



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](#)

경제학 석사학위논문

주택자산가격이 고령층 근로에
미치는 영향

가구 내 자녀 특성을 중심으로

2019년 2월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

신 동 엽

주택자산가격이 고령층 근로에 미치는 영향

가구 내 자녀 특성을 중심으로

지도교수 이철인

이 논문을 경제학 석사학위논문으로 제출함

2018년 10월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

신 동 엽

신동엽의 석사학위논문을 인준함

2018년 12월

위 원 장	김 봉 근	(인)
-------	-------	-----

부 위 원 장	이 철 인	(인)
---------	-------	-----

위 원	이 정 민	(인)
-----	-------	-----

주택자산가격이 고령층 근로에 미치는 영향

가구 내 자녀 특성을 중심으로

서울대학교 대학원

신 동 엽

2019년 2월

요약(국문초록)

본 연구는 한국의 고령자 노동공급 결정의 특징적 요인으로서 주택자산 가격과 가구 내 미혼 성인자녀가 미치는 영향에 관하여 분석한다. 주택 자산가치의 변화가 고령층의 노동공급을 변화시킬 가능성은 고령층의 높은 실물자산 비중과 높은 빈곤율로 인하여 노동참여 의지가 높은 사실을 통해 찾아볼 수 있다. 또한 자녀의 독립시기가 점차 늦어지는 현상과 자녀의 결혼비용에 대한 높은 부담은 고령자 가구주의 근로결정에 주요한 요인일 수 있다. 분석 결과에 의하면 고령층 노동공급에 주택가격과 미혼성인자녀의 수는 모두 음의 효과를 냈으며 그 크기는 가구 별 특성에 의존함을 보였다.

주요어 : 고령자, 노동공급, 자산, 주택자산, 성인자녀

학 번 : 2016-20152

< 목 차 >

I. 서론	1
II. 선행연구 및 이론적 배경	7
III. 데이터 및 분석방법	10
1. 데이터	10
2. 분석방법	16
IV. 분석결과	17
1. 기초 결과	17
2. 자녀의 특성	20
2-1. 자녀의 취업여부	21
2-2. 자녀의 성별	23
2-3. 자녀의 취업여부와 성별	24
3. 가구주의 연령	26
4. 가구 조사시점	28
5. 가구주 거주지	29
V. 결론	32
참고문헌	33

< 표목차 >

<표 1> 기초통계량	15
<표 2> Baseline Result (노동여부)	17
<표 3> Baseline Result (노동시간)	17
<표 4> 자녀의 취업여부에 따른 비교 (노동여부)	21
<표 5> 자녀의 취업여부에 따른 비교 (노동시간)	22
<표 6> 자녀의 성별에 따른 비교 (노동여부)	23
<표 7> 자녀의 성별에 따른 비교 (노동시간)	24
<표 8> 자녀의 성별에 따른 비교 _ 취업자녀 (노동여부)	25
<표 9> 자녀의 성별에 따른 비교 _ 취업자녀 (노동시간)	25
<표 10> 가구주에 연령에 따른 비교 (노동여부, 가구주)	27
<표 11> 가구주에 연령에 따른 비교 (노동시간, 가구주)	27
<표 12> 기간에 따른 비교 (노동여부, 가구주)	28
<표 13> 기간에 따른 비교 (노동시간, 가구주)	29
<표 14> 거주지에 따른 비교 (노동여부, 가구주)	30
<표 15> 거주지에 따른 비교 (노동시간, 가구주)	31

< 그림목차 >

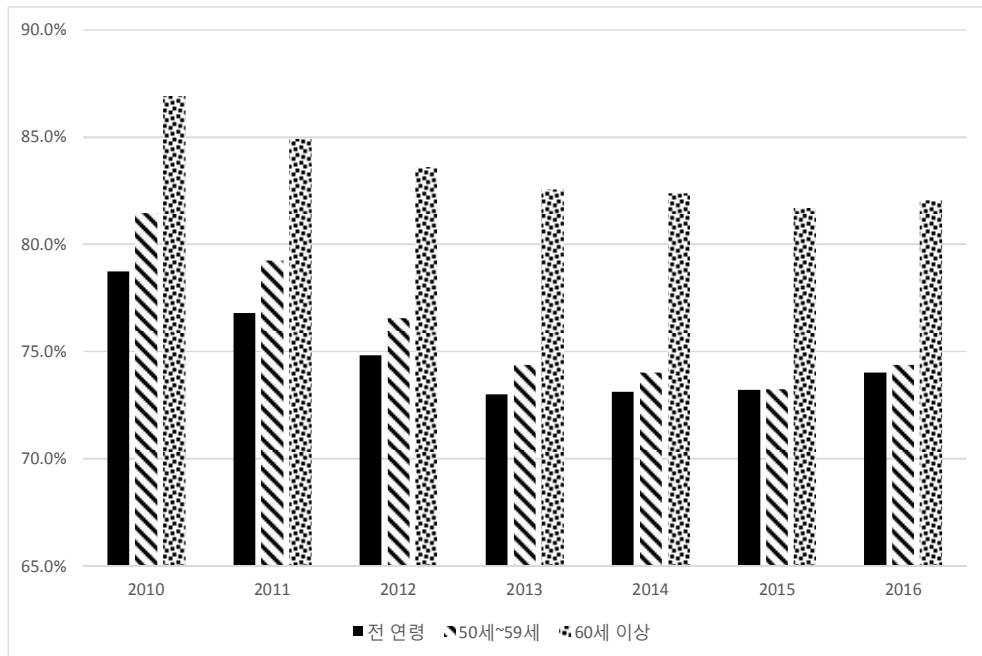
<그림 1> 가구자산 중 실물자산 비중	2
<그림 2> 종합주택유형 매매가격지수 (계절조정)	3
<그림 3> 연령별 경제활동 참가율	3
<그림 4> 근로자 완전은퇴연령	5
<그림 5> 고령자 근로의사 및 근로동기	5
<그림 6> 연령별 국민연금 가입현황	6
<그림 7> 연령별 자가주택보유 비율	12

I. 서론

한국에서 주택은 거처인 동시에 투자 및 재테크의 수단으로서 매우 중요한 의미를 가진다. 실물자산(부동산)은 한국에서 가구 내 자산가치 중의 상당부분을 차지한다. 특히 자산가치 대비 실물자산가치의 비중은 가구주가 나이가 많을수록 높아지는 경향이 있기에 실물자산의 의미는 가구의 연령대가 높아질수록 더 중요해진다. 가계금융복지조사(<그림 1>)에서 볼 수 있듯이 실물자산은 전 연령대에서는 가구별 전체 자산의 약 75%이지만, 50대 가구에서는 약 76%, 60대 이상 가구에서는 약 83%를 차지한다.

이는 2000년대 이후의 소위 ‘부동산 불패’ 현상과도 연관되어 있다. <그림 2>에서 볼 수 있듯이 2003년 이후 현재까지 한국의 부동산 가격은 약간의 부침은 있었지만 전체적으로는 매우 빠르게 상승하는 추세이다. 2003년부터 2008년까지의 부동산 급등기를 지나 잠시 보합시기를 거쳐 2013년부터는 다시 전국주택가격이 꾸준히 상승하고 있으며 특히 서울 및 수도권 지역의 주택가격은 2003년부터 2008년까지 전례 없이 빠르게 상승했다. 부동산은 장기적으로는 상승하는 안전자산이라는 지배적 인식 속에서 내집 마련과 이를 통한 차익추구가 유행하며 가구당 전체자산 대비 실물자산 비중은 더욱 높아졌다.

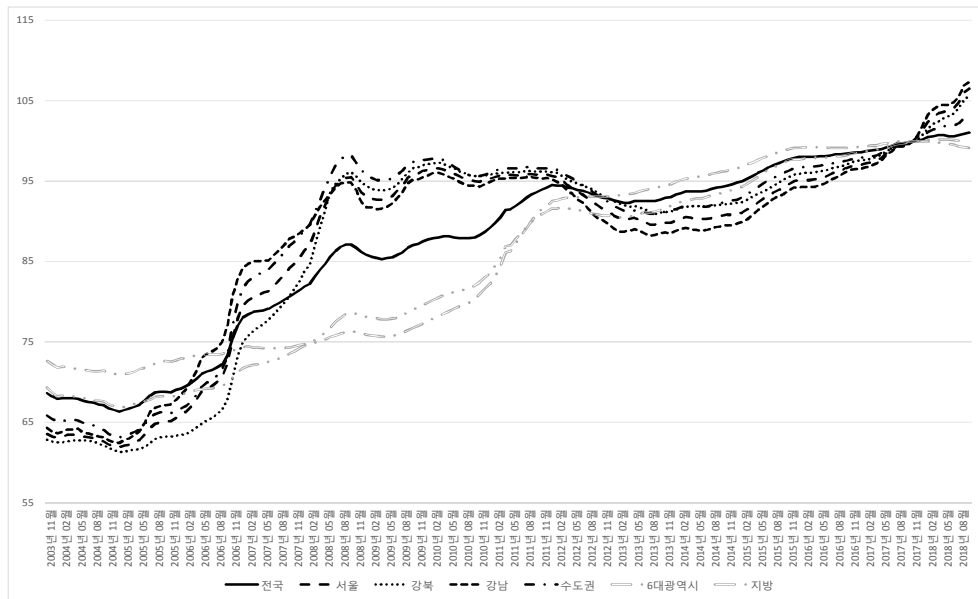
앞서 데이터에서 나왔듯이, 경제활동을 통한 추가적 소득을 얻기 어려운 고령층의 실물자산 의존도가 높다는 것은 실물자산(부동산)이 고령자의 경제적 선택에 상당한 영향을 미칠 수 있다는 의미도 내포한다. 최근 몇 년간 매년 1만 명 이상이 신규 가입하는 주택연금(역모기지론)이나 자녀의 독립 이후 점차 집의 크기를 줄이며 그 차익으로 생활비를 마련하는 방법으로 노후자금을 마련하는 고령자 가구가 많다는 것도 이러한 가능성을 뒷받침해 준다.



<그림 1> 가구자산 중 실물자산 비중

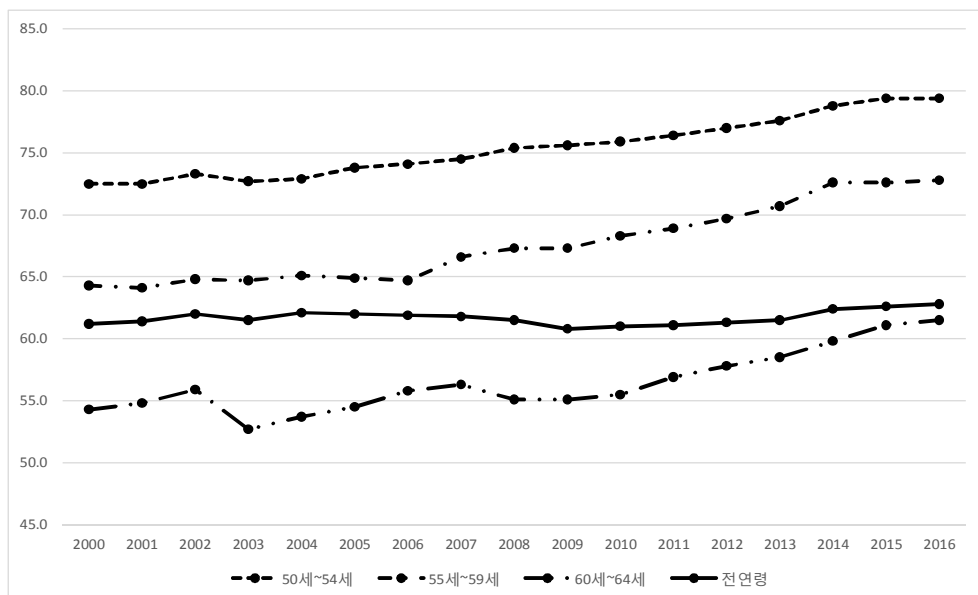
출처: 가계금융복지조사 2010~2016

또한 최근 장년층의 경제활동 참가율은 지속적으로 증가하고 있다. <그림 3>에서 볼 수 있듯이 2000년 이후로 전체연령의 경제활동 참가율은 약 63%에서 정체하는 반면, 50세 이상의 경제활동 참가율은 꾸준히 증가하는 추세이다. 특히 55~59세 연령에서 2000년 64.3%에서 2016년 72.8%로 16년 만에 8.5% 증가라는 가장 급격한 변화를 보이고 있다. 또한 한국의 낮은 출산율로 인한 지속적인 청년층 인구감소는 기존의 피라미드형 인구구조에서 중·장년층이 많은 인구구조로의 변화를 가져와 향후 고령노동자의 경제활동참가와 노동시장에서의 중요성을 증대시키고 있다.



<그림 2> 종합주택유형 매매가격지수 (계절조정)

출처: 한국감정원



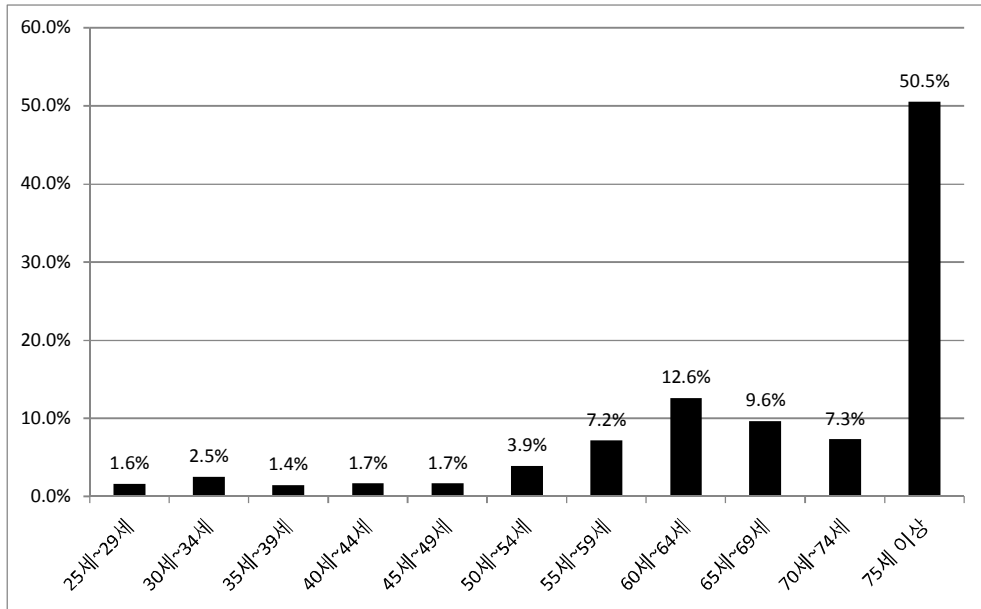
<그림 3> 연령별 경제활동 참가율

출처: 통계청 경제활동인구조사

뿐만 아니라 한국 고령노동시장의 특징에서도 최근 고령노동자의 노동시장 참여가 증가하는 원인을 찾을 수 있다. 2017년 발표된 KB골든라이프보고서(<그림 4>)는 국내 고령노동자의 완전은퇴¹⁾ 연령을 보여주는데 74세까지 전체 노동자의 절반(49.5%)이 노동시장에 참여하는 것으로 나타났다. 기존 노동경제학 문헌에서도 한국의 노동자는 법적으로 정해진 은퇴연령에 도달하여 기존의 직장에서 은퇴한다고 하여도 상당수가 자영업, 무급가족종사자 등의 형태로 노동시장에 잔류한다고 분석하였다.

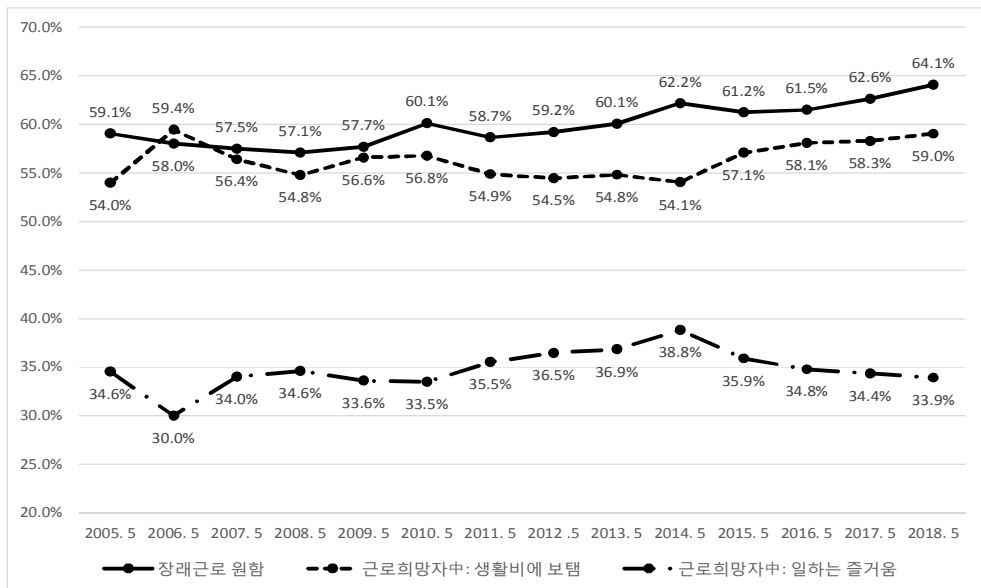
또한 통계청 경제활동인구조사(<그림 5>)에서는 2018년 5월 기준으로 고령자(55세 이상)의 64.1%가 지속적 근로를 원하는 것으로 조사되었으며 특히 최근 들어서는 그 비율 또한 조금씩 증가하는 것을 확인할 수 있다. 그리고 고령자의 근로지속희망 이유도 일하는 즐거움 등의 취미나 자기계발적 성격보다는 생활비에 보태기 위해서라는 생계유지형의 이유가 약 60%에 달했다. 이러한 고령자의 높은 지속적 근로의사의 원인으로는 최근 지속되는 청년실업난으로 인해 자녀의 취업과 독립이 늦어지며 가구 내의 생활비와 자녀 독립 비용에 대한 걱정이 한 이유가 될 수 있다. 또한 현재 고령층의 낮은 연금수급비율도 그 원인이 될 수 있다. 국민연금공단의 국민연금통계연보(<그림 6>)에서 볼 수 있듯이 2010년대 이후에 비하여 2000년대 이전까지는 40~50대 이상의 연금가입자 수가 절반 이하이며 이는 현재 고령층의 높은 빈곤율의 원인이 될 수 있으며 나아가 고령층의 높은 근로의사로 나타날 수 있다.

1) 완전은퇴는 노동자가 더 이상 어떠한 형태로든 노동시장에 잔류하지 않는 것을 의미한다.



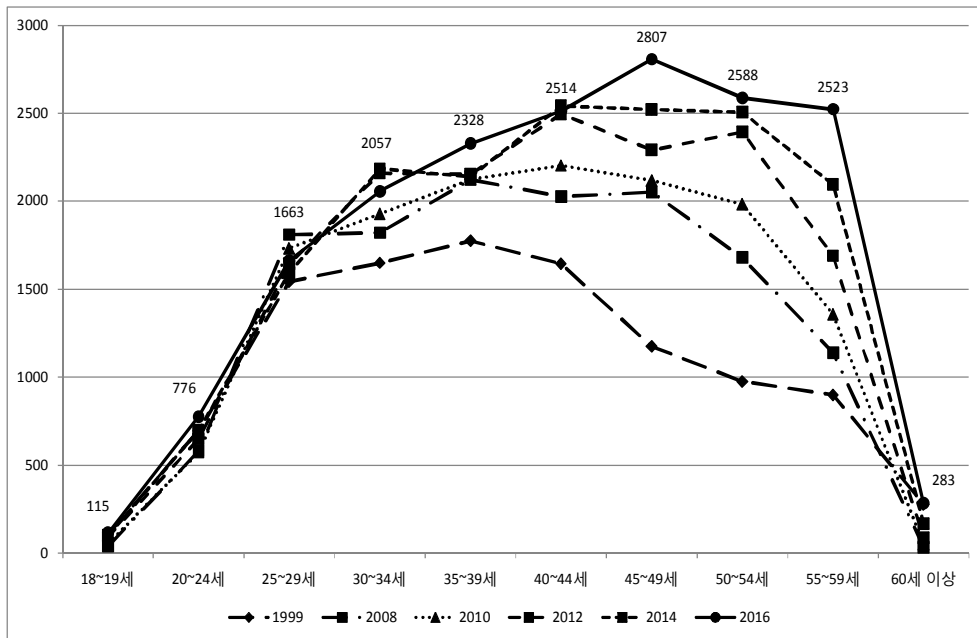
<그림 4> 근로자 완전은퇴연령

출처: 2017 KB폴든라이프 보고서



<그림 5> 고령자 근로의사 및 근로동기

출처: 통계청 경제활동인구조사



<그림 6> 연령별 국민연금 가입현황

출처: 국민연금공단 국민연금통계연보

앞서 언급된 것들을 종합하면 한국의 고령층 가구 내 자산의 상당부분은 실물(주택)자산이며 동시에 고령가구의 상당수가 경제적 유인에 따라 노동시장에 참여하려는 경향이 높다. 따라서 주택자산가격의 변동이 고령층의 근로에 미치는 영향이 존재함을 짐작할 수 있으며 이에 대한 심도 있는 분석이 필요하다.

II. 선행연구 및 이론적 배경

자산이 개인의 경제적 선택에 미치는 영향에 대해서는 기존에 다양한 측면에서 연구되었다. 특히 보유한 자산의 가치가 소비에 미치는 영향은 전통적으로 “소비의 자산효과”라는 이름으로 선행연구가 이루어졌다. 위 연구들은 자산의 실질가치와 소비의 관계를 설명하는 피구효과와 생애주기가설, 항상소득가설에 기초하여 분석되었다.

그 중 비교적 최근의 연구 몇 가지를 간략히 소개하면 다음과 같다. Iacoviello(2011)는 자산가치와 소비량은 상당한 정도의 동조성을 지니며 특히 금융시장이 고도로 발달한 사회이거나 사람들의 자금 유동성이 많이 제한되어 있을수록 그 동조성의 크기가 커진다는 것을 보여주었다. 그리고 Cho(2011)는 자산가치가 증가할수록 고소득가구에서는 소비가 증가하는 반면 저소득가구에서는 그 효과가 미미하거나 오히려 소비가 감소한다는 것을 실증적으로 밝혔다. 또한 국내의 연구에서 이현정(2015)은 KLIPS 자료를 이용하여 자산의 소비탄력성을 추정하였는데 최근 십년간 주택자산의 소비탄력성이 증가하였으며 특히 부채비율이 높은 가구에서 소비탄력성의 증가폭이 크다는 것을 보였다.

또한 자산이 노동공급에 미치는 영향에 관해서도 많은 연구가 진행되었으며 어떠한 자산이 고령자의 노동공급에 영향을 미치는지에 관하여 상당부분의 합의가 존재한다. 그 예로 연금 등의 사회보장제도(Hurd et al.(1984), Burtless(1986), Krueger et al.(1992)), 상속(Holtz-Eakin et al.(1993), Goodstein(2008)), 주식시장에서의 예상치 못한 수익(Hurd et al.(2001), Sevak(2002), Coronado et al.(2003), Coile et al.(2011)) 등이 고령자의 노동공급에 유의한 영향을 미친다고 분석되었다.

앞서 언급한 바와 같이 자산가치가 소비에 미치는 영향이나 기타자산이 고령자의 노동공급에 미치는 영향에 관하여는 많은 연구가 진행되었

지만 주택자산이 고령인력의 노동공급결정에 미치는 영향에 관한 연구가 이루어지기 시작한 것은 비교적 최근의 일이다. 이러한 분석의 이론적 근거는 자산이 재화와 서비스의 소비에 영향을 미치는 것과 마찬가지로 노동공급을 부(-)의 여가의 소비라 본다면 자산가치의 변동이 여가의 소비(부의 노동공급)에 미치는 영향으로 해석하는 것이다.

특히 고령자의 경우는 이와 같은 ‘노동공급의 자산효과’ 분석에 더 적합한 대상일 수 있는데 이는 청년·중년층에 비하여 고령자의 노동공급은 당장의 경제적 유인에 훨씬 더 크게 반응하는 경향이 있기 때문이다(김주영 외, 2010). 반면 청년·중년층에게 있어서 노동공급은 보유자산 등의 당장의 경제적 여건변화 뿐만 아니라 커리어, 평판 및 사회적 인식 등에 의해 종합적으로 결정되는 경향이 클 것이다.

이와 관련된 외국의 선행 논문을 몇 가지 소개하면 다음과 같다. Goodstein(2008)은 주택자산이 \$20,000 증가할 경우 고령자 남자의 노동참여율이 약 1%p 하락함을 보였다. 또한 Ondrich et al.(2014)은 미국의 2008년 금융위기에의 주택자산가격의 하락으로 인하여 고령남성의 은퇴시기가 늦추어졌음을 보여주었다. 비슷한 맥락으로 Farnham et al.(2016)은 주택가격의 10% 증가는 고령자의 은퇴를 3.2개월, 예상치 못한 주택가격의 10% 증가는 고령자의 은퇴를 약 4개월 정도 앞당긴다는 것을 보여주었다. 주택가격이 고령자의 은퇴시기를 유의미하게 변화시켰음을 보여주는 앞의 논문들과는 다르게 Coile et al.(2011)은 미국 CPS데이터를 사용하여 최근 서브프라임 모기지 사태 시 주택가격의 변화는 은퇴결정에 유의미한 영향을 끼치지 못했음을 보였다.

기존의 주택가격변화와 고령자노동공급에 관한 논문들과는 달리 Zhao et al.(2017)은 주택가격의 변화에 더불어 재산세의 존재를 함께 고려하였다. 주택가격의 증가는 고령자 가구의 노동참여를 감소시키지만 동시에 그에 따른 재산세 부담을 증가시키는 요인이 되기도 한다. 따라서 주

주택가격의 증가와 재산세의 증가로 인한 두 효과가 서로 상쇄된다는 것을 실증적으로 보여주었다.

외국에서 최근 이러한 주택자산과 고령층 노동공급에 관한 연구가 이루어지고 있는 것과는 대조적으로 현재까지 한국에서 주택가격이 고령자의 노동공급결정에 미치는 영향에 관한 논문은 거의 없다. 다만, 국내에서 주택가격의 효과에 대한 연구들은 앞서 이현정(2015)의 연구와 같이 주로 소비의 자산효과, 여성의 노동활동, 결혼, 출산(서미숙(2013)), 가계저축 등에 미치는 영향에 관한 논문이 있다. 고령자의 노동공급결정에 관한 논문으로는 Chang(2002)이 있지만 1개년도의 횡단면자료만을 이용했다는 한계점이 있다.

또한 고령자의 노동공급결정에 관한 기존의 연구들에서 성인자녀의 효과는 거의 다루어지지 않았다. 흔히 여성의 노동공급을 분석할 때 미취학 자녀(박효진 외(2012))나 미성년자녀(김대일(2008))의 존재를 고려하기도 하나 이때도 성인자녀의 존재는 주요 관심 외의 변수였다. 그러나 이에스더(2013)의 연구에서 볼 수 있듯이 최근 자녀의 학업기간과 청년실업의 증가는 중년 여성의 노동시장 재진입의 주요 원인이다. 즉 자녀가 성인이 된 이후에도 상당기간 부모가 자녀의 부양을 책임져야 하는 한국의 특수성을 고려한다면 고령자의 노동공급결정에서 성인자녀의 존재도 주요 고려대상일 수 있다. 특히 결혼 등으로 인한 향후 자녀의 독립비용에서 상당부분(약 70% 이상)이 주택가격이라는 점을 고려한다면 주택가격과 성인자녀의 요인을 함께 고려하는 분석이 필요하다.

본 연구는 한국의 고령자 노동공급을 패널자료를 사용하여 분석했다는 점과 기존에 노동공급을 분석할 때에는 잘 고려되지 않았던 가구 내 성인자녀를 함께 고려했다는 점, 그리고 성인자녀와 고령층 개인의 특성에 따라 주택가격이 고령층 근로에 미치는 효과에 대하여 다각도로 추정한다는 점에서 이전의 논문들과 구별되는 특징이 있다.

Ⅲ. 데이터 및 분석방법

1. 데이터

본 논문의 분석에서는 한국노동연구원에서 매년 발표하는 한국노동패널조사(Korea Labor and Income Panel Study) 6차~19차(2003년~2016년) 데이터를 이용한다. 한국노동패널은 도시지역에 거주하는 국내 가구를 대표하는 표본구성원을 대상으로 매년 경제활동 및 노동시장 이동과 자산변동, 교육, 혼인 등에 관하여 조사하는 종단면조사(Longitudinal survey)이다. 1998년 최초 조사를 시작으로 현재까지 진행되고 있는 한국에서 가장 오래된 노동 및 가구관련 패널조사이며 전국 5,000여 가구의 가구주 및 가구원을 추적조사하고 있다. 본 논문에서는 주택자산가격 및 가구특성과 노동공급의 관계를 분석하기 때문에 종단면자료이자 가구별 주택가격이 자가보고되어 있는 한국노동패널을 분석 데이터로 삼았다.

주요 분석대상으로는 50세 이상 85세 이하의 자가소유 주택이 있는 가구주로 하였으며 이는 관습적으로 50세 이상부터 장년(長年)층으로 분류되며 ‘고령자고용촉진법’에서도 50세 이상부터 준고령자로 분류하기 때문이다. 또한 85세 이하로 한정된 것은 75세가 지난 이후에야 대부분이 은퇴하는 한국의 노동형태를 반영하는 동시에 지나치게 나이가 많은 근로자를 제외하여 연구에 보다 신뢰성을 더하기 위함이다.

몇몇 선행논문에서는 주택가격 변동을 지역단위의 집값 지수 데이터(미국의 경우 county별)를 이용하여 이중차분법을 이용하여 분석하였다. 지역의 집값이 급등/급락하여도 임차인(renter)의 경제행위에는 큰 영향을 미치지 않기에 이들을 통제집단으로 두고 자가주택소유자(owner)를 처지집단으로 하여 집값이 급변하는 시점을 기점으로 노동공급의 변화를

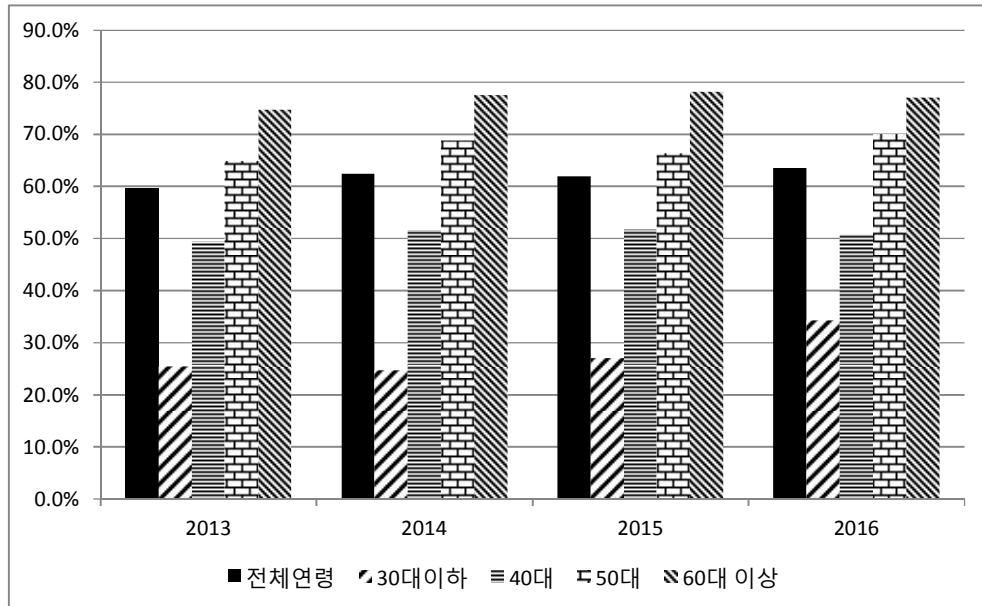
분석하였다. 그러나 본 연구에서는 이러한 집값지수를 이용하는 방식이 아닌 가구에서 직접 보고한 데이터를 사용하였는데 그 이유는 다음과 같다.

첫째, 미국과는 달리 아직 한국의 데이터에서는 기초자치단체(미국의 county)별 집값변동에 대한 장기적인 데이터가 잘 구축되어있지 못하며 장기적인 데이터는 광역단위로 수집되어있다. 예를 들어 서울특별시 내에서는 각 구별 주택가격 데이터는 구축되어있지 못하며 강북/강남 정도로만 구별되어 있다. 그런데 같은 강남이라 할지라도 강남3구(서초, 강남, 송파)와 서울 서남부권의 부동산시장의 양상은 다르다. 뿐만 아니라 같은 지역 내에서도 집값변동의 차가 크므로 지역단위로 수집된 집값 데이터를 각 가구별 경제행위와 직접적으로 연관 짓기는 어려울 수 있다. 관련된 선행연구인 Ferreira et al.(2012)에서는 미국 전역에서의 주택가격의 급등/급락이 존재할 때 각 지역의 특수성이 반영되어 실제 변동양상은 지역 간에 매우 상이해졌음을 보였다.

둘째, 개인이 직접 보고한 집값을 사용할 경우 이 분석결과는 실제 사람들이 자각하는 주택가격 변동에 대한 반응으로 해석할 수 있다. 한국의 경우 과거부터 집값에 대한 전 국민적 관심이 매우 높기에 각 가구는 자신이 소유한 주택자산의 가치에 대한 비교적 정확하게 인지하고 있다고 조심스럽게 추측해 본다. 물론 직접 보고한 주택가격을 사용할 경우 관측오차가 존재할 수 있어 계량 이론적으로 문제가 존재할 수도 있지만, 실제 노동패널조사에서 각 가구가 주택가격에 대하여 지속적이며 체계적으로 과소 및 과대 보고한다는 선행연구는 찾아볼 수 없었다.

마지막으로, 다음 <그림 7>에서 볼 수 있듯이 한국의 자가주택보유 비율은 연령이 올라갈수록 높아진다. 2013~2016년의 전 연령대의 평균 자가주택 보유율은 60%정도이지만 본 분석의 대상인 50대 이상의 자가주택 보유율은 이보다 높다. 특히 60대 이상의 자가주택 보유율은 75~

80%이기에 본 연구와 같이 고령자에 초점을 둔 분석에서는 자가주택을 소유한 가구로만 한정하여 분석해 보았다.



<그림 7> 연령별 자가주택보유 비율

출처: 주택금융 및 보금자리론 실태 조사

분석 시 종속변수는 노동시장 참여여부와 주당 노동공급시간이며 이는 각 가구원이 스스로 보고한 값을 사용하였다. 노동시장 참여여부는 조사 당시 노동공급여부에 대한 답변을 사용하였으며 주당 노동공급시간은 정규직의 경우 정규근로시간과 추가근로시간을 더한 값이며 자영업자 및 무급가족종사자의 경우 각각의 노동공급시간을 사용하였다.

주요 설명변수는 주택자산가격과 가구 내 미혼성인자녀의 수이다. 주택자산가격은 조사 당시 각 가구가 거주하고 있는 주택의 가격을 보고한 것이기에 본 연구의 조사 대상은 자가주택이 있는 가구주로 한정된다. 가구 내 미혼성인자녀는 혼인경력이 없으며 가구주 부모와 동거하는 가

구 내 만 19세 이상의 자녀로 정의하였다. 동거하는 자녀로 한정 한 이유는 한국노동패널 데이터의 특성 상 분가한 자녀는 현실적으로 추적이 어려운 문제가 있다.

사용한 데이터의 구체적인 종류와 기초통계량은 아래 <표 1>과 같고 변수 당 최대 관측개수는 29,800개이다. 우선 노동지표를 살펴보면 표본의 약 60%가 노동시장에 참여하는 것으로 나타났다. 2017년 기준으로 한국의 15세 이상 경제활동참가율이 63.2%이고 남성의 경우 74.1%인 것에 비하여 낮은 수준이지만 이는 분석의 표본이 전체 연령이 아닌 50세 이상 85세 이하이라는 것, 평균 연령이 64세라는 것을 고려하면 합당한 수준이다. 평균 주당노동공급시간은 약 26시간 12분으로 이 또한 표본의 나이에 비추어 본다면 적절한 수준이라고 볼 수 있다. 특히 주당 근로시간은 매일 16시간씩 일한다고 했을 때 7일(일주일)을 곱하여 112시간 이하로 한정하였는데 이를 물리적으로 가능한 최대치로 보았으며 이보다 큰 경우는 가구에서 잘못 보고한 것으로 간주하여 생략하였다.

가구당 주택가격은 평균 1억 9,311만원이고 미혼성인자녀수는 가구당 평균 0.5명이 있는 것으로 나타났다. 이 중 아들이 0.29명, 딸이 0.21명으로 동거하는 아들이 조금 더 많으며 직장이 있는 자녀가 0.26명, 직장이 없는 자녀가 0.24명으로 근소하게나마 직장이 있는 성인자녀가 더 많은 것으로 나타났다.

가구주 본인의 특성으로는 전체 가구주의 78%가 남성이고 평균적으로 보통 정도의 건강²⁾상태이며 학력³⁾은 평균적으로 중졸과 고졸 사이정도로 나타났다. 가구 내의 미성년자 자녀는 평균 0.05명으로 평균 연령이 65세인 것에 비추어 보았을 때 예상대로 매우 적은 수만 존재했다.

가구주의 배우자는 평균 31%정도 노동에 참여했으며 평균 주당노동시간은 13시간 30분 정도로 나타났다. 가구의 금융자산은 평균 2,791만원,

2) 1부터 5까지의 5단계 척도이며 숫자가 높아질수록 건강함

3) 1은 중졸이하, 2는 고졸, 3은 전문대졸, 4는 대졸, 5는 대학원졸

부채는 3,884만원이며 약 34%의 가구가 현재 거주하는 주택 이외의 추가적인 주택을 소유했다. 거주지역은 전체 가구 중 서울에 16%, 서울 강남지역에 서울거주 가구주 중 38%(전체 가구주의 6%), 수도권지역에 34%정도 거주하는 것으로 나타나 실제 한국의 지역별 인구분포와 크게 괴리되지 않은 표본으로 보인다.

<표 1> 기초통계량

	관측개수	평균	표준편차	최소값	최대값
노동여부	29796	0.60	0.49	0	1
근로시간	29800	26.22	27.40	0	112
로그 근로시간	29800	2.06	1.94	0	4.73
주택가격(만)	29800	19311.8	24616.7	0	800000
로그 주택가격	29800	9.39	1.03	0	13.59
미혼성인자녀수	29800	0.50	0.75	0	5
미혼성인아들수	29800	0.29	0.53	0	3
미혼성인딸수	29800	0.21	0.50	0	4
有직장 미혼성인자녀수	29800	0.26	0.54	0	4
無직장 미혼성인자녀수	29800	0.24	0.52	0	3
나이	29800	64.17	9.18	50	85
성별(더미)	29800	0.78	0.42	0	1
건강	29800	2.90	0.90	1	5
교육수준	29800	1.80	1.10	1	5
미성년자녀수	29800	0.05	0.23	0	2
배우자 노동여부	29799	0.31	0.46	0	1
배우자 노동시간	29800	13.50	23.38	0	168
로그 배우자 노동시간	29800	1.08	1.73	0	5.13
금융자산(만)	29795	2791.6	8744.4	0	520000
로그 금융자산	29795	4.78	3.74	0	13.16
부채(만)	29800	3884.0	14898.0	0	750000
로그 부채	29800	3.62	4.18	0	13.53
다주택 소유여부	29800	0.34	0.47	0	1
거주지역	29800	23.9	34.6	2	102
서울지역(더미)	29800	0.16	0.37	0	1
서울강남지역(더미)	4908	0.38	0.49	0	1
수도권지역(더미)	29800	0.34	0.47	0	1

2. 분석방법

관측대상 별 동학을 살펴볼 수 있는 패널데이터의 장점을 살리기 위하여 고정효과 모형(Fixed-effect)을 사용한다. 고정효과 모형은 관찰되지 않는 개체별 특수성이 존재할 때 그 관찰되지 않는 특수성(u_i)이 관찰되는 특수성(X_i)과 관련이 있을 때 사용하는 모형이다. 본 데이터의 LM검정과 Hausman검정 결과 u_i 의 분산과 $Cov(X_i, u_i)$ 이 모두 0이라는 것이 각각되므로 개체별 특수성을 고려하는 고정효과 모형을 사용하였다.

노동시간에 관하여는 패널토빗(Tobit)모형을 설정한다. 이는 노동시간은 0미만으로 관측될 수 없기에 아래로 중도 절단된 회귀모형(Left-censored Regression Model)을 설정하기 위함이다.

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 HP_{ijt} + \beta_2 N_{ijt} + \beta_3 (HP \times N)_{ijt} + X'_{ijt} \gamma + \eta_t + \nu_j + \epsilon_{ijt} \quad \cdots [1]$$

첫 번째 종속변수는 노동시장 참여여부로 참여 시 1, 불참 시 0의 값을 지니는 이진변수이며 두 번째 종속변수는 로그주당근로시간이다. 독립변수는 로그주택가격(HP_{ijt}), 미혼성인자녀수(N_{ijt}), 그리고 둘의 교차항이며 교차항을 넣는 이유는 다음 IV장의 분석결과에서 결과 해석 시 설명하도록 한다. 통제변수는 가구주의 나이, 나이², 학력, 건강상태, 미성년자자녀수, 조사당해년도의 로그금융자산과 로그부채, 다주택소유여부더미, 배우자의 노동공급⁴⁾이다. 또한 연도더미(η_t)와 지역더미(ν_j)를 포함하여 연도와 거주지에 따른 관측되지 않는 효과를 추가적으로 통제하였다.

4) 노동시장 참여여부에 관한 분석 시, 배우자의 노동시장 참여여부를 사용하며 주당근로시간에 관한 분석 시, 배우자의 주당근로시간을 사용한다.

IV. 분석결과⁵⁾

1. 기초 결과

<표 2> Baseline Result (노동여부)

계수값 t-값	(1) 전체	(2) 가구주	(3) 전체	(4) 가구주
주택가격	-0.0094** -2.02	-0.0075 -1.3	-0.0090** -2	-0.0033 -0.6
미혼성인자녀수	-0.0023 -0.06	-0.0912* -1.86	0.0071* 1.67	0.0082 1.54
교차항	0.001 0.24	0.0103** 2.05		
통제변수	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y
N	48742	29791	48742	29791
R2	0.0638	0.0817	0.0638	0.0813

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

<표 3> Baseline Result (노동시간)

계수값 z-값	(1) 전체	(2) 가구주	(3) 전체	(4) 가구주
주택가격	-0.0706*** -5.36	-0.0402** -2.22	-0.0610*** -4.92	-0.0161 -0.95
미혼성인자녀수	-0.1756* -1.92	-0.4560*** -3.65	0.0184* 1.80	0.0075 0.55
교차항	0.0201** 2.14	0.0481*** 3.74		
통제변수	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y
N	48754	29794	48754	29794

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

5) 분석결과는 가구주 표본 위주로 설명할 예정이며 전체 표본은 참고용이다.

<표 2>와 <표 3>은 Ⅲ장의 식 [1]을 데이터 내 모든 표본을 이용하여 분석한 결과이다. 각 표의 회귀분석 (1), (2)에 관한 해석은 다음과 같다.

$$\begin{cases} y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 HP_{ijt} + \beta_2 N_{ijt} + \beta_3 (HP \times N)_{ijt} + \dots \\ y_{ijt}^* = \beta_0^* + \beta_1^* HP_{ijt} + \beta_2^* N_{ijt} + \dots \end{cases} \dots [2]$$

$$\frac{\partial y_{ijt}}{\partial HP_{ijt}} = \beta_1 + \beta_3 N_{ijt} = \beta_1^* \dots [3]$$

$$\frac{\partial y_{ijt}}{\partial N_{ijt}} = \beta_2 + \beta_3 HP_{ijt} = \beta_2^* \dots [4]$$

[2]식의 첫 번째 식은 교차항을 포함한 경우이고 두 번째 식은 교차항을 포함하지 않은 경우이다. 두 식을 각각 로그주택가격과 자녀수로 편미분하면 [3]과 [4]가 도출된다. 교차항을 넣지 않았을 때 주택자산가격 변화의 효과는 β_1^* 임에 반해 교차항을 넣었을 경우에는 ' β_1 '와 ' $\beta_3 \times$ 성인미혼자녀수'로 분리된다. 따라서 β_1 은 동거하는 성인자녀수가 0인 가구주가 주택가격이 변동할 때 노동공급의 변화량이다. 또한 미혼성인자녀수에 관해서도 교차항을 넣지 않았을 때 자녀수의 변화의 효과가 β_2^* 임에 반해 교차항을 넣었을 경우에는 ' β_2 '와 ' $\beta_3 \times$ 로그주택가격'으로 분리된다. 따라서 β_2 는 가구주가 소유하고 있는 주택의 로그주택가격이 0인 가구주가 미혼성인자녀수가 변동할 때 노동공급의 변화량이다.

<표 2>의 분석결과에 따르면 (동거하는 성인자녀가 없는 가구주의)주택가격이 100% 증가하였을 때 노동참여율은 약 0.75% 감소하며 (소유하고 있는 집의 로그주택가격이 0인 가구주의)자녀의 수가 1명 증가했을 때 노동참여율은 약 9.1% 감소하는 것으로 나타났다. 회귀분석 (2), (4)

의 결과를 비교하면, 노동여부에서 교차항을 넣지 않았을 때에는 주택가격과 자녀수 변화에 효과가 유의하지 않고 계수가 거의 0에 가까운 반면 교차항을 넣었을 경우 계수값의 크기가 증가하며 더 유의하게 나타난다.

마찬가지로 <표 3>의 분석결과에 따르면 (동거하는 성인자녀가 없는 가구주의)주택자산가치가 100% 증가하였을 때 주당근로시간은 약 4%, 즉 평균값 26.2시간에 비추어보면 약 1시간정도 감소하는 것으로 나타났다. 또한 (소유하고 있는 집의 로그주택가격이 0인 가구주의)자녀가 1명 증가했을 때 주당 근로시간은 45%, 즉 평균값 26.2시간에 비추어보면 약 11.79시간 정도 감소한 것으로 나타났다. 회귀분석 (2), (4)의 결과를 비교하면, 노동여부의 분석과 비슷한 행태를 보이는 것을 볼 수 있다.

정리하자면 교차항을 넣을 경우 대체로 분석결과가 유의해지는 편이며 그 부호는 $\beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0$ 의 모습을 띈다. 반면 교차항을 넣지 않을 경우 대체로 유의하지 않은 편이며 그 부호는 $\beta_1^* < 0, \beta_2^* > 0$ 의 모습을 띈다. 위에서 나타난 Baseline 분석뿐만 아니라 앞으로 이어지는 여러 가지 분석에서도 이와 거의 유사한 결과가 나타난다.

이것의 함의를 해석해보면 주택가격의 상승은 동거하는 성인자녀가 없는 고령자 가구주의 노동공급을 분명히 감소시킨다. 그리고 가구 내 미혼성인자녀수의 증가는 소유하고 있는 집의 로그주택가격이 0인 고령자 가구주의 노동공급을 분명히 감소시킨다. 그러나 β_3 의 값이 양수이므로 가구 내 성인자녀수가 많을수록, 거주하고 있는 주택의 가치가 높아질수록 노동공급의 감소효과는 약해진다.⁶⁾

비록 본 연구의 분석모형으로는 엄밀하게 논증할 수 없지만 교차항의 계수(β_3)가 양수라는 것은 다음과 같은 함의가 있다고 추측된다. 첫째로,

6) <표 2>의 회귀분석 (2), (4)의 결과를 한 예로 계산해보면, 기초통계량에서 미혼성인자녀수(N_{ijt})는 평균 0.5명이므로 $-0.0075 + (0.0103 \times 0.5) = -0.0024 \approx -0.0033$ 으로 계산된다. ($\beta_1 + \beta_3 N_{ijt} = \beta_1^*$ 참조)

주택가격의 상승은 그 자체로 가구주가 노동공급을 줄일 수 있는 유인이 된다. 그러나 아직 독립하지 못한 미혼성인자녀의 향후 독립비용(결혼비용, 집값 등)에 대한 부담으로 고령자 부모가 쉽사리 노동을 감소시키지 못할 수도 있다. 둘째로, 동거하는 미혼성인자녀는 노동을 통해 가구소득에 기여할 수 있는 가능성이 있다. 따라서 고령자 부모는 미혼성인자녀의 수가 증가함에 따라 노동공급을 줄일 수 있으나 동시에 자신이 현재 거주하는 주택가격이 높을 경우 노동공급을 쉽사리 줄이지 못한다. 이는 두 가지로 추측해볼 수 있다. 하나는 현재의 주택자산가치가 높다는 것은 그에 따르는 각종 비용(재산세, 관리비, 감가상각 등)도 높기에 이를 충당하기 위하여 더 일하는 것이다. 또 다른 하나는 조금 더 강한 가정이 성립하여야 하는데, 만약 고령자 부모가 자신의 주거수준만큼 자녀도 누리기를 원한다면 그에 상응하는 증여 및 상속이 필요하고 이에 대한 부담으로 인하여 고령자 부모가 쉽사리 노동을 줄이지 못할 수도 있다.

2. 자녀의 특성

Baseline 분석에서 나아가 자녀의 구체적인 특성들을 반영하여 분석해 보았다. 자녀의 취업여부 및 성별, 또한 자녀가 취업자일 경우에 한정하여 성별에 따른 분석을 수행해 보았다.

2-1. 자녀의 취업여부

<표 4> 자녀의 취업여부에 따른 비교 (노동여부)

계수값 t-값	(1) 전체	(2) 가구주	(3) 전체	(4) 가구주
주택가격	-0.0110** -2.43	-0.0081 -1.46	-0.0074 -1.62	-0.0021 -0.37
有직업자녀수	-0.0863* -1.77	-0.2151*** -3.54		
교차항1	0.0096* 1.91	0.0231*** 3.69		
無직업자녀수			0.0875* 1.9	0.0628 1.15
교차항2			-0.0087* -1.84	-0.0059 -1.06
통제변수	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y
N	48742	29791	48742	29791
R2	0.0639	0.0822	0.0638	0.0813
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01				

<표 4>와 <표 5>의 회귀분석 (2), (4)는 취업한 미혼성인자녀로 인하여 고령자 부모(가구주)는 노동공급을 줄이는 선택을 하지만 아직 취업하지 못한 미혼성인자녀는 고령자 부모가 오히려 노동공급을 증가시키는 원인이 된다는 것을 보여준다. 분석 결과에는 나타나지 않았지만 미성년자녀 또한 고령자 부모의 노동공급을 유의하게 증가시킨다. 즉 고령자 부모의 노동공급 결정에 있어서 미취업 성인자녀는 미성년자녀와 비슷하게 간주되는 것으로 보이며 이는 이예스더(2013)의 결과⁷⁾와 함의하는 바가 유사하다.

7) 한국의 높은 대학진학률과 대학 교육년수의 증가, 20대 청년의 실업문제는 성인자녀를 둔 중년여성의 노동공급을 증가시키는 요인이 된다는 것을 밝힌다.

그리고 앞선 <표 2>와 <표 3>에서 미혼성인자녀 전체에 대한 분석에서보다 위의 분석에서의 취업한 자녀에 대한 효과의 계수(β_2)의 크기가 더 커진 것으로 보아 취업한 자녀는 부모의 노동공급 선택에 있어서 더 강력한 영향력을 발휘한다. 또한 앞서 언급한 추측의 가정을 받아들인다면 교차항의 계수(β_3)의 크기도 커진 것은 한국에서는 보통 성인자녀가 취업 후에 결혼 및 독립을 하게 되므로 취업을 한 것 자체가 부모의 노동공급을 더 증가시킬 수 있는 유인이 될 수도 있다.

또한 모든 분석에서 주택가격은 노동공급에 음의 영향을 미친다.

<표 5> 자녀의 취업여부에 따른 비교 (노동시간)

계수값 z-값	(1) 전체	(2) 가구주	(3) 전체	(4) 가구주
주택가격	-0.0729*** -5.71	-0.0398** -2.28	-0.0577*** -4.54	-0.0138 -0.79
有직업자녀수	-0.4694*** -3.91	-0.9338*** -5.65		
교차항1	0.0490*** 3.95	0.0947*** 5.53		
無직업자녀수			0.1702 1.38	0.1628 0.98
교차항2			-0.0149 -1.18	-0.0131 -0.77
통제변수	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y
N	48754	29794	48754	29794

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

2-2. 자녀의 성별

<표 6>과 <표 7>에 따르면 동거하는 미혼성인아들은 고령자 부모의 노동공급에 영향을 미치지 못하는 반면 동거하는 미혼성인딸은 부모의 노동공급에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 결과는 아들과 딸의 변수를 따로 넣어 분석했을 때와 같이 넣어 분석했을 때 모두 동일하게 나타났다.

<표 6> 자녀의 성별에 따른 비교 (노동여부)

계수값 t-값	(1) 전체	(2) 가구주	(3) 전체	(4) 가구주	(5) 전체	(6) 가구주
주택가격	-0.0082*	-0.0042	-0.0100**	-0.0068	-0.0092**	-0.0073
	-1.77	-0.74	-2.21	-1.2	-1.97	-1.27
미혼성인아들수	0.0278	-0.0415			0.0377	-0.0219
	0.52	-0.63			0.7	-0.33
교차항1	-0.0029	0.0045			-0.004	0.0023
	-0.53	0.66			-0.72	0.34
미혼성인딸수			-0.047	-0.1812**	-0.0515	-0.1787**
			-0.74	-2.29	-0.81	-2.26
교차항2			0.0066	0.0207**	0.0071	0.0205**
			1	2.54	1.07	2.5
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	48742	29791	48742	29791	48742	29791
R2	0.0638	0.0816	0.0638	0.0818	0.0639	0.0822

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

<표 7> 자녀의 성별에 따른 비교 (노동시간)

계수값 z-값	(1) 전체	(2) 가구주	(3) 전체	(4) 가구주	(5) 전체	(6) 가구주
주택가격	-0.0628*** -4.85	-0.0229 -1.29	-0.0689*** -5.41	-0.0347** -1.98	-0.0699*** -5.30	-0.0395** -2.18
미혼성인아들수	-0.0895 -0.70	-0.2531 -1.45			-0.0456 -0.36	-0.1885 -1.08
교차항1	0.0088 0.67	0.0254 1.41			0.0041 0.31	0.0185 1.02
미혼성인딸수			-0.3316** -2.31	-0.7863*** -4.08	-0.3291** -2.28	-0.7738*** -4.00
교차항2			0.0394*** 2.65	0.0847*** 4.25	0.0391*** 2.62	0.0833*** 4.16
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	48754	29794	48754	29794	48754	29794
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01						

2-3. 자녀의 취업여부와 성별

<표 8>과 <표 9>는 앞선 <표 6>과 <표 7>와 비교하여 다소 다른 결과를 보여준다. 만약 자녀를 모두 취업자로 한정한다면 자녀의 성별에 관계없이 고령자 부모의 노동공급은 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 <표 8>과 <표 9>의 분석에서 볼 수 있듯이 아들인 경우에도 그 효과가 유의해졌다고 하더라도 그 크기는 여전히 자녀가 딸인 경우가 더 크다. 위 분석에 따르면 취업 후에도 고령자 부모는 아들보다 딸에게 부양부담을 더 많이 지우는 것으로 보인다.

<표 8> 자녀의 성별에 따른 비교 _ 취업자녀 (노동여부)

계수값 t-값	(1) 전체	(2) 가구주	(3) 전체	(4) 가구주	(5) 전체	(6) 가구주
주택가격	-0.0101** -2.25	-0.0058 -1.04	-0.0099** -2.18	-0.0057 -1.03	-0.0110** -2.42	-0.0081 -1.46
미혼성인아들수 (有직업)	-0.0886 -1.39	-0.1948** -2.42			-0.0833 -1.31	-0.1844** -2.31
교차항1	0.0096 1.45	0.0209** 2.52			0.009 1.37	0.0198** 2.4
미혼성인딸수 (有직업)			-0.0934 -1.18	-0.2647*** -2.76	-0.0883 -1.12	-0.2547*** -2.65
교차항2			0.0107 1.31	0.0283*** 2.86	0.0102 1.24	0.0273*** 2.74
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	48742	29791	48742	29791	48742	29791
R2	0.0638	0.0816	0.0638	0.0818	0.0639	0.0822

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

<표 9> 자녀의 성별에 따른 비교 _ 취업자녀 (노동시간)

계수값 z-값	(1) 전체	(2) 가구주	(3) 전체	(4) 가구주	(5) 전체	(6) 가구주
주택가격	-0.0680*** -5.38	-0.0284 -1.64	-0.0657*** -5.23	-0.0280 -1.63	-0.0727*** -5.69	-0.0397** -2.27
미혼성인아들수 (有직업)	-0.5239*** -3.16	-0.8827*** -3.86			-0.5020*** -3.03	-0.8478*** -3.70
교차항1	0.0528*** 3.06	0.0887*** 3.73			0.0504*** 2.92	0.0849*** 3.57
미혼성인딸수 (有직업)			-0.4385** -2.40	-1.0579*** -4.26	-0.4178** -2.28	-1.0295*** -4.14
교차항2			0.0480** 2.54	0.1086*** 4.23	0.0458** 2.42	0.1055*** 4.10
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	48754	29794	48754	29794	48754	29794

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

3. 가구주의 연령

<표 10>과 <표 11>은 가구주의 연령에 따라 표본을 나누어 분석한 것이다. 60대 부모는 자녀의 취업 여부에 관계없이 가구 내에 미혼성인 자녀가 증가하게 되면 노동공급을 줄이는 것으로 나타난다. 반면 50대 부모는 자녀가 취업하게 된다면 노동공급을 줄일 의향이 있지만 자녀가 취업하지 못했을 경우 노동공급을 줄이지 못하는 것으로 보인다. 반면 70대 부모는 자녀수에 의한 효과가 거의 미미하거나 오히려 자녀수가 취업한 미혼성인자녀수가 증가할수록 노동공급을 증가시키는 것으로 나타났다. 다시 말해서, 50대 고령자는 자녀가 취업하여 자리를 잡지 않는 한 노동공급을 줄이지 않으나 60대 고령자는 그에 관계없이 노동공급을 줄이기 시작한다. 반면 70대가 넘어서 동거하는 미혼성인자녀가 있을 경우에는 오히려 노동공급을 늘리는 것으로 나타났다.

주택가격 변동의 효과에 있어서는 50대 부모와 70대 부모는 가격이 증가할수록 노동공급을 감소시키는 반면에 60대 부모는 오히려 노동공급을 증가시키는 것으로 나타났다.

<표 10> 가구주에 연령에 따른 비교 (노동여부, 가구주)

계수값 t-값	(1) 50대	(2) 50대	(3) 60대	(4) 60대	(5) 70이상	(6) 70이상
주택가격	-0.0123 -1.22	-0.0175* -1.83	0.0028 0.31	0.004 0.45	-0.0069 -0.89	-0.0058 -0.76
미혼성인자녀수	0.01 0.21		-0.2552*** -2.74		0.0171 0.12	
교차항1	-0.0008 -0.17		0.0267*** 2.79		0.0035 0.24	
미혼성인자녀수 (有직업)		-0.1046* -1.75		-0.3403*** -3.15		0.3175* 1.83
교차항2		0.0107* 1.76		0.0351*** 3.16		-0.0286 -1.59
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	10882	10882	9930	9930	8979	8979
R2	0.0513	0.0517	0.0615	0.0619	0.1008	0.1008

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

<표 11> 가구주에 연령에 따른 비교 (노동시간, 가구주)

계수값 z-값	(1) 50대	(2) 50대	(3) 60대	(4) 60대	(5) 70이상	(6) 70이상
주택가격	0.0740** 1.94	0.0462* 1.33	-0.0276 -0.88	-0.0256 -0.83	-0.0255 -1.49	-0.0244 -1.43
미혼성인자녀수	0.0675 0.31		-0.7908** -2.81		0.3198 1.19	
교차항1	-0.0057 -0.25		0.0796** 2.72		-0.0267 -0.94	
미혼성인자녀수 (有직업)		-0.6861** -2.40		-1.1130*** -3.36		0.7512** 2.18
교차항2		0.0645** 2.19		0.1113*** 3.24		-0.0710* -1.95
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	10885	10885	9930	9930	8979	8979

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

4. 가구 조사시점

<표 12>와 <표 13>은 기간에 따라 샘플을 나누어 분석한 결과이다. 자녀의 취업여부에 관계없이 2003년부터 2008년까지는 주택가격 변동을 비롯한 어떠한 주요 변수들이 고령층의 노동공급에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면 2009년부터 2016년까지는 통상적으로 기대되는 부호와 유의도를 나타내주며 특히 주택가격변동 효과의 크기는 전체기간에 비하여 약 2배정도 증가(주택가격 100% 증가 시 노동참여율 1.8% 하락)하였다.

<표 12> 기간에 따른 비교 (노동여부, 가구주)

계수값 t-값	(1) '03~'08	(2) '09~'16	(3) '03~'08	(4) '09~'16
주택가격	0.0036 0.57	-0.0164* -1.7	0.0019 0.31	-0.0172* -1.79
미혼성인자녀수	0.0042 0.08	-0.1042* -1.83		
교차항1	-0.0012 -0.23	0.0113** 1.96		
미혼성인자녀수 (有직업)			-0.0652 -0.98	-0.2535*** -3.07
교차항2			0.0054 0.78	0.0270*** 3.21
통제변수	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y
N	9519	20272	9519	20272
r2	0.0552	0.06	0.0557	0.0607

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

<표 13> 기간에 따른 비교 (노동시간, 가구주)

계수값 z-값	(1) '03~'08	(2) '09~'16	(3) '03~'08	(4) '09~'16
주택가격	-0.0014 -0.06	-0.0768*** -2.91	0.0035 0.14	-0.0800*** -3.11
미혼성인자녀수	-0.1975 -1.02	-0.4016** -2.08		
교차항1	0.0197 0.97	0.0422** 2.15		
미혼성인자녀수 (有직업)			-0.2904 -1.23	-1.0193*** -3.92
교차항2			0.0226 0.91	0.1055*** 3.99
통제변수	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y
N	9522	20272	9522	20272

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

5. 가구주 거주지

거주지에 따라 서브샘플을 구성하여 분석한 결과 전국표본(Baseline 분석)의 결과와 비교했을 때 계수의 부호의 양상은 모두 일치하였다. 그러나 주택가격변화의 효과에 있어서 서울과 수도권은 유의도가 지방에 비하여 매우 떨어졌다. 또한 서울과 수도권은 지방에 비하여 직업이 있는 미혼성인자녀수에 대한 노동공급 감소반응이 더 크게 나타났다.

<표 14> 거주지에 따른 비교 (노동여부, 가구주)

계수값 t-값	(1) 전국	(2) 전국	(3) 서울	(4) 서울
주택가격	-0.0075 -1.3	-0.0081 -1.46	-0.0107 -0.51	-0.005 -0.25
미혼성인자녀수	-0.0912* -1.86		-0.2288 -1.56	
교차항1	0.0103** 2.05		0.0247* 1.74	
미혼성인자녀수 (有직업)		-0.2151*** -3.54		-0.2911* -1.81
교차항2		0.0231*** 3.69		0.0311** 1.98
통제변수	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y
N	29791	29791	4907	4907
r2	0.0817	0.0822	0.0983	0.0982
계수값 t-값	(5) 수도권	(6) 수도권	(7) 지방	(8) 지방
주택가격	-0.0075 -0.55	-0.005 -0.37	-0.0074 -1.14	-0.0095 -1.53
미혼성인자녀수	-0.1938** -2.16		-0.0383 -0.58	
교차항1	0.0201** 2.3		0.0049 0.7	
미혼성인자녀수 (有직업)		-0.2665** -2.33		-0.2149*** -2.61
교차항2		0.0279** 2.49		0.0233*** 2.65
통제변수	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y
N	10186	10186	19605	19605
r2	0.08	0.0805	0.0818	0.0823

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

<표 15> 거주지에 따른 비교 (노동시간, 가구주)

계수값 z-값	(1) 전국	(2) 전국	(3) 서울	(4) 서울
주택가격	-0.0402** -2.22	-0.0398** -2.28	-0.0512 -0.99	-0.0116 -0.24
미혼성인자녀수	-0.4560*** -3.65		-1.1031*** -3.47	
교차항1	0.0481*** 3.74		0.1088*** 3.54	
미혼성인자녀수 (有직업)		-0.9338*** -5.65		-1.1982*** -2.95
교차항2		0.0947*** 5.53		0.1166*** 2.97
통제변수	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y
N	29794	29794	4907	4907
계수값 z-값	(5) 수도권	(6) 수도권	(7) 지방	(8) 지방
주택가격	-0.0605* -1.68	-0.0478 -1.40	-0.0212 -0.97	-0.0276 -1.32
미혼성인자녀수	-0.9020*** -3.99		-0.2910 -1.62	
교차항1	0.0887*** 4.02		0.0322* 1.67	
미혼성인자녀수 (有직업)		-1.3309*** -4.67		-0.9848*** -4.06
교차항2		0.1295*** 4.61		0.1030*** 3.95
통제변수	Y	Y	Y	Y
연도효과	Y	Y	Y	Y
지역효과	Y	Y	Y	Y
N	10187	10187	19607	19607
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01				

V. 결론

본 연구는 가구 내 동거자녀의 특성을 반영하여 주택자산가격이 고령층 근로에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 이전의 논문과는 달리 주택가격변화와 미혼성인자녀의 존재가 고령층 노동에 미치는 영향에 관해 더 심도 있게 살펴볼 수 있었다.

분석결과 현재 거주하고 있는 주택가격의 증가는 고령자 가구주의 노동공급을 감소시키는 효과가 있다. 또한 동거하는 미혼성인자녀의 존재는 고령자 가구주의 노동공급을 감소시키는 방향으로 작용했으며 이는 미혼성인자녀가 취업자일수록, 아들보다는 딸일수록 그 효과가 더 분명하고 강하게 나타났다. 가구주에 따른 특성도 일정부분 발견할 수 있었는데 고령층 가구주가 젊을수록 노동공급결정에 동거하는 자녀의 취업여부에 더 많은 영향을 받았다.

본 연구를 통하여 주택가격, 가구 내 성인자녀, 고령자 노동공급의 관계를 일정부분 확인할 수 있었다. 그러나 구체적으로 어떠한 경로를 통하여 그 효과가 실현되는가에 대해서는 명확히 답할 수는 없으며 이것이 차후 연구에서 발전시켜야 할 점이기도 하다.

참고문헌

- 김대일. 2008. 기혼여성의 노동공급과 자녀 교육. *노동경제논집* 31. no.2:73-102
- 김주영, 우석진. 2010. 노동시장 재진입에 관한 연구. 한국노동연구원 정책연구 2010-05.
- 박효진, 은선경. 2012. 경력단절 경험을 가진 여성의 노동시장 재진입에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 미취학 자녀를 둔 여성의 일-가족양립 정책과 서비스를 중심으로. *한국가족복지학* 17. no.1:5-29
- 서미숙. 2013. 주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구. *여성경제연구* 10. no.1:63-79
- 이에스더. 2013. 성인자녀가 중년여성의 노동공급에 미치는 영향. *여성경제연구* 10 no.2:133-163
- 이현정, 윤정득. 2015. 자가소유 노인가구의 자산효과 변화 분석. *부동산학보* 61, no.1:121-135
- Burtless, Gary. 1986. Social Security, Unanticipated Benefit Increases, and the Timing of Retirement. *Review of Economic Studies* 53. 781-805
- Chang, Jiyeun. 2002. Transition Paths from Work to Retirement. Workshop(Policies to Improve Labor Market Outcomes for Older Workers in Korea, 2002) paper.
- Cho, Sungwon. 2011. Housing Wealth Effect on Consumption: Evidence from Household Level Data. *Economic letters* 113. no.2:192-194
- Coile, Courtney, and Levine, Phillip B. 2011. The Market Crash and Mass Layoffs: How the Current Economic Crisis May Affect

- Retirement. *Journal of Economic Analysis & Policy* 11. no.1:1-40
- Coronado, Julia Lulia, and Perozek, Maria. 2003. Wealth effect and the consumption of Leisure: Retirement decisions during the stock market boom of the 1990s. Discussion series no.2003-20. *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics*.
- Farnham, Martin, and Sevak, Purvi. 2016. Housing Wealth and Retirement Timing. *CESifo Economic Studies* 62. no.1:26-46
- Ferreira, Fernando and Gyourko, Joseph. 2012. Heterogeneity in neighborhood level price growth in the United States, 1993 - 2009. *American Economic Review* 102. no.3:134 - 40.
- Goodstein, Ryan. 2008. The Effect of Wealth on Labor Force Participation of Older Men. Unpublished.
- Holtz-Eakin, Douglas, and Joulfaian, David, and Rosen Harvey S. 1993. The Carnegie Conjecture: Some Empirical Evidence. *Quarterly Journal of Economics* 108. 413-435
- Hurd, Michael, and Boskin, 1984. The Effect of Social Security on Retirement in the Early 1970s. *Quarterly Journal of Economics* 99. no.1:767-90
- Hurd, Michael, and Reti, Monika. 2001. The Effects of large Capital Gains on Work and Consumption: Evidence from Four Waves of the HRS. *Rand Report for the U.S. Department of Labor* 2011.
- Iacoviello, Matteo M.. Housing Wealth and Consumption. 2011. *FRB International Finance Discussion Paper* No. 1027

- Krueger, Alan B., and Pischke, Jon-Steffen. 1992. The effect of Social Security on Labor Supply: A cohort analysis of the Notch Generation. *Journal of Labor Economics* 10. no.4:412-437
- Ondrich, Jan, and Falevich, Alexander. 2014. The Great Recession, Housing Wealth, and the Retirement Decisions of Older workers. *Public Finance Review* 44. no.1:109-131
- Sevak, Purvi. 2002. Wealth shocks and retirement timing: Evidence from the nineties. Working Paper no.27. Michigan Retirement Research Center
- Zhao, Lingxiao, and Burge, Gregory. 2017. Housing Wealth, Property Taxes, and Labor Supply among the Elderly. *Journal of Labor Economics* 35. no.1:227-263

Abstract

Housing Wealth and Labor Supply of the Elderly

Focusing on the characteristics of children
in each household

Shin, Dong Yeob

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This study analyzes how housing wealth and single adult children effect on the labor supply of the elderly parents in Korea. Considering high ratio of household assets among total assets and high willing to work due to high poverty rate, the rise and fall of housing prices could change the labor supply of the elderly. Also, children's belated separation age from parents and high cost of children's future marriage could have a strong influence on the working decisions of the elderly parents. The result shows that both housing price and the number of unmarried children have negative effects on working decisions of the elderly workers, and the scale varies depending on the characteristics of each household.

keywords : Elderly, Labor supply, Asset, Housing wealth,
Children

Student Number : 2016-20152