구 경상소득이 다른 세대에 비해 전반적으로 높은 것으로 나타났으며, 다른 세대의 임의효과가 통계적으로 유의하지 않은 가운데 베이비부머 세대는 가구 경상소득 증가와 관련이 있는 것으로 나타났다. 2015년 이후 가구 경상소득의 증가가 유의미하게 나타났으며, 임의효과는 2015년 전에는 음의 방향으로 2018년 이후부터는 양의 방향으로 나타나고 있음을 알 수 있었다.

넷째, 가구 경상소득과 함께 시장소득과 처분가능소득을 이용하여 분석한 결과, 정부의 공적이전소득 및 지출을 이용한 정책효과가 있음을 확인할 수 있었다. 가구소득 관련 정책효과는 가구주가 고령이고 여성이며 교육정도가 낮고, 임시일용, 종업원이 없는 자영업 및 기타 종사상지위를 갖는 경우, 가구 내 취업자수가 적고 배우자와 (손)자녀가 없으며, 서울 외 지역에 사는 경우 등에 주로 나타났다. 연령 코호트에서는 베이비부머 이전세대의 가구소득에 정책효과가 큰 영향을 미쳤으며, 2020년의 가구소득은 COVID19로 인해 전국민을 상대로 제공되었던 재난지원금에 영향을 받은 것으로 볼 수 있다.

위의 분석 결과를 우리 사회의 최대 난제인 저출산 고령화 문제와 연계하여 해석해보면 관련 문제에 대한 해결책을 마련하는데 주요한 힌트를 얻을 수 있을 것이다.

먼저 1인가구로 혼자 살고 있는 개인의 가구소득은 개인의 소득과 동일하며, 혼인을 통하여 2인가구가 되면 외별이의 경우 가구소득은 동일하나 균등화소득¹¹⁾은 약 0.71배 감소하게 된다. 만약 동일한 소득을 벌어들이는 맞벌이라면 가구소득은 2배, 균등화소득은 약 1.4배 증가한다. 이 상태에서 자녀를 출산할 경우, 가구소득의 변화 없이 외별이의 균등화소득은 혼인 이전의 가구소득에 약 0.58배 감소, 맞벌이의 경우에는 약

11) 균등화소득이란 가구원수로 표준화한 가구가 경제적으로 사용할 수 있는 자원을 의미하며, 통계청에서는 '가구소득/√ 가구원수'를 사용하고 있음

1.15배 증가하여 자녀 출산 전에 비해 증가분이 감소하는 것을 알 수 있다. 즉, 가구 소득의 증가 없이 혼인(외별이), 출산 등으로 인한 가구원수의 증가는 가구의 가용 자원의 축소를 의미한다. 따라서 배우자와 자녀가 있는 가구의 소득이 없는 가구에 비해 높게 나타난 것은 혼인과 출산이 가구소득의 원인이 아닌 결과로 작용한 것임을 알 수 있다. 우리 사회의 구조적 문제로 지적되는 낮은 혼인율과 출산율은 소득의 증가와 밀접한 관계를 가지며, 소득 증가가 관련 문제를 해결하는 필요조건임을 의미한다. 가구 경상소득의 구성요소가 근로, 사업, 재산, 사적이전 및 공적이전 등임을 고려하면, 청년들의 일자리가 소득의 증가로, 소득의 증가가 혼인과 출산으로 이어지는 선순환구조를 만드는 기본 요소임을 추론해볼 수 있다. 이와 관련하여 강창익(2022)은 청년 일자리 관련 정책이 혼인과 출산에 미치는 영향에 대하여 밝힌 바 있다.

또한 베이비부머 이전 세대의 시장소득과 처분가능소득 관련 분석 결과를 비교해 보면, 고령화사회에서의 국가의 정책적 역할이 매우 중요하다는 사실을 발견할 수 있다. 베이비부머 이전세대는 베이비부머 세대에 비해 산업화의 혜택을 덜 받았으며, 연금 제도 등의 부제로 사회적 안전망으로부터 벗어나 있는 것이 현실이다. 이러한 상황에서 국가의 공적이전을 통한 사회적 안전망은 고령가구가 최소한의 삶의 질을 유지하는데 매우 유효한 영향력을 발휘하고 있음을 알 수 있다.

본 연구는 10년간의 가계금융복지조사 자료를 이용하였는데, APC분석을 위한 시계열이 그다지 길지 않고, 2011~14년의 금융소득, 소득세 등의 일부 행정자료에 대한 활용이 불완전하여 통계적 모형에 의한 추정값을 사용(통계청, 2021) 하였다는 한계를 가지고 있다. 또한 균등화된 형태로 제공되는 자료를 가구단위로 재산출하여 작성하였으므로 관련 자료 이용에 주의를 기울일 필요가 있다.

과거 행정자료를 이용하지 못했던 시기에 대한 보완이 이루어지고, 서울, 경기인천 및 충청권, 호남권, 동북권, 동남권 등 지역 코드가 추가로 제공되는 등 가계금융복지조사의 마이크로데이터의 활용도는 지속적으로 확대되고 있다. 이에 해당 자료를 활용한 다양한 연구가 이루어지기를 기대해본다.

(2022년 11월 1일 접수, 2022년 11월 29일 수정, 2023년 1월 27일 채택)

참고문헌

- 강창익(2022), 한국 일자리 대책 도입의 효과분석-청년 일자리와 출산과의 관계를 중심으로-, 고려대학교 행정전문대학원 정책학과, 박사학위 논문
- 김정근(2017), 위계적 APC모델을 활용한 가계부채 결정원인 분석: 베이비부머 세대 포함 중·장년층을 중심으로, 한국콘텐츠학회 논문지, vol.17, no.9.
- 박동준(2006), PROC MIXED를 활용한 혼합모형의 신뢰구간추정, 응용통계연구, 제19권, 2호.
- 박재홍(2010), 한국사회의 세대갈등 : 권력·이념·문화갈등을 중심으로, 한국인구학, 제33권, 제3호.
- 윤종인(2018), 우리나라 소득분배의 연령효과와 코호트효과에 대한 연구, 경제학연구, 제66권, 제1호.
- 정준호(2020), 연령, 시간, 코호트효과를 고려한 소득 불평등: 수도권과 비수도권 간 비교, 한국경제지리학회지, 제23권, 제2호.
- 주간동아(2000), 비운의 94학번, 263호.
- 통계청(2021), 소득분배지표 이용자 설명자료, 가계금융복지조사 설명자료.
<https://www.narastat.kr/metasvc/index.do?orgId=101&confmNo=930001&kosisYn=Y>
- 한국은행(2022), BOK 이슈노트-MZ세대의 현황과 특징.
- 허종호, 전선영, 오창모, 황종남, 오주환, 조영태(2017), 출생 코호트 효과와 연령-기간-코호트 분석, 학국역학회, vol.39.
- Mannheim K.(1952). The Problem of Generation, In P.Kecskemeti(Ed.), *Essays on the Sociology of knowledge*.
- Ryder NB, The cohort as a concept in the study of social change. *American Sociology Review*, 1965.
- Yang, Yang and Kenneth C. Land, A Mixed Models Approach to the Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys: Trends in Verbal Test Scores. *Sociological Methodology*, 36, 2006.
- Yang, Yang and Kenneth C. Land. 2008. Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys: Fixed or Random Effects? *Sociological Methods & Research*, Vol.36, no.3, 2008.

Analysis of Household Income Determinants using a Hierarchical Age-Period-Cohort analysis

Chang Ick Kang¹²⁾, Kyung Eun Lim¹³⁾, Jung Hak Kim¹⁴⁾

Abstract

The SFLC publishes comprehensive statistics on household assets, liabilities, income and expenses. Among these statistics, income and non-consumption expenditure are supplemented with administrative data and provided as household microdata and income distribution index microdata respectively. From this year, household income data for 10 years, supplemented with administrative data, can be used through the income distribution index microdata.

The main purpose of this study is to analyze household income determinants using HAPC analysis. After assuming the cohort and period as fixed and random effects, we analyzed the income distribution index microdata.

As a result of the analysis, the distribution of household income was concave according to the age of the head of the household. And we got to know that household income was high in those who had a spouse and (grand) children and had a high level of education, and whose job statuses were regular employees. In addition, as a result of analyzing household current income, market income, and disposable income as dependent variables, it was found that income-related policy effects were large when the head of the household was female, elderly, when he(or she) had no spouse, no (grand) children, and when his(or her) level of education was low.

Key words : Survey of household finance and living conditions, Equivalized income, Hierarchical age-period-cohort analysis, Cross classified random effect model, Cross classified fixed effects model

-
- 12) Graduate School of Public Administration, Korea University, 2511 Sejong-ro, Jochiwon-eup, Sejong, Korea. E-mail: kci777@hotmail.com
- 13) (Corresponding author) Director, Statistics Korea, 189 Cheongsa-ro, Seo-gu, Daejeon, Korea. E-mail: ezstat@kostat.go.kr
- 14) Professor, Graduate School of Public Administration, Korea University, 2511 Sejong-ro, Jochiwon-eup, Sejong, Korea. E-mail: trustkjh@korea.ac.kr