

주택가격과 출산의 시기와 수준: 우리나라 16개 시도의 실증분석

김민영
(K-water)

황진영*
(한남대학교)

본 연구는 2009~2013년의 우리나라 16개 시도의 자료를 이용해 주택가격(주택매매 가격과 주택전세가격)이 출산의 수준(합계출산율)과 출산의 시기(초산연령)에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 실증분석 결과, 주택가격은 모형이나 추정방법의 선택에 관계없이 합계출산율에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이는 주택가격이 높을수록 가계의 생계부담이 증가해 결혼과 출산을 연기하거나 포기하는 경향이 생겨날 수 있음을 보여준다. 또한 주택가격은 초산연령에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 관측되었다. 따라서 우리나라에서의 주택가격은 출산의 시기를 늦추고 수준을 감소시키는 중요한 요인이 될 수 있다. 그러나 내생성을 고려한 실증분석에서는 주택가격이 초산연령에 미치는 영향에 대한 통계적 유의성은 전통적인 범위를 벗어났다. 이는 초산연령은 사회의 전반적인 인식이나 경로 의존적인(path dependent) 경향이 강하게 나타날 수 있음을 반영한다. 본 연구의 실증분석 결과는 젊은 무주택자를 대상으로 하는 주택정책이 복지의 개선과 함께 장기적인 출산율 제고에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

주요용어: 주택가격, 합계출산율, 초산연령, 16개 시도

이 논문은 2015학년도 한남대학교 학술연구조성비 지원에 의하여 연구되었음. 논문의 심사과정에서 유의한 지적과 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 깊은 감사를 드립니다.

* 교신저자: 황진영, 한남대학교(jyh17@hnu.kr)

■ 투고일: 2015.8.29 ■ 수정일: 2016.1.14 ■ 게재확정일: 2016.1.20

I. 머리말

우리나라는 20세기 말부터 출산율의 감소와 고령인구의 증가로 대별되는 인구구조의 급격한 변동을 경험하고 있다. 특히 산업구조가 고도화되고 여성의 사회진출과 고용이 증대되면서 출산율은 급격히 감소하였다. 이와 같은 출산율 감소는 경제의 여러 부문에 부정적 영향을 미친다. 즉 출산율 감소는 직접적으로 노동력 부족을 야기해 잠재성장률을 하락시키며, 생산가능인구를 감소시켜 저축·소비·투자를 위축시킬 뿐만 아니라 정부의 재정수지를 악화시키는 원인이 된다.

이상의 시대적 상황을 반영해 선행연구에서는 출산율 감소의 원인을 파악하고 출산율 제고 방안을 찾기 위한 다양한 분석을 시도하였다.¹⁾ 이종하와 황진영(2011), Galor와 Weil(1996), Hondroyiannis와 Papapetrou(1999), Wang 등(1994)은 여성의 고용, 소득수준 및 출산율 간의 상호 관련성을 제시하였다. 또한 출산율 감소가 여성의 고용 증가와 무관하지 않으며(김현숙 등, 2006; 조윤영, 2006; Ahn & Mira, 2002; Bloom 등, 2009; Brewster & Rindfuss, 2000; Kögel, 2004; Lehrer & Nerlove, 1986; Mahdavi, 1990), 일부의 선행연구에서는 출산율이 감소하는 주요 요인으로서 노동시장의 불안정성(instability) 혹은 불확실성(uncertainty)을 주장하였다(황진영, 2013a; Adler, 1997; Bhaumik & Nugent, 2005; Blossfeld 등, 2005; Hondroyiannis, 2010; Kharkova & Andreev, 2000).²⁾

비록 이상의 선행연구는 다양한 출산율 결정요인들을 제시하였지만, 우리나라의 특징적 요인인 주택가격, 교육비(특히 사교육비)지출 등의 요인들은 고려되지 않았다. 우리나라의 주택가격이나 사교육비는 과도하게 높은 수준이며, 이는 가계에 부담을 증대시켜 결혼과 출산을 기피하거나 연기하게끔 유도하는 중요한 이유가 되고 있다. 따라서 우리나라의 출산율 감소 요인을 명확히 파악하기 위해서는 주택가격과 출산율 간의 실증적 관계가 검토되어야 한다.³⁾ 본 연구의 목적은 우리나라의 주택가격과 출산율 간의

1) 이론적 관점의 전통적인 출산율 결정모형으로는 Becker와 Lewis(1973)의 양과 질의 상충관계 모형, Easterlin(1968)의 세대 간 상대소득모형, Leibenstein(1975)의 사회적 상대소득모형, Cigno(1992)의 자산소득이론 등을 들 수 있다.

2) 선행연구에서는 이상의 출산율 감소 요인이외에도 상당히 다양한 요인들이 존재한다고 제시하였지만, 본 연구에서는 논의의 분산을 줄이기 위해 다양한 출산율 감소 요인들에 대한 선행연구의 언급은 생략한다.

3) 우리나라에서는 사교육비지출도 출산율 결정에 중요한 영향을 미칠 수 있지만, 본 연구에서는 이상의

관련성을 파악하는 데 있다. 비록 주택가격과 출산율 간의 관계에 대한 선행의 실증분석은 다수 존재하지만,⁴⁾ 본 연구에서는 몇 가지 측면에서 선행연구와 구별되는 실증분석을 수행하고자 한다.

첫째, 대부분 선행연구는 미시 자료에 근거해 분석한 반면, 본 연구는 우리나라 16개 시도의 최근 자료를 이용한다. 이와 같은 거시적 분석은 우리나라 지역별 차이에 기초해 거시적 차원에서 출산율 제고 정책과 관련된 정보를 제공할 수 있다. 둘째, 일반적으로 결혼과 출산을 계획하는 연령에서는 주택의 매매가격보다는 전세가격에 더 민감할 수 있기 때문에 주택가격을 주택매매가격과 주택전세가격으로 분리해 사용한다. 셋째, 일부의 선행연구는 출산율 감소의 직접적인 이유로서 초산연령이 증가하고 있다는 현상을 지적하였다(Hwang & Lee, 2014; Morgan & Rindfuss, 1999; Sobotka, 2004). 따라서 본 연구에서는 주택가격이 출산율에 미치는 영향과 함께 초산연령에 미치는 영향을 파악하고자 한다.

그러므로 본 연구는 2009~2013년의 우리나라 16개 시도의 자료를 이용해 주택가격(주택매매가격과 주택전세가격)이 합계출산율과 초산연령⁵⁾에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고자 한다. 즉 본 연구의 실증분석은 주택가격이 출산의 수준(합계출산율)과 시기(초산연령)에 미치는 영향을 파악하는 데 목적이 있다. 실증분석 방법론으로는 지역별 특성을 고려하는 고정효과 모형(fixed effects model)과 함께 출산율 변수들이 시계열적으로 미세하게 변동하는 특징과 내생성(endogeneity)을 고려하기 위해 동적 패널 GMM(generalized method of moments) 모형이 사용된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 주택가격과 출산율 간의 관계에 대한 이론적 배경과 선행의 연구결과를 검토한다. 제III장에서는 우리나라의 주택가격과 출산율 관련 변수들의 추이를 살펴본다. 제IV장에서는 실증분석에서 사용하는 자료 및 추정 모형을 설명한다. 제V장은 일련의 실증분석 결과를 제시하고, 이와 관련된 경제적 시사

관계를 검토하지 못하였다. 왜냐하면 본 연구의 실증분석은 16개 시도의 자료를 사용하는데, 지역별 사교육비지출의 차이가 크지 않아 측정오차(measurement error)가 의심될 뿐만 아니라 많은 연도의 자료가 가용하지 않았기 때문이다. 또한 지역별 1인당 사교육비지출과 주택가격 간의 상관관계가 매우 높게 관측되어 실증분석에서는 심각한 다중공선성의 문제를 해결해야 하는 어려움이 있다. 한편 우리나라에서 교육비지출의 부담이 출산에 부정적 영향을 미칠 수 있다는 사실은 보건복지부(2011), 성낙일과 박선권(2012), 손승영(2005), 신윤정 등(2008) 등에서 검토하였다.

4) 주택가격과 출산율 간의 관계에 관한 선행연구의 검토는 다음 장에 나타나 있다.

5) 이상의 변수들에 대한 정의와 설명은 제III장에 나타나 있다.

점을 기술한다. 마지막으로 제VI장에서는 본 연구의 요약과 향후 연구방향에 관해 논의한다.

II. 선행연구 검토

우리나라의 젊은 남녀가 결혼과 출산을 연기하거나 기피하는 대표적인 이유는 경제적 부담, 특히 주택마련 비용에 대한 부담일 수 있다. 이와 같은 사실은 오늘날 점점증하고 있는 가계부채의 상당부분이 주택구입에 필요한 자금이라는 사실을 통해서도 짐작할 수 있다. 예를 들어 통계청 등(2014)이 발표한 자료에 따르면, 예금취급기관을 통한 전체 가계대출의 약 40% 이상이 주택담보대출이다. 따라서 주택가격은 결혼과 출산(즉 출산의 시기와 수준)에 중요한 영향을 미칠 수 있으며, 이와 관련된 선행연구를 소개하면 다음과 같다.

먼저 국내의 선행연구로는 김영주(2005), 서미숙(2013), 이삼식(2013) 등이 미시 자료에 기초해 높은 수준의 주택가격이 출산율 제고를 제약하는 중요한 요인이 될 수 있다는 근거를 제공하였다. 구체적으로 김영주(2005)는 서울 및 수도권에 거주하는 25세 이상~45세 이하의 여성과 그 배우자에 대한 설문조사를 바탕으로 결혼 이후 이상적인 자녀의 수만큼 출산을 하는 데 어려움을 겪는 이유로서 비싼 주택가격을 제시하였다.

서미숙(2013)은 한국보건사회연구원과 국민은행의 자료를 재구성한 총 146개 지역의 5,808명 자료를 사용해 우리나라의 거주형태에 따른 주택가격 변화가 기혼여성의 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 서미숙(2013)의 결과를 살펴보면, 아파트 매매가격이 상승할수록 아파트 전세 거주자가 자가 거주자에 비해 자녀를 출산할 확률이 현저히 낮아지는 것으로 나타났다. 즉 아파트 매매가격의 상승은 아파트 전세 거주자에게 자신의 주택 마련을 위한 자산축적 부담을 가중시킬 뿐만 아니라 심리적으로 불안정하게 만드는 요인으로 작용해 저출산을 유도하게 된다. 또한 이삼식(2013)은 전화 설문조사를 바탕으로 주거문제가 만혼과 저출산을 유발하는 요인으로 작용하고 있으며, 주택구입 비용에 대한 부담으로 인해 출산이 억제되고 있다고 분석하였다.⁶⁾

6) Yi와 Zhang(2010)은 홍콩의 연간자료를 사용해 주택가격이 1% 증가할 때 합계출산율이 0.45%

그러나 이상의 선행연구 결과는 주택을 소유하지 않은 사람들을 대상으로 분석하였기 때문에 나타났다고 생각할 수 있다. 만약 주택을 소유한 사람들을 대상으로 분석하면, 주택가격의 상승이 자산효과(wealth effect)를 야기함으로써 주택가격과 출산율 간에는 양(+)의 관계가 성립할 가능성이 있다. 왜냐하면 만약 사람들이 소비의 대상인 재화에 가치를 부여하듯이 자녀에 가치를 부여할 경우 자산이 상승함에 따라 자녀를 더 소유하려는 자산효과가 나타나기 때문이다(황진영, 2010).

이상의 가능성은 Detting과 Kearney(2014), Lovenheim과 Mumford(2011) 등이 실증적으로 검토하였다. 구체적으로 Detting과 Kearney(2014)는 미국의 주택가격이 \$10,000 상승할 때 주택소유자와 주택비소유자는 각각 2.1%의 출산율 증가와 0.4%의 출산율 감소를 유발할 수 있다고 파악하였다. Lovenheim과 Mumford(2011)는 가임여성을 대상으로 설정한 설문조사 자료를 바탕으로 주택소유자의 주택가격이 \$100,000 상승할 때 출산할 가능성이 16~18% 증가한다고 분석하였다. 이상의 선행연구 결과는 주택소유자로 구성된 가계의 표본을 사용할 경우에는 주택가격과 출산율 간에 양(+)의 관계가 성립할 수 있음을 제시한다.

그러나 우리나라에서와 같이 주택가격이 과도하게 높은 수준에서는 젊은 남녀가 주택을 소유하지 않을 가능성이 클 뿐만 아니라 주택마련의 부담으로 인해 결혼과 출산을 기피하거나 연기하는 현상이 보편적일 수 있다. 주택가격은 단순히 출산율에 직접적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 초산연령에 영향을 미쳐 간접적으로 출산율에 영향을 미칠 수 있다. 다시 말해 높은 수준의 주택가격은 결혼이나 출산을 연기하거나 기피함으로써 초산연령을 늦어지게 하는 원인이 될 수 있다.⁷⁾ 또한 초산연령이 증가한다는 사실은 더 많은 자녀를 가질 수 있는 기회가 제약되기 때문에 출산율 감소로 연결된다.⁸⁾

우원규(2012), 황진영(2013b) 등은 여성이 아이를 출산할 수 있는 생물학적 기간이 존재하기 때문에 첫 아이의 출산이 늦어질수록 둘째 아이의 출산에 대해 부담을 가지게 되며, 이는 출산율 하락에 영향을 미칠 수 있다고 주장하였다. 또한 Kohler 등(2002), Philipov와 Kohler(2001), Sobotka(2004) 등은 산업화된 국가를 대상으로 초산연령의 증가가 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 예를 들어 Sobotka(2004)는 유럽 국가에서

감소한다고 제시하였는데, 이는 우리나라의 연구결과와 유사하다.

7) 인구학에서는 만혼으로 인한 출산율 저하 현상을 템포효과(tempo effect)라고 부른다.

8) 한편 정창무(2008)는 주택가격의 상승이 혼인율에는 영향을 미치지 않지만, 출산율에는 유의한 영향을 미치지 않을 수 있다고 주장하였다.

출산율이 감소하는 가장 중요하고도 직접적인 이유로서 가족을 형성하는 나이가 늦어지고 있다는 사실을 제시하였다. 즉 가족을 형성하는 나이가 늦어질수록 초산연령은 자연히 증가하고(즉 출산을 지연 혹은 연기시키고), 이는 출산 기간을 감소시켜 출산율 감소로 이어지게 된다. Sobotka(2004)는 2001년 유럽국가의 합계출산율은 1.40이지만, 상당한 지역 간 차이와 현재 진행 중인 출산 연기를 고려한 조정된 합계출산율은 1.63으로 증가할 수 있다고 추정하였다. 따라서 초산연령의 증가는 출산율을 감소시키는 중요한 원인이 된다.

이상의 선행연구 결과에 기초해 주택가격은 출산율과 초산연령 결정에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 본 연구에서는 이상의 관계를 16개 시도로 구성된 표본의 최근 자료를 사용해 실증적으로 분석하고자 한다. 실증분석 결과는 주택가격이 출산율에 미치는 직접적인 영향과 함께 초산연령을 통한 간접적인 영향에 대한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

III. 16개 시도의 주택가격과 출산율 추이

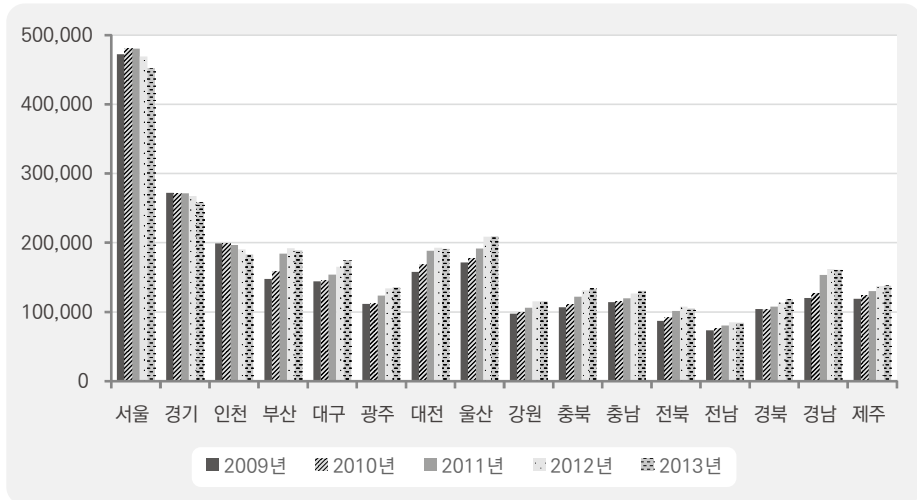
실증분석에 앞서 본 장에서는 16개 시도의 주택가격과 출산율 관련 변수들의 추이를 간단히 살펴본다.⁹⁾ 먼저 주택가격은 주택매매가격(owner housing price: 이후 OHP)과 주택전세가격(rental housing price: 이후 RHP)으로 구분되는데, 이들 자료는 한국감정원 주택가격지수(2012년 11월 기준)와 동 기관에서 제공하고 있는 2012년 11월 기준 주택평균가격을 이용해 환산함으로써 시계열을 연장해 구축하였다. 이상의 자료들은 전문조사자가 현장방문을 통해 파악한 지역분석 자료로서 동일지역 또는 인근지역 실거래 사례의 가격과 주택의 특성정보를 활용해 거래사례비교법에 의해 산정되었다. 구체적으로 조사 표본은 전국 264개 시군구의 거래 가능한 아파트 14,976호, 연립주택 2,756호, 단독주택 2,313호의 총 20,045호이다. 이때 연립주택에는 다세대 주택을, 그리고 단독주택에는 다가구주택을 포함하였다.

9) 세종특별자치시(세종시)가 2012년 7월에 출범하였지만, 자료의 가용성으로 인해 세종시는 충청남도에 포함하였음을 밝혀둔다.

[그림 1]은 16개 시도별 주택매매가격(OHP)의 추이를 보여준다. 최근 5년간 서울, 경기 및 인천을 제외한 나머지 모든 시도에서 OHP는 상승하였다. 특히 부산, 대전, 울산, 경남 등의 지역에서 OHP 상승폭이 크게 나타났다. 최근 들어 서울의 OHP는 하락하고 있음에도 불구하고 지난 5년(2009~2013년) 동안 약 4억 5천만 원 이상의 가격을 유지하였는데, 이는 다른 시도에 비해 압도적으로 높은 가격이다. 한편 전국에서 OHP가 평균적으로 가장 낮은 지역은 전남이며, 2013년 약 8천 4백만 원으로 서울의 약 1/5에 불과하다.

그림 1. 16개 시도별 주택매매가격의 추이

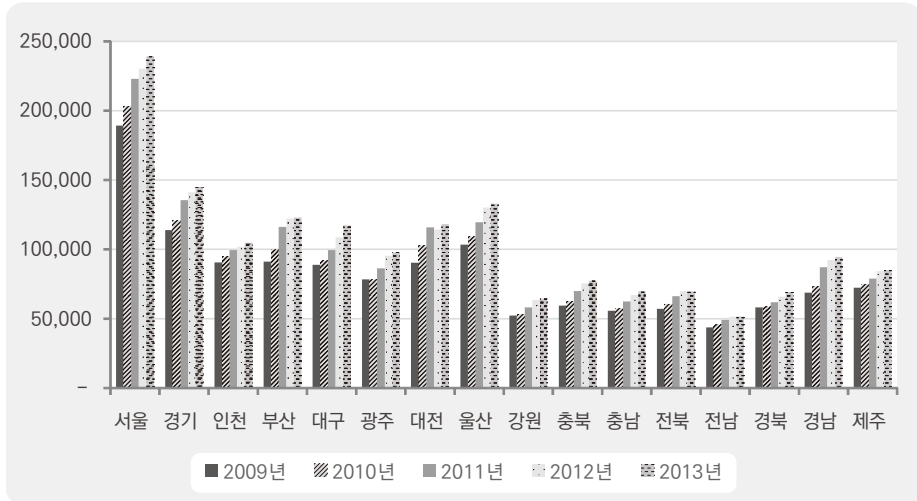
(단위: 천원)



자료: 한국감정원. (<http://www.kab.co.kr>)

그림 2. 16개 시도별 주택전세가격의 추이

(단위: 천원)



자료: 한국감정원. (<http://www.kab.co.kr>)

[그림 2]는 16개 시도별 주택전세가격(RHP)의 추이를 나타내는데, 그 가격은 주택매매가격(OHP)의 경우와 마찬가지로 서울이 가장 높으며 전남이 가장 낮게 관측되었다. 이는 RHP가 OHP에 기초해 설정된다는 사실을 반영한다. 그러나 RHP는 최근 5년 동안 16개 시도 전체에서 상승하였다. 한 가지 흥미로운 사실은 서울, 경기 및 인천의 OHP는 하락하는 추세이지만(그림 1) 참고), 이들 지역에서의 RHP는 상승하는 추세를 보이고 있다는 점이다. 이는 최근 일부 지역을 중심으로 나타난 전세난으로 인해 OHP 대비 RHP가 크게 상승하였음을 반영한다.

본 연구에서는 출산을 관련 자료로서 ‘합계출산율’과 ‘초산연령’을 사용한다. 먼저 합계출산율(total fertility rate: 이후 TFR)은 여성 1명이 가임기간(15~49세) 동안 낳을 것으로 예상되는 평균 출생아 수를 나타낸 지표로서 출산력수준을 의미한다. 예를 들어 15~49세의 여성이 연평균 0.1명을 출산한다고 가정하면, 합계출산율은 3.5명(0.1명×35년)이 된다. <표 1>은 통계청에서 제공하는 2009~2013년의 16개 시도별 TFR 추이를 나타낸다. 우리나라 전체의 평균 TFR은 2009년 이후 조금씩 증가하다가 2013년에 다소 감소하였는데, 2013년 TFR은 1.187에 불과하다.¹⁰⁾ 2009년 부산의 TFR은 0.940으

10) 이상의 자료는 그 동안 정부에서 추진한 출산장려정책이 미봉적이었으며, 그 효과가 크지 않았음을

로 전체 표본에서 가장 낮게 나타났으며, 2013년에는 서울의 TFR이 0.968으로 가장 낮게 관측되었다. 평균적으로 서울, 부산, 대구 등과 같은 대도시의 TFR이 다른 지역의 경우에 비해 다소 낮은 수준이다. 한편 전남의 TFR은 16개 시도에서 가장 높은 수준이며, 2013년 1.518로써 서울, 부산, 대구 등과 같은 대도시와는 상당한 차이를 나타낸다.

표 1. 16개 시도별 합계출산율의 추이

(단위: 명)

구분	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년
전국	1.149	1.226	1.244	1.297	1.187
서울	0.962	1.015	1.014	1.059	0.968
부산	0.940	1.045	1.078	1.135	1.049
대구	1.029	1.109	1.146	1.217	1.127
인천	1.143	1.214	1.232	1.301	1.195
광주	1.137	1.223	1.234	1.295	1.170
대전	1.156	1.206	1.261	1.315	1.234
울산	1.308	1.369	1.393	1.481	1.391
경기	1.226	1.309	1.314	1.355	1.226
강원	1.248	1.313	1.338	1.374	1.249
충북	1.317	1.402	1.428	1.485	1.365
충남	1.408	1.479	1.496	1.571	1.442
전북	1.279	1.374	1.405	1.440	1.320
전남	1.445	1.537	1.568	1.642	1.518
경북	1.274	1.377	1.434	1.489	1.379
경남	1.323	1.413	1.446	1.503	1.367
제주	1.378	1.463	1.487	1.598	1.427

자료: 통계청. (<http://kosis.kr>)

시사한다.

표 2. 16개 시도별 초산연령의 추이

(단위: 세)

구분	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년
전국	29.9	30.1	30.3	30.5	30.7
서울	30.7	30.9	31.1	31.3	31.5
경기	30.1	30.4	30.6	30.8	31.0
인천	29.9	30.2	30.4	30.6	30.8
부산	29.7	30.0	30.1	30.4	30.7
대구	29.6	29.8	29.8	30.2	30.5
광주	29.8	30.0	30.0	30.3	30.5
대전	29.6	29.8	30.2	30.3	30.5
울산	30.0	30.2	30.4	30.6	30.9
강원	29.3	29.6	29.6	29.9	30.0
충북	29.0	29.4	29.4	29.6	29.9
충남	28.8	29.1	29.1	29.4	29.8
전북	29.0	29.2	29.4	29.7	30.0
전남	28.8	29.0	29.2	29.5	29.8
경북	29.1	29.4	29.6	29.8	30.1
경남	29.4	29.7	29.8	30.1	30.4
제주	29.6	29.6	29.7	29.9	30.3

자료: 통계청. (<http://kosis.kr>)

초산연령(age at first birth: 이후 AFB)은 통계청의 인구동향조사 자료를 사용하였으며, <표 2>는 16개 시도별 AFB의 추이를 나타낸다. 2009년의 우리나라 전체의 평균 AFB는 29.9세였으나 이후 꾸준히 증가해 2013년의 평균 AFB는 30.7세이다. 여기서 한 가지 주목할 사항은 이상의 증가 추세가 일부 지역에서 나타난 현상이 아니라 16개 시도의 모든 지역에서 나타났다는 점이다. 또한 16개 시도별 AFB의 차이는 크게 관측되지 않았다. 즉 16개 시도 중에서 AFB가 가장 높은(낮은) 수준인 서울(충남과 전남)의 AFB는 2009년 30.7세(28.8세)에서 2013년 31.5세(29.8세)로 0.8세(1.0세) 증가하였다.

IV. 자료 및 추정모형

본 연구의 실증분석은 2009~2013년의 연도별 16개 시도의 균형 패널자료(balanced panel data)를 이용해 주택매매가격(OHP) 혹은 주택전세가격(RHP)이 합계출산율(TFR)과 초산연령(afb)에 미치는 영향을 파악하는 데 있다. 먼저 이상의 주요 변수들의 기초 통계량은 <표 3>에 요약되어 있다.

표 3. 주요 변수들의 기초통계량

변수	설명	평균	중위수	표준편차	최대값	최소값
OHP	주택매매가격(천원)	167,050	136,871	91,874	480,980	73,709
RHP	주택전세가격(천원)	94,248	87,167	40,887	240,071	44,010
TFR	합계출산율(명)	1.30	1.32	0.16	1.64	0.94
afb	초산연령(세)	29.9	29.9	0.59	31.5	28.8

주. 총 관측치의 수는 2009~2013년, 즉 5년의 16개 시도 자료를 통합(pooling)한 80개(5년×16개 시도)임.

구체적으로 본 연구의 실증분석은 두 가지 실증분석 방법론을 사용한다. 첫 번째 실증 분석 방법론은 패널자료를 이용한 전형적인 분석방법인 고정효과 모형(fixed effects model)을 사용한다. 고정효과 모형은 자료의 횡단면적 특성을 평균이라는 고정된 값으로 고려한다. 따라서 고정효과 모형은 개별지역이 갖는 잔차항의 이분산성 문제를 고려하지 않기 때문에 일치추정량(consistency estimator)을 가질 수 있는 반면, 자유도의 제약으로 인한 효율성의 문제가 생겨난다. 비록 랜덤효과 모형(random effects model)은 자료의 횡단면적 특성을 오차항으로 고려함으로써 고정효과 모형에서 간과한 효율성의 문제를 해결할 수 있지만, 본 연구의 실증분석 모형의 하우스만 검정(Hausman test) 결과는 고정효과 모형이 적합한 것으로 제시하였다. 이상의 고정효과 모형에 기초한 추정방정식은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$Y_{it} = c + \beta_1 \log(HP)_{it} + \beta_2 UEM_{it} + \beta_3 FEP_{it} + \beta_4 \log(GRDP)_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

식(1)에서 $Y = [TFR, AFB]$ 는 종속변수로서 출산을 관련 변수; 하첨자 i 와 t 는 지역과 연도; c 는 상수항; $\beta_j (j=1, 2, 3, 4)$ 는 추정된 설명변수들의 계수 값; $HP = [OHP, RHP]$ 는 주택매매가격 혹은 주택전세가격; μ_i 와 δ_t 는 각각 관측되지 않는 지역 및 연도 효과; ϵ 은 오차항을 의미한다.

$HP = [OHP, RHP]$ 를 제외한 나머지 설명변수로는 실업률, 여성의 경제활동참가율 및 지역내총생산(GRDP)을 고려한다. 즉 노동시장의 불안정성이 가계의 저축행위(혹은 포트폴리오 구성)의 결정이나 자녀양육의 기회비용을 변동시켜 출산율 결정에 영향을 미칠 수 있는데(Bhaumik & Nugent, 2005), 이를 반영하기 위해 실업률(“전체 노동자 대비 실업자 비율”(%) : 이후 UEM)을 활용한다. 또한 많은 선행연구에서는 출산율을 제약하는 중요한 원인으로서 여성의 경제활동참가의 증가를 제시하였는데,¹¹⁾ 이를 반영하기 위해 여성의 경제활동참가율(“15~64세 전체 여성인구 대비 경제활동인구 비율”(%) : 이후 FEP)을 사용한다. 마지막으로 본 연구의 실증분석 모형에서는 지역별 경제수준을 반영하고 경제적 성과의 원인이 되는 실질 지역내총생산(원: gross regional domestic product, 이후 GRDP로 나타냄)을 설명변수로 통제한다.¹²⁾¹³⁾

두 번째 실증분석 방법론으로는 내생성을 고려하는 동태적 패널모형을 사용한다.¹⁴⁾ 즉 동태적 패널모형은 종속변수의 과거 값을 설명변수로 사용하고 있으며, 일반적인 패널 선형회귀모형은 다음의 식(2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_{it} = c + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

-
- 11) 많은 선행연구에서는 이상의 출산율 결정요인들을 검토하였는데, 이들 선행연구의 요약은 황진영(2013b)을 참고할 수 있다. 또한 황진영(2013b)은 여성의 경제활동참가와 초산연령 간의 가능한 관계를 제시하였다.
- 12) 만약 사람들이 소비의 대상인 재화에 가치를 부여하듯이 자녀에 가치를 부여할 경우에는 소득이 상승함에 따라 자녀를 더 소유하려는 소득효과와 함께 덜 소유하려는 대체효과가 동시에 생겨날 수 있다.
- 13) 실증분석에서 $HP=[OHP, RHP]$ 와 GRDP 값은 자연로그를 취해 사용한다. 이는 $HP=[OHP, RHP]$ 와 GRDP의 지역 간 편차가 너무 심해 $HP=[OHP, RHP]$ 혹은 GRDP가 큰 지역이 종속변수에 더 큰 설명력을 갖는 왜곡을 최소화하기 위해서이다.
- 14) 만약 내생성이 심각하다면, 출산율 변수가 주택가격에 영향을 미치게 되므로 이상의 변수들 간의 인과관계를 파악하는 데 어려움이 생겨난다.

식(2)에서 Y 와 X 는 종속변수와 독립변수, 하첨자 t 와 $t-1$ 은 t 년과 $t-1$ 년을 나타낸다. 나머지 표기는 식(1)의 경우와 동일하다. 동태적 패널모형은 내생성 문제를 해결하기 위해 도구변수(instrumental variable)를 사용하는 추정방법이다. 도구변수를 사용한 추정방법으로는 2SLS(2-stage least squares)와 GMM을 사용할 수 있지만, 2SLS에 비해 GMM이 더 효율적인 추정량을 구할 수 있는 것으로 알려져 있다. GMM 추정에 있어 Arellano와 Bond(1991)가 제시한 동태적 패널모형은 식(3)과 같이 1차 차분모형을 사용하는 차분 GMM으로써 차분되지 않은 수준 시차변수들을 1차 차분된 모형의 내생적 설명변수의 도구변수로 사용해 일치추정량을 구한다.

$$\Delta Y_{it} = \beta_1 \Delta Y_{it-1} + \beta_2 \Delta X_{it} + \Delta \epsilon_{it} \quad (3)$$

이후 Arellano와 Bover(1995), Blundell와 Bond(1998)는 GMM을 이용한 동태적 패널모형을 더욱 발전시켜 종속변수의 수준변수와 차분된 시차변수를 도구변수로 사용하는 시스템 GMM(System GMM) 모형을 고안하였다. 시스템 GMM은 이상의 수준방정식(식(2))과 차분방정식(식(3))을 결합해 추정하는 형태이며, 1차 차분방정식에는 설명변수의 수준 시차변수와 설명변수의 차분 시차변수를 도구변수로 사용한다. 따라서 추가적인 도구변수를 사용하는 시스템 GMM이 기존의 차분 GMM에 비해 효율적인 일치추정량을 구할 수 있다는 장점을 지닌다.

이상의 이유로 말미암아 본 연구에서는 시스템 GMM에 기초한 동태적 패널모형을 사용한다. 한편 시차변수를 도구변수로 사용하기 위해서는 오차항의 자기상관이 존재하지 않아야 하는 조건이 만족되어야 하므로 오차항의 자기상관에 대한 검정이 요구된다. 따라서 시스템 GMM 모형을 추정하는 과정에서는 모형설정 및 도구변수 사용의 적합성을 검정하기 위한 자기상관 검정과 Sargan 검정 혹은 Hansen 검정을 시행한다.

V. 실증분석 결과

실증분석 결과를 살펴보기 이전에 주요 변수들 간의 상관계수는 <표 4>에 나타나 있다. 주택전세가격(RHP)은 주택매매가격(OHP)에 기초해 결정되기 때문에 두 변수 간의 상관계수는 0.96으로 상당히 높게 나타났다. 또한 <표 4>는 OHP/RHP와 합계출산율(TFR) 간에는 다소 밀접한 음의 관련성(-0.70/-0.68), 그리고 초산연령(AFB)과는 다소 높은 수준의 양의 상관관계(각각 0.77/0.86)를 보여준다. 한편 TFR과 AFB 간에는 다소 큰 음의 상관계수(-0.61)를 나타낸다.

표 4. 주요 변수들 간의 상관계수

	OHP	RHP	TFR	AFB
OHP	1			
RHP	0.96	1		
TFR	-0.70	-0.68	1	
AFB	0.77	0.86	-0.61	1

주: (1) 변수들의 표기는 <표 3>을 참고하기 바람. (2) 2009~2013년의 16개 시도 자료를 통합(pooling)해 계산함.

<표 5>는 주택매매가격을 사용한 추정결과를 보여준다. 모형(A)와 (B)는 종속변수로서 TFR, 그리고 모형(C)와 (D)는 종속변수로서 AFB이 사용되었다. 또한 모형(B)와 (D)는 모형(A)와 (C)와는 달리 독립변수에 GRDP를 추가적으로 포함하였다. 이와 같이 동일한 추정방법을 사용한 경우에도 두 가지 다른 형태의 모형을 분석한 이유는 변수들 간에 생겨날 수 있는 다중공선성(multicollinearity) 문제가 어떻게 작용하는지 검토하기 위해서이다. 또한 하우스만 검정 결과, 모든 모형에서 고정효과 모형이 적합한 것으로 판정되었다.

표 5. 주택매매가격, 출산을 및 초산연령

	종속변수: TFR		종속변수: AFB	
	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)
상수항	2.59(4.16)***	2.96(1.42)	-6.47(-1.38)	-52.46(-8.08)***
log(OHP)	-0.09(-1.89)*	-0.09(-1.83)*	2.81(7.85)***	0.83(2.38)**
UEM	-0.004(-0.52)	-0.004(-0.53)	-0.23(-2.92)***	-0.09(-1.60)
FEP	-0.004(-1.46)	-0.004(-1.38)	0.07(2.49)**	0.02(0.74)
log(GRDP)		-0.02(-0.19)		4.03(8.18)***
R ²	0.99	0.99	0.90	0.95
χ ² [p-값]	16.15[0.001]	22.80[0.000]	38.29[0.000]	122.99[0.000]
추정방법	고정효과	고정효과	고정효과	고정효과

주: (1) 변수들의 표기는 <표 3>을 참고하기 바람. (2) 괄호 안의 수는 t-값을 의미함. (3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 5>에서 TFR에 대한 log(OHP) 추정계수는 모형의 선택에 관계없이 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 주택매매가격이 높을수록 가계의 생계부담이 증가해 결혼과 출산을 연기하거나 포기하는 경향이 생겨날 수 있음을 보여준다. 예를 들어 log(OHP)가 0.42, 즉 표준편차의 크기만큼 상승하면, 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 평균적으로 매년 0.04%포인트만큼 TFR이 감소한다. 이상의 결과는 16개 시도의 자료와 지역별 특성을 고려하는 모형을 사용할지라도 미시 자료를 사용한 선행연구의 결과(김영주, 2005; 서미숙, 2013; 이삼식, 2013)와 부합할 수 있음을 보여준다. 모형(A)와 (B)에서 log(OHP)를 제외한 나머지 설명변수들의 추정계수는 일반적인 기대와는 달리 통계적 유의성이 전통적인 유의수준을 벗어나는 것으로 관측되었다.

또한 모형(C)와 (D)에서 log(OHP) 추정계수는 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났는데, 이는 주택매매가격이 높은 지역에서 평균적으로 초산연령이 많다는 사실을 의미한다. 예를 들어 모형(D)의 결과에 의하면 log(OHP)가 0.42, 즉 표준편차의 크기만큼 상승하면, 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 평균적으로 매년 0.35%포인트만큼 AFB가 증가한다. 즉 주택매매가격이 높을수록 출산과 양육에 대한 부담이 증가해 자연히 결혼과 출산을 연기하게 되고, 이는 초산연령을 증가시키는 원인이 된다.¹⁵⁾ 한편 모형(C)에서 실업률(UEM)과 여성의 경제활동참가율(FEP)이 AFB에 대해 각각 통

15) 이상의 결과는 국가 간 자료를 이용한 Hwang & Lee(2014)의 실증분석 결과와 부합한다.

계적으로 유의한 음(-)과 양(+의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이는 경제의 불확실성이 커질수록 여성이 출산을 연기할 가능성이 증대되며, 여성 경제활동참가의 증가가 자녀양육의 기회비용을 변동시켜 초산연령에 영향을 미칠 수 있음을 의미한다.

그러나 모형(D)에서 UEM과 FEP 추정계수의 통계적 유의성은 상당히 감소하였으며, $\log(\text{GRDP})$ 추정계수는 통계적으로 매우 유의한 양의 값으로 관측되었다. 즉 소득수준이 높은 지역에서 초산연령이 평균적으로 많은 것으로 나타났다. 모형(D)에서 한 가지 지적할 사항은 $\log(\text{OHP})$ 추정계수가 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 관측되었지만, 모형(C)의 경우에 비해 통계적 유의성이 상당히 감소하였다는 점이다.¹⁶⁾ 이는 $\log(\text{GRDP})$ 를 독립변수에 포함할 때 생겨나는 다중공선성의 문제로 인해 나타난 결과로 해석할 수 있다.

주택전세가격을 사용한 추정결과는 <표 6>에 요약되어 있다. 주택전세가격(RHP)을 사용한 사실을 제외하면, <표 6>의 구성은 <표 5>의 경우와 동일하다. 또한 <표 6>의 모든 모형에서는 <표 5>의 경우와 마찬가지로 하우스만 검정결과에 기초해 고정효과 모형이 적합한 것으로 관측되었다. 모형의 선택에 관계없이 $\log(\text{RHP})$ 가 TFR에 대해 통계적으로 유의한 음의 영향을, 그리고 AFB에 대해 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 예를 들어 모형(B)와 (D)의 결과에 의하면 $\log(\text{RHP})$ 가 0.37, 즉 표준편차의 크기만큼 상승하면, 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 평균적으로 매년 약 0.07%포인트만큼 TFR이 감소하고, 매년 약 0.73%포인트만큼 AFB가 증가한다.

16) 비록 본 연구에서는 소득수준을 반영하는 GRDP를 설명변수로 통제하였지만, 지역별 수준효과를 반영하기 위해서는 1인당 GRDP를 사용해야 한다. 그러나 1인당 GRDP를 설명변수에 통제한 경우에도 주택가격 변수의 추정계수에는 큰 차이가 없었음을 밝혀둔다.

표 6. 주택전세가격, 출산율 및 초산연령

	종속변수: TFR		종속변수: AFB	
	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)
상수항	3.49(3.80)***	4.73(2.07)**	-5.90(-2.38)**	-32.61(-4.90)***
log(RHP)	-0.18(-2.25)**	-0.19(-2.27)**	3.16(14.98)***	1.96(5.83)***
UEM	-0.008(-1.03)	-0.008(-1.08)	-0.01(-0.17)	-0.01(-0.20)
FEP	-0.002(-0.67)	-0.001(-0.56)	-0.001(-0.07)	-0.004(-0.29)
log(GRDP)		-0.07(-0.60)		2.27(4.25)***
R ²	0.99	0.99	0.96	0.97
χ^2 [p-값]	23.65[0.000]	27.15[0.000]	49.99[0.000]	74.38[0.000]
추정방법	고정효과	고정효과	고정효과	고정효과

주: (1) 변수들의 표기는 <표 3>을 참고하기 바람. (2) 괄호 안의 수는 t값을 의미함. (3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

이상의 결과는 우리나라 16개 시도의 특성을 고려하는 모형일지라도 주택전세가격이 출산율에 직·간접적 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 즉 주택전세가격이 높은 수준의 지역에서는 상대적으로 출산율이 낮을 뿐만 아니라 초산연령이 높을 수 있다. 또한 <표 6>의 log(RHP) 추정계수의 통계적 유의성이 <표 5>의 log(OHP)의 경우에 비해 매우 증가하였다는 사실은 결혼이나 출산의 결정 과정에서 주택매매가격에 비해 주택전세가격이 더 큰 영향력을 미칠 가능성이 있음을 시사한다. 한편 주택전세가격을 제외한 나머지 독립변수들 중에서는 모형(D)의 log(GRDP)만이 통계적으로 유의한 양의 값으로 나타났다.

<표 5>와 <표 6>의 추정결과는 자료의 특성과 내생성으로 인해 왜곡될 수 있기 때문에 이를 보완하기 위해 종속변수의 전기변수를 포함하는 시스템 GMM을 사용해 추정한 결과는 <표 7>에 나타나 있다.¹⁷⁾ 이미 우리는 [그림 1], [그림 2], <표 1> 및 <표 2>에서 주택가격과 출산율 관련 변수들이 시계열적으로 크게 변동하지 않았다는 사실과 함께 <표 4>에서 이상의 변수들 간의 상관관계가 매우 크다는 사실을 확인하였다. <표 7>에서 자기상관과 모형식별에 대한 검정 결과는 5% 유의수준에서 대체로 만족하는 것으로

17) <표 5>, <표 6>과는 달리 <표 7>에서는 독립변수로서 log(GRDP)를 제외한 모형의 추정결과가 제공되지 않았는데, log(GRDP)를 제외한 모형을 사용한 추정결과도 <표 7>의 경우와 큰 차이가 없음을 밝혀둔다.

나타났다.¹⁸⁾

<표 7>의 추정결과를 살펴보면, log(OHP)와 log(RHP) 추정계수는 TFR에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 주택가격의 상승이 출산율을 제약하는 요인이 될 수 있다는 <표 5>와 <표 6>의 결과를 뒷받침한다. 그러나 <표 5>와 <표 6>의 결과와는 달리 주택매매가격/주택전세가격이 AFB에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않게 관측되었다. 이는 주택매매가격/주택전세가격이 어떤 출산율 관련 변수(이를 테면 초산연령)에 우선적으로 영향을 미치고 다른 출산율 변수(이를 테면 합계출산율)에 순차적으로 영향을 미칠 수 있다는 일반적인 예상과는 부합하지 않은 결과이다. 즉 <표 7>의 결과는 초산연령과 출산율 결정이 독립적으로 이루어질 수 있음을 시사한다.

표 7. 시스템 GMM을 사용한 추정결과

	종속변수: TFR		종속변수: AFB	
	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)
상수항	2.73(4.89)***	2.72(4.23)***	-0.87(-0.76)	-0.66(-0.53)
log(OHP)	-0.21(-4.48)***		-0.07(-0.68)	
log(RHP)		-0.20(-4.18)***		-0.07(-0.44)
UEM	-0.07(-2.82)**	-0.07(-2.23)**	-0.003(-0.15)	-0.003(-0.14)
FEP	0.01(1.35)	0.01(1.16)	0.002(0.49)	0.001(0.38)
log(GRDP)	0.05(3.20)***	0.04(2.06)*	0.02(1.48)	0.02(1.71)
TFR(-1)	0.04(0.40)	0.09(0.72)		
AFB(-1)			1.05(14.93)***	1.04(11.28)***
AB(1)	-3.28(0.00)	-3.42(0.00)	-2.39(0.02)	-2.46(0.01)
AB(2)	-1.87(0.06)	-2.06(0.04)	1.60(0.11)	1.56(0.12)
Hansen	15.36(0.05)	15.23(0.06)	11.93(0.15)	12.56(0.13)

주: (1) 변수들의 표기는 <표 4>를 참고하기 바람. (2) 괄호 안의 수는 t-값을 의미함. (3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

우리는 추정방법이나 모형의 선택에 관계없이 주택가격과 출산율 간에는 강건한 음의 관련성이 나타남을 확인하였다. 이와 같은 사실은 정부의 주택정책, 특히 젊은 무주택자를 대상으로 주택마련 부담을 완화하는 정책이 단지 복지의 개선을 넘어서 장기적인

18) 다만 모형(B)의 AB(2) 검정 값은 1% 유의수준에서 2계 자기상관이 없다고 제시한다.

출산을 제고 정책으로 유용할 수 있음을 시사한다.¹⁹⁾ 지난 수십 년 동안 우리나라 정부에서는 경기부양의 목적으로 시행해왔던 부동산 정책이 주택가격의 상승을 초래하였던 사례는 쉽게 찾을 수 있다. 이상의 정책은 장기적인 관점에서 주택문제를 더욱 심화시켜 더 많은 복지재원을 요구할 뿐만 아니라 출산율을 감소시키는 원인이 될 가능성이 있다.

따라서 경기부양이나 주택소비를 촉진하는 정책은 주택에 대한 수요를 증가시켜 주택가격을 상승시키기 때문에 젊은 무주택자들로 하여금 주택구입을 더욱 어렵게 만든다. 즉 정부는 장기적인 관점에서 경제 전체는 물론 주택시장의 불확실성이나 불안정성을 감소시켜 젊은 무주택자가 장기적으로 주택구입이 용이할 수 있도록 유도하는 정책의 개발이 요구된다. 그러므로 장기적 관점에서 출산율을 제고하고 지속적인 복지재정을 구축하기 위해서는 경기부양과 주택정책의 대전환이 요구된다.

VI. 맺음말

본 연구는 출산율 결정요인을 분석하였던 수많은 선행연구의 연장선상에 있지만, 우리나라 16개 시도의 최근 자료와 주택가격을 사용하였다는 차별성을 갖고 있다. 즉 본 연구는 2009~2013년의 우리나라 16개 시도의 자료를 이용해 주택매매가격과 주택전세가격이 합계출산율과 초산연령에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 다시 말해 본 연구에서는 이상의 분석을 통해 주택가격이 출산의 수준(합계출산율)과 시기(초산연령)에 미치는 직접적인 영향과 출산율 변수들 간의 간접적인 영향을 파악하려 노력하였다.

최근 5년간의 시도별 자료를 살펴보면, 주택매매가격은 높은 수준에서 크게 변동하지 않았지만 주택전세가격은 대부분 지역에서 상승하는 추세를 나타낸다. 또한 합계출산율은 2009년 이후 상승하다 2013년에 하락하였으며, 지역별 편차가 다소 크게 나타났다. 예를 들어 2013년 서울의 합계출산율은 0.968인 반면, 전남은 1.518이다. 초산연령은 시계열적으로 그리고 모든 16개 시도에서 증가 추세이다.

19) 이는 현재 시행하고 있는 신혼부부 임대주택 공급, 국토부의 행복주택, 서울시의 공동체주택 등의 정책과 무관하지 않을 수 있다.

이상의 자료를 사용한 실증분석 결과, 주택매매가격/주택전세가격은 합계출산율에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이는 주택가격이 높을수록 가계의 생계부담이 증가해 결혼과 출산을 연기하거나 포기하는 경향이 생겨날 수 있음을 보여준다. 또한 주택가격과 초산연령 간에는 양(+)의 관계가 성립하는 것으로 관측되었다. 따라서 실증분석 결과는 우리나라에서 주택가격은 출산의 시기를 늦추고 수준을 감소시키는 중요한 요인이 될 수 있음을 제시한다. 이는 젊은 무주택자가 대상인 주택정책은 복지의 개선과 함께 장기적인 출산율 제고에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 즉 주택시장의 불확실성이나 불안정성을 줄임으로써 젊은 남녀가 장기적으로 주택구입이 구입할 수 있도록 유도하는 정책의 개발은 복지를 넘어 장기적인 출산율 제고 방안이 될 수 있다.

한편 내생성을 고려한 실증분석에서는 주택매매가격/주택전세가격이 출산율 결정에 여전히 통계적으로 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 그러나 초산연령에 대한 주택매매가격/주택전세가격 추정계수의 통계적 유의성은 전통적인 범위를 벗어났다. 이는 주택가격이 출산율에 미치는 직접적인 영향은 강건하게 나타나는 반면, 다른 변수를 통한 간접적인 영향은 크지 않을 수 있음을 시사한다. 또한 이상의 결과는 초산연령이 사회의 전반적인 인식이나 경로 의존적인(path dependent) 경향이 강할 수 있다는 사실을 반영한다.

본 연구는 한계점과 향후의 연구 과제를 안고 있다. 첫째, 본 연구에서는 우리나라 가계의 또 다른 부담인 교육비(특히 사교육비)지출을 고려하지 않았다. 이상의 분석은 자료의 측정오차가 줄어들고 가용성이 증대될 때 가능할 것으로 기대된다. 둘째, 본 연구는 16개 시도의 총합적 자료를 사용함으로써 소득계층별 출산율 결정요인이 상이할 수 있다는 사실을 간과하였다. 또한 주택가격과 가계부채를 함께 고려한다면, 가계의 부담이 출산율 제약에 미치는 영향을 보다 명확히 파악할 수 있을 것으로 예상된다. 셋째, 미시 자료를 이용해 지역별 출산율 결정요인을 분석함으로써 우리나라 출산율 제고 정책이 지역별로 다를 수 있는지 파악할 수 있다. 마지막으로, 이미 언급하였듯이 출산의 시기와 수준은 사회 전체의 인식이나 흐름에 의해 영향을 받기 쉬운데, 이를 실증분석에서 통제할 수 있는 방안이 강구되어야 한다.

참고문헌

- 김영주. (2005). 대도시 저출산 가정의 주거현황과 주거의식. *한국가정관리학회지*, 23(2), pp.149-157.
- 김현숙, 류덕현, 민희철. (2006). 장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산율 결정요인에 대한 경제학적 분석. 서울: 한국조세연구원.
- 보건복지부. (2011). 2011년 저출산·고령화에 대한 국민인식조사 결과 보고서. 서울: 보건복지부.
- 서미숙. (2013). 주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구. *여성경제연구*, 10(1), pp.63-79.
- 성낙일, 박선권. (2012). 우리나라 지역별 자녀 양육환경과 출산율에 관한 실증분석. *한국인구학*, 35(2), pp.73-101.
- 손승영. (2005). 한국사회 저출산 원인과 가족친화적 정책대안. *가족과 문화*, 17(2), pp.285-316.
- 신윤정, 성태윤, 최은영. (2008). 출산에 영향을 미치는 보육·교육비 부담 정도에 관한 연구. 서울: 보건복지부·한국보건사회연구원.
- 우원규. (2012). 자녀출산시기 결정에 영향을 미치는 연령규범에 관한 질적 연구. *한국사회학회, 사회학대회 발표논문집*. 서울: 한국사회학회. pp.201-214.
- 이삼식. (2013). 주거환경이 출산에 미치는 영향과 정책과제. *보건·복지 ISSUE & FOCUS*, 183. pp.1-8.
- 이종하, 황진영. (2011). 동아시아 국가에서 여성의 고용, 출산 및 성장 간의 상호관련성. *보건사회연구*, 31(1), pp.3-26.
- 정창무. (2008). 주택가격이 출생률에 미치는 영향. *대한건축학회논문집*, 24(8), pp.217-224.
- 조윤영. (2006). 기혼여성의 출산과 노동공급: 생애주기모형. 서울: 한국개발연구원.
- 통계청, 금융감독원, 한국은행. (2014). 2014년 가계금융·복지조사 결과. 2014-11-22호 통계청 국가통계포털. (각년도). 시군구/합계출산율. <http://kosis.kr>에서 2015.3.4. 인출.
- 통계청 국가통계포털. (각년도). 시도/출산순위별 모의평균 출산연령. <http://kosis.kr>에서 2015.5.12. 인출.

- 통계청 국가통계포털. (각년도). 실업률(시도). <http://kosis.kr>에서 2014.11.3. 인출.
- 통계청 국가통계포털. (각년도). 행정구역(시도)/성별 경제활동인구. <http://kosis.kr>에서 2015.1.23. 인출.
- 통계청 국가통계포털. (각년도). GRDP(시도). <http://kosis.kr>에서 2015.1.16. 인출.
- 한국감정원. (각년도). 매매가격지수, 평균매매가격, 전세가격지수, 평균전세가격. <http://kab.co.kr>에서 2014.10.2. 인출.
- 황진영. (2013a). 여성의 경제활동참가, 노동시장의 불안정성 및 합계출산율: 국가 간 실증분석. *재정정책논집*, 15(1), pp.81-105.
- 황진영. (2013b). 여성의 경제활동참가가 출산의 시기 및 수준에 영향을 미쳤는가?: 국가 간 실증분석. *보건사회연구*, 33(3), pp.361-384.
- 황진영. (2010). *경제성장의 정치경제학*. (제2판). 서울: 도서출판 학림.
- Adler, M. A. (1997). Social Change and Decline in Marriage and Fertility in Eastern Germany. *Journal of Marriage and Family*, 59, pp.37-49.
- Ahn, N. & Mira, P. (2002). A Note on the Changing Relationship between Fertility and Female Employment Rates in Developed Countries. *Journal of Population Economics*, 15, pp.667-682.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, 68, pp.29-51.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58, pp.277-297.
- Becker, G. S. & Lewis, H. (1973). On the Interaction between Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, 81, pp.S279-S288.
- Bhaumik, S. K. & Nugent, J. B. (2005). *Does Economic Uncertainty Affect the Decision to Bear Children? Evidence from East and West Germany*. William Davidson Institute Working Paper, 788.
- Bloom, D. E., Canning, D., Fink, G., & Finlay, J. E. (2009). Fertility, Female Labor Force Participation, and the Demographic Dividend. *Journal of Economic Growth*, 14, pp.79-101.

- Blossfeld, H.-P., Klijzing, E., Mills, M., & Kurz, K. (2005). *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*. London: Routledge.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87, pp.115-143.
- Brewster, K. L. & Rindfuss, R. R. (2000). Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations. *Annual Review of Sociology*, 26, pp.271-296.
- Cigno, A. (1992). Children and Pensions. *Journal of Population Economics*, 5, pp.175-183.
- Dettling, L. J. & Kearney, M. S. (2014). House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby. *Journal of Public Economics*, 110, pp.82-100.
- Easterlin, R. (1968). *A Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth: The American Experience*. New York: Columbia University Press.
- Galor, O. & Weil, D. N. The Gender Gap, Fertility, and Growth. *American Economic Review*, 86, pp.374-378.
- Hondroyannis, G. & Papapetrou, E. (1999). Fertility Choice and Economic Growth: Empirical Evidence from the U.S. *International Advances in Economic Research*, 5, pp.108-120.
- Hondroyannis, G. (2010). Fertility Determinants and Economic Uncertainty: An Assessment Using European Panel Data. *Journal of Family and Economic Issues*, 31, pp.33-50.
- Hwang, J. & Lee, J. H. (2014). Women's Education and the Timing and Level of Fertility. *International Journal of Social Economics*, 41, pp.862-874.
- Kharkova, T. L. & Andreev, E. M. (2000). Did the Economic Crisis Cause the Fertility Decline in Russia: Evidence from the 1994 Microcensus. *European Journal of Population*, 16, pp.211-233.
- Kögel, T. (2004). Did the Association between Fertility and Female Employment within OECD Countries really Change Its Sign? *Journal of Population Economics*, 17, pp.45-65
- Kohler, H. P., Billari, F. C., & Ortega, J. A. (2002). The Emergence of Lowest-low

- Fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review*, 28, pp.641-680.
- Lehrer, E. & Nerlove, M. (1986). Female Labor Force Behavior and Fertility in the United States. *Annual Review of Sociology*, 12, pp.181-204.
- Leibenstein, H. (1975). The Economic Theory of Fertility Decline. *Quarterly Journal of Economics*, 89, pp.1-31.
- Lovenheim, M. F. & Mumford, K. J. (2011). Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market. *Review of Economics and Statistics*, 95, pp.464-475.
- Mahdavi, S. (1990). A Simultaneous-Equations Model of Cross-National Differentials in Fertility Labor Force Participation Rates. *Journal of Economic Studies*, 17, pp.32-49.
- Morgan, S. P. & Rindfuss, R. R. (1999). Reexamining the Link of Early Childbearing to Marriage and to Subsequent Fertility. *Demography*, 36, pp.59-75.
- Philipov, D. & Kohler, H. P. (2001). Tempo Effects in the Fertility Decline in Eastern Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland, and Russia. *European Journal of Population*, 17, pp.37-60.
- Sobotko, T. (2004). Is Lowest-low Fertility in Europe Explained by the Postponement of Childbearing? *Population and Development Review*, 30, pp.195-220.
- Wang, P., Yip, C. K., & Scotese, C. A. (1994). Fertility Choice and Economic Growth: Theory and Evidence *Review of Economics and Statistics*, 46, pp.255-266.
- Yi, J. & Zhang, J. (2010). The Effect of House Price on Fertility: Evidence from Hong Kong. *Economic Inquiry*, 48, pp.635-650.

김민영은 한남대학교에서 경제학 석사학위를 받았으며, 현재 K-water 연구원에서 위촉연구원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 경제-사회적 정책, 인구구조, 공공정책 관련 주제들이다.

(E-mail: kmy7370@kwater.or.kr)

황진영은 미국 Vanderbilt University에서 경제학 박사학위를 받았으며, 현재 한남대학교 경제학과에서 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 재정정책, 경제-사회적 정책, 인구구조, 교육 등의 정치경제학 관련 주제들이다.

(E-mail: jyh17@hnu.kr)

Housing Price and the Level and Timing of Fertility in Korea:

An Empirical Analysis of 16 Cities and Provinces

Kim, Minyoung
(K-water)

Hwang, Jinyoung
(Hannam University)

Using 16 regional panel data in Korea over the period of 2009-2013, this paper empirically examines the impact of housing price (measured by owner housing price and rental housing price) on the level (i.e., total fertility rate: TFR) and timing (i.e., women's mean age at first birth: AFB) of fertility. The empirical results show that housing price has negative and statistically significant impacts on TFR, regardless of the selections of model and methodology. This implies that people tend to postpone or forgo marriage and/or birth as the housing prices increase. In addition, we found that housing price has a statistically significant positive impact on AFB. However, the estimated coefficients of housing price, when considering the endogeneity, provide little evidence on AFB, meaning that data on AFB are plausible to the path dependent. Therefore, empirical results suggest that a higher housing price can be an important factor for fertility decline and postponement of having children. This suggests that the housing policy targeted for the young may affect the fertility rate as well.

Keywords: Housing Price, Total Fertility Rate, Mean Age at First Birth, 16 Cities and Provinces