



## 저작자표시-비영리-동일조건변경허락 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



동일조건변경허락. 귀하가 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공했을 경우에는, 이 저작물과 동일한 이용허락조건하에서만 배포할 수 있습니다.

- 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](#)

석사학위논문

출생 코호트별 주택구입능력 변화에 따른  
자가수요 예측

2014년

한성대학교 부동산대학원

부동산개발 및 관리전공

이 중 훈

석사학위논문

출생 코호트별 주택구입능력 변화에 따른  
자가수요 예측

2013년

한성대학교 부동산대학원

부동산개발 및 관리전공

이 종 훈

석 사 학 위 논 문  
지도교수 백성준

출생 코호트별 주택구입능력 변화에 따른  
자가수요 예측

Prediction of Demand for House Ownership according to  
Change of Housing Affordability Index by Birth Cohort

2013년 12월 일

한성대학교 부동산대학원

부동산개발 및 관리전공

이 종 훈

석사학위논문  
지도교수 백성준

# 출생 코호트별 주택구입능력 변화에 따른 자가수요 예측

Prediction of Demand for House Ownership according to  
Change of Housing Affordability Index by Birth Cohort

위 논문을 부동산학 석사학위 논문으로 제출함

2013년 12월 일

한성대학교 부동산대학원

부동산개발 및 관리전공

이 중 훈

이종훈의 부동산학 석사학위논문을 인준함

2013년 12월 일

심사위원장 \_\_\_\_\_ 인

심 사 위 원 \_\_\_\_\_ 인

심 사 위 원 \_\_\_\_\_ 인

# 국 문 초 록

## 출생 코호트별 주택구입능력 변화에 따른 자가수요 예측

한성대학교 부동산대학원  
부동산개발 및 관리전공  
이 종 훈

부동산의 한 종류인 주택은 그 특성상 수급조절을 단기간에 할 수 없어 가격왜곡 현상이 발생하는 경우가 많다. 그러므로 주택정책에 있어 수요를 정확히 예측하여 미리 대비하는 중요한 문제이다. 이에 본 연구에서는 이미 많은 연구가 진행된 인구구조 변화에 따른 주택수요예측이 아니라 주택수요에 큰 영향을 미치는 다른 요인인 연령별 소득변화와 주택가격의 변화를 반영한 주택구입능력지수(HAI)와 자가율과의 관계를 분석하여 주거서비스 수요면적이 아닌 주택을 직접 구매하는 자가주택구매 수요를 예측하고자 한다.

먼저 연령별로 출생 코호트를 구성하여 소득을 분석함으로써 소득변화가 전 연령에 걸쳐 균등히 성장하지 않았음을 알 수 있었다. 또한 주택가격과 비교 분석을 통해 젊은 연령층인 주택구입능력이 다른 연령층에 비하여 충분히 상승하지 못하였음을 도출할 수 있었다. 특히, 1979년 이후 출생 가구주에서 다른 연령범위보다 소득대비 주택가격을 따라가지 못하는 양상을 보였다.

도출된 출생 코호트별 소득과 주택가격을 적용하여 가정하에 HAI를 산출하였고 산출된 HAI와 인구총조사의 연령별 자가율과의 회귀분석을 통해 회귀식을 산출하였다. 산출결과 소득과 주택가격의 영향을 받는 HAI는 자가율에 유의미한 영향을 끼침을 알 수 있었다. 비교 분석이 가능하였던 출생 코호트별로 분석해본 결과 회귀분석 가능 대상 가구 중 가구주의 연령이 가장 어렸

던 1979년~1983년에 출생한 가구주의 가구(b8379)가 가장 낮은 43%의 설명율을 보였고 1959년~1963년의 가구주의 가구(b6359)의 가구가 가장 높은 설명율인 92.7% 설명력을 보였다. 전체 평균 소득과의 비교에서는 자가율을 예측하는 모형의 통계적 유의성을 검정한 결과, F 통계값은 23.799, 유의확률은 0.05에서 자가율을 유의하게 설명하고 있으며, 자가율 변화량의 72.6%가 HAI에의 하여 설명되었다.

가정에 따라 회귀식에 적용한 결과 매년 소득이 상승하는 상태에서 주택가격이 3%씩 상승한다면 2018년에는 전체가구의 60%에 해당하는 11,649,006 가구가 자가가구에 속할 것으로 예측되었고 2023년에는 62.4%인 12,824,994 가구가 자가가구에 거주할 것으로 예측되었다. 주택가격이 2%씩 상승할 경우는 2018년 11,912,731가구, 2023년 13,208,067가구가 자가주택으로 추정되었고 마지막으로 1%씩 상승하는 경우는 2018년 12,158,965가구, 2023년 13,548,626가구가 자가주택을 소유할 것으로 예측되었다.

자가주택수요의 추정결과 주택의 주요 수요층이라 여겨지는 30대중반~40대 중반의 수요가 HAI변화에 민감한 모습을 보였으며 청년층인 20대의 수요는 HAI변화에 비하여 변동 폭이 낮음을 알 수 있었다. 이는 청장년층의 소득이 늘어난다고 하여도 자가수요에 덜 민감하다는 것을 보여준다. 또한 청장년층이 자가주택에 대한 선호가 떨어짐을 간접적인 증거로 볼 수 있어 자가주택 수요에 있어 연령별로 선호나 구입능력에 차이가 존재함으로 앞으로의 주거 정책을 결정함에 있어 연령별로 세분화하여 살펴보아야 할 필요성을 보여준다고 할 수 있다.

【주요어】 주택구입능력(HAI), 주택수요, 자가율, 주거정책, 부동산정책



# 목 차

|                            |    |
|----------------------------|----|
| I. 서 론 .....               | 1  |
| 1.1 연구배경 및 목적 .....        | 1  |
| 1.2 연구범위 및 방법 .....        | 3  |
| II. 이론적 고찰 .....           | 6  |
| 2.1 자가주택수요와 수요요인 .....     | 6  |
| 2.2 소득과 주거비용 관련지수 .....    | 7  |
| 2.3 선행연구 검토 및 분석 .....     | 11 |
| III. 기초자료의 분석 .....        | 17 |
| 3.1 연령변화에 따른 소득변화 분석 ..... | 17 |
| 3.2 연도별 주택가격 변화 분석 .....   | 25 |
| 3.3 소득대비 주택가격의 변화 분석 ..... | 27 |
| IV. 자가주택 수요의 추정 .....      | 30 |
| 4.1 모형 및 가정 설정 .....       | 30 |
| 4.2 모형검증 .....             | 34 |
| 4.3 자가주택수요의 추정 .....       | 39 |
| V. 결 론 .....               | 48 |

|                         |    |
|-------------------------|----|
| 5.1 연구결과 및 시사점 .....    | 48 |
| 5.2 연구의 한계 및 향후과제 ..... | 49 |
| 참고문헌 .....              | 51 |
| ABSTRACT .....          | 53 |

## 표 목 차

|   |    |
|---|----|
| 〈표 2-1〉 주택수요요인 .....                            | 7  |
| 〈표 2-2〉 M-W모형을 이용한 선행연구 .....                   | 14 |
| 〈표 2-3〉 기타 주택수요 추정 연구 .....                     | 15 |
| 〈표 3-1〉 표본의 수 및 성별 .....                        | 17 |
| 〈표 3-2〉 노동패널 표본 연령 기술통계 .....                   | 18 |
| 〈표 3-3〉 가구총소득 기술통계 .....                        | 19 |
| 〈표 3-4〉 실제 나이기준 변화 .....                        | 20 |
| 〈표 3-5〉 연령변화에 따른 소득변화 분석을 위한 변수 .....           | 21 |
| 〈표 3-6〉 출생연도 코호트별 연도별 평균소득 .....                | 23 |
| 〈표 3-7〉 연평균 주택매매가격 .....                        | 27 |
| 〈표 4-1〉 담보인정비율 .....                            | 31 |
| 〈표 4-2〉 수요추정을 위한 가정 .....                       | 32 |
| 〈표 4-3〉 가구소득 예측 .....                           | 34 |
| 〈표 4-4〉 b8379의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10) .....  | 35 |
| 〈표 4-5〉 b7874의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10) .....  | 35 |
| 〈표 4-6〉 b7369의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10) .....  | 36 |
| 〈표 4-7〉 b6864의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10) .....  | 36 |
| 〈표 4-8〉 b6359의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10) .....  | 36 |
| 〈표 4-9〉 b5854의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10) .....  | 37 |
| 〈표 4-10〉 b5349의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10) ..... | 37 |
| 〈표 4-11〉 가구주전체의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10) ..... | 37 |
| 〈표 4-12〉 예측자가율과 자가율의 차이 .....                   | 39 |
| 〈표 4-13〉 HAI 추정 결과 (매년 3% 주택가격 상승) .....        | 40 |
| 〈표 4-14〉 HAI 추정 결과 (매년 2% 주택가격 상승) .....        | 41 |
| 〈표 4-15〉 HAI 추정 결과 (매년 1% 주택가격 상승) .....        | 41 |
| 〈표 4-16〉 자가율 추정 결과 (매년 3% 주택가격 상승 ) .....       | 42 |
| 〈표 4-17〉 자가율 추정 결과 (매년 2% 주택가격 상승) .....        | 42 |

|   |    |
|---|----|
| 〈표 4-18〉 자가율 추정 결과 (매년 1% 주택가격 상승) .....        | 43 |
| 〈표 4-19〉 2018년 자가가구수 추정 결과(매년 3% 주택가격 상승) ..... | 44 |
| 〈표 4-21〉 2018년 자가가구수 추정 결과(매년 2% 주택가격 상승) ..... | 45 |
| 〈표 4-23〉 2018년 자가가구수 추정 결과(매년 1% 주택가격 상승) ..... | 46 |

## 그 립 목 차

|   |    |
|---|----|
| 〈그림 1-1〉 연구 흐름도 .....                   | 5  |
| 〈그림 2-1〉 PIR 변동 추이 .....                | 8  |
| 〈그림 2-2〉 HAI 변동 추이 .....                | 10 |
| 〈그림 2-3〉 슈바베지수 추이 .....                 | 11 |
| 〈그림 3-1〉 가구주 출생연도별 소득변화 .....           | 22 |
| 〈그림 3-2〉 가구주 출생연도별 소득 추세 .....          | 24 |
| 〈그림 3-3〉 월평균 주택매매가격 .....               | 26 |
| 〈그림 3-4〉 주택매매가격의 변화 .....               | 26 |
| 〈그림 3-5〉 출생 코호트별 누적소득 변화 .....          | 28 |
| 〈그림 3-6〉 누적소득과 주택가격 비교 .....            | 29 |
| 〈그림 4-1〉 주택가격 예측 .....                  | 33 |
| 〈그림 4-2〉 가구소득 예측 .....                  | 33 |
| 〈그림 4-3〉 주택가격변화에 따른 자가율 예측(2018년) ..... | 47 |
| 〈그림 4-3〉 주택가격변화에 따른 자가율 예측(2023년) ..... | 47 |

# I. 서 론

## 1.1 연구배경 및 목적

누구나 알고 있듯 주택은 인간의 삶에 있어 필수적인 재화이다. 이러한 이유로 많은 나라에서 주택의 양과 가격을 적정하게 유지하기 위해 많은 노력을 기울인다. 우리나라 또한 주택의 수급과 가격을 조절하기 위하여 많은 수단과 방법을 동원하였고 현재도 서민의 주거 안정을 목표로 부단한 노력을 하고 있다. 그러나 부동산의 한 종류인 주택은 그 특성상 수급조절을 단기간에 할 수 없어 가격왜곡 현상이 발생하는 경우가 많다. 이에 주택 수급조절에 있어 수요를 정확히 예측하여 미리 대비하는 것은 중요한 문제라 하겠다.

과거 우리나라는 절대적인 주택재고 부족이 가장 큰 문제였다. 그리하여 꾸준한 공급확대를 유도하였고 이에 신규주택공급량을 꾸준히 증가시켜 1990년 한해에만 750,378호의 신규 주택을 공급하기도 하였다. 이후 IMF전까지 꾸준히 매년 약60만호 정도를 신규 공급하였으며 IMF를 격은 해인 1998년과 서브프라임 모기지 사태가 벌어진 2008년 전후를 제외하고 매년 40만호 이상 공급되고 있다.

지속적인 공급은 양적지표인 주택보급률을 향상시켜 2012년 전국 기준 102.2%<sup>1)</sup>를 기록하였다. 아직 선진국 수준인 110% 이상에는 못 미치는 수치이고 서울과 경기도는 100%에 도달하지 못하고 있으나 많은 개선이 이뤄졌음을 부정할 수 없다. 그러나 자가율은 2000년 이후 50%중반에 계속 머물러 있는 상황이며, 지속적인 공급에도 주택가격은 계속 상승해왔다. 또한 최근에는 지역에 따른 미분양과 전세 등 임차비용이 상승하는 등 서민의 주거안정이라는 목표에 더욱 멀어져가는 것으로 보인다.

정부의 많은 정책과 꾸준한 주택공급에도 불구하고 주거안정을 달성하지 못한 것으로 보아 기존의 정책들이 효과적이지 못했던 것으로 볼 수 있을 것이다. 물론 미래를 정확히 예측한다는 것은 어려운 일이고 급변하는 시장에

---

1) 주택보급률은 일반가구수에 대한 주택수의 백분율(주택수/일반가구수×100)로 정의 되며, 본 수치는 다가구주택 구분거처와 비월연가구와 1인가구를 포함한 가구수를 반영한 신 주택보급률 기준 수치임.

대응하기도 어려운 일이다. 하지만 정부가 주택을 공급하는데 있어 수요자의 선호 등을 고려하기 보다는 인구대비 주택수를 절대적 기준으로 하여 공급하였고 주택가격의 상승문제 또한 공급만을 늘려 해결하려 한 것이 하나의 이유라고 할 수 있을 것이다.

주택의 수요에 영향을 미치는 요인에는 주택가격, 인구수, 인구구조, 소득, 개인선호 등 많은 요인들이 존재한다. 특히 최근 많은 기관들이나 연구보고서에서 앞으로의 주택시장의 수요변화로 베이비부머의 은퇴와 노령화, 핵가족화, 1인 가구 증가로 2030년까지 인구 및 가구 수가 증가가 주택수요에 영향을 미쳐 당분간 주택수요가 증가 할 것으로 예상된다고 한다. 이에 연구자들은 주택수요를 예측하기 위하여 연령별 인구변화에 따른 주택수요 예측에 유용한 Mankiw & Weil(이하 M-W)모형을 기초로 하여 많은 연구들을 진행해 왔다.

기본적인 M-W모형은 주택수요의 총량을 예측하는 것을 목적으로 하는 연구로 개인의 수요에 대한 계수는 중요하지 않다고 보아 소득 및 주거비용을 고려하지 못한다는 한계가 있다. 그리하여 많은 국내연구자들은 수정된 M-W모형을 제시하였다.

M-W모형에 관한연구로 김경환(1999)은 1995년의 인구주택총조사자료를 이용하여 우리나라의 연령구조 변화를 통하여 주택수요를 분석하였고 정의철·조성진(2005)은 2002년 가구소비실태조사 자료를 이용하여 소득 및 주거비용을 고려한 수정된 M-W모형을 구축하였다. 또한 박지영·이창무(2009)는 통계청의 인구추정 및 소득 추정 자료 등을 이용하여 인구연령구조, 소득 및 주거비용 등 여러 가구특성을 반영한 모형을 제시하기도 하였다. 그러나 M-W모형을 기초로한 연구인만큼 영향의 크기에 차이가 있을 뿐 인구구조의 영향이 주요한 요인으로 나타났으며 주택수요의 총량만을 예측하는 것에 그치고 있다.

이에 본 연구에서는 이미 많은 연구가 진행된 인구구조 변화에 따른 주택수요예측이 아니라 주택수요에 큰 영향을 미치는 다른 요인인 연령별 소득변화와 주택가격의 변화를 반영한 주택구입능력지수(이하 HAI)와 자가율과의 관계를 분석하여 주거서비스 수요면적이 아닌 주택을 직접 구매하는 자가주

택구매 수요를 예측하고자 한다.

구체적으로 한국노동패널 데이터와 국민은행 주택가격 데이터를 이용하여 실제 주택을 구매할 수 있는 능력을 분석하여 자가율과의 상관관계를 분석 후 기존 주거서비스의 총량을 구하는 것이 아니라 주택을 구매하고자하는 수요가 얼마나 될 것인지를 예측하여 자가주택수요예측의 한 방법을 제시하고자 한다.

## 1.2 연구범위 및 방법

본 연구의 데이터는 한국노동패널과 국민은행 주택매매가격을 기초로 한다. 1998년부터 2010년까지의 한국노동패널 시계열자료 중 가구주 연령별 소득 자료를 이용하였다. 또한 1998년 기준 10세 이상 가구주의 가구총소득을 대상으로 하였다. 주택가격의 경우 소득과 같은 시점인 1998년부터 2010년까지의 국민은행의 주택가격매매지수를 이용하여 전국기준 평균주택가격을 추정하여 이용하였다.

연구의 구성은 크게 5장으로 구성되어 있다. 처음 1장에서는 연구의 배경 및 목적, 연구방법을 설명하고 2장에서 이론적 정의와 선행연구를 정리한다.

3장에서는 주택수요추정을 위한 기초자료를 정리 및 분석한다. 3장은 크게 연령별 소득변화 분석, 연도별 주택가격 변화 분석, 소득대비 주택가격의 분석으로 구성되어있다.

먼저 연령별 소득변화를 살펴보기 위해 1998년을 기준으로 10세부터 5세 단위로 평균소득을 도출한 다음 한해를 더할 때 마다 1세를 더한 연령의 평균소득을 적용하여 정리한다. 즉, 1998년도를 1기라 하면 10~14세의 1기 평균소득은 10세~14세 소득, 2기인 1999년도에는 11세~15세의 평균 소득이 1998년 당시 10세~14세에 속하였던 그룹의 2기 소득이 된다. 이러한 방식으로 1998년 당시기준 65세 이상의 평균소득까지 도출한다.

주택가격 변화 분석의 경우 연령별 소득변화 같은 기간인 1998년~2010년의 평균매매가격 중 1998년~2007년의 평균매매가격이 공개되지 않은 문제가 있다. 이에 국민은행의 주택가격매매지수를 이용하여 평균주택가격이 공개된

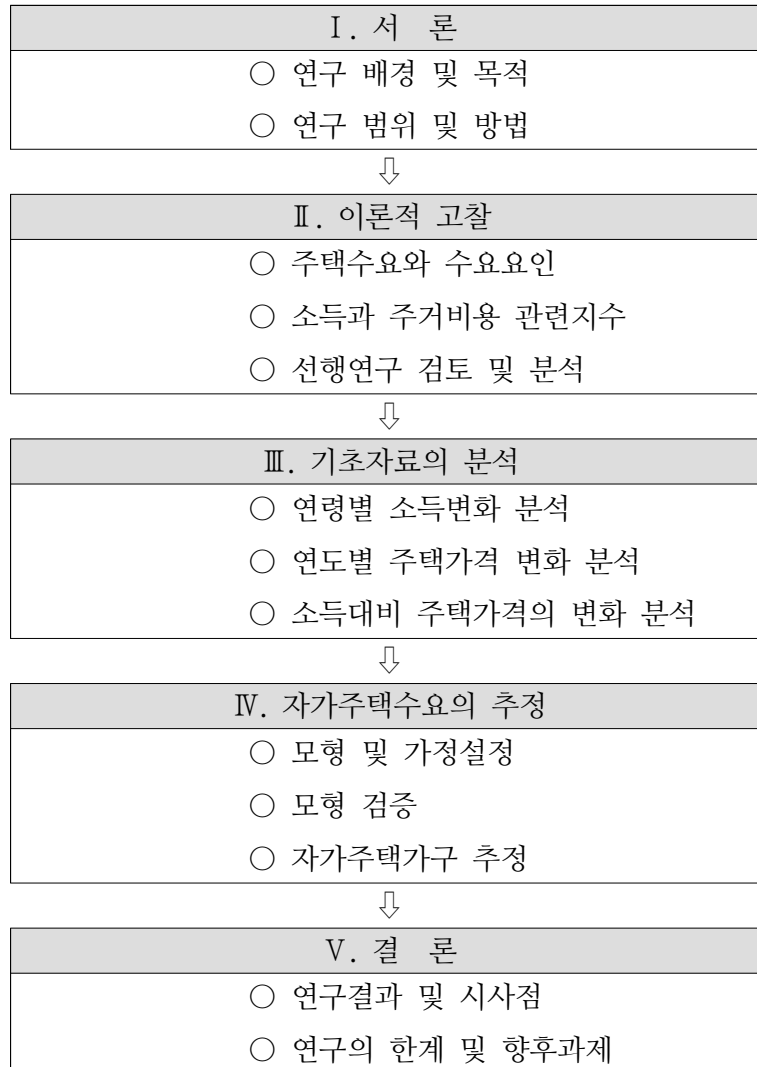


마지막 년도의 2013년의 가격을 기준으로 추정한 주택평균가격과 평균주택가격 공개 시작년도인 2008년의 가격을 기준으로 하여 추정한 평균주택가격을 평균한 값을 이용하여 주택가격의 변화를 분석한다.

마지막으로 소득대비 주택가격의 분석에서는 연령별 소득과 주택가격을 서로 비교하여 연령별로 소득과 주택가격의 격차가 어떻게 변화하였는지를 살펴본다.

4장에서는 기초자료 분석을 토대로 자가수요를 모형을 설정 후 실제 가용한 데이터를 이용하여 모형으로서 유용한지 검증한다. 검증 후 모형을 통해 앞으로의 자가 수요예측을 위해 가정을 설정하고 설정된 가정에 따라 자가주택수요를 예측한다.

마지막 장인 5장에서는 도출된 결과들을 요약하고 결과에 따른 시사점과 연구의 한계 및 향후과제를 제시하며 연구를 마무리한다.



〈그림 1-1〉 연구 흐름도

## Ⅱ. 이론적 고찰

### 2.1 자가주택수요와 수요요인

수요의 사전적 의미는 어떤 재화나 용역을 일정한 가격으로 사려고 하는 욕구를 말한다. 이에 주택수요라 하면 일반적으로 주택을 일정한 가격으로 사려고하는 욕구라고 할 수 있을 것이다. 수요의 종류에는 유효수요와 절대적 수요가 있다. 유효수요는 구매력이 수반된 욕구를 말하며, 절대적 수요는 구매력이 없이 단순히 구매하려는 욕구만 있는 상태를 말한다. 일반적으로 수요라 하면 절대적 수요가 아닌 유효수요를 뜻한다.

주택의 종류에는 물리적인 형태에 따라 공동주택, 단독주택으로 구분할 수 있으며, 주택이라는 재화 사용의 대가 지불방법에 따라 자가주택과 차가주택으로 나눌 수 있다. 일반적으로 주택수요예측에 관한연구에서는 주택수요를 자가와 차가로 나누지 않고 주택이 제공하는 주거서비스를 이용하고자하는 욕구를 주택수요로 보고 있다.

본 연구의 대상이 되는 자가주택수요란 구매력을 갖춘 자가주택의 유효수요를 말한다고 정의 할 수 있다.

주택수요요인은 이론적이고 경험적으로 연구되어 왔으며 연구주제에 따라 다르나 대체적으로 개별 가구주체의 주택소비를 위한 수요유발인자와 환경 및 정책적 지표인자 등이 거론되고 있다.<sup>2)</sup>

주택수요요인과 관련된 기존 연구들을 살펴보면 김혜선(1996)은 주택가격, 가계소득, 가족 수 및 구성, 투자가치 등을 들었고 오동훈(1998)은 소득, 지출, 주거소비기준, 주택구매력 및 만족도를 허재완(2000)은 전년도 주택수요, 총인구, 소득, 주택가격, 이자율 등을 정의철·조성진(2005), 박지영·이창무(2009)는 인구구조 및 주거비용, 소득 등 가계특성들을 주택수요에 영향을 미치는 요인으로 지목하였다. 이렇듯 많은 연구에서 그 목적에 따라 수요요인을 분류

---

2) 박근준·양승원, (2005). 주택수요 예측인자 영향도 분석에 의한 상관인자선정. 『대한건축학회지』, 제21권 제9호 통권 제203호, pp.129-136.

하였지만 공통적으로 총인구와 인구구조, 소득, 주택가격이 주요요인으로 포함되는 경우가 많았으며 연구결과에서 또한 인구, 소득, 주택가격이 주택수요에 영향을 미치는 주요요인으로 증명되었다.

〈표 2-1〉 주택수요요인

| 저자          | 년도   | 주택수요 요인  |
|-------------|------|--|
| 김혜선         | 1996 | 주택가격, 가계소득, 가족 수, 가족구성, 투자가치, 자가소유욕구, 선호, 가정생활주기 |
| 오동훈         | 1998 | 소득, 지출, 주거소비수준, 주택구매력, 주거만족도                     |
| 허재완         | 2000 | 전년도 주택수요, 총인구, 소득, 주택가격, 이자율, 더비변수(IMF)          |
| 정의철·<br>조성진 | 2005 | 인구 및 인구구조, 소득, 주택가격                              |
| 박지영·<br>이창무 | 2009 | 인구 및 인구구조, 소득, 주택가격                              |

자료: 박근준·양승원. (2005). 주택수요 예측인자 영향도 분석에 의한 상관인자 선정. 『한국건설관리학회지』. 6(1). 81. 표2 수정보완.

## 2.2 소득과 주거비용 관련지수

### 2.2.1 소득대비 주택가격 비율

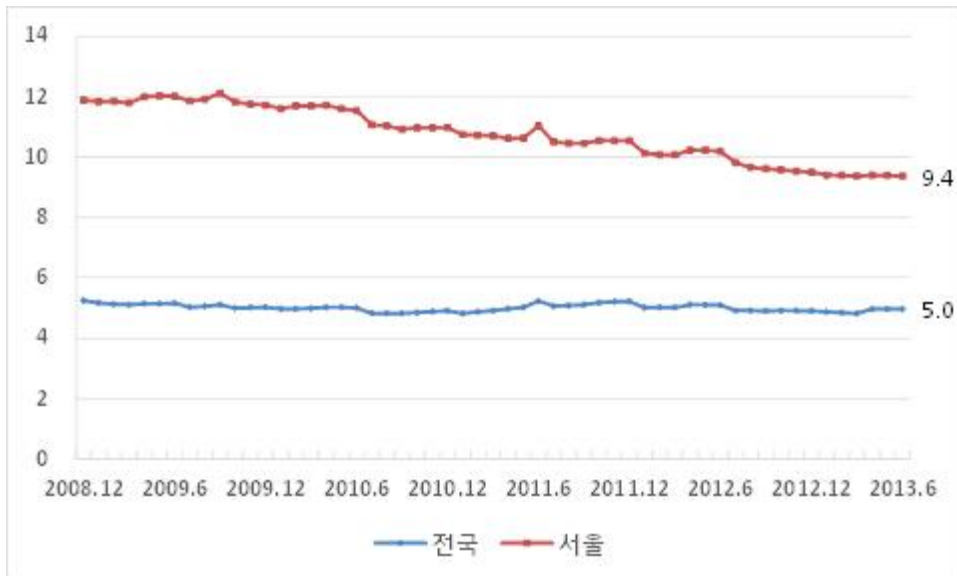
소득대비 주택가격 비율(PIR: Price Income Rate 이하 PIR)이란 가계의 연간소득 대비 주택가격의 배수로 가구의 소득을 다른 곳에 하나도 쓰지 않고 주택구입에만 사용할 경우 주택을 구매하는데 걸리는 연수를 말한다. 각국의 주택가격의 적정성을 비교해 볼 수 있는 지표로 이용된다. 주택가격과 소득의 기준의 값을 중위 값으로 하느냐 평균값으로 하느냐에 따라 수치가 달라진다.

$$\text{PIR(Price to income ratio)} = \frac{\text{주택가격}}{\text{가구소득}}$$

〈식 2-1〉

유엔 인간정주권위원회에서는 PIR 3~5정도를 적정수준으로 보고 있으며 국민은행에서 발표한 자료에 따르면 국내의 경우 2013년 6월 기준 전국 5.0, 서울은 9.4를 기록하였다고 한다.<sup>3)</sup> 세계적으로 PIR이 높은 곳으로 알려져 있는 홍콩의 경우 2011년 중위값을 기준으로 한 값이 12.6이며 캐나다의 밴쿠버 역시 10.6으로 높은 수준을 나타내고 있는 것으로 나타났다. 미국과 영국은 3.0과 5.1을 보이고 있어 비교적 낮은 수치를 보이고 있다.

2013년 6월까지 작성된 국민은행의 PIR 수치자료를 확인해보면 서울의 PIR 지수는 높은 편이긴 하나 하락하는 추세이고 전국기준의 경우 약 7년간 큰 변화가 없는 수치를 보여주고 있다.



자료: 국민은행

〈그림 2-1〉 PIR 변동 추이

3) 2013년 6월 기준 중간정도의 주택가격은 21,996만원으로 중간소득가구 연소득(4,429만원)의 5.0배로 조사되었으며, 이는 전분기인 2013년 3월(4.8배)대비 상승한 수치임.

## 2.2.2 주택구입능력지수(HAI)

주택구입부담지수(HAI; housing affordability index 이하 HAI)는 소득수준, 주택가격, 금융조건을 모두 고려한 지수이다. HAI는 가구소득이 중간수준인 가구가 중간수준의 주택을 표준적인 조건의 주택대출을 이용하여 구매할 경우 소득으로 원리금을 상환할 수 있는지 표시한 지표로 미국, 호주, 캐나다와 같은 선진국에서는 1980년대부터 개발 및 작성되었다.

미국에서는 미국중개업자협회(NAR: National Association of Realtors 이하 NAR)에 의하여 HAI가 작성되기 시작하였다. NAR은 중간소득을 대출상환소득으로 나눈 후 100을 곱하여 산출한다.

$$HAI = \frac{\text{중간소득}}{\text{대출상환소득}} \times 100 \quad \langle \text{식 2-2} \rangle$$

호주는 호주연방은행(CBA: Commonwealth Bank of Australia)과 주택산업협회(HIA: Housing Industry Association)가 공동으로 1984년부터 작성하기 시작했다.

캐나다의 경우는 1985년부터 캐나다왕립은행(RBC: Royal Bank of Canada)에서 HAI를 작성하고 있다. 캐나다의 경우는 미국과 호주는 다르게 대출상환소득을 중간소득으로 나누어 100을 곱하는 방식으로 산출한다.

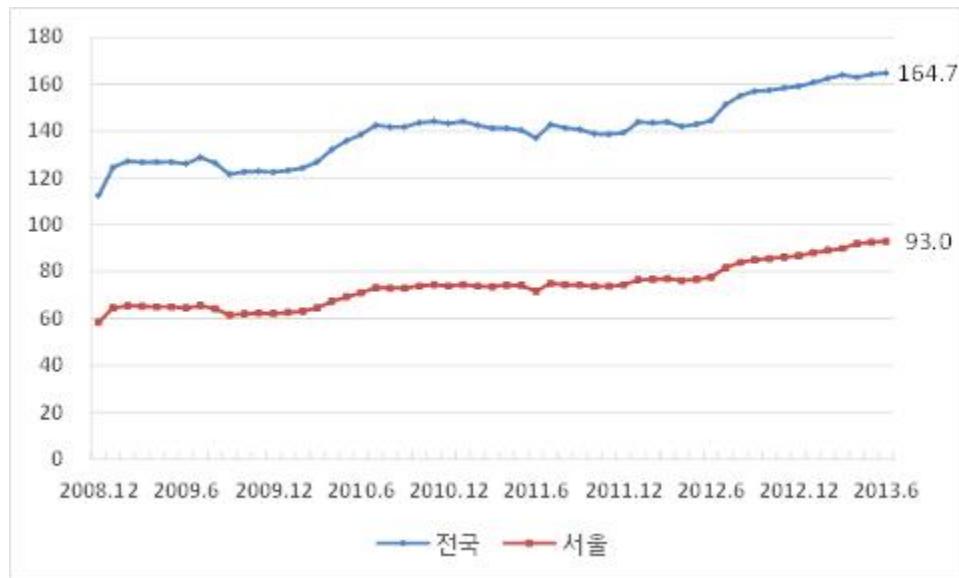
$$HAI = \frac{\text{대출상환소득}}{\text{중간소득}} \times 100 \quad \langle \text{식 2-3} \rangle$$

캐나다 식은 100을 기준으로 낮을수록 주택구입능력이 있음을 나타내며 미국 및 호주는 100을 기준으로 지수가 클수록 주택구입능력이 있음을 나타나게 된다.

국내에서는 국민은행과 한국주택금융공사에서 HAI를 작성하고 있다. 한국주택금융공사에서는 이용자 편의 증대를 위해 2012년 1월에 ‘주택구입능력지수’에서 ‘주택구입부담지수’로 명칭을 변경하였다. 한국주택금융공사에서는 캐

나다 방식을 이용하고 있으며 이는 PIR과 방향이 같다는 장점이 있다. 이에 본 연구에서도 한국주택금융공사가 사용하는 캐나다 식을 이용하였다.

국민은행은 미국과 같은 방식으로 주택구입부담지수를 산출 발표하고 있다. 국민은행에서 작성된 우리나라의 HAI는 2013년 6월 현재 전국기준 164.7을 기록하고 있고, 서울의 경우는 93 수준을 보이고 있다.



자료: 국민은행

〈그림 2-2〉 HAI 변동 추이

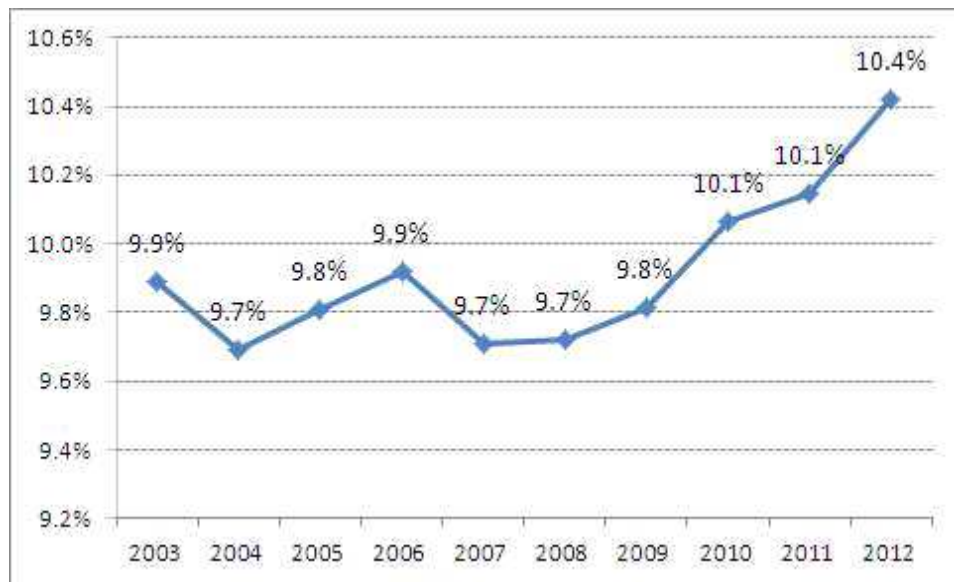
### 2.2.3 슈바베지수

슈바베 법칙이란 독일의 통계학자 슈바베가 1868년에 발견한 소득과 주거비 지출에 대한 관계법칙을 말하는 것으로 소득수준이 높을수록 주거비로 지출되는 금액은 커지지만 전체 생계비에서 주거비가 차지하는 비율은 낮아진다는 것을 말한다.

이에 기초한 슈바베지수는 가계 소득비 가운데 주거비용이 차지하는 비율을 말한다. 슈바베지수는 일반적으로 빈곤의 척도로 사용되는데, 슈바베지수가 25%가 넘으면 빈곤층에 속한다고 본다. 저소득층일수록 슈바베지수는 높

고 고소득층일수록 슈바베지수는 낮다. 즉, 슈바베지수가 높을수록 주거비용 비중이 큰 것이므로 가구의 주택구입능력은 떨어진다고 볼 수 있다.

농협경제연구소가 통계청의 가계동향조사(신분류)를 이용하여 측정한 우리나라의 슈바베지수는 주거·수도·광열 지출을 가계소득으로 나누어 산출하였다. 주거·수도·광열비는 집세만을 의미하는 것이 아니라 수도·광열비, 주택유지 및 수선비, 연료비, 상하수도 및 기타 주거관련 서비스 비용을 포함한 값이다. 측정결과 우리나라는 2007년 9.7%를 기록한 이후로 계속 상승하고 있는 추세를 보여주고 있으며 2012년에는 10.4%를 기록하고 있는 것으로 측정되었다.



자료: 농협경제연구소

〈그림 2-3〉 슈바베지수 추이

## 2.3 선행연구 검토 및 분석

### 2.3.1 Mankiw & Weil 모형

주택수요를 추정하는 연구들의 대부분은 인구요소에 의하여 수요를 예측하는 M-W모형을 이용한 연구들이 많았다. Mankiw and Weil은 개별가구의



주택수요는 가구 구성원들의 주택수요의 합으로 나타낼 수 있으며 구성원의 주택수요는 연령에 따라 달라진다고 주장하였다. 이를 수식으로 표현하면 아래와 같다.

$$D = a_0 \sum_i Dummy0_j + a_1 \sum_i Dummy1_j + \dots + a_{99} \sum_i Dummy99_j \quad \langle \text{식 2-4} \rangle$$

여기서  $Dummy_j$ 는  $j$ 가구원이  $i$ 세이면 1, 아니면 0의 값을 갖게 된다. 이에  $a_i$ 는  $i$ 세인 가구원의 주택수요량을 나타내며 총 주택수요는 다음과 같다.

$$D_t = \sum_i a_i N(i, t) \quad \langle \text{식 2-5} \rangle$$

여기서  $N(i, t)$ 는  $t$ 는 연도에 연령이  $i$ 세인 인구수를 말하며,  $D_t$ 는  $t$ 년도의 총 주택수요를 말한다.

Mankiw and Weil은 미국 주택가격상승이 1950년대 베이비붐 세대의 주택 수요 증가로 인한 상승이라고 주장하면서 위와 같은 방법으로 주택수요를 예측하였는데 미국의 1970년도 센서스 0.1% 표본자료를 이용하여 계수를 추정하였으며 종속변수로는 주택가격을 사용하였다. 연구결과 미국의 주택수요는 베이비붐 세대가 성인이 되기 시작하는 1970년을 시작으로 1980년에 정점을 이르는 것으로 예측 하였고 이후 감소를 지속하여 주택가격이 47%까지 하락 할 수 있음을 주장했다.

그러나 이후 M-W모형은 많은 비판을 받게 되었다. 그 중 Swan(1995)은 M-W모형이 주택수요에 영향을 중요한 미치는 요인인 인구 통계적 변수뿐만 아니라 소득과 주택가격, 이자율 같이 주택수요를 결정하는 중요한 변수도 고려하여야 된다고 주장하였다. 이에 비선형 모형을 이용하여 소득과 주거비용에 영향을 주는 변수를 이용하여 회귀계수를 추정하였으며 추가적인 요소 고려 시 인구변수의 효과가 감소할 수 있음을 증명하였다.

국내에서 또한 많은 주택수요 추정연구들이 M-W모형을 사용하여 연구되었다. 우선 김정환(1999)은 M-W모형에서 주택가격대신 주거면적을 종속변

수로 사용하였으며 연령별 인구대신 연령구간을 설정하고 주택수요를 추정하였다.

경기도(2004)에서는 수도권 성장관리 기본구상을 위해 주택수요를 M-W모형으로 추정하였는데 Swan(1995)의 의견에 따라 소득 및 주거비용 등 추가적인 요인들을 포함하여 분석하였고, 정의철·조성진(2005)또한 M-W모형이 소득 및 주거비용을 고려하지 못하고 있는 한계가 있음을 인식하여 2002년 가구소비실태조사 자료를 이용하여 항상소득과 주거비용을 고려한 주택수요 추정모형을 구축했다. 그러나 이 연구의 경우 전국의 주택수요에 대한 총량만을 제시한 한계가 있다.

임종현·이천기·이주형(2007)은 서울시의 인구구조에 따라 M-W모형에 기초한 주택수요를 분석하였으며, 주택면적뿐만 아니라 주택가격을 종속변수로 사용하는 두 가지 모형을 제시하였다. 이 연구에서는 서울시의 주택 수요는 전국의 주택수요와는 달리 미국과 같이 노년층의 주택수요가 상당수준 유지될 것으로 보았다.

박지영·이창무(2009)의 경우 다양한 수요변화요인이 포함되어야 함을 주장하여 인구구조, 주거비용, 소득 등 가구특성을 포함한 보완된 M-W모형을 구축하여 주택수요를 추정하였다. 추정결과 주거수요가 감소하기보다는 분가 가구의 증가에 따라 추가적이 주거수요가 2030년까지 발생할 것으로 예측하였다.

신미림·남진(2011)의 경우 서울시의 1인가구의 주택수요 예측을 위해 M-W모형을 이용하였는데 인구감소가 지속되고 가구분화로 인하여 가구 수는 늘어나고 있는 국내의 현 상황에서는 소득과 주거비용이 반영된 수정된 M-W모형을 바탕으로 주택수요를 도출 하였다. 그 결과 1인가구의 주택수요는 소득보다는 주거비용에 더욱 민감하며 일반가구와는 달리 연령대별로 주택수요에 큰 차이가 없다고 보았다.

〈표 2-2〉 M-W모형을 이용한 선행연구

| 저자              | 년도   | 주요내용  |
|-----------------|------|---|
| Mankiw and Weil | 1989 | <ul style="list-style-type: none"> <li>-미국의 주택가격 상승은 베이비붐 세대 때문이라고 주장</li> <li>-1980년 이후 2007년까지 주택가격 하락을 예측</li> <li>-주택가격을 종속변수로 사용</li> <li>-소득 및 주거비용 등을 고려하지 못하는 한계를 지님</li> </ul> |
| Swan            | 1995 | <ul style="list-style-type: none"> <li>-M-W모형을 비판</li> <li>-소득 및 주거비용을 고려하여 분석</li> <li>-인구변수의 효과가 감소하는 결과를 보임</li> </ul>   |
| 김경환             | 1999 | <ul style="list-style-type: none"> <li>-주택가격 대신 주거면적을 종속변수로 사용</li> <li>-연령별 인구 대신 연령구간별 인구를 사용</li> <li>-1975년을 정점으로 주택수요 증가세가 감소할 것으로 예상</li> </ul>                                   |
| 경기도             | 2004 | <ul style="list-style-type: none"> <li>-수도권 성장관리 구상을 위해 M-W모형에 소득 및 주거비용을 반영하여 주택수요 예측</li> </ul>   |
| 정의철·조성진         | 2005 | <ul style="list-style-type: none"> <li>-주거비용과 항상소득을 고려한 M-W모형 제시</li> </ul>   |
| 정홍재·정창무         | 2005 | <ul style="list-style-type: none"> <li>-연령별 주택수요량 고정된다는 가정은 우리나라의 주택시장에 적용 시 과소추정될 우려가 있다고 주장</li> <li>-가구원 1인당 소요방수를 주택수요를 이끄는 요인으로 하여 수요예측.</li> </ul>                                |
| 임종현·이천기·이주형     | 2007 | <ul style="list-style-type: none"> <li>-서울시의 인구구조에 따라 M-W모형에 기초한 주택수요를 분석</li> <li>-주택면적뿐만 아니라 주택가격을 종속변수로 사용하는 두 가지 모형을 제시</li> <li>-노년층의 주택수요가 유지될 것으로 분석</li> </ul>                  |
| 박지영·이창무         | 2009 | <ul style="list-style-type: none"> <li>-인구구조, 주거비용, 소득 등 가구특성을 포함한 보완된 M-W모형을 구축하여 주택수요를 추정</li> <li>-분가가구의 증가에 따라 추가적이 주거수요가 2030년까지 발생할 것으로 예측</li> </ul>                             |
| 신미림·남진          | 2011 | <ul style="list-style-type: none"> <li>-소득과 주거비용이 반영된 수정된 M-W모형을 바탕으로 주택수요를 도출</li> <li>-1인가구의 주택수요는 소득보다 주거비용에 민감하며 연령대별로 주택수요에 큰 차이가 없음</li> </ul>                                    |

### 2.3.2 그 외의 주택수요추정 연구

M-W모형 이외의 주택수요추정에 관한연구에는 원단위법, 1인당 주거면적 방법 등이 있다.

우선 변창흠·이희정(2002)은 1인당 주거면적에 의한 주택수요 예측방법을 사용하였다. 인구의 경우 통계청의 인구추계자료를 이용하였고 1인당 주거면적에 대한 자료는 1980년부터 2000년까지의 인구주택총조사자료를 이용하여 선형추세를 이용하였다.

이영은·안정근(2003)은 인구규모를 기반으로 지역별 주택수요를 예측하는 선형함수를 이용하여 분석하였으며 통계청의 인구추계자료를 이용하였다. 또한 주택건설허가량을 이용 주택재고총량을 추정하였으며 추정된 주택재고와 인구데이터를 회귀식으로 분석하여 1인당주택면적을 예측하였다. 그러나 멸실률에 대한 자료를 수도권 평균치를 사용한 점이 한계이다.

〈표 2-3〉 기타 주택수요 추정 연구

| 저자          | 연도   | 주요내용   |
|-------------|------|--|
| 변창흠·<br>이희정 | 2002 | -1인당 주거면적에 의한 수요예측<br>-인구주택총조사 자료 이용   |
| 이영은·<br>안정근 | 2003 | -인구규모 기반 지역별 주택수요예측<br>-통계청 자료사용<br>-정확한 멸실률 고려 못함   |
| 정창무         | 2008 | -원단위법을 이용한 주택수요예측<br>-주택수요의 원인을 소득향상에 따른 방수의 확대로 봄   |
| 장재일·<br>안건혁 | 2008 | -원단위법을 이용하여 주택수요를 예측<br>-1인당 주거면적을 추정할 때 경제적변수인 GNI와 주거비상승률, 주거비지출률을 이용하여 주택면적을 예측한 것에 차별성이 있음<br>-1인당 주거면적 결정 요인 간의 관계를 밝히지 못한 점과 가구구성특징을 반영하지 못한 점이 한계 |

정창무(2008)는 원단위법을 사용하여 수요를 추정하였는데 특정 시점에 추정된 주택수요량이 향후에도 일정하다는 M-W모형의 가정이 서울시를 비롯한 수도권에는 맞지 않는다고 주장하였다. 이에 주택수요의 주요 요인으로 소득증대에 따른 방 수의 확대라는 점을 증명하였다.

장재일·안건혁(2008) 또한 원단위법을 이용하여 주택수요를 예측하였는데 1인당 주거면적을 추정할 때 경제적 변수인 GNI와 주거비상승률, 주거비지출률을 이용하여 주택면적을 예측한 것에 차별성이 있다. 하지만 1인당 주거면적 결정 요인 간의 관계를 밝히지 못한 점과 가구구성특징을 반영하지 못한 점에 한계가 있다.

### Ⅲ. 기초자료의 분석

#### 3.1 연령변화에 따른 소득변화 분석

##### 3.1.1 한국노동패널분석

본 연구에서는 연령별 소득변화를 분석하기 위하여 한국노동패널 자료를 이용하였다. 노동패널조사는 현재 13차년도 조사결과까지 공개되어 있으며 이는 인구주택총조사나 가계조사 자료보다 조사기간이 짧다는 단점이 있으나 일정시점을 기준으로 정적인 모습을 보여주는 다른 횡단면적 조사와는 다르게 동적인 차원의 변화를 보여줄 수 있는 횡단면 자료로서 가구의 변화과정을 살펴볼 수 있는 장점이 있다.

〈표 3-1〉 표본의 수 및 성별

(단위: 명)

| 조사차수 | 조사년도 | 남     | 여     | 결측    | 합계    |
|------|------|-------|-------|-------|-------|
| 1차   | 1998 | 4,292 | 707   | 1     | 5,000 |
| 2차   | 1999 | 3,853 | 654   | 623   | 5,130 |
| 3차   | 2000 | 3,633 | 626   | 995   | 5,254 |
| 4차   | 2001 | 3,604 | 643   | 1,190 | 5,437 |
| 5차   | 2002 | 3,596 | 672   | 1,316 | 5,584 |
| 6차   | 2003 | 3,782 | 810   | 1,246 | 5,838 |
| 7차   | 2004 | 3,921 | 841   | 1,295 | 6,057 |
| 8차   | 2005 | 3,932 | 917   | 1,402 | 6,251 |
| 9차   | 2006 | 4,016 | 985   | 1,448 | 6,449 |
| 10차  | 2007 | 4,045 | 1,024 | 1,558 | 6,627 |
| 11차  | 2008 | 4,029 | 1,087 | 1,685 | 6,801 |
| 12차  | 2009 | 5,226 | 1,495 | 1,835 | 8,556 |
| 13차  | 2010 | 5,140 | 1,543 | 2,153 | 8,836 |

노동패널조사자료 중 결측 값은 제외 하고 분석하였으며 각 년도마다 표본수가 다른 점과 연령대별 표본수가 변화함에 따라 변화하는 평균소득 값을 보정하기 위하여 노동패널에서 제공하고 있는 연도별 가구가중치를 사용하였다.

먼저 노동패널 가구자료의 인구학적 특징을 살펴보면 가구주는 남성의 비율이 전조사에서 월등히 높았다. 그러나 최근과 가까운 조사일 수 록 여성의 비율이 꾸준히 증가함을 볼 수 있다.

표본가구의 가구주 연령을 살펴보면 총 13년차 조사에서 최연소 가구주는 만 15세였으며 최고령 가구주의 나이는 만 97세로 나타났다. 표본의 평균나이는 최초조사 시 46.85세였으며 동일가구 동일 질문으로 조사하는 노동패널의 특징상 표본의 평균연령은 조사 차수가 증가함에 따라 상승하여 13년차 조사에서는 52.3세로 조사되었다.

〈표 3-2〉 노동패널 표본 연령 기술통계

(단위: 세)

| 조사차수 | 조사년도 | 최소값 | 최대값 | 평균    | 표준편차  |
|------|------|-----|-----|-------|-------|
| 1차   | 1998 | 18  | 94  | 46.85 | 13.00 |
| 2차   | 1999 | 18  | 95  | 47.83 | 13.23 |
| 3차   | 2000 | 16  | 96  | 48.55 | 13.48 |
| 4차   | 2001 | 17  | 97  | 48.91 | 13.63 |
| 5차   | 2002 | 18  | 90  | 49.39 | 13.83 |
| 6차   | 2003 | 18  | 90  | 49.27 | 14.03 |
| 7차   | 2004 | 17  | 91  | 49.53 | 14.18 |
| 8차   | 2005 | 17  | 92  | 49.91 | 14.33 |
| 9차   | 2006 | 19  | 93  | 50.30 | 14.48 |
| 10차  | 2007 | 17  | 91  | 50.71 | 14.60 |
| 11차  | 2008 | 16  | 93  | 51.21 | 14.78 |
| 12차  | 2009 | 15  | 94  | 51.88 | 15.34 |
| 13차  | 2010 | 16  | 95  | 52.30 | 15.41 |

노동패널 데이터의 가구 소득은 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득, 기타소득으로 나뉘어 있다. 본 연구에서 사용한 모든 소득을 합친 가구총소득 값을 살펴보면 평균소득은 1차 조사 시 약1,875만원에서 12년간 약2,088만원이 증가하여 2010년인 13차 조사 기준 약3,963만원의 평균가구 소득을 보이고 있음으로 조사되었다.

〈표 3-3〉 가구총소득 기술통계

(단위: 만원)

| 조사차수 | 조사년도 | 최소 | 최대      | 평균       | 표준편차     |
|------|------|----|---------|----------|----------|
| 1차   | 1998 | 0  | 124,197 | 1,874.76 | 5,007.02 |
| 2차   | 1999 | 0  | 32,500  | 1,927.57 | 1,932.30 |
| 3차   | 2000 | 0  | 112,900 | 2,038.55 | 2,578.18 |
| 4차   | 2001 | 0  | 31,200  | 2,186.91 | 2,032.88 |
| 5차   | 2002 | 2  | 75,200  | 2,672.09 | 2,984.20 |
| 6차   | 2003 | 0  | 52,000  | 2,814.27 | 2,956.02 |
| 7차   | 2004 | 0  | 74,170  | 2,966.76 | 3,157.68 |
| 8차   | 2005 | 0  | 74,024  | 3,090.26 | 3,166.72 |
| 9차   | 2006 | 0  | 100,702 | 3,437.31 | 4,215.47 |
| 10차  | 2007 | 12 | 104,826 | 3,603.20 | 4,068.35 |
| 11차  | 2008 | 12 | 73,120  | 3,770.06 | 3,775.65 |
| 12차  | 2009 | 5  | 104,410 | 3,734.17 | 3,631.86 |
| 13차  | 2010 | -1 | 110,000 | 3,963.15 | 4,161.44 |

### 3.1.2 분석을 위한 변수 설정

연령의 변화에 따른 소득변화를 분석하기 위해서는 횡단면자료인 노동패널의 소득 데이터를 시계열로 분석하기 위해서는 1차 조사년도인 1998년을 기준으로 출생연도에 따른 코호트를 구성하여 분석함으로써 연령이 변화함에 따라 소득이 변해온 과정을 분석할 수 있다.

출생연도 코호트는 인구주택총조사의 분류와 같은 5세단위로 분류하여 총 12개의 코호트로 설정했다. 1998년 기준 9세 미만인 1989년 이후 출생자의



경우 표본에서 소득이 검출되는 시기가 11차 년도부터여서 시계열자료로의 분석이 어렵고 표본수가 작은 점 등을 고려하여 제외 하였으며, 65세 이상의 경우도 표본수가 작고 대부분 소득활동이 급격히 감소하는 시기로서 추가로 주택을 구입할 가능성이 낮다고 판단되어 65세 이상을 한 변수로 통합하였다. 나이는 만 나이를 기준으로 하였고, 분류한 나이기준은 조사가 처음 시작된 1998년을 기준으로 분류하였으며 최종조사인 13차 조사시기인 2010년의 실제 나이는 기준나이에 12세를 더한 나이가 된다(<표 3-4>참조).

〈표 3-4〉 실제 나이기준 변화

| 1998년  | 1999년  | 2000년  | ... | 2009년  | 2010년  |
|--------|--------|--------|-----|--------|--------|
| 10~14세 | 11~15세 | 12~16세 | ... | 21~25세 | 22~26세 |
| 15~19세 | 16~20세 | 17~21세 | ... | 26~30세 | 27~31세 |
| 20~24세 | 21~25세 | 22~26세 | ... | 31~35세 | 32~36세 |
| 25~29세 | 26~30세 | 27~31세 | ... | 36~40세 | 37~41세 |
| 30~34세 | 31~35세 | 32~36세 | ... | 41~45세 | 42~46세 |
| 35~39세 | 36~40세 | 37~41세 | ... | 46~50세 | 47~50세 |
| 40~44세 | 41~45세 | 42~46세 | ... | 51~55세 | 51~56세 |
| 45~49세 | 46~50세 | 47~51세 | ... | 56~60세 | 57~61세 |
| 50~54세 | 51~55세 | 52~56세 | ... | 61~65세 | 62~66세 |
| 55~59세 | 56~60세 | 57~61세 | ... | 66~70세 | 67~71세 |
| 60~64세 | 61~65세 | 62~66세 | ... | 71~75세 | 72~76세 |
| 65세 이상 | 66세 이상 | 67세 이상 | ... | 76세 이상 | 77세 이상 |

분류한 출생연도별 코호트를 실제 나이로 표시하여 분석할 경우 연도가 변화함에 따라 변수명이 변하여 분석 시에 혼동이 생길 수 있어 혼동을 줄이고 분석결과의 가시성을 높이기 위해 출생연도별로 변수명을 설정하여 부여하였다. 변수의 명은 <표 3-5>와 같다.

가구의 소득 변수는 기초통계에서 설명한바와 같이 가구원 전원의 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득, 기타소득을 모두 포함한 연간 총소득을 변수로 하여 분석하였다.

〈표 3-5〉 연령변화에 따른 소득변화 분석을 위한 변수

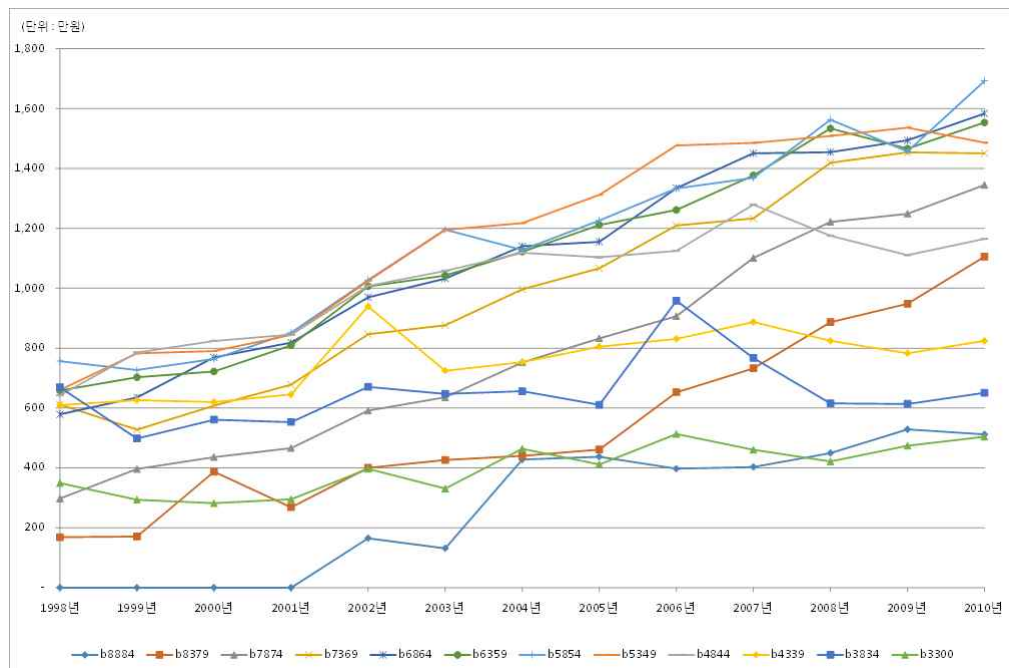
| 변수명   | 변수설명                       |
|-------|----------------------------|
| b8884 | 출생연도가 1984년~1988년인 가구주의 가구 |
| b8379 | 출생연도가 1983년~1979년인 가구주의 가구 |
| b7874 | 출생연도가 1974년~1978년인 가구주의 가구 |
| b7369 | 출생연도가 1969년~1973년인 가구주의 가구 |
| b6864 | 출생연도가 1968년~1964년인 가구주의 가구 |
| b6359 | 출생연도가 1959년~1963년인 가구주의 가구 |
| b5854 | 출생연도가 1954년~1958년인 가구주의 가구 |
| b5349 | 출생연도가 1949년~1953년인 가구주의 가구 |
| b4844 | 출생연도가 1944년~1948년인 가구주의 가구 |
| b4339 | 출생연도가 1939년~1943년인 가구주의 가구 |
| b3834 | 출생연도가 1934년~1938년인 가구주의 가구 |
| b3300 | 출생연도가 1934년 이전인 가구주의 가구    |

### 3.1.3 분석결과

가구의 총소득을 출생 코호트별로 변화를 분석한 결과 가구주가 1984년~1988년(b8884)출생한 가구의 경우 2002년부터 소득이 발생하기 시작하였으며 직장에서 은퇴하게 되거나 이미 은퇴한 연령대인 1943년 이전 출생자들(b4339, b3834, b3300)을 제외하고 꾸준히 증가하고 있음을 보여 준다. 1943년 이전 출생자들(b4339, b3834, b3300)의 또 다른 특징은 2001년을 전후로 하여 소득이 다시 늘어나는 경향을 보이고 있음을 발견할 수 있었다.

1939년~1943년 출생가구주 그룹(b4339)은 2002년에 1934년~1938년 출생가구주 그룹(b3834)과 1933년 이전 출생가구주 그룹(b3300)에서는 2006년에 소득이 급격히 증가하는 모습을 보이는데 이는 가구소득중 가장 많은 부분을 차지하는 근로소득이 아니라 부동산소득이 증가하여 전체 가구소득이 올라간 것으로 확인되었다. 한국노동패널에서 조사되는 부동산소득에는 임대료, 매매차익, 권리금, 토지를 도지 준 것, 기타부동산소득이 포함된다. 부동산

산소득 중 임대료 또는 권리금 등이 수년이 아닌 단 연도에 급격히 상승했다가 되돌아오는 경우는 드물므로 매매차익이 실현된 영향인 것으로 판단된다. 또한 1954년~1958년 출생가구주 그룹(b5854)에서 2010년 소득이 급격히 늘어난 것을 살펴볼 수 있는데 이는 기타소득이 증가한 것으로 확인되었다. 기타소득에는 보험금 지급, 퇴직금, 복권, 증여, 상속, 축의금, 부의금 등이 포함된다. 1954년~1958년 출생가구주 그룹(b5854)의 연령은 2010년을 기준으로 52세~56세가 되므로 은퇴로 인한 퇴직금의 수령이 소득을 일시적으로 상승시킨 것으로 보인다.



〈그림 3-1〉 가구주 출생연도별 소득변화

〈표 3-6〉 출생연도 코호트별 연도별 평균소득

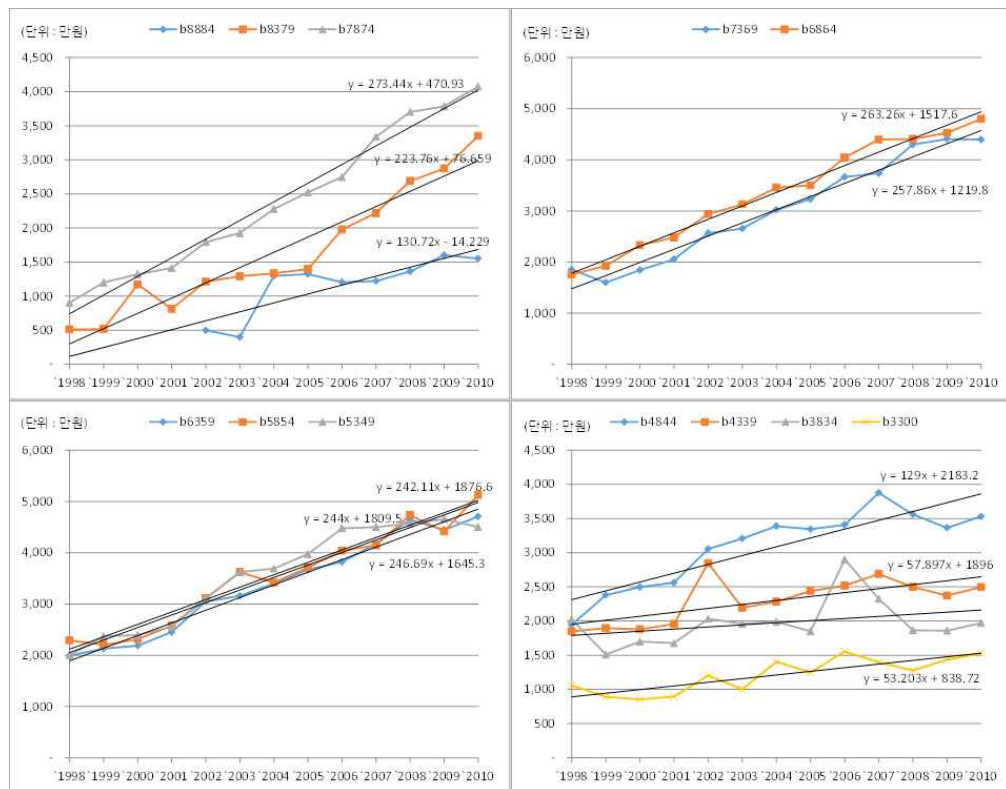
(단위: 만원)

| 년도    | b8884 | b8379 | b7874 | b7369 | b6864 | b6359 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1998년 |       | 511   | 902   | 1,853 | 1,755 | 1,995 |
| 1999년 |       | 517   | 1,200 | 1,599 | 1,925 | 2,129 |
| 2000년 |       | 1,173 | 1,322 | 1,843 | 2,331 | 2,188 |
| 2001년 |       | 813   | 1,412 | 2,056 | 2,480 | 2,453 |
| 2002년 | 500   | 1,212 | 1,792 | 2,564 | 2,938 | 3,049 |
| 2003년 | 398   | 1,292 | 1,926 | 2,656 | 3,128 | 3,159 |
| 2004년 | 1,296 | 1,335 | 2,279 | 3,019 | 3,456 | 3,399 |
| 2005년 | 1,325 | 1,398 | 2,523 | 3,231 | 3,500 | 3,671 |
| 2006년 | 1,204 | 1,978 | 2,748 | 3,665 | 4,045 | 3,822 |
| 2007년 | 1,221 | 2,219 | 3,337 | 3,737 | 4,395 | 4,173 |
| 2008년 | 1,362 | 2,687 | 3,702 | 4,300 | 4,408 | 4,647 |
| 2009년 | 1,602 | 2,873 | 3,785 | 4,406 | 4,527 | 4,443 |
| 2010년 | 1,551 | 3,350 | 4,076 | 4,395 | 4,799 | 4,707 |

| 년도    | b5854 | b5349 | b4844 | b4339 | b3834 | b3300 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1998년 | 2,292 | 2,002 | 1,946 | 1,848 | 2,027 | 1,058 |
| 1999년 | 2,203 | 2,372 | 2,381 | 1,897 | 1,510 | 890   |
| 2000년 | 2,315 | 2,395 | 2,497 | 1,878 | 1,700 | 855   |
| 2001년 | 2,581 | 2,558 | 2,561 | 1,956 | 1,676 | 894   |
| 2002년 | 3,113 | 3,105 | 3,054 | 2,847 | 2,032 | 1,203 |
| 2003년 | 3,624 | 3,622 | 3,206 | 2,195 | 1,961 | 1,003 |
| 2004년 | 3,418 | 3,690 | 3,389 | 2,283 | 1,988 | 1,405 |
| 2005년 | 3,715 | 3,976 | 3,344 | 2,439 | 1,850 | 1,247 |
| 2006년 | 4,040 | 4,476 | 3,409 | 2,518 | 2,903 | 1,555 |
| 2007년 | 4,147 | 4,502 | 3,877 | 2,689 | 2,325 | 1,395 |
| 2008년 | 4,736 | 4,572 | 3,562 | 2,498 | 1,866 | 1,277 |
| 2009년 | 4,415 | 4,656 | 3,365 | 2,372 | 1,859 | 1,436 |
| 2010년 | 5,129 | 4,503 | 3,530 | 2,498 | 1,972 | 1,527 |

가구주의 연령별 소득변화의 특징을 더 자세히 분석하기 위하여 그래프를 나누어 가시성을 키운 뒤 추세선을 그려본 결과 그 기울기가 출생 코호트별로 다른 모습을 보이고 있었다. 실제 경제적 활동을 활발하게 하지 않는 55세를 초과하는 그룹을 제외하면 특히 1980년대 출생한 그룹(b8884, b8379)의 기울기가 상위 연령그룹과 비교하면 완만한 것으로 보여 소득의 증가가 다른 연령대보다 더딘 것으로 보인다. 대부분의 연령별 코호트가 인접한 연령대의 소득증가와 비슷한 기울기를 보이는 것에 비하여 가구주가 1980년대 출생한 그룹(b8884, b8379)은 바로 상위 연령 그룹인 1974년~1978년에 출생한 그룹(b7874)과의 차이가 큰 것으로 분석되었다. 이는 명목소득은 모든 연령에서 증가하였다 하더라도 연령별 소득의 불균형은 오히려 커지게 되었음을 보여주는 하나의 결과로 판단된다.



〈그림 3-2〉 가구주 출생연도별 소득 추세

### 3.2 연도별 주택가격 변화 분석

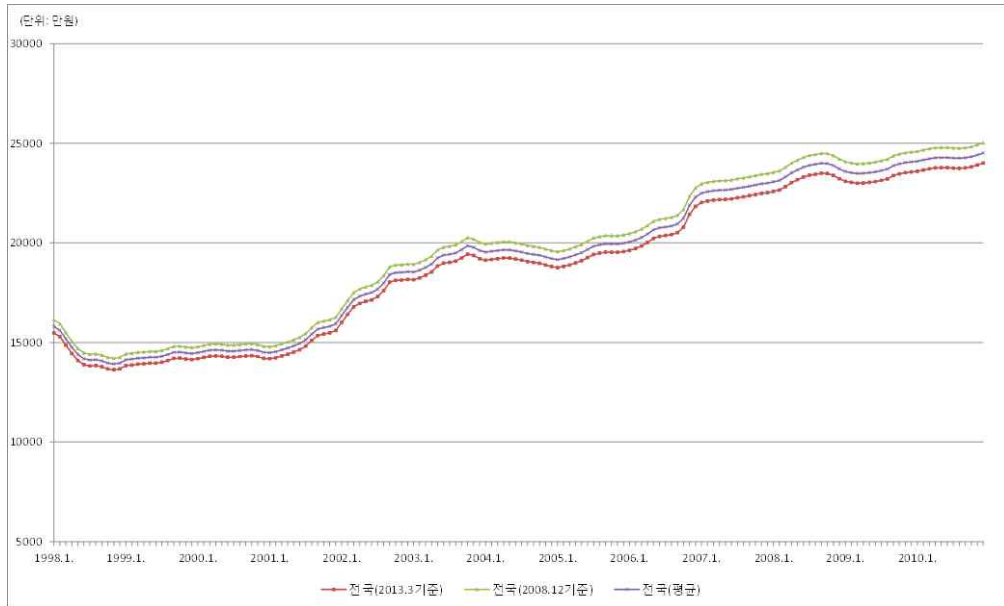
현재 한국감정원에서 발표하고 있는 주택매매가격 종합지수와 이와 평균매매가격의 경우 2013년 이전에는 국민은행에서 담당하고 있는 업무였다. 본 연구의 기초자료인 한국노동패널의 경우 가장 최근의 자료가 2010년 조사자료 이므로 국민은행의 과거 자료를 이용하여 주택가격의 변화를 분석 하였다.

국민은행의 공개자료를 살펴보면 매매지수의 경우 1986년 1월부터 공개하고 있지만 연구에 필요한 주택평균매매가격의 경우는 2008년부터 공개하고 있는바 공개되어있는 평균매매가격을 기준으로 지수를 이용하여 평균매매가격을 추정하였다. 지수로 매매가격을 추정한 방법은 다음 <식 3-1>과 같다.

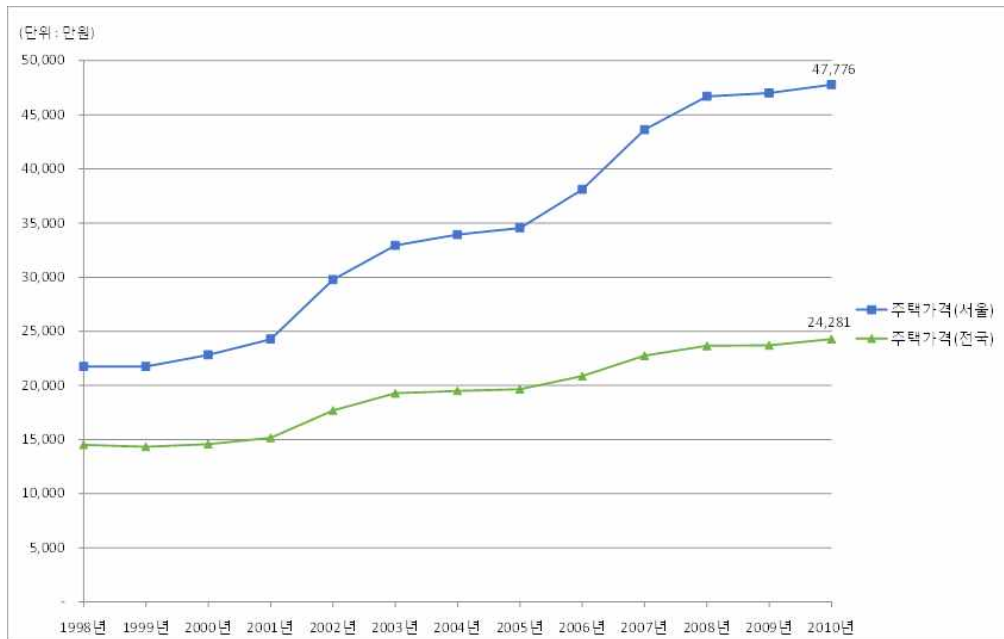
$$\text{평균매매가격} = \text{기준시점 매매가격} \times \frac{\text{해당시점 매매지수}}{\text{기준시점 매매지수}} \quad \langle \text{식 3-1} \rangle$$

위와 같은 식으로 주택평균매매가격을 추정할 경우 기준시점을 어디로 선택하느냐에 따라 값이 달라진다. 기준시점과 가까운 연도의 주택가격의 경우 비교적 오차가 작아지고 기준에서 멀어질수록 실제가격과 차이가 커지는 경향이 있다. 이에 본 연구에서는 주택평균매매가격자료를 공개한 처음시점인 2008년 12월의 매매가격을 기준으로 한 가격과 국민은행에서 발표한 지수의 기준인 2013년 3월의 매매가격을 기준으로 한 가격을 평균하여 사용하였다.

국민은행에서 제공하는 주택평균매매가격은 월별자료로 한국노동패널자료와 비교하여 분석하기 위해서는 연 단위로의 변환이 필요하다. 이에 매매가격을 연 단위 평균값을 구하였다. 매매가격의 변화를 살펴보면 전국과 서울 모두 지속해서 매매가격이 상승한 것을 볼 수 있으며 특히 2002년에 가장 많은 상승률을 보인 것으로 분석되었다. 특히 서울의 주택평균매매가격은 12년간 2배가 넘게 가격이 상승하였음을 확인 할 수 있었다.



〈그림 3-3〉 월평균 주택매매가격



〈그림 3-4〉 주택매매가격의 변화

〈표 3-7〉 연평균 주택매매가격

(단위: 만원)

| 년도    | 매매가격(전국) | 전년대비<br>변동률 | 매매가격(서울) | 전년대비<br>변동률 |
|-------|----------|-------------|----------|-------------|
| 1998년 | 14,509   |             | 21,745   |             |
| 1999년 | 14,324   | -1.27%      | 21,751   | 0.03%       |
| 2000년 | 14,582   | 1.80%       | 22,822   | 4.92%       |
| 2001년 | 15,156   | 3.94%       | 24,273   | 6.36%       |
| 2002년 | 17,681   | 16.66%      | 29,765   | 22.63%      |
| 2003년 | 19,277   | 9.02%       | 32,925   | 10.62%      |
| 2004년 | 19,495   | 1.13%       | 33,930   | 3.05%       |
| 2005년 | 19,652   | 0.80%       | 34,539   | 1.80%       |
| 2006년 | 20,862   | 6.16%       | 38,099   | 10.31%      |
| 2007년 | 22,745   | 9.02%       | 43,619   | 14.49%      |
| 2008년 | 23,659   | 4.02%       | 46,699   | 7.06%       |
| 2009년 | 23,705   | 0.19%       | 47,006   | 0.66%       |
| 2010년 | 24,281   | 2.43%       | 47,776   | 1.64%       |

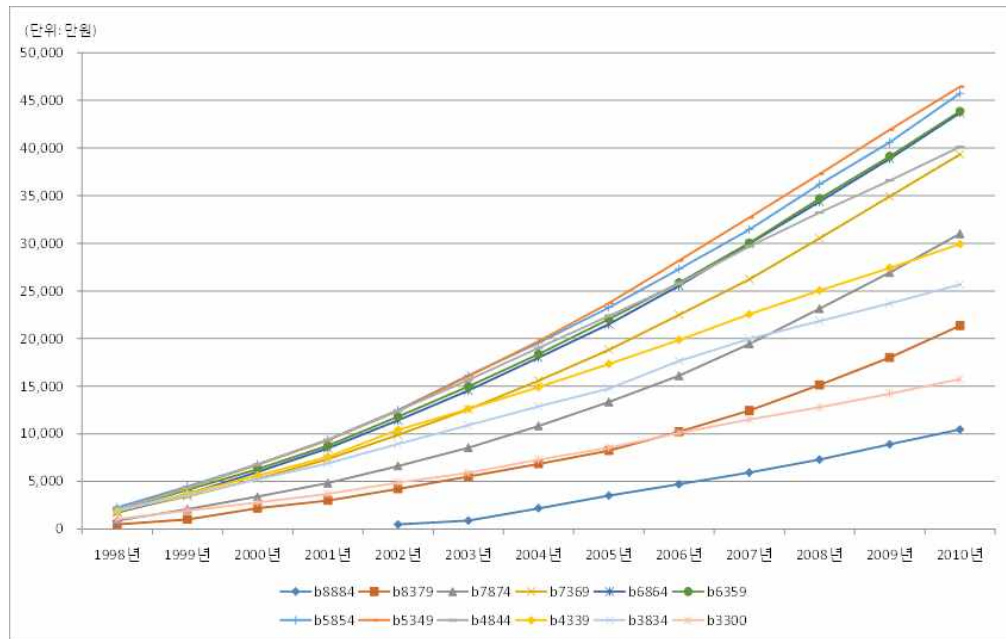
### 3.3 소득대비 주택가격의 변화 분석

소득대비 주택가격의 변화를 출생 코호트별로 분석하기 위하여 먼저 앞서 분석한 평균소득을 출생 코호트별로 누적하여 구하였다. 일반적으로 주택은 가격이 비싸 한연도의 소득만으로는 구입하기 어렵다. 또한 코호트에 따라 연도별로 부동산 매매차익 등으로 인하여 급격히 변동하는 경우에 비교가능성이 떨어지므로 소득을 누적하여 분석하였다.

코호트별로 누적소득을 살펴보면 1949년~1953년 출생가구주의 가구(b5349)가 가장 높은 누적소득을 보였으며 연령이 가장 어린 1988년~1984년 출생가구주의 가구(b8884)가 가장 낮은 소득을 보였다, 누적소득도 마찬가지로 1979년~1988년에 출생한 가구주(b8884, b8379)의 소득이 낮은 증가를 보이고 있다. 특히 1998년 조사 첫 년도 기준 60세~64세에 해당하여 이미 은퇴한 세대인 1934년~1938년에 출생한 가구주(b3834)의 누적소득보다 작음을



보여주고 있어 2010년 기준 20~30대의 소득이 상대적으로 상승하지 못하였음을 보여주고 있다.



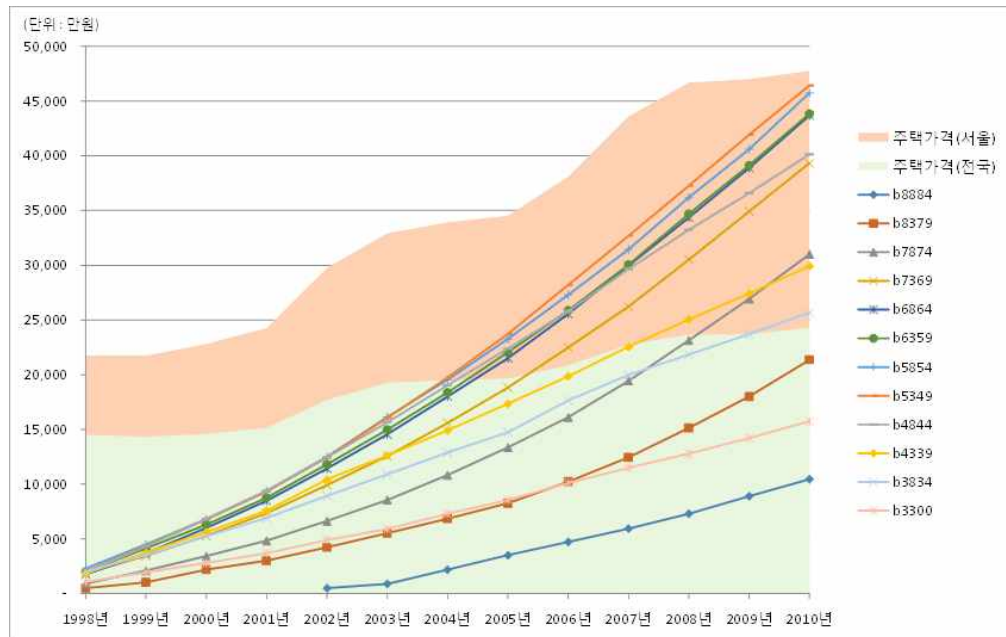
〈그림 3-5〉 출생 코호트별 누적소득 변화

누적소득과 주택가격을 동시에 분석해보면 모두 상승하는 추세를 볼 수 있다. 분석의 시작년도인 1998년을 기준으로 12년간 소득을 모두 주택구입에 사용할 경우 1984년~1988년(b8884), 1979년~1983년(b8379), 1933년(b3300) 이전 출생가구를 제외하고 전국 평균가격 수준의 주택을 구입가능하게 분석되었다.

이에 비하여 서울평균주택가격과의 비교에서는 전 연령대에서 1998년~2010년 동안의 누적소득이 주택가격을 초과하지 못하는 것으로 분석되었다. 이는 전국에 비해 서울의 주택가격이 소득에 대비하여 크게 상승했음을 보여준다고 할 수 있다.

비교적 소득이 높은 출생 코호트인 b5854, b5349는 1998년 이후 6년이 지난 2004년에는 누적소득이 전국평균주택가격을 초과하는 것으로 나타났으며, b6864, b6359, b4844의 경우는 2005년, b7369는 2006년, b4339는 200

8년, b7874는 11년 후인 2009년, b3834는 2010년에 누적소득이 평균주택가격을 초과하는 것으로 나타났다.



〈그림 3-6〉 누적소득과 주택가격 비교

분석결과를 종합해보면 중장년층에 해당하는 1940년대~1960년대 출생가구주는 전국평균주택가격을 기준으로 한다면 주택가격 대비 소득이 꾸준히 상승하여 주택을 구입할 수 있는 능력 또한 상승한 것으로 나타났다. 그러나 1998년 기준으로 10대에 해당하고 2010년 기준으로는 20~30대(b8884, b8379, b7874)에 해당하는 사회 초년생의 연령대에서 명목소득은 증가했지만 주택가격이 상승한 것에 비하여 소득이 상승하지 못해 주택구입을 위한 경제적 능력이 떨어지는 것으로 분석되었다.

## IV. 자가주택 수요의 추정

### 4.1 모형 및 가정 설정

#### 4.1.1 수요추정모형 설정

자가가구의 수요의 크기를 측정할 수 있는 자료로 5년마다 실시하고 있는 인구주택총조사의 가구부문에 주거실태 자료가 있다. 자가율은 전체가구 수에서 거주형태가 자가인 가구 수가 차지하는 비율을 말한다.

$$\text{자가율} = \frac{\text{자가가구의 수}}{\text{전체 가구 수}} \quad \langle \text{식 4-1} \rangle$$

본 연구에서는 자가수요를 추정하기 위하여 자가율을 이용하였다. 출생 코호트별로 자가율을 추정하여 가구 수에 곱하여 총 자가가구 수를 추정한 뒤 전기 자가가구 수와의 차이를 비교해 추가로 늘거나 줄어드는 자가가구 수를 추정하여 해당연도의 자가주택의 수요를 예측하고자 한다.

$$\text{자가가구 수} = \text{전체 가구 수} \times \text{자가율} \quad \langle \text{식 4-2} \rangle$$

$$\text{당기 자가주택 수요량} = \text{전기 자가가구 수} - \text{당기 자가가구 수}$$

자가율의 변화를 예측하기 위하여 단순회귀분석을 이용하였다. 단순회귀분석은 하나의 독립변수와 종속변수간의 선형관계를 가정하는 것을 말한다.

$$\hat{Y}_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \epsilon_i \quad \langle \text{식 4-3} \rangle$$

$\beta_0$  :  $X_i = 0$  일 때  $Y_i$ 의 기대값

$\beta_1$  : 모집단의 회귀계수

$\epsilon_i$  :  $X_i$ 에 의해 설명되지 않는 오차

자가율 예측을 위한 종속변수는 평균주택가격과 연령별 소득이 반영된 HAI 지수를 이용하였다, HAI 지수는 주택을 구입할 수 있는 능력을 측정하는 하나의 지수로 총소득대비 주택가격만 고려되는 PIR과는 달리 금융비용과 소득 중 주택구입에 지출 가능한 소득이 고려되어 좀 더 실질적인 자가수요를 예측할 수 있다.

#### 4.1.2 수요추정을 위한 가정

앞서 설명한 방법으로 수요를 추정하기 위해서는 몇 가지 가정이 필요하다. 우선 HAI 지수를 산출하기 위한 가정에는 주택담보대출비율(LTV: Loan to Value 이하 LTV) 및 총부채상환비율(DTI: Debt to Income 이하 DTI) 가정과 이자율, 상환기간이 있다. 또한 주택가격과 소득의 예측이 선행되어야 한다.

〈표 4-1〉 담보인정비율

| 만 기                      |                | 투기지역             |                     | 투기과열지구           |                     | 기타 지역            |                     |
|--------------------------|----------------|------------------|---------------------|------------------|---------------------|------------------|---------------------|
|                          |                | 주택 <sup>1)</sup> | 아파트                 | 주택 <sup>1)</sup> | 아파트                 | 주택 <sup>1)</sup> | 아파트                 |
| 3년이하 <sup>2)</sup>       |                | 50% 이내           | 40%이하 <sup>2)</sup> | 50% 이내           | 50%이하 <sup>2)</sup> | 60% 이내           | 60%이하 <sup>2)</sup> |
| 3년초과~10년이하               |                | 60%"             | 40%"                | 60%"             | 60%"                | 60%"             | 60%"                |
| 10년<br>초과                | 담보가액 6<br>억원초과 | 60%"             | 40%"                | 60%"             | 60%"                | 60%"             | 60%"                |
|                          | 담보가액 6<br>억원이내 | 60%"             | 60%"                | 60%"             | 60%"                | 60%"             | 60%"                |
| 10년이상 분할상환 <sup>3)</sup> |                | 70%"             | 70%"                | 70%"             | 70%"                | 70%"             | 70%"                |

주: 1) 아파트(주상복합아파트 포함)를 제외한 주택을 말함

2) 아파트 중도금대출 및 이주비대출의 경우 만기 구분없이 해당비율 적용

3) 1년 이내에 한국주택금융공사에 매각하거나 자체 유동화계획이 있는 고정금리부 대출(거치 기간 1년 이내, 총부채상환비율 40% 이하)을 말함

자료: 금융감독원 「은행업무감독규정」〈별표6〉주택담보대출에 대한 리스크 관리기준

국내의 경우 주택시장 안정을 목적으로 2002년 7월부터 LTV를 제한하여 주택담보대출의 한도를 규제하고 있다.

현재 LTV는 지역과 만기, 담보가액에 따라 40%~70%이하로 제한되고 있다. 투기지역에서는 담보가액이 6억원을 초과하거나 만기가 10년 이하의 아파트(주상복합아파트 포함)담보대출에 대하여 가장 강한 40%이하를 적용하고 있으며 아파트가 아닌 동일조건의 주택인 경우 50%이하를 적용하고 있다. 투기과열지구에서는 만기 3년 이하의 주택과 아파트 모두 50%이하가 적용된다. 이밖에 기타지역에서는 60%이하가 적용되고 있으며 10년 이상 분할상환인 경우(1년 이내에 한국주택금융공사에 매각하거나 자체 유동화계획이 있는 공정금리부 대출) 최대 70% 이하까지 LTV적용이 가능한 상태이다.

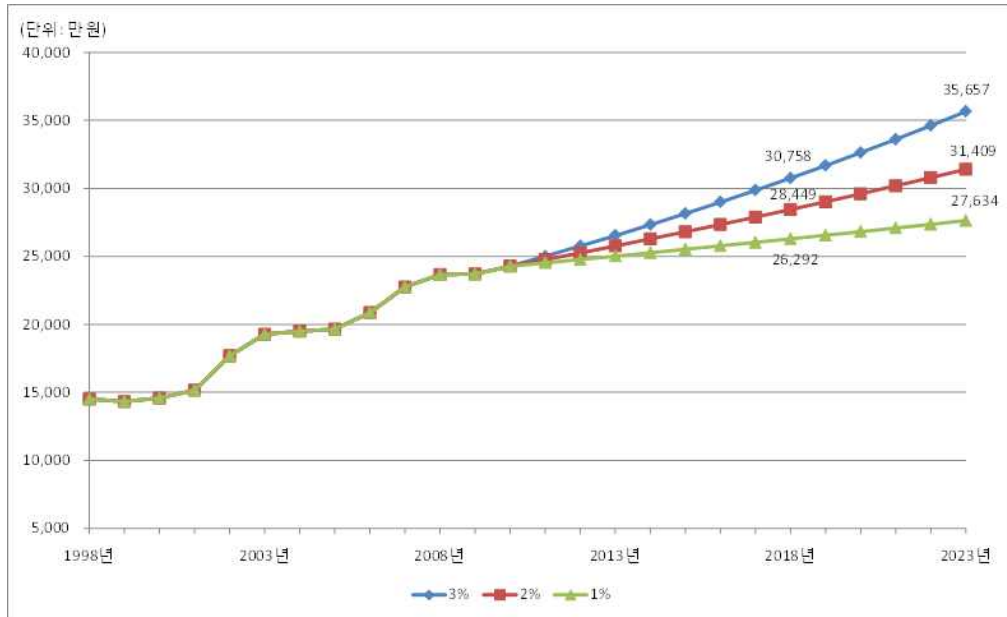
지수 산출을 위한 DTI 기준은 국내와 국외에서 25%~32% 정도 적용되는 바 30%로 가정하였으며, LTV는 40%로 가정하였다. 주택담보대출시 이자율은 4.5%, 상환기간은 국내에서 가장 많은 비율을 차지하는 20년으로 가정하였다.

주택가격은 평균물가상승률 수준인 매년 3%상승과 그보다 낮은 2%상승, 1%상승 세 가지로 가정하여 분석하였다.

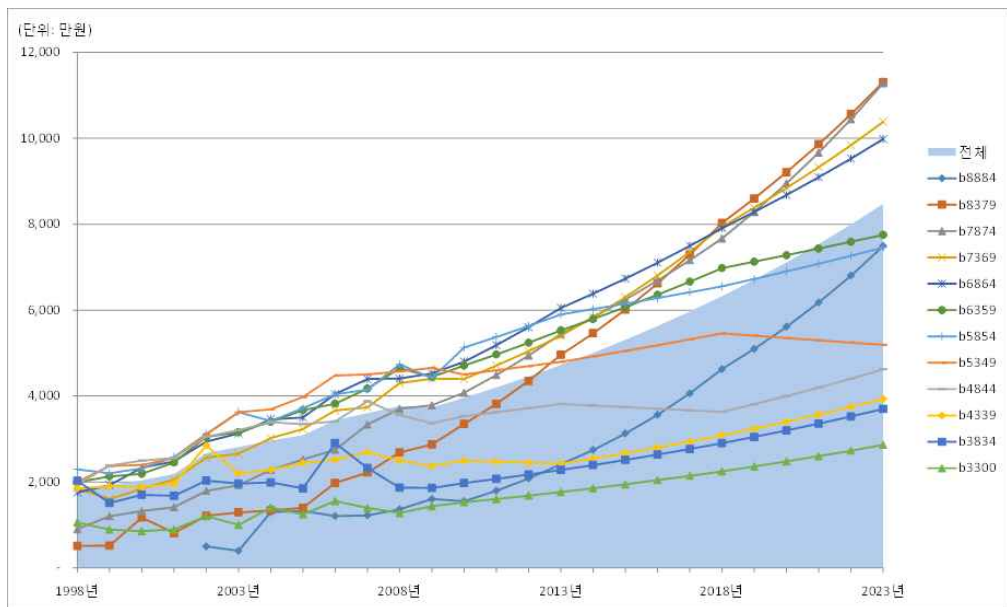
소득의 증가율은 통계청의 가구추계자료와 연령구간이 같아지는 2018년과 2023년을 기준으로 비교하기 위하여 출생 코호트별로 2003년~2008년의 평균소득 증가율을 구한다음 연령이 변화함에 따라 상승폭이 달라지는바 5년마다 해당 연도의 나이와 연동하여 적용하였다. 즉, 1998년 기준 가구주 나이가 20세~24세에 해당하는 가구의 2010년~2013년까지의 소득증가율은 1998년 기준 25세~29세의 증가율을 적용하였으며, 5년 후인 2014년~2018년에는 30세~34세의 증가율을 적용하는 방식으로 소득을 추정하였다.

〈표 4-2〉 수요추정을 위한 가정

| LTV | DTI | 이자율  | 상환만기 | 주택가격                | 연소득                           |
|-----|-----|------|------|---------------------|-------------------------------|
| 40% | 30% | 4.5% | 20년  | 연간 3%, 2%,<br>1% 상승 | 2003년~2008년<br>출생 코호트별<br>증가율 |



〈그림 4-1〉 주택가격 예측



〈그림 4-2〉 가구소득 예측

〈표 4-3〉 가구소득 예측

(단위: 만원)

| 코호트   | 1998년 | ... | 2010년 | 2018년 | 2023년  |
|-------|-------|-----|-------|-------|--------|
| b8884 | -     | ... | 1,551 | 4,627 | 7,491  |
| b8379 | 511   | ... | 3,350 | 8,027 | 11,308 |
| b7874 | 902   | ... | 4,076 | 7,668 | 11,280 |
| b7369 | 1,853 | ... | 4,395 | 7,943 | 10,380 |
| b6864 | 1,755 | ... | 4,799 | 7,906 | 9,979  |
| b6359 | 1,995 | ... | 4,707 | 6,977 | 7,751  |
| b5854 | 2,292 | ... | 5,129 | 6,552 | 7,455  |
| b5349 | 2,002 | ... | 4,503 | 5,458 | 5,192  |
| b4844 | 1,946 | ... | 3,530 | 3,629 | 4,622  |
| b4339 | 1,848 | ... | 2,498 | 3,087 | 3,931  |
| b3834 | 2,027 | ... | 1,972 | 2,904 | 3,698  |
| b3300 | 1,058 | ... | 1,527 | 2,248 | 2,863  |
| 전체    | 1,875 | ... | 3,963 | 6,327 | 8,476  |

## 4.2 모형검증

본 연구의 모형은 자가율을 추정하여 자가주택수요의 양을 측정하는 연구로서 자가율은 소득과 주택가격에 영향을 받는 HAI 지수에 영향을 받는다고 가정하고 있다. 이에 회귀식 추정 후 앞서 분석, 추출한 노동패널의 가구주 연령별 가구총소득과 국민은행 지수로 추정한 주택가격을 대입하여 자가율을 구하고 실제 조사된 인구주택총조사의 자가율과 비교함으로써 모형의 유용성을 검증하고자 한다.

### 4.2.1 회귀식의 추정

연령별로 시간의 흐름에 따른 소득의 변화를 알아보기 위하여 출생 코호트로 노동패널 가구주를 나누었다. 그러나 인구주택총조사의 연령별 거주형태별 통계의 경우 연령의 변화가 반영되어 있지 않아 그대로 분석하기에는 무리가

따른다. 그리하여 인구주택총조사의 거주형태자료의 연령정보가 연구에서 분류한 출생 코호트와 일치하는 출생 코호트만을 분석하여 회귀식을 추정하였다. 예를 들면 노동패널의 경우 1998년을 기준으로 연령을 분류하였으므로 1998년에 연령분류가 일치하게 되며 이후 5년 단위로 연령범위가 일치하게 된다.

현재 인구주택총조사자료는 2010년까지 발표되었고 15세 미만과 60세 이상은 분류가 안 되는 한계에 따라 1998년 기준 15세~49세에 해당하는 가구주를 포함하는 코호트(b8379, b7874, b7369, b6864, b6359, b5854, b5349)와 연령과 관계없는 가구전체만을 회귀식을 추정하였으며 그 결과는 다음과 같다.

〈표 4-4〉 b8379의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10)

| 독립변수   | 비표준화계수 |      | 표준화계수 | t      | 유의확률 |
|--|--------|------|-------|--------|------|
|  | B      | 표준오차 |       |        |      |
| HAI  | .000   | .000 | -.655 | -2.604 | .029 |
| $R^2(\text{adj}, R^2) = .430(.366), F = 6.779$ |        |      |       |        |      |
| $y = 0.00x + 0.149$                            |        |      |       |        |      |

HAI로 b8379의 자가율을 예측하는 모형의 통계적 유의성을 검정한 결과, F통계값은 6.779, 유의확률은 0.05에서 자가율을 유의하게 설명하고 있으며, 자가율 변화량의 43%가 HAI에의 하여 설명되고 있다.

〈표 4-5〉 b7874의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10)

| 독립변수  | 비표준화계수 |      | 표준화계수 | t      | 유의확률 |
|---|--------|------|-------|--------|------|
|   | B      | 표준오차 |       |        |      |
| HAI   | -.003  | .000 | -.905 | -6.393 | .000 |
| $R^2(\text{adj}, R^2) = .820(.799), F = 40.873$ |        |      |       |        |      |
| $y = -0.03x + 0.444$                            |        |      |       |        |      |

HAI로 b7874의 자가율을 예측하는 모형의 통계적 유의성을 검정한 결과, F통계값은 40.875, 유의확률은 0.05에서 자가율을 유의하게 설명하고 있으며,



자가율 변화량의 82%가 HAI에의 하여 설명되고 있다.

〈표 4-6〉 b7369의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10)

| 독립변수  | 비표준화계수 |      | 표준화계수 | t      | 유의확률 |
|---|--------|------|-------|--------|------|
|   | B      | 표준오차 |       |        |      |
| HAI   | -.008  | .001 | -.926 | -7.358 | .000 |
| $R^2(\text{adj}, R^2) = .857(.842), F = 54.147$ |        |      |       |        |      |
| $y = -0.08x + 0.875$                            |        |      |       |        |      |

HAI로 b7369의 자가율을 예측하는 모형의 통계적 유의성을 검정한 결과, F 통계값은 54.147, 유의확률은 0.05에서 자가율을 유의하게 설명하고 있으며, 자가율 변화량의 85.7%가 HAI에의 하여 설명되고 있다.

〈표 4-7〉 b6864의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10)

| 독립변수  | 비표준화계수 |      | 표준화계수 | t      | 유의확률 |
|---|--------|------|-------|--------|------|
|   | B      | 표준오차 |       |        |      |
| HAI   | -.007  | .001 | -.911 | -6.616 | .000 |
| $R^2(\text{adj}, R^2) = .829(.811), F = 43.776$ |        |      |       |        |      |
| $y = -0.07x + 0.869$                            |        |      |       |        |      |

HAI로 b6864의 자가율을 예측하는 모형의 통계적 유의성을 검정한 결과, F 통계값은 43.776, 유의확률은 0.05에서 자가율을 유의하게 설명하고 있으며, 자가율 변화량의 82.9%가 HAI에의 하여 설명되고 있다.

〈표 4-8〉 b6359의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10)

| 독립변수   | 비표준화계수 |      | 표준화계수 | t       | 유의확률 |
|--|--------|------|-------|---------|------|
|  | B      | 표준오차 |       |         |      |
| HAI  | -.007  | .001 | -.963 | -10.705 | .000 |
| $R^2(\text{adj}, R^2) = .927(.919), F = 114.606$ |        |      |       |         |      |
| $y = -0.07x + 0.945$                             |        |      |       |         |      |

HAI로 b6359의 자가율을 예측하는 모형의 통계적 유의성을 검정한 결과,

F 통계값은 114.606, 유의확률은 0.05에서 자가율을 유의하게 설명하고 있으며, 자가율 변화량의 92.7%가 HAI에의 하여 설명되고 있다.

〈표 4-9〉 b5854의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10)

| 독립변수  | 비표준화계수 |      | 표준화계수 | t      | 유의확률 |
|---|--------|------|-------|--------|------|
|   | B      | 표준오차 |       |        |      |
| HAI   | -.007  | .001 | -.906 | -6.418 | .000 |
| $R^2(\text{adj}, R^2) = .821(.801), F = 41.187$ |        |      |       |        |      |
| $y = -0.07x + 0.975$                            |        |      |       |        |      |

HAI로 b5854의 자가율을 예측하는 모형의 통계적 유의성을 검정한 결과, F 통계값은 41.187, 유의확률은 0.05에서 자가율을 유의하게 설명하고 있으며, 자가율 변화량의 82.1%가 HAI에의 하여 설명되고 있다.

〈표 4-10〉 b5349의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10)

| 독립변수  | 비표준화계수 |      | 표준화계수 | t      | 유의확률 |
|---|--------|------|-------|--------|------|
|   | B      | 표준오차 |       |        |      |
| HAI   | -.004  | .001 | -.859 | -5.030 | .001 |
| $R^2(\text{adj}, R^2) = .738(.708), F = 25.297$ |        |      |       |        |      |
| $y = -0.004x + 0.888$                           |        |      |       |        |      |

HAI로 b5349의 자가율을 예측하는 모형의 통계적 유의성을 검정한 결과, F 통계값은 25.297, 유의확률은 0.05에서 자가율을 유의하게 설명하고 있으며, 자가율 변화량의 73.8%가 HAI에의 하여 설명되고 있다.

〈표 4-11〉 가구주전체의 HAI지수에 대한 단순회귀 분석결과(n=10)

| 독립변수  | 비표준화계수 |      | 표준화계수 | t      | 유의확률 |
|---|--------|------|-------|--------|------|
|   | B      | 표준오차 |       |        |      |
| HAI   | -.0037 | .001 | -.852 | -4.878 | .001 |
| $R^2(\text{adj}, R^2) = .726(.695), F = 23.799$ |        |      |       |        |      |
| $y = -0.0037x + 0.7806$                         |        |      |       |        |      |

HAI로 가구주전체의 자가율을 예측하는 모형의 통계적 유의성을 검정한 결과, F 통계값은 23.799, 유의확률은 0.05에서 자가율을 유의하게 설명하고 있으며, 자가율 변화량의 72.6%가 HAI에 의하여 설명되고 있다.

#### 4.2.2 회귀식의 검증

단순회귀식의 추정결과 통계적으로 유의함이 나타났다. 그리하여 도출된 회귀식을 검증하기 위하여 전체가구주 기준 2009년과 2010년 소득평균과 주택가격을 반영한 HAI를 구한 후 회귀식에 대입하여 인구주택총조사의 자가율과 비슷한 값이 나오는지를 분석하였다. 그러나 본 연구의 출생 코호트와 인구주택총조사의 연령구간이 일치하는 구간이 없는 문제에 따라 회귀분석의 대상이 되었던 출생 코호트와 2009년과 2010년 기준으로 가장 근접한 연령대의 인구주택총조사 기준 자가율과의 비교를 통해 회귀식을 검증하였다.

검증 결과 전체의 경우 2009년 전체기준 0%P, 2010년에는 1.1%P 차이를 보였다. 전체를 제외한 구간에서는 중간에 해당하는 30세 중반이후의 중년층의 차이는 작았으나 2009년에는 20대가, 2010년에는 50대가 많은 차이를 보였다. 특히, 2010년 출생 코호트 기준연령 52세~56세의 자가율이 가장 큰 차이인 4.7%P의 차이를 보이는데 이는 앞서 설명한 것처럼 한국노동패널의 가구총소득의 자료에 은퇴로 인한 퇴직금 수령이 포함되어 있어 이에 따른 소득상승의 영향이 반영된 것으로 보인다.

이렇듯 실제 검증에 있어 연령별로 격차가 다르고 완벽히 수치가 일치하지는 않았으나 인구주택총조사와 출생 코호트의 연령이 일치하지 않았다는 점과 소득이 비교적 안정적이고 주택의 주요수요층인 30대~40대의 자가율의 격차는 작게 나타났으며 전체가구기준의 경우 또한 격차가 작아 추정된 회귀식이 유의하다고 할 수 있을 것이다.

〈표 4-12〉 예측자가율과 자가율의 차이

| 년도    | 인구주택총조사<br>연령 | 출생 코호트<br>연령 | 자가율   | 예측자가율 | 차이     |
|-------|---------------|--------------|-------|-------|--------|
| 2009년 | 25세~29세       | 26세~30세      | 14.8% | 11.9% | 2.9%P  |
|       | 30세~34세       | 31세~35세      | 30.1% | 26.9% | 3.2%P  |
|       | 35세~39세       | 36세~40세      | 42.7% | 41.9% | 0.8%P  |
|       | 40세~44세       | 41세~45세      | 50.5% | 48.3% | 2.2%P  |
|       | 45세~49세       | 46세~50세      | 55.8% | 56.2% | -0.4%P |
|       | 50세~54세       | 51세~55세      | 62.0% | 61.3% | 0.7%P  |
|       | 55세~59세       | 56세~60세      | 68.6% | 68.3% | 0.3%P  |
|       | 전체            |              | 54.4% | 54.4% | 0.0%P  |
| 2010년 | 25세~29세       | 27세~31세      | 14.5% | 12.3% | 2.2%P  |
|       | 30세~34세       | 32세~36세      | 29.6% | 27.8% | 1.8%P  |
|       | 35세~39세       | 37세~41세      | 42.2% | 40.7% | 1.5%P  |
|       | 40세~44세       | 42세~46세      | 49.7% | 49.6% | 0.1%P  |
|       | 45세~49세       | 47세~51세      | 54.8% | 57.5% | -2.7%P |
|       | 50세~54세       | 52세~56세      | 60.9% | 65.6% | -4.7%P |
|       | 55세~59세       | 57세~61세      | 67.6% | 67.1% | 0.5%P  |
|       | 전체            |              | 54.2% | 55.3% | -1.1%P |

### 4.3 자가주택수요의 추정

앞선 장에서 설명하였듯이 본 연구에서는 HAI와 자가율간의 회귀식을 도출하였다. 이에 자가율을 예측하기위해 가장먼저 HAI를 산출하고 산출한 HAI를 회귀식에 대입하여 자가율을 구한다. 계산된 자가율은 출생 코호트와 연령 범위가 같아지는 2018년과 2023년의 통계청의 장래가구추계의 가구 수에 곱하여 두 연도의 자가 가구 수를 추정할 수 있다. 또한 2010년의 자가가구수 실측치와 2018년과 2023년의 자가가구 예측치의 차이를 확인하여 자가주택수요의 변동의 크기를 살펴 볼 수 있게 된다.

### 4.3.1 HAI의 추정

가정된 DTI 40%, LTV 30%, 이자율 4.5%, 20년 만기를 적용하여 예측된 주택가격과 연령별 소득을 적용하여 2018년과 2023년의 자가주택수요를 추정하기 위한 HAI를 구한 결과는 주택가격이 매년 3%, 2%, 1% 상승하는 경우로 각각 나누어 산출하였다.

소득과 주택가격에 영향을 받는 HAI 특성상 소득은 높고 주택가격은 낮을 수록 HAI가 낮은 값을 보인다. 즉, 주택가격의 조건이 같다면 소득의 변화가 큰 출생 코호트의 변동 폭이 큰 모습을 보여주게 되며 산출 값 역시 소득변동이 큰 저연령층의 변화가 큰 것으로 나타났다.

〈표 4-13〉 HAI 추정 결과 (매년 3% 주택가격 상승)

| 코호트   | 2010년 | 2018년 | 2023년 |
|-------|-------|-------|-------|
| b8884 | 158.4 | 67.3  | 48.2  |
| b8379 | 73.4  | 38.8  | 31.9  |
| b7874 | 60.3  | 40.6  | 32.0  |
| b7369 | 55.9  | 39.2  | 34.8  |
| b6864 | 51.2  | 39.4  | 36.2  |
| b6359 | 52.2  | 44.6  | 46.6  |
| b5854 | 47.9  | 47.5  | 48.4  |
| b5349 | 54.6  | 57.0  | 69.5  |
| b4844 | 69.6  | 85.8  | 78.1  |
| b4339 | 98.4  | 100.9 | 91.8  |
| b3834 | 124.6 | 107.2 | 97.6  |
| b3300 | 160.9 | 138.5 | 126.1 |
| 전체    | 62.0  | 49.2  | 42.6  |

〈표 4-14〉 HAI 추정 결과 (매년 2% 주택가격 상승)

| 코호트   | 2010년 | 2018년 | 2023년 |
|-------|-------|-------|-------|
| b8884 | 158.4 | 62.2  | 42.4  |
| b8379 | 73.4  | 35.9  | 28.1  |
| b7874 | 60.3  | 37.6  | 28.2  |
| b7369 | 55.9  | 36.3  | 30.6  |
| b6864 | 51.2  | 36.4  | 31.9  |
| b6359 | 52.2  | 41.3  | 41.0  |
| b5854 | 47.9  | 44.0  | 42.6  |
| b5349 | 54.6  | 52.8  | 61.2  |
| b4844 | 69.6  | 79.3  | 68.8  |
| b4339 | 98.4  | 93.3  | 80.9  |
| b3834 | 124.6 | 99.2  | 86.0  |
| b3300 | 160.9 | 128.1 | 111.0 |
| 전체    | 62.0  | 45.5  | 37.5  |

〈표 4-15〉 HAI 추정 결과 (매년 1% 주택가격 상승)

| 코호트   | 2010년 | 2018년 | 2023년 |
|-------|-------|-------|-------|
| b8884 | 158.4 | 57.5  | 37.3  |
| b8379 | 73.4  | 33.2  | 24.7  |
| b7874 | 60.3  | 34.7  | 24.8  |
| b7369 | 55.9  | 33.5  | 26.9  |
| b6864 | 51.2  | 33.7  | 28.0  |
| b6359 | 52.2  | 38.1  | 36.1  |
| b5854 | 47.9  | 40.6  | 37.5  |
| b5349 | 54.6  | 48.8  | 53.9  |
| b4844 | 69.6  | 73.3  | 60.5  |
| b4339 | 98.4  | 86.2  | 71.2  |
| b3834 | 124.6 | 91.7  | 75.6  |
| b3300 | 160.9 | 118.4 | 97.7  |
| 전체    | 62.0  | 42.1  | 33.0  |

### 4.3.2 자가율의 추정

자가율 추정결과 모든 출생 코호트와 전체의 가구수준에서는 주택가격대비 소득의 증가율이 커서 자가율이 늘어나는 것으로 추정되었다. 가구주의 출생 연도가 1979년~1983년인 가구(b8379)와 1949년~1958년에 출생한 가구주(b5349, b5854)의 변동 폭이 가장 낮았으며 연령이 증가할 수 록 자가율이 커짐을 확인할 수 있었다.

〈표 4-16〉 자가율 추정 결과 (매년 3% 주택가격 상승)

| 코호트   | 2010년 | 2018년 | 2023년 |
|-------|-------|-------|-------|
| b8379 | 12.3% | 13.5% | 13.7% |
| b7874 | 27.8% | 33.2% | 35.6% |
| b7369 | 40.7% | 54.7% | 58.4% |
| b6864 | 49.6% | 58.2% | 60.5% |
| b6359 | 57.5% | 62.9% | 61.5% |
| b5854 | 65.6% | 65.9% | 65.3% |
| b5349 | 67.1% | 66.1% | 61.1% |
| 전체    | 55.3% | 60.0% | 62.4% |

〈표 4-17〉 자가율 추정 결과 (매년 2% 주택가격 상승)

| 코호트   | 2010년 | 2018년 | 2023년 |
|-------|-------|-------|-------|
| b8379 | 12.3% | 13.6% | 13.9% |
| b7874 | 27.8% | 34.0% | 36.6% |
| b7369 | 40.7% | 57.1% | 61.8% |
| b6864 | 49.6% | 60.3% | 63.7% |
| b6359 | 57.5% | 65.2% | 65.4% |
| b5854 | 65.6% | 68.2% | 69.1% |
| b5349 | 67.1% | 67.8% | 64.4% |
| 전체    | 55.3% | 61.3% | 64.3% |

〈표 4-18〉 자가율 추정 결과 (매년 1% 주택가격 상승)

| 코호트   | 2010년 | 2018년 | 2023년 |
|-------|-------|-------|-------|
| b8379 | 12.3% | 13.7% | 14.0% |
| b7874 | 27.8% | 34.8% | 37.6% |
| b7369 | 40.7% | 59.4% | 64.9% |
| b6864 | 49.6% | 62.4% | 66.5% |
| b6359 | 57.5% | 67.4% | 68.9% |
| b5854 | 65.6% | 70.5% | 72.5% |
| b5349 | 67.1% | 69.4% | 67.3% |
| 전체    | 55.3% | 62.6% | 65.9% |

매년 주택가격이 3%씩 상승할 경우 전체 자가율은 2018년에 60%, 2023년에 62.4%가 될 것으로 산출되었었으며, 2%씩 상승시에는 2018년 61.3%, 2023년 64.3%가 전체 가구 중 자가를 소유할 것으로 산출되었다. 매년 주택가격이 1%상승하는 경우는 자가율이 가장 높은 값인 2018년 62.6%, 2023년 65.9%로 측정되었다.

#### 4.3.3 자가주택가구 추정

자가주택의 수요를 측정하기 위해 통계청의 장래가구추계를 이용하였다. 장래가구추계의 연령별 가구수와 회귀식이 추정된 출생 코호트의 자가율을 곱하여 2018년과 2023년의 자가주택수를 추정하였다.

추정결과 매년 주택가격이 물가상승률 수준인 3%씩 상승한다면 2018년 우리나라 전체의 자가주택수는 11,649,006가구로 예상되며 이는 2010년 9,389,855가구 대비 2,259,151가구가 늘어난 수치이다. 또한 2023년에는 12,824,994가구의 가구가 자가주택을 소유할 것으로 예측되어 2018년~2023년에 해당하는 5년 동안 1,175,988가구의 자가주택 수요가 늘어날 것으로 산출되었다.



〈표 4-19〉 2018년 자가가구수 추정 결과(매년 3% 주택가격 상승)

| 코호트   | 실제연령   | 가구수        | 자가율   | 자가가구수      |
|-------|--------|------------|-------|------------|
| b8379 | 35~39세 | 1,708,539  | 13.5% | 230,720    |
| b7874 | 40~44세 | 1,894,462  | 33.2% | 628,989    |
| b7369 | 45~49세 | 2,225,153  | 54.7% | 1,216,112  |
| b6864 | 50~54세 | 2,211,494  | 58.2% | 1,286,953  |
| b6359 | 55~59세 | 2,411,066  | 62.9% | 1,515,590  |
| b5854 | 60~64세 | 1,993,656  | 65.9% | 1,313,144  |
| b5349 | 65~69세 | 1,383,045  | 66.1% | 913,862    |
| 전체    |        | 19,421,482 | 60.0% | 11,649,006 |

〈표 4-20〉 2023년 자가가구수 추정 결과(매년 3% 주택가격 상승)

| 코호트   | 실제연령   | 가구수        | 자가율   | 자가가구수      |
|-------|--------|------------|-------|------------|
| b8379 | 40~44세 | 1,915,083  | 13.7% | 263,194    |
| b7874 | 45~49세 | 1,926,860  | 35.6% | 685,542    |
| b7369 | 50~54세 | 2,309,364  | 58.4% | 1,347,741  |
| b6864 | 55~59세 | 2,363,607  | 60.5% | 1,430,837  |
| b6359 | 60~64세 | 2,454,549  | 61.5% | 1,509,094  |
| b5854 | 65~69세 | 1,967,979  | 65.3% | 1,284,573  |
| b5349 | 70~74세 | 1,366,361  | 61.1% | 835,023    |
| 전체    |        | 20,547,981 | 62.4% | 12,824,994 |

매년 주택가격이 2%씩 상승한다면 2018년 자가가구수는 3%증가할 때보다 263,725가구 증가한 11,912,731가구가 자가주택을 소유할 것으로 산출되었다. 2023년의 경우 총 자가가구수는 13,208,067가구로 3%상승대비 383,073가구가 증가하는 것으로 예측되었다.

〈표 4-21〉 2018년 자가가구수 추정 결과(매년 2% 주택가격 상승)

| 코호트   | 실제연령   | 가구수        | 자가율   | 자가가구수      |
|-------|--------|------------|-------|------------|
| b8379 | 35~39세 | 1,708,539  | 13.6% | 232,452    |
| b7874 | 40~44세 | 1,894,462  | 34.0% | 644,938    |
| b7369 | 45~49세 | 2,225,153  | 57.1% | 1,270,960  |
| b6864 | 50~54세 | 2,211,494  | 60.3% | 1,334,602  |
| b6359 | 55~59세 | 2,411,066  | 65.2% | 1,572,787  |
| b5854 | 60~64세 | 1,993,656  | 68.2% | 1,360,505  |
| b5349 | 65~69세 | 1,383,045  | 67.8% | 937,435    |
| 전체    |        | 19,421,482 | 61.3% | 11,912,731 |

〈표 4-22〉 2023년 자가가구수 추정 결과(매년 2% 주택가격 상승)

| 코호트   | 실제연령   | 가구수        | 자가율   | 자가가구수      |
|-------|--------|------------|-------|------------|
| b8379 | 40~44세 | 1,915,083  | 13.9% | 265,729    |
| b7874 | 45~49세 | 1,926,860  | 36.6% | 705,822    |
| b7369 | 50~54세 | 2,309,364  | 61.8% | 1,427,854  |
| b6864 | 55~59세 | 2,363,607  | 63.7% | 1,505,038  |
| b6359 | 60~64세 | 2,454,549  | 65.4% | 1,605,504  |
| b5854 | 65~69세 | 1,967,979  | 69.1% | 1,360,133  |
| b5349 | 70~74세 | 1,366,361  | 64.4% | 880,049    |
| 전체    |        | 20,547,981 | 64.3% | 13,208,067 |

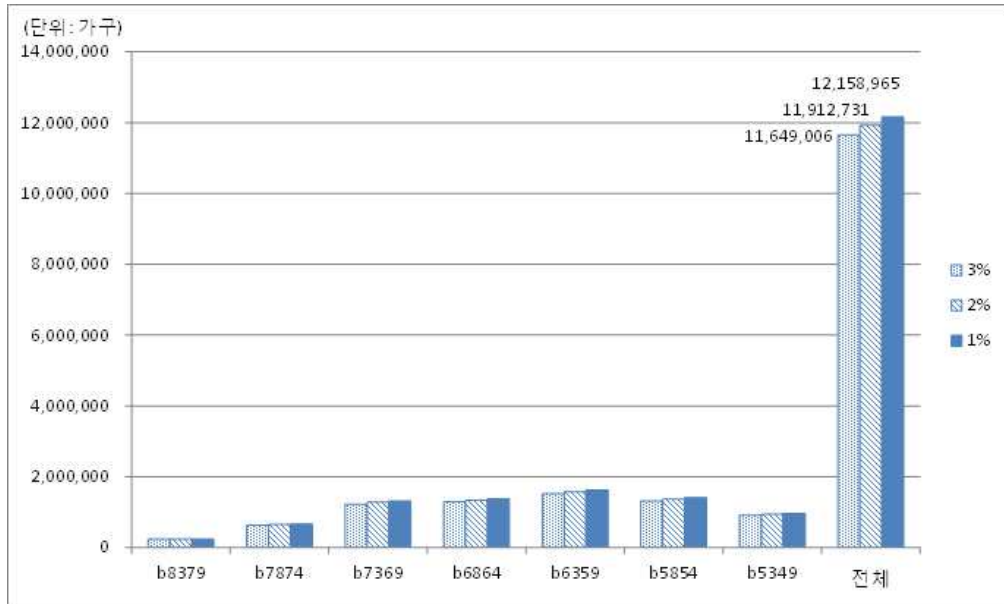
마지막으로 1%씩 주택가격이 상승한다면 2018년 전체 자가가구수는 전체 19,421,482가구 중 12,158,965가구가 자가주택을 소유할 것으로 산출되었다. 2023년의 경우 자가가구수는 13,548,626가구로 늘어날 것으로 예측 되었으며 이는 주택가격이 2%씩 상승했을 때 보다 340,559가구가 많고, 3%씩 상승했을 때 보다는 723,632가구가 많은 수치이다.

〈표 4-23〉 2018년 자가가구수 추정 결과(매년 1% 주택가격 상승)

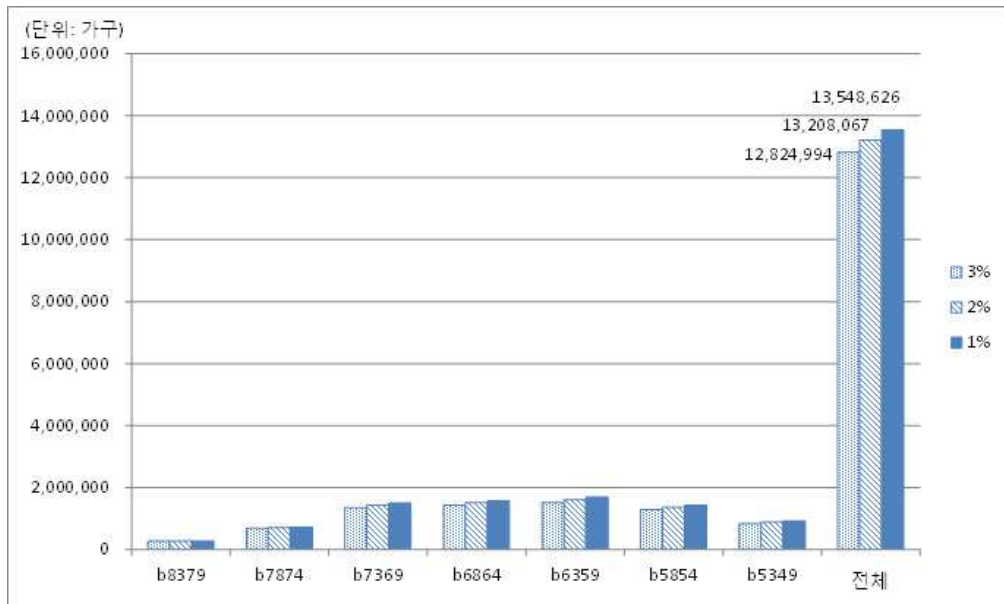
| 코호트   | 실제연령   | 가구수        | 자가율   | 자가가구수      |
|-------|--------|------------|-------|------------|
| b8379 | 35~39세 | 1,708,539  | 13.7% | 234,070    |
| b7874 | 40~44세 | 1,894,462  | 34.8% | 659,828    |
| b7369 | 45~49세 | 2,225,153  | 59.4% | 1,322,171  |
| b6864 | 50~54세 | 2,211,494  | 62.4% | 1,379,091  |
| b6359 | 55~59세 | 2,411,066  | 67.4% | 1,626,191  |
| b5854 | 60~64세 | 1,993,656  | 70.5% | 1,404,725  |
| b5349 | 65~69세 | 1,383,045  | 69.4% | 959,445    |
| 전체    |        | 19,421,482 | 62.6% | 12,158,965 |

〈표 4-24〉 2023년 자가가구수 추정 결과(매년 1% 주택가격 상승)

| 코호트   | 실제연령   | 가구수        | 자가율   | 자가가구수      |
|-------|--------|------------|-------|------------|
| b8379 | 40~44세 | 1,915,083  | 14.0% | 267,983    |
| b7874 | 45~49세 | 1,926,860  | 37.6% | 723,851    |
| b7369 | 50~54세 | 2,309,364  | 64.9% | 1,499,077  |
| b6864 | 55~59세 | 2,363,607  | 66.5% | 1,571,003  |
| b6359 | 60~64세 | 2,454,549  | 68.9% | 1,691,214  |
| b5854 | 65~69세 | 1,967,979  | 72.5% | 1,427,306  |
| b5349 | 70~74세 | 1,366,361  | 67.3% | 920,078    |
| 전체    |        | 20,547,981 | 65.9% | 13,548,626 |



〈그림 4-3〉 주택가격변화에 따른 자가율 예측(2018년)



〈그림 4-3〉 주택가격변화에 따른 자가율 예측(2023년)

## V. 결 론

### 5.1 연구결과 및 시사점

주거정책에 있어 주택의 수요추정은 중요한 문제이다. 정확한 주택수요추정은 주택가격을 안정화하고 변화에 대비할 수 있는 가장 근본적인 대책이라 하겠다. 이에 본 연구에서는 주택수요 중 자가수요를 예측하는 한 가지 방법으로 연령별로 주택을 구입할 수 있는 능력을 고려한 자가수요예측 방법을 제시하고자 하였다.

먼저 연령별로 출생 코호트를 구성하여 소득을 분석함으로써 소득변화가 전 연령에 걸쳐 균등히 성장하지 않았음을 알 수 있었다. 또한 주택가격과 비교분석을 통해 젊은 연령층인 주택구입능력이 다른 연령층에 비하여 충분히 상승하지 못하였음을 도출할 수 있었다. 특히, 1979년 이후 출생 가구주에서 다른 연령범위보다 소득대비 주택가격을 따라가지 못하는 양상을 보였다. 누적소득의 증가율은 은퇴한 고령연령 집단을 제외하고 가장 낮은 기율기의 누적소득 증가율을 보였다. 이러한 결과는 요즘 이슈가 되고 있는 청장년층의 주거복지 지원의 정당성을 보여 준다고도 할 수 있을 것이다.

도출된 출생 코호트별 소득과 주택가격을 적용하여 가정하에 HAI를 산출하였고 산출된 HAI와 인구총조사의 연령별 자가율과의 회귀분석을 통해 회귀식을 산출하였다. 산결과 소득과 주택가격의 영향을 받는 HAI는 자가율에 유의미한 영향을 끼침을 알 수 있었다. 비교 분석이 가능하였던 출생 코호트별로 분석해본 결과 회귀분석 가능 대상 가구 중 가구주의 연령이 가장 어렸던 1979년~1983년에 출생한 가구주의 가구(b8379)가 가장 낮은 43%의 설명율을 보였고 1959년~1963년의 가구주의 가구(b6359)의 가구가 가장 높은 설명율인 92.7%설명력을 보였다. 전체 평균 소득과의 비교에서는 자가율을 예측하는 모형의 통계적 유의성을 검정한 결과, F 통계값은 23.799, 유의확률은 0.05에서 자가율을 유의하게 설명하고 있으며, 자가율 변화량의 72.6%가 HAI에의 하여 설명되고 있어 HAI의 변화가 자가율에 영향을 끼침을 확인할 수 있었다.

가정에 따라 회귀식에 적용한 결과 매년 소득이 상승하는 상태에서 주택가격이 3%씩 상승한다면 2018년에는 전체가구의 60%에 해당하는 11,649,006가구가 자가거주에 속할 것으로 예측되었고 2023년에는 62.4%인 12,824,994가구가 자가거주에 거주할 것으로 예측되었다. 주택가격이 2%씩 상승할 경우는 2018년 11,912,731가구, 2023년 13,208,067가구가 자가주택으로 추정되었고 마지막으로 1%씩 상승하는 경우는 2018년 12,158,965가구, 2023년 13,548,626가구가 자가주택을 소유할 것으로 예측되었다.

자가주택수요의 추정결과 주택의 주요 수요층이라 여겨지는 30대중반~40대중반의 수요가 HAI변화에 민감한 모습을 보였으며 청년층인 20대의 수요는 HAI변화에 비하여 변동 폭이 낮음을 알 수 있었다. 이는 청장년층의 소득이 늘어난다고 하여도 자가수요에 덜 민감하다는 것을 보여준다. 또한 청장년층이 자가주택에 대한 선호가 떨어짐을 간접적인 증거로 볼 수 있어 자가주택수요에 있어 연령별로 선호나 구입능력에 차이가 존재함으로 앞으로의 주거정책을 결정함에 있어 연령별로 세분화하여 살펴보아야 할 필요성을 보여준다고 할 수 있다.

## 5.2 연구의 한계 및 향후과제

본 연구는 몇 가지 한 개점을 가지고 있다. 우선 자료의 한계다. 소득은 비교적 표본의 유지가 잘되어 있는 노동패널자료이지만 표본수가 5,000개 내외라는 한계가 있다. 또한 국민은행 평균주택매매가격의 경우에도 조사금액이 실 구매 금액이 아닌 호가라는 점이 있으며, 이 또한 2008년 이전 자료는 공개하지 않아 주택가격을 매매지수로 추정하여 실제 가격과 오차가 있을 수 있다.

두 번째 한계로 정확한 연령별 자가주택수요를 추정하지 못하였다는 것에 있다. 이점 역시 자료의 한계로 볼 수 있는데 자가율자료와 노동패널자료간에 연령구간을 일치시키기 어려운 한계로 인하여 전 연령에 구간에 대한 회귀식을 추정을 하지 못하였다는 점이 있다.

세 번째 자가주택의 수요를 예측하는데 있어 개인의 선호도나 지역에 따른

주택가격 및 소득의 격차 등 소득 및 주택가격을 제외한 다른 요인을 분석하지 않았다는 한계가 있다.

이러한 여러 한계에도 본 연구는 다른 수요예측모형과 다르게 HAI를 이용하여 주택구매력이 자가주택수요에 미치는 영향을 분석하였다는 것에 의의가 있다고 하겠다.

향후 좀 더 정확하고 시계열이 긴 장기간의 자료를 이용하여 지역별 시기별 자가주택수요를 정확히 예측하는 연구가 필요하며, 자가주택수요에 영향을 미치는 다른 요인들과의 관계도 추가로 분석하는 것이 필요할 것으로 보인다.

# 참 고 문 헌

## 1. 국내문헌

### 1) 단행본

김경환. (1997). 『주택수요구조 변화전망에 관한 연구』. 서울: 국토개발연구원.

안정근. (2009). 『현대부동산학』. 서울: 양현사.

이태교·이용만·백성준. (2009). 『부동산정책론』. 서울: 법문사.

### 2) 논문

김기용. (2011). “M-W모형을 이용한 출생년도 코호트별 주택수요 변화 추세 분석”. 한양대학교 대학원 석사학위논문.

김준형·최막중. (2009). “지역주택가격이 임차가구의 점유형태와 주거입지 이동에 미치는 영향”. 『국토계획』 제44권 제4호. pp.109-118.

박지영. (2010). “가구특성을 고려한 장기주택수요 예측 : 보완된 Mankiw & Weil 모형을 적용하여”. 한양대학교 대학원 석사학위논문.

박지영·이창무. (2009). “가구특성을 고려한 장기주택수요 예측모형”. 『국토계획』. 제44권 제5호. pp.149-161.

변창흠·이희경. (2002). 『서울시 주택수요 및 공급능력 추정에 관한 기초연구』. 서울: 국토개발연구원.

신미림·남진. (2011). “서울시 1인가구의 주택수요 예측”. 『대한국토계획학회지』. 제46권 제4호 통권185호. pp.131-145.

이영은·안정근. (2003). “수도권 권역별 주택수요 분석”. 『대한국토계획학회지』. 제38권 제6호 통권131호. pp.61-74.



- 이중희·오택균. (2008). “주택구입능력의 측정과 분석”. 『주택금융월보』. 제 48호. pp.6-38.
- 임종현·이천기·이주형. (2007), “서울시 인구구조에 따른 공동주택수요 특성 및 전망”. 『국토계획』. 제29권 제2호. pp.51-65.
- 정의철·조성진. (2005). “인구구조 변화에 따른 장기주택수요 전망에 관한 연구”. 『국토계획』. 제40권 제3호. pp.37-46.

## 2. 국외문헌

- Mankiw, N and D, Weil. (1989). The baby boom the baby bust and the Housing Market. Regional Science and Urban Economics. 19(2): 235-258.
- Swan, C. (1995). Demography and the Demand for Housing: A Reinterpretation of the Mankiw-Weil Demand Variable. Regional Science and Urban Economics. 25(1): 41-58.

## 3. 웹사이트

|   |              |
|---|--------------|
| <a href="http://www.kosis.kr/">http://www.kosis.kr/</a>         | 국가통계포털       |
| <a href="http://www.mltm.go.kr/">http://www.mltm.go.kr/</a>     | 국토해양부        |
| <a href="http://www.nheri.re.kr/">http://www.nheri.re.kr/</a>   | 농협경제연구소      |
| <a href="http://www.kli.re.kr/">http://www.kli.re.kr/</a>       | 한국노동연구원      |
| <a href="http://ecos.bok.or.kr/">http://ecos.bok.or.kr/</a>     | 한국은행 경제통계시스템 |
| <a href="http://www.hf.go.kr/">http://www.hf.go.kr/</a>         | 한국주택금융공사     |
| <a href="http://nland.kbstar.com/">http://nland.kbstar.com/</a> | KB부동산알리지     |

## ABSTRACT

### Prediction of Demand for House Ownership according to Change of Housing Affordability Index by Birth Cohort

Lee, Jong-Hoon

Major in Real Estate Development and  
Management

Graduate School of Real Estate

Hansung University

It is difficult to adjust demand and supply of houses, which are a type of real estate, in a short period, and, therefore, prices are often distorted. Therefore, accurate prediction of demand is important in housing policy. In this study, rather than predicting housing demand according to change of population composition, which has been studied in many studies, housing affordability index (HAI) and home ownership rate was analyzed based on change in income by age and change of housing price, which are other factors that have significant influence in housing demand, in order to predict demand of owner-occupied housing instead of housing service demand area.

First, income analysis based on birth cohort classified by age showed that change of income did not grow evenly over all ages. Also, comparison with housing price indicated that the housing affordability of the yo

ung generation did not increase sufficiently in comparison to other age groups. Particularly, the income of households of those who were born in 1979 and later did not catch up with the housing price, when compared to other age groups.

Income by birth cohort and housing price were applied to estimate HAI, and regression analysis of estimated HAI and home ownership by age based on census result was performed to obtain regression equation. The result shows that HAI, which is affected by income and housing price, has a significant effect on home ownership rate. In the analysis based on birth cohort, which allowed comparison, the households headed by the youngest among the subject households available for regression analysis, those born between 1979 and 1983 (b8379), showed the lowest explanatory power, 43%, and the household heads born between 1959 and 1963 (b6359) showed the highest explanatory power, 92.7%. In comparison to the overall average income, after verifying the statistical significance of the prediction model, home ownership rate was significantly explained at the F-statistics of 23.799 and p-value of 0.05, and 72.6% of change in home ownership was explained by HAI.

When the estimation was applied to regression equation, when income increases every year and housing price increases by 3%, in 2018, 11,649,006 households, 60% of the total, will own their home and, in 2023, the figure will increase to 12,824,994, 62.4%. If housing price increases by 2%, 11,912,731 households will own their house in 2018, and 13,208,067 in 2023, and, lastly, at 1% increase, the figures will be 12,158,965 in 2018 and 13,548,626 in 2013.

In the prediction of demand of owner-occupied housing, people in their mid-30s to mid-40s, who are considered the main consumer of houses, were sensitive to change in HAI, while the younger generation, those in their 20s, the fluctuation was small in comparison to change in HAI. This indicates that, even if their income increases, the young and mid-

aged groups are less sensitive to home ownership. Also, this suggests that the young and mid-aged groups do not necessarily favor home ownership, which shows the necessity to divide the population by groups when deciding housing policy as there is difference in home ownership according to age or affordability.

**【Keywords】** Housing affordability index (HAI), housing demand, home ownership rate, housing policy, real estate policy