

노동정책연구
2009. 제9권 제1호 pp.1~25
© 한국노동연구원

연구논문

가족구조가 출산율에 미치는 영향*

전현배**
이인재***

기존의 출산율에 관한 대부분의 논의들은 가족구조가 출산율에 영향을 미친다는 암묵적인 전제에 기초하고 있지만, 개인별 자료를 이용하여 이를 엄밀하게 검증한 연구는 이루어지지 않았다. 본고는 한국노동패널 자료(KLIPS)를 이용하여 가족구조와 출산율과의 관계를 실증적으로 규명한다. OLS 추정 결과에 의하면 부모와 동거하는 기혼자녀 부부일수록 더 많은 자녀를 출산한 것으로 나타났다. 그러나 OLS 추정치에는 부모와의 동거 결정과 자녀 출산 결정은 서로 영향을 주고받을 가능성이 있기 때문에 편의(bias)가 존재할 수 있다. 본고에서는 이러한 가족구조와 출산 사이의 존재할 수 있는 내생성 문제를 통제하기 위해 남편의 출생 순위를 기혼자녀 부부의 부모와의 동거에 대한 도구변수로 사용한다. 도구변수를 사용한 추정 결과에 의하면, 부모와의 동거는 기혼자녀 부부의 출산에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석 결과는 부모와의 동거와 출산율 사이에 나타나는 정(+)의 관계가 출산 성향이 높은 기혼자녀 부부가 부모와 동거하게 되는 선별 과정(sorting process)에 의해 발생할 수 있음을 시사한다.

핵심용어 : 가족구조, 출산, 도구 변수

논문접수일: 2008년 11월 14일, 심사의뢰일: 2008년 11월 25일, 심사완료일: 2009년 3월 15일

* 본 논문의 초고에 대해 매우 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드린다. 이 연구는 2008년도 한국노동연구원의 연구비 지원사업에 의하여 이루어졌다.

** (교신저자) 서강대학교 경제학부 교수(hchun@sogang.ac.kr).

*** (제1저자) 인천대학교 경제학과 교수(leeinjac@incheon.ac.kr).

I. 서론

지난 50년간 한국 사회는 급격한 출산율의 변화를 경험하였다. 합계출산율은 1970년 4.53명에서 2007년 1.26명으로 급격히 감소하였다. 출산율의 감소는 인구 변천(demographic transition) 과정에서 공통적으로 나타나는 현상이라고는 하지만, 한국과 같은 출산율의 급격한 감소는 세계적으로 유례를 찾아보기 힘들다. 최근 들어 비록 출산율이 소폭으로 반등하는 기미를 보이고 있기는 하지만 인구 대체가 가능할 수준으로 출산율이 회복될지는 여전히 의문이다.

한국 사회의 출산율 저하는 핵가족 중심으로의 가족구조 변화와 밀접한 관련이 있다는 것이 일반적인 지적이다. 한국의 인구 변천 과정에서 기혼자녀 부부가 부모와 동거하는 가족형태의 비중은 점차 감소하였으며, 그 결과 결혼한 자녀가 독립적으로 가구를 구성하는 핵가족 형태의 가족구조가 지배적인 가족형태가 되었다. 2005년 「인구 및 주택총조사」에 의하면 과거의 전통적인 가족형태라고 할 수 있는 부모와 기혼자녀 부부가 동거하는 가구는 전체 가구(1인 가구 제외)의 9.8%에 불과하다. 따라서 현재의 낮은 출산율은 가족구조, 즉 세대간 동거형태(intergenerational living arrangements)의 변화와 관계가 있다고 추측할 수 있다.

이와 같이 가족구조가 출산율에 영향을 미친다는 것이 상식처럼 받아들여지고 있지만, 사실 양자 사이의 관계를 엄밀하게 분석한 경제학적 연구는 아직까지 존재하지 않는다. Becker(1960)의 논문이 발표된 후 그동안 가족구조와 출산에 관한 경제학적 연구들이 꾸준히 축적되어 왔다는 사실을 감안해 보면 이는 매우 놀랄 만한 일이다. 물론 이 주제에 관하여 사회학적 또는 인구학적 연구가 일찍부터 활발하게 진행되었지만(Davis, 1955; Davis & Blake, 1956; Freedman et al., 1978, 1982), 가족구조와 출산율과의 관계 규명은 경제학자들의 관심에서는 크게 벗어난 주제였다고 할 수 있다.

이론적으로 부모와 기혼자녀 부부가 동거하는 전통적인 가족구조에서 상대적으로 높은 출산율이 나타나는 이유에 대해서는 두 가지의 설명이 가능하다.

첫째는 출산의 경제적 비용 측면이다. 가족 내 자원배분에 관한 경제학적 이론 구조에 따르면, 자신들의 부모와 함께 거주하는 기혼자녀 부부는 자신들의 부모와 독립적으로 거주하는 기혼자녀 부부보다 많은 자녀를 가지는 경향이 있다. 기혼자녀 부부는 아이를 양육하기 위해 시장서비스를 구입하거나 아니면 자신의 시간을 투입해야 한다. 만일 동거하는 부모가 양육 서비스를 제공하게 된다면 출산의 경제적 비용이 감소하게 된다. 따라서 다른 조건이 동일하다면 부모와 함께 사는 기혼자녀 부부는 그렇지 않은 경우보다 상대적으로 많은 수의 자녀를 출산할 가능성이 높다. 이러한 설명은 부모와의 동거로 인한 출산의 경제적 비용감소에 주목하고 있으므로 ‘비용 가설(cost hypothesis)’이라고 부를 수 있을 것이다.

둘째는 기혼자녀 부부의 관측되지 않는 특성(unobservable characteristics)에 따른 부모와의 동거 선택을 강조하는 설명이다. 이는 비용 가설의 설명구조를 뒤집어 인과관계를 역전시킨다. 즉 부모와의 동거와 기혼자녀 부부의 출산율 사이의 정(+)의 관계는 부모와의 동거가 출산의 경제적 비용을 낮추는 것 때문에 나타나는 것이 아니라, 출산의 성향이 높은 기혼자녀 부부가 부모와 함께 동거하는 성향이 높기 때문에 발생하는 통계적인 현상이라는 것이다. 예를 들어, 다출산에 대한 선호나 규범이 내재화된 기혼자녀 부부일수록 부모와 동거할 개연성이 높으리라고 예상할 수 있다. 따라서 가족구조와 출산의 상관관계는 출산의 경제적 비용과는 아무런 관련 없이 발생할 수도 있다. 이 관점은 기혼자녀 부부의 보이지 않는 특성에 따른 선택 과정의 결과로 가족구조와 출산율의 관계를 설명한다는 점에서 ‘선별 가설(sorting hypothesis)’이라고 부를 수 있을 것이다.

본고의 목적은 두 가지 가설의 타당성을 실증적으로 규명하는 것이다. 우리는 우선 개인별·가구별 자료를 이용하여 부모와 동거하는 기혼자녀 부부와 부모와는 독립적으로 주거하는 기혼자녀 부부 사이에 과연 출산율 차이가 존재하는지를 검증한다. 그리고 만약 통계적으로 유의한 차이가 존재한다면 과연 이러한 출산율의 차이가 비용 가설에 의해서 설명될 수 있는지 아니면 선별 가설에 의해 설명될 수 있는지를 규명해 보고자 한다. 이러한 분석은 기존 연구의 공백을 메우는 작업일 뿐만 아니라, 세대간 동거형태의 선택과 출산 결정에 관

한 새로운 실증적 증거를 제시하여 주고, 출산에 관한 새로운 정책적 함의의 도출을 가능하게 한다.

가족구조와 출산율에 관한 위의 두 가설을 검증하기 위해 본고는 도구변수(instrumental variable) 추정법을 활용한다. 보통최소자승(OLS) 방법으로 가족구조가 출산율에 미치는 영향을 추정하게 되면 추정계수에 편의(bias)가 존재할 수 있다. 선별 가설에서 주장하는 것처럼 기혼자녀 부부의 부모와의 동거 결정과 출산 결정은 서로 밀접하게 연관되어 서로 영향을 주고받을 가능성이 있기 때문이다. 따라서 엄밀한 분석을 위해서는 양자 사이에 존재할지도 모르는 내생성(endogeneity)의 문제를 고려한 추정방법론이 활용되어야 한다. 내생성을 통제 또는 교정하는 방법에는 여러 가지가 있으나, 본고에서는 도구변수 추정법을 이용하여 분석을 진행한다. 즉 남편의 출생 순위를 기혼자녀 부부의 부모와의 동거에 대한 도구변수로 사용하여 가족구조가 부모와의 동거가 미치는 영향을 분석한다.

2004년도 한국노동패널자료(KLIPS)의 1,148쌍의 부부를 대상으로 한 분석 결과는 기혼자녀 부부의 부모와의 동거는 출산율과 관계가 없다는 증거를 제시해 준다. OLS 추정 결과에 의하면, 시부모와 동거하는 기혼여성 부부일수록 자녀수가 더 많은 것으로 나타난다. 따라서 시부모와의 동거라는 세대간 동거형태와 출산율 사이에는 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계가 확인된다. 그러나 남편의 출생 순위를 도구변수를 사용한 추정 결과에 의하면, 시부모와의 동거는 출산에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 도구변수 추정법에 의한 시부모와의 동거의 추정계수는 추정모형에 관계없이 모두 통계적으로 유의하지 않다. 이러한 결과는 시부모와의 동거와 출산율 사이에 나타나는 정(+)의 관계가 출산 성향이 높은 기혼여성 부부가 시부모와 동거하게 됨으로써 나타나는 통계적 산물(statistical artifact)이라는 선별 가설을 지지하는 것이다.

본 논문은 다음과 같은 순서로 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 가족구조와 출산율 사이에 존재할 수 있는 내생성을 통제하는 도구변수 추정모형을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 분석에 사용된 자료를 설명한다. 또한 기혼자녀 부부의 부모와의 동거에 대한 도구변수를 제시하고 그 도구변수의 유효성을 논증한다. 제

IV장에서는 추정 결과를 제시하고 비용 가설과 선별 가설의 타당성을 분석한다. 제V장은 분석 결과의 요약과 결론이다.

II. 연구방법론

1. 추정방법

앞에서 언급한 것처럼, 본 연구의 주요 관심사는 부모와의 동거가 기혼자녀 부부의 출산에 미치는 효과를 추정하는 것이다. 이를 위해 다음과 같은 출산방정식을 설정하여 추정하기로 한다.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

위의 식 (1)에서 Y_i 는 자녀수, X_i 는 기혼자녀 부부의 부모와의 동거 여부를 나타내는 더미변수로서 부모와 동거하는 경우에는 1의 값을, 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 갖는다. ε_i 는 교란항이다. 우리가 관심을 가지는 추정계수는 β_1 이다. 만일 부모와의 동거가 출산율을 높인다면 $\beta_1 > 0$ 이다.

추정식 (1)은 매우 간단하나, 통상적인 방법으로 추정할 경우 문제가 발생한다. 부모와의 동거는 출산과 무관하지 않기 때문이다. 여기서 부모와의 동거가 출산에 대해 내생성을 갖는다는 것은 관측되지 않는 특성(unobservable characteristics)이 포함된 교란항(ε_i)이 기혼자녀 부부의 출산에 관한 의사결정(Y_i)과 부모와의 동거에 관한 의사결정(X_i)에 동시에 영향을 준다는 것을 의미한다. 즉 출산방정식의 교란항(ε_i)과 부모와의 동거(X_i)가 서로 상관되어 있다. 이 경우 β_1 의 보통최소자승(OLS) 추정치에는 편의(bias)가 발생한다.

예를 들어, 선별 가설에서와 같이 많은 수의 자녀를 갖고 싶어 하는 부부일수록 부모를 모시고자 하는 성향이 강하다고 가정해 보자. 이 경우 부모와의 동거가 출산율에 미치는 인과적 효과가 없음에도 불구하고 정(+)의 관계가 발견될 것이다. 따라서 교란항(ε_i)과 부모와의 동거변수(X_i) 사이에 정(+)의 상관관계

가 존재하는 경우에는 OLS 방법의 의한 추정치는 부모와의 동거의 효과를 과대 추정하게 된다. 반대로 적은 수의 자녀를 키우고 싶은 부부가 부모와 동거할 확률이 높다면, 자녀수와 부모와의 동거 사이에는 부(-)의 관계가 관찰될 것이다. 이 경우에는 교란항과 부모와의 동거변수 사이에 부(-)의 상관관계가 존재하게 되고 OLS 방법에 의한 추정치는 부모와의 동거의 효과를 과소 추정하게 된다. 부모와의 동거가 내생적으로 결정된다면 어느 경우이건 간에 부모와의 동거와 출산 간에는 실제로 존재하지 않는 관계(spurious relation)가 통계적으로 관찰될 수 있는 것이다.

이와 같이 내생적인 설명변수가 있는 모형을 OLS 방법으로 추정하면 회귀계수 추정량은 편의를 가지게 된다. 본 논문은 이와 같은 내생성을 해결하기 위하여 도구변수(instrumental variable) 추정방법을 이용하였다. 이상적인 도구변수는 부모와의 동거에는 영향을 미치지 않지만 출산에 영향을 미치는 요인들과는 상관되어 있지 않은 변수이어야 한다. 구체적으로 도구변수를 이용한 회귀분석이 올바른 추정이 되기 위해서는 다음의 두 조건을 만족하는 변수를 도구변수로 찾아야 한다(Stock & Watson, 2006). 첫째, 적합성(instrument relevance) 조건으로 도구변수(Z_i)는 부모와의 동거(X_i)와는 높은 상관관계를 가져야 한다. 부모와의 동거와 상관관계가 적은 도구변수를 사용할 경우 도구변수의 추정량은 특이 분포를 가지므로 이에 대한 통계적 추론이 어렵게 된다. 이러한 적합성 조건이 만족되지 않는 도구변수를 약한 도구변수(weak IV)라고 부른다. 둘째, 외생성(instrument exogeneity) 조건으로 도구변수(Z_i)는 기혼여성의 출산 결정요인(ε_i)과 독립적이어야 한다. 도구변수가 외생성 조건을 만족하지 못한다면 추정 결과에는 편의가 발생하게 된다.

적합성과 외생성의 조건을 만족시키는 도구변수가 존재한다면 이러한 도구변수를 사용하여 부모와의 동거가 출산에 미치는 영향을 two-stage least squares(2SLS) 방법을 이용하여 추정할 수 있다. 2SLS 추정의 기본적인 아이디어는 내생성 문제를 일으키는 설명변수를 내생성의 문제가 있는 부분과 없는 부분으로 구분하고, 내생성의 문제가 없는 부분만을 사용하여 그 부분과 종속변수 간의 관계를 추정하는 것이다.

2SLS 추정방법은 다음과 같다. 우선 첫 번째 단계에서는 부모와의 동거변수

(X_i)를 도구변수(Z_i)에 대해 OLS를 이용하여 추정한다. 두 번째 단계에서는 부모와의 동거 추정치(\hat{X}_i)를 이용하여 자녀수와의 관계를 아래의 식 (2)를 OLS 방법으로 추정한다. 즉,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \hat{X}_i + \varepsilon_i. \quad (2)$$

2. 도구변수(instrumental variable)

주지하는 것처럼, 한국의 전통적인 가족구조는 부모와 기혼자녀의 부부가 동일한 가구에서 함께 주거하는 것이었다. 이 경우 부모와 동거하는 자녀는 대부분 남자이며, 남자 중에서도 장남이 대부분을 차지한다. 만일 장남이 부모와 함께 동거하지 않을 경우에는 출생 순위가 낮은, 다시 말해서 장남 다음으로 나이가 연장인 남자 자녀가 함께 동거하는 것이 일반적이었다. 이러한 전통적인 세대간 동거 패턴은 아직도 관습적으로 존중되고 있으며, 어느 정도의 현실적 규범력도 유지되고 있다. 따라서 남편의 출생 순위는 남편의 부모와의 동거에 영향을 미친다고 할 수 있다.

남편의 출생 순위가 가족구성이나 의사결정에 영향을 미친다는 사실은 일부 연구들에서 지적되고 활용되어 왔다(Ogawa & Ermisch, 1996; Chun & Oh, 2002; Sasaki, 2002; Wakabayashi & Horioka, 2006 Chun, Kim & Lee, 2007). 출생 순위는 부모와의 동거 여부에 대한 도구변수로서 몇 가지 형태로 사용될 수 있다. 첫째는 장남 여부를 나타내는 더미변수를 도구변수로 사용하는 것이다. 둘째는 남자 형제의 출생 순위를 이용하여 도구변수를 작성하는 것이다. 즉 자식 중 여성 자매를 제외한 남성 형제만을 가지고 정한 출생 순위를 이용하는 방법이다. 셋째로 남녀를 불문하고 형제자매를 모두 포함하여 이들 간의 출생 순위를 따져서 부모와의 동거의 도구변수로 구성할 수도 있다.

이 중 첫 번째와 두 번째의 방법은 명확하기는 하지만 중요한 한계를 가지고 있다. 우선 장남 여부에 대한 더미를 도구변수로 사용하는 것은 내생성의 문제에서 완전히 자유롭지 못하다. 즉 장남 여부는 부모와의 동거에 영향을 미치지만, 이와 동시에 출산율에도 영향을 미칠 수 있다. 장남이 형제자매 중에서는 혈통 보존의 중요성을 강조하는 전통적 가족 규범에 가장 큰 영향을 받았을 가

능성이 높을 것이라고 예상할 수 있다. 그러므로 장남이라는 지위는 출산율에도 영향을 미치는 요인들과도 상관관계를 보일 가능성이 있다. 따라서 장남 더미는 도구변수의 외생성 조건을 만족시키기 어렵다. 두 번째로 남자 형제 사이의 출생 순위를 이용하는 방법은 변수에 충분한 변화(variation)를 생성해 내는 것이 불가능하고 제한된 정보만을 이용하게 된다는 단점이 있다. 현재 분석 대상이 되는 대다수 표본에서 남자 형제수는 3명을 넘지 못한다. 이 경우 도구변수로서의 외생성의 조건을 만족할지라도 실제 추정 과정에서 적합성을 확보하기는 어렵다. 따라서 본고에서는 남편의 출생 순위를 세 번째의 방법에 따라 구성하여 부모와의 동거에 대한 도구변수로 활용한다.

여기에서 한 가지 지적해야 할 사실이 있다. 본고의 분석 대상 중 부모와 동거하는 기혼자녀 부부는 모두 100쌍이다. 이 중에서 부인의 부모와 동거하는 사례수는 단 세 부부에 불과하다. 따라서 논의의 편의를 위해 이들 표본은 분석 대상에서 제외하였다. 따라서 본고에서 부모와의 동거는 남편의 친부모, 즉 부인의 시부모와의 동거를 의미한다.¹⁾

이제 형제자매 중 남편의 출생 순위가 시부모와의 동거의 도구변수로서 유효한지(valid instrument)의 여부를 좀 더 체계적으로 검토해 보자. <표 1>은 분석에 사용된 표본(표본의 구성방법과 기술통계에 대해서는 후술함)에 나타난 남편의 출생 순위에 따른 시부모와의 동거 비율을 보여주고 있다. <표 1>에 의하면 남편이 형제자매 중 첫째인 경우 시부모와 동거하는 비율은 11.1%, 둘째인 경우는 11.6%, 셋째인 경우는 7.7%, 넷째인 경우는 4.3% 등으로 나타난다. 이것은 남편의 출생 순위가 낮을수록 시부모와 동거하는 확률이 높다는 것을 의미한다. 따라서 형제자매를 포함한 남편의 출생 순위는 도구변수로서의 적합성을 갖는다고 일단 추정할 수 있다.

한편, 장남을 포함한 출생 순위로 도구변수를 구성할 경우 장남더미를 사용할 때와 같은 문제점이 발생할 가능성이 있다. 즉 장남이라는 지위가 자녀수에 영향을 미치는 요인들과 상관관계를 보일 가능성도 있기 때문에 장남을 포함한 출생 순위와 출산 결정요인 사이에도 유사한 상관관계가 존재할 수 있다. 따라서 우리는 모든 형제자매를 포함한 남편의 출생순위와 형제자매 중 첫째인 장

1) 부인의 친정부모와 동거하는 부부를 표본에 포함하여도 결과는 동일하다.

〈표 1〉 남편의 출생 순위와 시부모와의 동거

남편의 출생 순위	전체 표본		비동거 도수	동거 도수	동거가구비율 (%)
	도수	상대도수			
1	332	28.9	295	37	11.1
2	241	21.0	213	28	11.6
3	209	18.2	193	16	7.7
4	150	13.1	143	7	4.7
5	113	9.8	106	7	6.2
6	61	5.3	59	2	3.3
7 이하	42	3.7	42	0	0.0
표본크기	1,148	100.0	1,051	97	8.4

주: 남편의 출생 순위가 7번째 이하의 경우는 도수가 매우 적고 또한 모두가 시부모와 동거하지 않는 것으로 나타나므로 위의 표에서는 하나의 범주로 표시하였음.

남(이하 ‘장자’라고 부르기로 하자)을 제외한 남편의 출생 순위 두 가지를 도구 변수로 가능성이 있는 변수로 상정하였다. 위의 <표 1>에서 보는 것처럼 시부모와 동거하는 기혼자녀 부부 중 남편이 첫째인 경우는 28.9%, 둘째인 경우는 21.0%, 셋째인 경우는 18.2%, 넷째인 경우는 13.1% 등으로 나타나고 있다. 따라서 형제자매를 포함한 남편의 출생 순위가 첫째인 경우를 제외해도 표본의 약 70% 이상이 유지된다. 또한 <표 1>의 마지막 열에서 잘 나타나듯이 형제자매 중 남편의 출생 순위가 둘째 이하인 경우만을 한정하여 보면 시부모와의 동거와 제2순위 이하 남편의 출생 순위 사이에 높은 상관관계가 존재한다는 것을 알 수 있다.2) 따라서 형제자매 중 출생 순위가 제1순위인 장자를 제외하여도 높은 상관관계가 유지된다.

이제 ‘장자를 포함한 남편의 출생 순위’와 ‘장자를 제외한 남편의 출생 순위’라는 변수들의 외생성을 검토해 보자. 어떤 하나의 도구변수(single instrument)를 놓고 그 변수의 외생성을 직접적으로 검증하는 것은 불가능하다. 따라서 본고에서는 Angrist & Evans(1998)에서와 같이 남편의 출생 순위가 출산에 영향을 미치는 다른 특성들과 관계없이 무작위로 할당되어(randomly assigned) 있는지를 분석함으로써 외생성의 문제를 간접적으로 검토하기로 한다. <표 2>는 출산 결정에 영향을 주는 변수들과 남편의 출생 순위의 상관관계를 분석한 것

2) 형제자매 중 출생 순위가 제1순위인 장남이 아니라 ‘남자형제 중 맏아들’인 장남을 제외한 출생 순위를 이용하여 도구변수를 구성할 수도 있다. 그러나 이 경우 관측치의 손실이 커서 매우 제한된 정보만을 이용하게 된다.

이다. 실제로 표에 제시되어 있는 변수들은 식 (2)와 같은 단변량 분석(univariate analysis)시 제외되며, 교란항에 포함되는 변수들이다.

<표 2>에 따르면, 장자를 포함한 남편의 출생 순위는 부인의 연령과 연령제곱과 1% 수준에서 통계적으로 유의한 상관관계를 보이고 있다. 또한 부인의 학력수준을 나타내는 변수인 고등학교 졸업더미와는 정(+)의 상관관계를, 대학교 이상 더미와는 부(-)의 상관관계를 보인다. 이러한 학력 수준과 남편의 출생 순위의 상관관계는 모두 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 장자를 포함한 남편의 출생 순위가 출산의 결정요인들과 상관관계를 보이는 것은 장자라는 지위가 출산과 관련이 있을 가능성을 제시한다. 한편 <표 2>의 두 번째 열은 장자를 제외한 남편의 출생 순위가 출산의 결정요인과 뚜렷한 상관관계를 보이지 않음을 보여준다. 10% 수준에서 유의한 상관관계를 보이는 변수는 연령과 연령제곱이 유일하다.

<표 2> 남편의 출생 순위와 설명변수와의 상관계수

	남편의 출생 순위 (장자 포함)	남편의 출생 순위 (장자 제외)
연령	0.083*** (0.005)	0.066* (0.061)
연령제곱/100	0.083*** (0.005)	0.066* (0.061)
교육수준		
고등학교 졸업 미만	0.020 (0.494)	-0.008 (0.831)
고등학교 졸업	0.061** (0.039)	0.019 (0.596)
대학교 이상	-0.073** (0.014)	-0.015 (0.669)
가구 연간 총소득(로그) (기혼여성의 근로소득 제외)	-0.008 (0.785)	-0.030 (0.399)
대도시 거주 (1: 7대 도시 거주, 0 그 외)	-0.042 (0.158)	-0.045 (0.201)
표본 크기	1,148	816

주: 괄호 안의 숫자는 p-값을 나타냄.

*** 는 1%, ** 는 5%, * 는 10% 유의함을 표시함.

한편 형제자매 수는 부모의 다산성(fecundity)을 간접적으로 측정하는 것일 수 있다. 그러므로 형제자매 수와 정(+)의 상관관계를 가지고 있는 출생 순위 변수가 기혼자녀 부부의 출산을 결정하는 추정식에서 내생성의 문제를 야기할 가능성도 있다. 하지만 실제로 부인의 나이를 통제할 경우 남편의 형제자매 수는 자녀 수를 결정하는 회귀식에서 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다.³⁾

이상의 분석을 종합하면, ‘장자를 제외한 남편의 출생 순위’는 첫째 시부모와의 동거에 대해 높은 상관관계를 가지고 있으며, 둘째 출산에 영향을 미치는 요인들과는 상관관계를 보이지 않는다. 즉 도구변수로서의 적합성을 만족시키며 외생성의 조건에도 부합하는 성격을 가지고 있다. 따라서 본고에서는 위의 두 조건을 고려하여 ‘장자를 제외한 남편의 출생 순위’를 시부모와의 동거의 도구변수로 사용한다. 다만, 비교를 위하여 ‘장자를 포함한 남편의 출생 순위’를 도구변수로 이용한 결과도 함께 제시하도록 하겠다.

Ⅲ. 자 료

본 논문에서 이용된 자료는 한국노동연구원의 한국노동패널(KLIPS) 7차년도(2004년) 자료이다. 분석 대상은 부인의 연령이 만 21세 이상 40세 이하인 기혼자녀 부부이다. 연령을 이렇게 제한한 것은 기혼여성의 가임 기간을 감안한 것이다. 현재 혼인상태가 이혼, 별거 혹은 사별인 경우는 남편의 정보를 이용할 수 없으므로 표본에서 제외하였다.

가구 중심으로 정보가 제공되는 KLIPS의 구성 방식에 따르면 가족구성원 중 부부는 한 가구 내에서도 복수로 존재할 수 있다. 본고에서는 한 가구 단위에서만 쌍의 부부만을 표본으로 추출하였다. 즉 가구자료에서 ‘가구주와의 관계’ 번호로부터 추출 가능한 모든 부부 형태를 조합한 뒤, ‘가구주’와 ‘가구주의 배우

3) 본고의 분석 대상은 21~40세 부부이다. 이미 인구 변천 과정이 완성된 세대라고 할 수 있다. 따라서 이들에게서는 부모의 다산성과 자녀수와의 밀접한 관련이 나타나지 않을 것이다. 그럼에도 불구하고 장남에 대한 전통적인 기대와 관습은 여전히 어느 정도 현실적 규범력을 가지고 남아 있을 수 있다는 것이 필자들의 판단이다. 다산성과 관련된 도구변수의 내생성 문제를 지적해 준 익명의 심사자들에게 감사사를 드린다.

자'를 우선적인 분석 대상으로 선정하였다. 만일 한 가구 내에 부부가 복수로 존재하는 경우에 대해서는 부인의 나이가 어린 부부를 선택하였다. 또한 시부모와의 동거 선택이 출산에 미치는 영향을 분석하는 것이 우리의 중요한 관심사이므로 부모가 생존하지 않고 있는 기혼자녀 부부는 표본에서 제외하였다.⁴⁾

실증분석에 사용된 학력, 소득, 연령 그리고 자녀수와 관련된 변수들은 KLIPS의 개인자료에서 구성하였다. 남편과 부인의 개인정보 중 분석에 필요한 이들 변수들을 개인 고유번호를 이용해 추출한 후 부부 자료와 결합하였다. 연간 총 가구소득은 부인의 근로소득을 제외한 소득이다. 각 가구의 금융소득, 부동산소득, 사회보험 수혜금, 이전소득, 그리고 기타 소득을 남편의 근로소득과 합산하여 구하였다. 부모와의 동거 여부는 가구번호와 가구주와의 관계번호를 이용하여 판별하였다. 이러한 과정을 거쳐서 최종 선택된 표본은 총 1,148쌍의 기혼자녀 부부로 구성되어 있다.

표본의 기초통계량은 <표 3>과 같다. 실증분석에 포함된 기혼자녀 부부의 출산 결정요인은 부인의 연령, 연령제곱⁵⁾, 학력(고졸 미만, 고졸, 대졸 이상), 연간 가구총소득, 그리고 거주 지역(대도시 거주 여부)이다. 우선 종속변수인 부부의 출산은 18세 이하의 자녀수와 6세 이하의 자녀수 두 가지를 이용하였다. 기혼자녀 부부의 18세 이하 자녀수는 1.64명으로 나타난다.⁶⁾ 자녀의 나이를 6세 이하로 한정하게 되면 부부당 평균 자녀수는 0.48명이 된다.

-
- 4) 표본 구성과 관련하여 언급해 두어야 할 점은 자료의 제약이다. KLIPS의 경우 부모의 생존여부에 대한 정보는 가구주 또는 배우자의 친부모로 한정되어 있다. 따라서 모든 관측치에 대해서 남편의 친부모의 생존 여부가 정확하게 정의되지 못하므로 남편의 생존 부모가 없는 경우도 표본에 포함될 수 있다. 가구주(또는 배우자)의 부모가 생존하고 있지 않은 표본은 약 9% 정도이며, 이를 제외하거나 포함하여 분석을 수행하여도 추정 결과에 차이가 발생하지 않는다.
 - 5) 출산이 완료되지 않은 가구의 자녀수 보정을 위해 여성의 연령을 비롯하여 연령제곱 변수 등을 회귀분석에 추가하였다.
 - 6) 표본에 나타난 부부의 18세 이하 평균 자녀수 1.64명은 2004년 합계출산율 1.19명보다 많다. 이러한 차이가 발생하는 것은 합계출산율이 혼인 여부를 불문하고 한 여자가 평생 동안 평균적으로 몇 명의 자녀를 낳는가 하는 것을 나타내는 지표인 반면, 본 연구에서는 21~40세 기혼여성의 출산만을 대상으로 하고 있기 때문이다. 일반적으로 기혼여성의 합계출산율이 2명 정도로 추계된다는 점을 감안하면 1.64명의 18세 이하 자녀수는 정부의 출산 통계와 크게 다르지 않다고 판단된다.

〈표 3〉 표본의 특성 : 기혼여성(연령 21~40세)

	평균	표준편차	최솟값	최댓값
자녀수 (18세 이하)	1.64	0.74	0	5
자녀수 (6세 이하)	0.48	0.63	0	3
연령	33.68	4.18	21	40
연령제곱/100	11.52	2.78	4.41	16
교육수준				
고등학교 졸업 이하	0.072	0.259	0	1
고등학교 졸업	0.533	0.499	0	1
대학교 이상	0.395	0.489	0	1
가구 연간 총소득(로그) (기혼여성의 근로소득 제외)	7.75	0.71	2.40	11.18
대도시 거주 (1: 7대 도시 거주, 0 그외)	0.487	0.500	0	1
동거 (1: 시부모와 동거, 0 그외)	0.084	0.278	0	1
표본 크기		1,148		

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」 7차년도(2004년 조사자료).

자녀수에 영향을 미치는 결정요인으로 사용된 독립변수의 특성을 요약하면 다음과 같다. 부인의 평균 나이는 33.7세로 나타난다. 부인의 나이를 21~40세로 한정하였음에도 불구하고 평균 나이가 30세가 넘는다는 것은 혼인 연령이 전반적으로 20세 초반보다는 늦다는 사실을 의미한다. 부인의 교육수준을 보면 고등학교 졸업 이하가 7.2%, 고등학교 졸업이 53.3%, 대학교 이상이 39.5%이다. 따라서 대다수의 여성이 고등학교 졸업 이상의 학력을 보유하고 있음을 알 수 있다. 기혼자녀 부부의 연간 총 소득의 로그 값은 7.75이다. 이를 원래의 값으로 환원하면 부인의 근로소득을 제외한 가구당 연평균 소득은 2,321만 원이 된다. 기혼자녀 부부의 48.7%는 7대 도시에 거주하고 있다. 마지막으로 동거하는 부부의 비율은 전체 표본 중 8.4%이다. 이는 2005년 「인구 및 주택총조사」에 따른 1인 가구를 제외한 부모와 동거하는 가구 비율인 9.8%와 크게 다르지 않다.

IV. 추정 결과

1. 출생 순위와 부모와의 동거

<표 4>는 남편의 출생 순위가 시부모와의 동거에 미치는 효과를 추정한 것으로 도구변수 추정법의 제1단계에 해당된다. 표의 (1)~(3)열은 ‘장자를 포함한 남편의 출생 순위’를 도구변수로, (4)~(6)열은 ‘장자를 제외한 남편의 출생 순위’를 도구변수로 사용하였다. <표 4>의 결과를 가지고 도구변수의 타당성을 검토해 보자.

우선 ‘장자를 포함한 남편의 출생 순위’와 부모와의 동거 간의 관계는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.⁷⁾ <표 4>의 (1)열을 보면 ‘장자를 포함한 남편의 출생 순위’는 부모와의 동거와 정(+)의 관계를 보인다. 즉 출생 순위가 높을수록 부모와 함께 거주할 확률이 증가한다. 이러한 관계는 출생 순위 이외에 연령과 연령제곱을 포함시켜 추정한 (2)열이나 여기에 교육수준, 가구 연간 총소득, 거주지역 등의 설명변수를 추가하여 추정한 (3)열에서도 동일하게 나타난다. 구체적인 추정치의 크기 역시 거의 차이가 없음을 알 수 있다.

한편 ‘장자를 제외한 남편의 출생 순위’와 부모와의 동거 간의 관계도 장자를 포함한 경우와 유사하다. <표 4>의 (4)열을 보면 ‘장자를 제외한 남편의 출생 순위’는 부모와의 동거와 1% 수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 보인다. 즉, 출생순위가 높을수록 부모와 동거할 가능성이 높다. 이러한 관계는 출생순위 이외에 연령과 연령제곱을 포함시켜 추정한 (5)열이나 여기에 교육수준, 가구 연간 총소득, 거주지역 등의 설명변수를 추가하여 추정한 (6)열에서도 동일하게 나타난다. 출생순위 변수의 구체적인 추정치 또한 0.020으로 모형에 따라 차이가 없으며 추정치는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

이제 제1단계 추정단계에서 나타난 F-통계량을 살펴보자. Stock & Yogo

7) 종속변수인 시부모와의 동거는 이산변수이지만 weak IV test를 위해 OLS추정방법을 이용하였다. Probit 모형 등을 이용할 경우에도 출생순위의 통계적 유의성은 변하지 않는다.

<표 4> 남편의 출생 순위가 시부모와의 동거에 미치는 효과 : 1단계 회귀분석 결과

	남편의 출생 순위 (장자 포함)			남편의 출생 순위 (장자 제외)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
남편의 출생 순위	-0.017*** (0.005)	-0.017*** (0.004)	-0.018*** (0.004)	-0.020*** (0.006)	-0.020*** (0.005)	-0.020*** (0.000)
연령		-0.064* (0.035)	-0.047 (0.035)		-0.040 (0.039)	-0.030 (0.039)
연령제곱/100		0.097* (0.052)	0.0715 (0.051)		0.060 (0.057)	0.044 (0.057)
교육수준: 고등학교 졸업			-0.052 (0.041)			-0.066 (0.045)
대학교 이상			-0.070 (0.043)			-0.064 (0.047)
가구 연간 총소득 (로그)			-0.029* (0.017)			-0.016 (0.019)
대도시 거주			-0.003 (0.016)			-0.0004 (0.018)
Weak IV test	19.78	19.90	20.62	15.14	14.74	14.83
표본 크기	1,148	1,148	1,148	816	816	816

주: 종속변수는 시부모와의 동거더미변수이다. 괄호 안의 숫자는 이분산-일치(heteroskedasticity-consistent) 표준오차를 나타냄. 상수항의 계수와 표준오차는 생략하였음. 가구 연간 총소득은 기혼여성의 근로소득을 제외한 소득임. 대도시 거주 더미변수는 서울 포함 7대 도시 거주자는 1, 그 외에는 0의 값을 부여하였음. Weak IV test는 남편의 출생 순위의 F-통계량을 나타냄.

*** 는 1%, ** 는 5%, * 는 10% 유의함을 표시함.

(2005)에 따르면, 제1단계 추정에서의 F-통계량이 10 이상의 값을 가지는 경우 상관관계가 높은 도구변수라고 판단할 수 있다. <표 4>를 보면 (1)~(6)의 F-통계량은 모두 10 이상임을 알 수 있다. 따라서 장자를 포함/제외한 남편의 출생 순위는 소위 약한 도구변수(weak IV)가 아니며 부모 세대와의 동거와 높은 상관관계를 갖는 도구변수라 판단할 수 있다.

이상의 1단계 추정 결과를 정리해 보자. 우선 ‘장자를 포함한 남편의 출생 순위’와 ‘장자를 포함하지 않은 남편의 출생 순위’는 부모와의 동거와 높은 상관관계를 보이고 있으며 약한 도구변수가 아니다. 그러나 앞에서의 논의와 연

결하여 살펴보면 ‘장자를 포함한 남편의 출생 순위’는 출산에 영향을 미치는 부부의 특성에 무작위로 할당되어 있지 않으므로, 결국은 ‘장자를 제외한 남편의 출생 순위’가 유효한 도구변수로서 보다 적합한 조건을 갖추고 있다고 볼 수 있다.

흥미로운 사실은 부모와의 동거에 영향을 미칠 것이라고 예상되는 연령, 학력, 소득, 거주지역 등의 설명변수들은 부모와의 동거 여부에 영향을 미치지 못하고 있다는 것이다. <표 4>에 의하면 연령이나 가구 연간 총소득 정도가 ‘장자를 포함한 남편의 출생 순위’를 이용한 모형에서 한계적인 통계적 유의성을 보일 뿐이다. ‘장자를 제외한 남편의 출생 순위’를 이용한 분석에서는 이러한 설명변수 중 어느 것도 부모와의 동거와 통계적 연관성을 보이지 않는다.

2. 부모와의 동거와 출산

제1단계의 추정 결과를 바탕으로 시부모와의 동거가 기혼자녀 부부의 출산에 미치는 영향을 추정한 <표 5>와 <표 6>의 결과를 살펴보자. 우선 부모와의 동거를 제외한 기타 설명변수들의 추정치는 일관적으로 예상된 부호를 보이고 있으며, 출산에 관한 이론적 예측과 일치함을 알 수 있다. 연령이 증가할수록 부부의 자녀수는 체감적으로 증가한다. 교육수준이 대졸 이상인 여성이 고졸 이하인 여성보다 적은 수의 자녀를 가지고 있다. 반면 가구의 연간 총소득이 높은 부부일수록 보다 많은 수의 자녀를 가진 것으로 나타나는데, 이는 출산에 있어서의 소득효과(income effect)를 반영하는 것으로 해석할 수 있다.

<표 5>는 ‘장자를 포함한 남편의 출생 순위’를 도구변수로 사용하여 추정한 결과를 보여주고 있다. 우선 <표 5>의 (1)열을 보면 부모와의 동거의 OLS 추정치가 0.247로서 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 그러나 도구변수를 활용한 2SLS 방법에 의해 추정할 경우, <표 5>의 (2)열에서 보는 바와 같이 부모와의 동거의 회귀계수 추정량은 -0.511로서 통계적으로 유의하지 않다.

이러한 결과는 부모와의 동거 이외의 설명변수를 추가하여 추정한 (3)~(6)의 추정 결과에서도 반복된다. 즉 연령 관련 변수가 추가된 (3)열과 (4)열의 경우 부모와의 동거변수의 OLS 추정치는 0.256으로 1% 수준에서 통계적으로 유의하지만 도구변수를 이용한 2SLS 방법에 따른 추정치는 0.205로 통계적으로 유의

<표 5> 시부모와의 동거가 자녀수에 미치는 효과(남편 출생 순위는 장자를 포함)

	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) OLS	(6) 2SLS
연령			0.266*** (0.068)	0.263*** (0.079)	0.279*** (0.067)	0.288*** (0.073)
연령제곱/100			-0.304*** (0.103)	-0.299** (0.119)	-0.333*** (0.101)	-0.347*** (0.111)
교육수준: 고등학교 졸업					-0.011 (0.094)	-0.001 (0.096)
대학교 이상					-0.269*** (0.096)	-0.257** (0.101)
가구 연간 총소득(로그)					0.107*** (0.030)	0.113*** (0.034)
대도시 거주					-0.073* (0.040)	-0.073* (0.040)
동거	0.247*** (0.064)	-0.511 (0.694)	0.256*** (0.067)	0.205 (0.628)	0.258*** (0.066)	0.451 (0.595)
Adjusted R ²	-	-	0.149	0.148	0.183	0.178
표본 크기	1,148	1,148	1,148	1,148	1,148	1,148

주: 종속변수는 18세 이하 자녀수임. 괄호 안의 숫자는 이분산-일치(heteroskedasticity - consistent) 표준오차를 나타냄. 상수항의 계수와 표준오차는 생략하였음. 가구 연간 총소득은 기혼여성의 근로소득을 제외한 소득임. 대도시 거주 더미변수는 서울 포함 7대 도시 거주자는 1, 그 외에는 0의 값을 부여하였음.
*** 는 1%, ** 는 5%, * 는 10%에서 유의함을 표시함.

하지 않다. (5)열에서와 같이 연령 관련 변수와 학력, 가구 연간 총소득, 거주 지역이 포함된 추정식을 OLS 방법으로 추정하면 부모와의 동거의 추정치는 0.258로 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 그러나 (6)열의 도구변수를 이용한 2SLS 추정치는 0.451로 양(+)의 값을 가지지만 통계적 유의성이 상실된다.

<표 6>은 ‘장자를 제외한 남편의 출생 순위’를 도구변수로 사용하여 추정한 결과를 보여주고 있다. 추정 결과는 <표 5>의 경우와 거의 유사하다. (1)열을 보면 부모와의 동거의 OLS 추정치는 0.245로서 1% 수준에서 통계적으로 유의하지만, 도구변수를 활용한 2SLS 방법에 의해 추정할 경우, <표 6>의 (2)열에

나타난 것처럼 -0.856으로 추정계수가 크게 달라지고 통계적으로 유의하지도 않다. <표 5>와 마찬가지로 <표 6>에서도 추가적인 설명변수의 투입이 이러한 기본적인 추정 결과에 큰 영향을 주지 못하는 것으로 나타난다. 즉 연령 관련 변수가 추가된 (3)열과 (4)열의 경우 부모와의 동거변수의 OLS 추정치는 0.270으로 1% 수준에서 통계적으로 유의하나, 도구변수를 이용한 2SLS 방법에 따른 추정치는 -0.247로 큰 차이를 보이며 통계적으로 유의하지 않다. 연령 관련 변수와 학력, 가구 연간 총소득, 거주 지역이 포함된 추정식을 이용한 (5)열과 (6)열을 보면 OLS 추정치는 0.272로 1% 수준에서 통계적으로 유의하지만, 도구변수를 이용한 2SLS 추정치는 -0.310로 역시 통계적으로 유의하지 않다.

<표 6> 시부모와의 동거가 자녀수에 미치는 효과(남편 출생 순위는 장자를 제외)

	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) OLS	(6) 2SLS
연령			0.272*** (0.083)	0.251*** (0.092)	0.270*** (0.081)	0.252*** (0.087)
연령제곱/100			-0.307** (0.125)	-0.276** (0.138)	-0.315** (0.122)	-0.289** (0.131)
교육수준: 고등학교 졸업					-0.102 (0.099)	-0.142 (0.115)
대학교 이상					-0.371*** (0.102)	-0.410*** (0.116)
가구 연간 총소득(로그)					0.156*** (0.035)	0.147*** (0.037)
대도시 거주					-0.071 (0.048)	-0.070 (0.049)
동거	0.245*** (0.091)	-0.856 (0.870)	0.270*** (0.095)	-0.247 (0.790)	0.272*** (0.091)	-0.310 (0.775)
Adjusted R ²	-	-	0.156	0.124	0.198	0.158
표본 크기	816	816	816	816	816	816

주: 종속변수는 18세 이하 자녀수임. 괄호 안의 숫자는 이분산-일치(heteroskedasticity - consistent) 표준오차를 나타냄. 상수항의 계수와 표준오차는 생략하였음. 가구 연간 총소득은 기혼여성의 근로소득을 제외한 소득임. 대도시 거주 더미변수는 서울 포함 7대 도시 거주자는 1 그 외에는 0의 값을 부여하였음.

*** 는 1%, ** 는 5%, * 는 10%에서 유의함을 표시함.

이상의 추정 결과는 다음과 같이 정리될 수 있다. 부모와의 동거가 자녀수에 미치는 영향은 OLS 추정시 유의한 정(+)의 효과를 갖는 반면, 2SLS 추정에서는 통계적으로 영(0)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 이와 같이 추정 방법에 따라서 회귀계수 추정치와 통계적 유의성에 큰 차이가 발생하는 이유는 부모와의 동거가 내생적으로 결정된다는 것을 의미한다. 즉 자녀수에 영향을 미치는 관찰되지 않은 특성과 부모와의 동거가 서로 관련되어 있음을 보여준다. 결국 부모와의 동거하는 부부일수록 자녀수가 많다는 사실은 부모와의 동거가 출산의 경제적 비용을 낮춘다기 때문이라기보다는, 출산의 성향이 높은 기혼자녀 부부가 부모와 함께 동거하는 성향이 높기 때문에 발생하는 통계적인 현상일 가능성이 높다. 따라서 본고의 추정 결과는 ‘비용 가설(cost hypothesis)’보다는 ‘선별 가설(sorting hypothesis)’을 지지하는 실증적 증거를 제시하여 준다고 할 수 있다.

3. 추정의 강건성(robustness)

<표 5>와 <표 6>에 잘 나타나듯이 설명변수의 변화는 기본적인 추정 결과에 영향을 미치지 않는다. 따라서 설명변수의 추가와 관련 대해서는 추정의 건강성이 입증된다고 할 수 있다. 본 절에서는 종속변수인 자녀수를 달리 측정하였을 때 추정결과에 어떤 변화가 발생하는지를 살펴보고자 한다.

출산의 경제적 비용은 출산과 출산 직후에 집중적으로 발생한다. 출산 결정에 가장 큰 영향을 미치는 것은 출산으로 인한 기혼여성의 기회비용과 어린 자녀의 양육비용이기 때문이다. 따라서 비용 가설을 타당성을 보다 정확히 검증하기 위해서는 자녀의 나이를 어린 나이로 한정하여 살펴볼 필요가 있다.

사실 부모와의 동거와 자녀 출산 사이에는 시차가 존재할 수 있다. 더욱 엄밀한 분석을 위해서는 출산 전후 가족구조의 변화, 즉 부모와의 동거 여부의 변화에 초점을 맞추어야 한다. 그러나 우리가 사용한 KLIPS 자료는 이러한 정보를 제공하여 주지 않는다. 따라서 주어진 자료의 제약하에서 생각할 수 있는 최선의 방법은 자녀의 나이를 한정하여 어린 나이의 자녀수와 부모와의 동거 사이의 관계를 분석하는 것이다.

본 절에서는 자녀의 나이를 만 6세 이하로 한정하여 부모와의 동거와 자녀수

와의 관계를 살펴보았다. <표 7>과 <표 8>은 종속변수를 18세 이하가 아닌 6세 이하의 자녀수로 설정하고, OLS와 2SLS 방법을 사용한 추정 결과를 보고하고 있다. 우선 설명변수 중에서는 연령변수만이 6세 이하의 자녀수와 유의한 통계적 관계를 보인다. 연령이 증가할수록 6세 이하의 자녀수는 체감적으로 증가한다. 기타 설명변수들은 18세 이하의 자녀수와는 달리 6세 이하의 자녀수에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 6세 이하의 자녀가 상대적으로 젊은 연령의 부부에게는 첫째 아이일 가능성이 높고, 현재 기혼부부의 출산 행태상 적어도 한 명의 아이는 갖고자 한다는 점을 감안하면, 연령 이외의 설명변수가 6세 이하의 자녀수에 영향을 미치지 못하는 이유가 추론될 수 있다.

<표 7> 시부모와의 동거가 6세 이하 자녀수에 미치는 효과(남편 출생 순위는 장자를 포함)

	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) OLS	(6) 2SLS
연령			0.534*** (0.058)	0.549*** (0.066)	0.548*** (0.058)	0.564*** (0.063)
연령제곱/100			-0.858*** (0.087)	-0.880*** (0.098)	-0.881*** (0.086)	-0.904*** (0.094)
교육수준: 고등학교 졸업					0.021 (0.058)	0.039 (0.066)
대학교 이상					-0.065 (0.064)	-0.043 (0.074)
가구 연간 총소득(로그)					0.001 (0.024)	0.010 (0.030)
대도시 거주					-0.035 (0.035)	-0.035 (0.035)
동거	0.124* (0.071)	0.854 (0.636)	0.163** (0.065)	0.394 (0.564)	0.158** (0.064)	0.489 (0.552)
Adjusted R ²	-	-	0.122	0.112	0.127	0.106
표본 크기	1,148	1,148	1,148	1,148	1,148	1,148

주: 종속변수는 6세 이하 자녀수임. 괄호 안의 숫자는 이분산-일치(heteroskedasticity - consistent) 표준오차를 나타냄. 상수항의 계수와 표준오차는 생략하였음. 가구 연간 총소득은 기혼여성의 근로소득을 제외한 소득임. 대도시 거주 더미변수는 서울 포함 7대 도시 거주자는 1, 그 외에는 0의 값을 부여하였음.

*** 는 1%, ** 는 5%, * 는 10%에서 유의함을 표시함.

<표 7>은 ‘장자를 포함한 남편의 출생 순위’를 도구변수로 이용하여 부모와의 동거가 6세 이하의 자녀수에 미치는 영향을 추정한 것이다. OLS 추정치는 어떤 설명변수가 포함되는가에 관계없이 통계적으로 유의한 정(+)의 추정치를 보이고 있다. 반면 2SLS 추정치는 모두 통계적으로 유의하지 않다. <표 8>은 ‘장자를 제외한 남편의 출생 순위’를 도구변수로 이용하여 부모와의 동거가 6세 이하의 자녀수에 미치는 영향을 추정한 것이다. 여기에서도 OLS 추정치는 통계적으로 유의한 정(+)의 추정치를 보이지만, 2SLS 추정치는 부모와의 동거가 6세 이하의 자녀수에 영향을 미치지 않는다는 것을 보여준다.

<표 8> 시부모와의 동거가 6세 이하 자녀수에 미치는 효과(남편 출생 순위는 장자를 제외)

	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) OLS	(6) 2SLS
연령			0.546 ^{***} (0.070)	0.568 ^{***} (0.077)	0.555 ^{***} (0.070)	0.572 ^{***} (0.075)
연령제곱/100			-0.872 ^{***} (0.105)	-0.904 ^{***} (0.115)	-0.889 ^{***} (0.104)	-0.913 ^{***} (0.112)
교육수준: 고등학교 졸업					0.007 (0.068)	0.044 (0.087)
대학교 이상					-0.102 (0.076)	-0.066 (0.090)
가구 연간 총소득(로그)					0.006 (0.032)	0.014 (0.036)
대도시 거주					-0.019 (0.042)	-0.020 (0.043)
동거	0.168 [*] (0.094)	-1.022 (0.793)	0.188 ^{**} (0.088)	0.714 (0.727)	0.186 ^{**} (0.088)	0.734 (0.724)
Adjusted R ²	-	-	0.117	0.071	0.124	0.074
표본 크기	816	816	816	816	816	816

주: 종속변수는 6세 이하 자녀수임. 괄호 안의 숫자는 이분산-일치(heteroskedasticity - consistent) 표준오차를 나타냄. 상수항의 계수와 표준오차는 생략하였음. 가구 연간 총소득은 기혼여성의 근로소득을 제외한 소득임. 대도시 거주 더미변수는 서울 포함 7대 도시 거주자는 1 그 외에는 0의 값을 부여하였음.

*** 는 1%, ** 는 5%, * 는 10%에서 유의함을 표시함.

따라서 자녀의 나이를 6세 이하로 한정된 경우와 18세 이하로 한정된 경우 모두에서 추정 결과는 동일한 패턴을 보인다. 즉 부모와의 동거가 자녀수에 미치는 영향은 OLS 추정시 유의한 정(+)의 효과를 갖는 반면, 2SLS 추정에서는 통계적으로 영(0)의 값을 갖는다. 따라서 선별 가설에 의해 부모와 동거하는 기혼자녀 부부일수록 많은 자녀를 갖는다는 사실을 설명할 수 있다는 분석결과는 여전히 유효하다.

V. 결 론

본 연구는 2004년 한국노동패널 자료(KLIPS)를 이용하여 부모와의 동거가 기혼자녀의 부부의 자녀수에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 부모와의 동거가 자녀수에 영향을 미치는 원인에 대해 ‘비용 가설(cost hypothesis)’과 ‘선별 가설(sorting hypothesis)’이라는 상호 배타적(exclusive)이지는 않지만 대체적인 가설을 설정하였다. 그리고 이러한 가설의 적합성을 검증하기 위해 부모와의 동거 결정과 출산 결정의 상호 관련을 고려한 도구변수(instrumental variable) 추정법을 사용하였다. 추정 결과에 따르면, 부모와 동거하는 기혼자녀 부부일수록 자녀수가 많은 현상은 부모와의 동거가 출산의 경제적 비용을 감소시키기 때문이 아니라, 많은 수의 자녀를 가지고자 하는 기혼자녀 부부가 부모와 동거할 확률이 높기 때문에 발생한다. OLS 추정에서 나타나는 부모와의 동거가 자녀수에 미치는 유의한 효과는 부모와의 동거의 내생성을 고려하기 위해 도구변수를 이용한 2SLS 추정에서는 발견되지 않는다. 따라서 본 연구의 추정 결과는 ‘선별 가설’을 지지하는 실증적 증거를 제시해 준다고 할 수 있다.

본 연구는 가족구조와 출산의 관계를 실증적으로 분석한 최초의 본격적인 국내 연구이다. 이 논문은 다음과 같은 방향에서 확장과 개선이 가능하다. 첫째, 본 논문은 자료상의 제한으로 인해 부모와 기혼자녀 부부가 같은 주거 공간을 공유하는 경우만을 부모와의 동거로 정의하여 분석하였다. 따라서 비록 두 세대가 독립적인 주거 공간에 살지만 가까운 곳에 위치해 있어서 서로 도움을 주

고받는 경우까지는 고려하고 있지 못하다. 한국노동패널에 부모와 기혼자녀 가구의 주거 지역에 대한 정보가 구축되면 보다 흥미 있고 엄밀한 분석이 가능하리라 기대한다. 둘째, 기혼자녀 부부의 부모와의 동거 시점에 대한 정확한 정보가 구축되면 보다 다양한 방법으로 가족구조와 출산과의 관계를 규명할 수 있다. 부모와의 동거 시점과 출산 시점의 선후 분석 그리고 부모와의 동거가 첫째 아이의 출생 또는 첫째 아이와 둘째 아이 사이의 출산 간격(birth spacing)에 미치는 영향(Tsay & Chu, 2005)을 분석하면 이 문제에 관한 보다 깊이 있는 이해가 가능할 것이다. 물론 이러한 분석들 역시 새로운 자료가 구축되기를 기다리는 수밖에 없다.

참고문헌

- Angrist, Joshua D., & William N. Evans. "Children and Their Parent's Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size." *American Economic Review* 88 (3) (1998): 450~477.
- Becker, Gary S. "An Economic Analysis of Fertility." In *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. edited by Gary S. Becker, Princeton, NJ: Princeton University Press, 1960.
- Chun, Hyunbae, & Jeungil Oh. "An Instrumental Variable Estimate of the Effect of Fertility on the Labor Force Participation of Married Women." *Applied Economics Letters* 9 (10) (2002): 631~634.
- Chun, Hyunbae, Olivia Kim, & Injae Lee. "Living Arrangement and Labor Supply of Married Women: An Instrumental Variable Approach." Unpublished working paper, Korea Labor Institute, 2007.
- Davis, Kingsley. "Institutional Patterns Favoring High Fertility in Underdeveloped Areas." *Eugenics Quarterly* 2 (1955): 33~39.
- Davis, Kingsley, & Judith Blake. "Social Structure and Fertility: An Analytic

- Framework.” *Economic Development and Cultural Change* 4(3)(1956): 211~235.
- Freedman, Ronald, Baron Moots, Te-Hsiung Sun, & Mary Beth Weinberger. “Household Composition and Extended Kinship in Taiwan.” *Population Studies* 32(1)(1978): 65~80.
- Freedman, Ronald, Ming-Cheng Chang, & Te-Hsiung Sun. “Household Composition, Extended Kinship and Reproduction in Taiwan: 1973~1980.” *Population Studies* 36(3)(1982): 395~411.
- Ogawa, Naohiro, & John F. Ermisch, “Family Structure, Home Time Demands, and the Employment Patterns of Japanese Married Couples.” *Journal of Labor Economics* 14(4)(1996): 677~702.
- Sasaki, Masaru, “The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women.” *Journal of Human Resources* 37(2)(2002): 429~440.
- Stock, James H., & Mark W. Watson. *Introduction to Econometrics* (2nd edition). Pearson-Addison Wesley, 2006, pp.421~467.
- Stock, James H., & Motohiro Yogo. “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression.” Chapter 5 in *Identification and Inference in Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg*, edited by D. W. K. Andrews and J. H. Stock, Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- Tsay, Wen-Jen, & C. Y. Cyrus Chu. “The Pattern of Birth Spacing during Taiwan’s Demographic Transition.” *Journal of Population Economics* 18(2005): 323~336.
- Wakabayashi, Midori, & Charles Y. Horioka, “Is the Eldest Son Different? The Residential Choice of Siblings in Japan.” NBER Working Paper No. 12655, 2006.

abstract

Intergenerational Family Structure and Fertility

Hyunbae Chun · Injae Lee

Using the 2004 Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS), this paper examines the causal effect of intergenerational family structure on the fertility of married children. Our instrumental variable (IV) estimation results show that coresidence with parents does not have a statistically significant effect on the fertility of married children while OLS estimation results show a significant and positive effect. This implies that higher fertility of married couples living with their parents cannot be explained by childcare services provided by their parents, but by the unobservable attributes of married children.

Keywords : family structure, fertility, instrumental variable