

기혼여성의 자녀출산계획에 대한 공간효과 분석*

신인철*

본 연구는 최근 인구학에서 공간적 접근을 시도하는 논의들이 활발해지는 경향과 함께 지역 적합적 저출산 대응정책의 필요성의 대두라는 정책적 수요에 부합하고자 자녀출산계획에 있어 지역의 공간적 효과가 미치는 효과를 분석하였다. 또한, 기혼여성의 연령, 출산한 자녀의 수가 자녀를 출산할 계획을 가질 확률에 대한 비선형적 효과를 실증적으로 분석하였다. 다층모형과 같이 최근 지역연구에서 이용되고 있는 실증분석방법들의 한계점을 살펴보고, 그 대안으로 Geo-Additive Model을 적용하였다. 동 방법론은 한 모형 내에서 공간의 구조적 효과와 비구조적 효과, 연속형 변인의 비선형효과 등을 동시에 추정할 수 있다. 이를 위한 분석자료로 통계청의 2005년도 인구주택총조사의 마이크로데이터 중 2% B형 자료를 이용하였다. 분석결과 기혼여성 이 자녀를 출산할 계획을 가질 확률에 기혼여성의 연령과 출산한 자녀의 수는 비선형적 효과를 주었으며, 특히 각 개인들은 현재의 출산 상태에서 자녀 한명을 추가로 출산하는 것이 동일한 부담으로 작용하지 않음을 알 수 있었다. 이를 통해 기혼여성들의 첫출산 시점이 결혼연령에 따라 차이가 있고 결혼코호트에 따라 다르더라도 첫출산 자체가 여전히 보편적인 현상이라는 가정을 받아들인다면, 출산을 제고를 위한 정책의 대상은 첫째아를 이미 출산한 여성들이 되어야 할 것으로 보인다. 또한, 자녀를 출산할 계획을 가질 확률에 지역의 구조적 공간효과가 유의미한 영향을 주는 것으로 분석되었다. 지역별 합계출산율의 공간 자기상관분석 결과와 비교해 본 결과 출산계획의 구조적 공간효과가 양의 효과를 미치는 지역에서는 실제 출산행위인 합계출산율도 높지만, 구조적 공간효과가 부적인 효과를 가지고 있는 지역에서는 합계출산율도 낮게 나타남을 알 수 있었다. 따라서 각 지방자치단체에서는 지자체들의 정책수요나 자원 및 재정적 부담능력 등 지역별 차이를 고려하지 않은 일률적인 정책의 추진을 지양하고, 지역 특수성을 고려하여 지역에 적합한 출산정책을 추진해야 할 것이다.

핵심단어: 자녀출산계획, 공간효과, 비선형적 효과, 저출산

* 이 논문은 2009년 6월 13일 한국보건사회연구원에서 개최된 「2009 한국인구학회 전기학술대회」에서 발표하였던 논문을 수정한 것이다. 이 연구를 진행하는 데 많은 도움을 주신 동국대학교 김정석 교수님과 좋은 의견을 주신 한국여성정책연구원 이택면 박사님, 그리고 심사를 해주신 익명의 심사위원들께 감사드린다.

** 한국노동연구원 고령화패널팀 연구원 | shinic@kli.re.kr

I. 머리말

한국사회가 초저출산 현상을 경험하고 있으며, 이것이 상당한 사회경제적 파급효과는 주는 중요한 사회적 문제라는 것에는 많은 이들이 공감하고 있다. 이러한 사회적 문제인식과 그 어느 때보다도 적극적인 정책적 노력에도 불구하고 저출산의 함정에서 벗어나거나 개선될 여지가 적어 보인다. 이에 최근 연구자들은 그 원인이 어디에 있는가를 규명하고자 시도들을 계속하고 있다. 일반적으로 개인이 출산 결정을 할 때 개인의 가임력, 자신들이 선호하는 생활양식이나 가치관에 의해 영향을 받는다. 그러나 개인이 통제할 수 없는 외부 요인들, 예를 들어 경제상황에 따른 노동시장의 조건, 주택시장, 확대가족에 의해서 받을 수 있는 지원들, 그리고 사회정책들의 조건들이 어떠한가에 따라 개인의 자녀출산 결정이 영향을 받게 된다(공선영, 2006). 따라서 개인의 출산행위와 지역의 구조적 특성이 연계되어 있는 기제를 규명하는 것은 중요한 과제라 하겠다.

특히 저출산대응 정책과 관련하여 초저출산을 경험하고 있는 대부분의 국가들은 출산장려정책(pronatalist policies)을 공식적으로 표명하고 있지는 않지만 출산수준을 높이기 위한 정책을 지속적으로 추진하고 있다. 또한 만족할만한 출산수준을 유지하고 있는 국가들조차도 이들 수준을 유지하기 위해 노력하고 있다(Neyer and Andersson, 2008). 한국도 저출산·고령사회 대응을 위한 제도적 기반을 마련하기 위해 「저출산·고령사회기본법」을 제정하고 이에 기초한 “제1차 저출산·고령사회기본계획(새로마지플랜 2010)”을 마련하여 범정부적으로 대응체계를 구축하였다. 최근에는 “아이낳기 좋은세상 운동본부”가 출범하면서 저출산에 대한 인식 확산 및 공감대 형성을 위해 노력하고 있다.

특히 연도별 저출산·고령사회시행계획의 효율적인 수립·시행을 위하여 시행계획 수립지침을 정하여 중앙행정기관의 장 및 지방자치단체의 장은 시행계획수립지침에 따라 소관별로 다음 연도의 시행계획을 수립하여야 한다. 이에 최근 각 지방자치단체들은 지역의 사회·경제·문화적 특성에 맞는 지역 친화적인 출산지원 정책의 추진의 필요성과 수요가 증가하고 있다.

하지만 기존의 국가 수준에서 실시된 거시적·통합적 연구나 개인적 수준에서의 미시적 분석을 통해서서는 정책적 함의를 도출하는 데는 한계가 있다. 따라서 개인의 의사결정에 영향을 주는 기회 구조와 같은 맥락 효과의 잠재적 내생성(potential endogeneity)를 함께 규명해야 할 것이다.

이와 같이 맥락효과를 규명하려는 노력은 이와 관련된 방법론이 발전과도 밀

접한 연관성을 갖고 있다. 최근에 공간 군집화의 문제와 관련하여 다층모형(multilevel model)이 미시와 거시의 차이를 연계시킬 수 있는 적합한 방법론으로서 많이 이용되고 있다(Hank, 2002). 동 모형은 맥락수준과 관련된 확률적 요인, 즉 지역들은 상호 독립적이라는 가정에 기초한다. 하지만 동 가정은 공간적 자기상관(spatial autocorrelation)을 고려하지 않기 때문에 공간에 기초한 층들(levels)을 구조화할 경우 본질적으로 일치성의 문제를 안고 있다(Borgoni and Billari, 2003: 76).

이러한 상황에서 지역단위의 공간분석을 시도하는 공간인구학은 이론적 측면뿐만 아니라 방법론적 측면에서 중요성이 점차 확대되어가고 있다. 여기에서 공간분석은 Tobler의 “지리학 제1법칙”을 따르는 공간적 자기상관을 토대로, 이전 연구에서 통계추정의 장애요인으로 간과하거나 무시했던 공간의 문제를 재인식하고 그것의 역할에 초점을 두는 양적 자료 분석이라 할 수 있다(Chou, 1997; Cressie, 1993). 공간분석의 발전은 이러한 공간적 사고의 확산과 함께 대규모 공간자료의 이용가능성, 그리고 이를 분석할 수 있는 컴퓨터 프로그램의 발전이 중요한 기여를 하였다(Wachter, 2005; Rey and Anselin, 2006).

물론, 이러한 연구경향이 전혀 새로운 것이 아니며 단지 방법론의 발달로 인해 공간 지향적 연구의 가능성이 고무되고 확대되었을 뿐이라는 주장 역시 간과할 수 없는 지적이다. 하지만 우리는 본질적으로 인구학 자체가 공간과학임에도 불구하고 지리학, 지역학, 공간계량경제학 등과 비교해 볼 때 최근에서야 이에 대한 관심을 기울이고 있는 있다는 지적에서 인구학이 자유롭지 못함을 반추해 보아야 한다(Voss, 2007).

이에 본 연구에서는 출산행위에 있어서 중요한 결정요인으로 고려되고 있는 기혼여성의 자녀 출산 계획에 지역의 공간적 효과가 미치는 영향력을 분석하고자 한다. 또한, 기혼여성의 연령, 출산한 자녀의 수, 그리고 결혼 당시의 연령이 자녀를 출산할 계획을 가질 확률에 미치는 효과의 비선형성에 주목하고자 한다. 이를 위해 기존의 비공간적 분석의 방법론적 한계를 살펴보고, 이에 대한 대안으로서 GAM(Generalized Additive Model)에 대한 베이지안 준모수 추정인 STAR(Structured Additive Regression) 모형을 적용하였다. 이를 통해 얻어진 지역의 구조적 공간효과 결과를 바탕으로 지역단위의 저출산 대응 정책의 필요성을 강조하고자 한다. 또한 기혼여성의 자녀출산 계획에 영향을 주는 주요 요인들의 비선형효과가 현재 추진 중인 정부의 저출산대응 정책에 갖는 함의를 도출하고자 한다.

II. 선행연구 검토

출산률이 인구대체수준 이하로 떨어진 상황에서 개인들이 가지고 있는 자녀 출산 계획에 대한 이해는 실제 출산행위를 이해함에 있어 중요하다. 물론, 출산 계획이 출산을 결정짓는 유일한 요인은 아니며, 출산계획과 출산행위간의 차이는 항상 발생하므로 출산행위를 현재의 출산계획에 대한 분석으로 파악하려는 노력은 매우 신중하고 조심스러워야 할 것이다(김정석, 2007). 그러나 자녀출산 계획이 출산행위에 있어서 중요한 결정요인이라는 점에는 어느 정도 동의가 이루어져 있다(김정석, 2007; Hayford and Morgan, 2008).

이러한 출산 계획과 행위와의 연계성을 설명하기 위한 접근으로 신고전 경제학적 접근에 기반한 고정목표모형(fixed target model)을 들 수 있다. 이 모형의 기본 가정은 개인들 또는 부부마다 바람직한 완결 가족규모라는 상대적으로 일정한 목표를 가지고 있으며, 출산이 가능한 기간 동안 이러한 목표 달성을 지속적으로 추구한다는 것이다(Lee, 1980). 그러나 이것은 인구학자들에 의해 많은 비판의 대상이 되었는데, 비판의 중심에 순차모형(sequential model) 또는 이동목표모형(moving target model)이 있다. 이 모형은 출산 계획이라는 것은 고정된 목표가 아니라 삶의 경험에서 다른 변화에 대응하여 변화하게 되는 동적 과정이라고 보면서 시간의 중요성을 강조한다.(Morgan, 2001).

비록 이동목표모형의 관점에서 출산계획의 결정요인에 대해 분석한 연구는 많지 않지만 크게 두 가지 부문으로 나눌 수 있다. 그 첫 번째는 태도 또는 가치에 초점을 둔 연구들로(Hayford and Morgan, 2008; Kaufman, 2000; Pearce, 2002), 종교적 신념, 전통적 성 가치관 등이 자녀를 가질 계획이나 대가족에 대한 계획을 가질 가능성에 미치는 효과에 대한 것이다. 또 다른 부문은 교육(Jacobson and Heaton, 1991; Rovi, 1994), 인종(Heaton, Jacobson and Holland, 1999), 종교적 신념(Abma and Martinez, 2006) 또는 혼인상태(Schoen et al., 1997) 등 자발적으로 자녀를 갖지 않으려는 태도의 결정요인에 관한 연구들이다. 비록 이러한 이동목표모형에서 시간의 개념을 적용하여 개인의 특성이 변화할 수 있음을 보여줬다는 점에서 의미가 있을 수 있으나, 개인들이 살고 있는 사회적 맥락을 간과한 인구학의 전통적인 미시적 접근이라는 비판에서 자유롭지 못하다.

출산을 개인적 차원의 문제로서 접근하는 미시적 접근의 한계점을 직시하고 국가, 지역 등과 같은 상위 단위의 특성과 연계시키려는 연구들이 최근 들어 활발히 진행되고 있는데, 그 중심에 공간분석연구가 있다. 특히 인구학의 주된

연구주제인 출산, 사망 그리고 이동 연구 중에서도 인구학적 논의에 토대를 두고 공간연구가 가장 많이 진행되고 있는 부문이 출산이다. 물론 출산력에 있어서 지역들 간의 차이를 분석한 연구들이 등장한 것은 최근의 일이며, 대부분이 국가들 간의 비교에 초점을 둔다(Sandberg and Westerberg, 2005).

이러한 논의의 중심에는 신고전경제학적 접근에 대한 경제학적 비판이 있다. 출산력에 대한 Becker(1961, 1991)의 이론이 정립될 당시 OECD 국가들은 여성 노동과 출산력이 부적인 관계에 있었지만 1980년대 이후로 이러한 관계는 역전되었기 때문이다(Fahey and Spéder, 2004). 이러한 현상에 대해 Engelhardt 등(2004)은 자녀의 비용은 여성의 임금수준 뿐만 아니라 시간제 근로 기회나 육아지원 시설 등과 같이 여성이 일과 자녀양육을 양립할 수 있는 제도적 요인이 중요한 역할을 하기 때문이라고 본다. Sandberg와 Westerberg(2005)도 해당 지역의 실업률과 같은 경제 상황이 자녀출산에 중요한 요인으로 보고 있다. 더 나아가 Kravdal(2002)은 인접지역의 거주자들이 미래에 높은 실업률을 경험할 위험이 상대적으로 높다고 생각하여 자녀를 갖는 것을 꺼리기 때문에 실업률은 해당 지역의 출산뿐만 아니라 인접 지역의 출산에도 영향을 미친다고 주장한다.

지역간 출산력 차이에 대한 또 다른 접근에서는 가치와 규범의 역할을 강조한다. 많은 유럽국가들이 경험하고 있는 인구대체 수준 이하로의 출산률 감소 현상과 관련하여 Lesthaeghe와 Van de Kaa(1986)가 제시한 '제2차 인구변환(second demographic transition)' 개념이 대표적이라 할 수 있다. 이들은 출산률의 감소현상이 여성의 경제활동 참여와 거주 환경과 같은 경제적 요인과 더불어 개인의 자율성, 세속주의, 후기물질주의 등과 같은 가치의 신장이 작용한 결과라고 본다(정성호, 2009). 이러한 제2차 인구변환 개념은 가치의 이동이 국가들 간에 유사하다는 가정에 기반한다. 하지만 이러한 접근에 대해 가족형성에 대한 선호는 문화적 맥락과 각 국가들의 안정성 정도에 따라 다를 수 있다고 주장하는 Billari와 Wilson(2001)의 연구와 함께, 모든 사람들이 동일한 방향성을 가진 가치를 추구하는가에 대한 Coleman(2004)의 비판은 주목할 만하다. 또한 국가들 간의 비교에 초점을 둔 한계를 벗어나지 못한다.

Hank(2001, 2002)는 그 동안의 논의를 종합하여 자녀출산에 미치는 지역특성을 두 가지로 구분한다. 그 첫 번째 특성으로 일반적으로 개인의 기회를 나타내는 도시화 정도 이외에 지역노동시장, 육아시설의 이용가능성, 직업구조 및 지역 실업률 등과 같은 지역의 삶의 조건을 든다. 이후 Duchêne 등(2004)의 후속 연구에서는 이외에 주택시장을 추가로 포함시켰다. 두 번째는 가족과 자녀에 대한 태도에 있어서의 지역적 차이를 들고 있다.

King(2007)은 지역적 다양성이 높으며 지역단위의 출산정책이 추진되고 있는 중국 출산력을 연구함에 있어 기존 접근들이 가지고 있던 공간 동질성(spatial homogeneity) 가정을 비판하면서, 공간패널모형(spatial panel model)을 이용한 행정구역 단위별 출산율의 차이를 분석하였다. Jordan(2006)은 GWR(Geographically Weighted Regression) 기법을 적용하여 출산감소에 있어 기존의 인구변천이론에서 가지고 있던 공간 동질성 가정이 성립되지 않는 부분적 증거로 지역의 문화적 그리고 종교적 차이를 제시하였다. 이 외에도 인도(Guilamoto and Rajan, 2001; Bocquet-Appel, Rajan, Bacro and Lajaunie, 2002), 브라질(Schmertmann, Potter, and Cavenaghi, 2008), 중국(Skinner, Henderson, and Jianhua, 2000), 이집트(Weeks, Getis, Hill, Gadalla and Rashed, 2004) 등의 국가들에 대해 다양한 공간분석기법을 이용하여 출산력 변천을 연구한 논의들이 있다. 하지만 대부분의 연구들이 출산계획보다는 출산행위 또는 출산율에 대한 분석이 주를 이룬다.

국내에서도 출산력의 급격한 하락을 시계열적 분석을 통한 출산력 변천의 원인을 규명하려는 노력과 횡단적 자료 분석을 통해 개인의 출산행위에 영향을 미치는 다양한 요소들을 파악하려는 연구들이 시도되고 있다. 특히, 최근에는 한국의 IMF 경제위기가 개인들의 출산에 미치는 영향을 파악하려는 연구들이 돋보이는데(공선영, 2006; 김두섭, 2007; 이성용, 2006), 이는 거시적 환경변화가 미시적 행위에 어떠한 영향을 미치는가를 분석한 값진 결과로 평가될 수 있다(김정석, 2007: 98 재인용). 그러나 이러한 다양한 시도들에도 불구하고, 아직까지 지역이라는 공간단위를 기초로 출산계획이나 출산행위에 대한 공간효과를 분석한 국내의 연구는 전무한 실정이다.

III. 연구자료 및 모형

1. 연구자료 및 변수

현재 통계청에서 제공하고 있는 2005년 인구주택총조사(The 2005 Population and Housing Census)의 마이크로데이터(이하 MD)는 가구(Household)와 가구원(People)에 관한 개별 자료에 코드를 부여하여 편집되어진 자료이다. 각 자료별로 이용할 수 변수들이 제한되어 있어 연구목적에 따라 자료를 선택해야 한

다. 2005년도 MD자료는 이전의 MD자료와는 달리 16세 이상 기혼여성을 대상으로 추가자녀 계획이 있는지 여부와 계획이 있을 경우 낳고자 하는 자녀수에 대한 질문이 추가되어 있어 본 연구의 목적에 가장 잘 부합하는 자료이다. 공간분석을 위해 시군구가 최소지역단위로 분류된 지역변수가 포함되어야 하기 때문에 2005년도 MD자료 중 2% B형 MD를 이용한다.¹⁾

이 연구는 가임기 여성이 향후 자녀를 출산할 계획에 영향을 주는 개인적 특성뿐만 아니라 지역효과를 규명하는 데 그 목적을 두고 있다. 이에 지역, 성별, 연령, 혼인상태 및 배우자 유무를 기준으로 분석 대상을 선정한다. 먼저, 가장 중요한 특성인 지역변수를 기준으로 분석 대상을 제한한다. 지역단위의 선택과 관련하여 ‘공간단위 수정가능성의 문제(MAUP; Modifiable Areal Unit Problem)’가 제기될 수 있다. 분석의 결과로 도출된 통계치들이 선택된 공간단위가 달라짐에 따라 변화할 수 있다(이상일, 1999). 하지만, 현재까지 출산연구와 관련하여 이용할 수 있는 최소지역단위가 시군구라는 자료상의 한계와 이보다 작은 지역단위에서의 출산수준과의 차이를 규명한 연구는 현재까지 없었으므로 MAUP 발생가능성을 염두에 두고 시군구를 단위 지역으로 설정한다.

본 연구의 주된 분석방법론인 베이지안 준모수 회귀분석을 적용하기 위해서는 지역 단위들간의 공간적 연계성을 나타내는 인접행렬을 토대로 공간가중치 설정을 위한 경계파일(boundary files)이 필요하다.²⁾ 하지만, 경계파일에 포함된 특정 지역이 도서지역처럼 다른 지역과 지리적 경계를 공유하고 있지 않을 경우에는 오류가 발생한다. 본 연구에서는 제주도, 경북 울릉군, 경남 거제시, 전남 신안군, 진도군, 완도군, 그리고 남해군이 이에 해당된다. 물론, 이들 지역과 지리적으로 가까운 지역을 임의적으로 지정하여 인접행렬을 변환시킬 수 있으나 본 연구에서는 이들 지역을 제외하였다. 또한 특별시와 광역시의 각 자치구들과 각 통합시의 비자치구들은 별도로 분류하지 않고 하나의 특별시, 광역시 또는 통합시로 통합하여 분석하였다. 이러한 분석대상 지역의 선정과 통합

1) 현재 제공되고 있는 자료는 “2005년 인구주택총조사” 결과를 통계상품으로 개발된 자료는 1% 마이크로자료(전국), 2% 마이크로자료 A형(시도, 가중치 있음), B형(시군구, 가중치 없음), 5% 마이크로자료(시군구, 가중치 있음)가 있다. 이 중에서 2% B형 MD는 ASCII 코드로 인구(가구원)파일과 가구파일로 나누어져 있는데, 두 파일은 가구코드를 통해 연결하여 이용할 수 있다. 자료의 생성 및 특성과 관련된 자세한 설명은 통계청의 「2005년 인구주택총조사 2% B형 마이크로데이터 이용 설명서(2007.6)」을 참고하길 바란다.

2) 공간인접행렬(spatial contiguity matrix)의 구성원리는 지역간의 인접성 여부에 따라 1과 0을 부여하는 형태로 되어 있다. 이는 지리적으로 인접한 지역일수록 공간 종속성 및 공간 이질성이 높다는 것에서 착안한 것이다. 가중치 부여방법은 Rook Contiguity, Bishop Contiguity, Queen Contiguity 등이 많이 이용된다.

작업은 ArcView 3.2를 이용하고, 그 결과 경계파일 생성을 위한 단위 지역으로 총 157개가 새롭게 생성되었다. 이렇게 생성된 도면자료를 지역의 인접행렬을 산출하기 위한 경계파일을 생성하기 위해 R의 유틸리티인 BayesX 패키지를 이용하였다(Kneib, Heinzl, Brezger, and Bove, 2009).

기혼여성의 연령은 자녀출산 계획에 있어 중요한 영향요인으로 고려할 수 있다. 일반적으로 가임기 여성은 15~49세의 여성을 말한다. 통계청의 「2008년 출생통계 잠정결과」의 모의 연령별 출생 구성비를 살펴보면 30대 초반(30~34세) 여성의 출생이 총 출생 중 차지하는 구성비가 42.8%로 다른 연령층보다 높으며, 40~44세는 1.4%, 45~49세는 0.1%에 그친다. 최근 들어 출산 적령기가 따로 있는 것이 아니라 자녀는 적정 조건이 갖추어졌을 때 출산해도 늦지 않다는 가치관(flexible timing norms)이 확산되고 있지만, 이러한 유연적 태도는 폐경 등과 같이 출산이 가능한 '생물학적 시간(biological clock)'과 노산에 대한 의학 적 문제와 더불어 사회적 우려 등에 의해 제약을 받을 수밖에 없다(Morgan, 2001). 김정석(2007)의 연구에서도 기혼여성의 연령은 기존 출산수준과 무관하게 출산계획에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 전체 가임기 여성 중 출산률에 실질적으로 영향을 주는 39세 이하로 연령을 제한하고, 연령을 자녀출산계획에 대한 주요 변수로 모형에 포함시켰다.

가구의 경제상황이 자녀의 출산에 미치는 효과를 분석한 이성용(2006)의 연구에 따르면, 외환위기 이후 첫째아 출산에 있어 남편의 안정된 직업은 긍정적인 영향을 미치는 반면, 여성의 안정적인 직업은 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 물론, 기혼여성의 취업이 자녀의 출산간격에 부정적인 영향을 미치는 것은 사실이지만 여성의 취업안정성이 자녀의 추가출산 시기를 앞당기는 효과를 가지고 있다는 민현주(2007)의 주장처럼 그 효과성에 대해서는 논란의 여지가 있다. 그럼에도 불구하고, 남편의 경제활동 상태는 자녀 출산 계획에 중요한 결정요인으로 모형에 고려되고 있다. 하지만, 2%MD 자료에서는 가구주와의 관계를 구체적으로 파악하는데 한계가 있다. 단, 여성이 가구주이거나 가구주의 배우자인 경우에만 이것이 가능하기 때문에, 배우자의 특성을 반영한 분석을 위해서는 분석대상을 이에 해당하는 경우에 한정할 수밖에 없다. 따라서 남편과의 동거 여부를 동시에 고려하여 사별이나 이혼 상태인 기혼여성은 물론 현재 해당 가구 내에 남편이 같이 거주하지 않는 경우도 제외하였다. 남편과 부인의 일자리와 관련하여 2% MD자료에서는 직종이 세분류되어 있지 않아 직종군을 분류하는데 한계가 있어 본 연구에서는 남편과 부인의 경제활동 참여여부(참여=1, 미참여=0)만으로 구분하였다. 이러한 표본선택과정을 통해서 배우자가 있는 40

세미만의 기혼여성 79,000명 중에서 70,294명(약 89%)이 분석에 이용되었다.

이렇게 선택된 표본을 대상으로 출산계획에 영향을 주는 개인적 수준의 특성들을 앞서 살펴본 연령 및 남편 또는 여성의 경제활동상태 이외에 몇 가지를 추가로 고려하였다. 먼저, 우리나라의 출산력 수준을 현재의 수준으로 낮추는데 가장 큰 기여를 한 대표적인 요인으로 결혼연령의 상승, 피임의 실천, 인공유산의 광범위한 시술을 들 정도로 결혼연령은 출산과 밀접한 연관성을 갖고 있다(은기수, 1997). 또한, 일반적으로 일찍 결혼한 여성들은 첫 자녀를 늦게 낳고, 늦게 결혼한 여성들은 첫 자녀를 서두르는 경향이 있으므로(은기수, 2001), 결혼연령을 자녀의 출산계획에 영향을 주는 요인으로 고려하였다.

기존의 많은 연구를 통해 고학력 여성일 경우에는 출산을 연기하거나 포기하는 경향이 강한 것으로 알려져 있다(김정석, 2007; 공선영, 2006, 정혜은·진미정, 2008). 이에 대해 교육수준이 높은 여성들은 가족을 돌보는 일 이외에도 사회에서 좋은 여건에서 일을 할 수 있는 기회가 많으며, 결혼과 가족가치관에서 독립적이어서 개인적 여가활동이나 사회활동을 선호하는 경향이 강하기 때문으로 이해하고 있다(강경숙 등, 2005).

또 다른 요인으로 기혼여성이 현재까지 출산한 자녀의 수를 고려하였다. 이미 출산아수별 출산계획에 대한 분석을 통해 무자녀에서 한자녀, 한자녀에서 두자녀, 두자녀에서 세자녀로의 이행 정도와 각 이행에 영향을 미치는 요인들이 어떻게 다른가를 경험적으로 분석한 결과 출산아수에 따라 출산계획의 기제가 차별적이라는 것이 경험적으로 증명된 바 있기 때문이다(김정석, 2007; 박수미, 2008; 은기수, 2001). 그러나 앞서 살펴본 사회경제적 요인이 자녀를 갖기에 충분한 조건이 되더라도 정신적 또는 육체적 장애로 인한 몸의 특수한 상태, 장애 정도 등에 따라 출산여부나 자녀수를 결정하는데 영향을 받을 수 있으므로, 여성의 정신적·육체적 장애여부도 고려하였다(오혜경·백은령, 2003).

마지막으로 본 연구에서 가장 중요한 종속변수인 자녀출산계획의 조작화 과정을 살펴보자. 앞서 잠시 언급한 바와 같이 기혼여성을 대상으로 추가자녀 계획이 있는지 여부와 계획이 있을 경우 낳고자 하는 자녀수에 대한 질문이 2005년도 MD자료에 포함되어 있다. 개인이 가지고 있는 자녀 출산 선호도를 측정하기 위한 다양한 척도들이 개발되어왔으나, 각 척도별로 한계점을 가지고 있다(Testa, Grilli, 2006). 이에 본 연구에서는 향후 자녀를 1명이상 출산할 계획이 있는 경우를 자녀출산에 대한 선호가 있는 것으로 간주하고 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 부여하여 이산형변수로 변환하였다. 이들 종속변수와 독립변수들의 각 변수들의 기초통계량은 아래의 <표1>에 제시된 바와 같다.

〈표1〉 변수정의 및 기초통계량

	사례수	단위: 명(%) (%)
<종속변수>		
자녀출산계획		
없음(=0)	53,578	(76.2)
있음(=1)	16,716	(23.8)
<독립변수>		
*여성의 만연령(단위:세)	33.3	(16~39)
*결혼 당시 만연령(단위:세)	25.0	(17~39)
교육수준		
고졸이하(=0)	38,688	(55.0)
대졸이상(=1)	31,606	(45.0)
*현 출산자녀수(단위: 명)	1.6	(0~6)
건강상태		
장애없음(=0)	69,725	(99.2)
장애있음(=1)	569	(0.8)
여성의 취업상태		
미취업(=0)	43,834	(62.4)
취업 (=1)	26,460	(37.6)
남편의 취업상태		
미취업(=0)	3,700	(5.3)
취업 (=1)	66,594	(94.7)
거주지역		
농촌(=0)	11,359	(16.2)
도시(=1)	58,935	(83.8)
지역(시군)의 수	157	
전체	70,294	(100.0)

주: *에 해당되는 변수의 값은 평균(범위)를 나타냄

2. 연구모형

y_i 가 여성 i 이 가지고 있는 자녀의 출산 계획에 대한 이항변수라 할 때, 예측변인들을 주어졌을 때 출산계획을 있다고 응답할 조건부 확률을 분석하기 위해 통상적으로 이용되는 방법은 M1모형과 같이 이항로지스틱 회귀분석이다.

이러한 $M1$ 모형은 예측변인들이 주어졌을 때 동일한 지역에 거주하는 여성들의 응답이 조건부 독립(conditional independence)이라는 가정에 기초한다.

하지만, 본 연구에서 이용되는 자료와 같이 거주지역별 군집자료(clustered data)의 경우에는 이러한 가정이 위배되는 경우가 많다(Rabe-Hesketh and Skrondal, 2008). 이 때 일반적으로 이용되는 방법이 아래의 모형 $M2$ 와 $M3$ 이다. $M2$ 모형은 각 지역의 효과를 통제하기 위해 각 지역을 더미변수로 변환하여 모형에 포함한 경우이다. 반면, $M3$ 모형은 일반화 선형혼합모형(generalized linear mixed model)의 단순 모형의 예로서, 지역 효과를 확률 절편(random intercept)인 ζ_j 로서 모형에 포함시킨 것이다. 이를 통해 고정효과와 확률효과를 동시에 포함하는 일반선형모형이 된다. 따라서 자녀의 출산계획에 대한 이항변수가 y_i 가 아닌 y_{ij} 로 표현된다. 이처럼 공간 군집화의 문제와 관련하여 최근에 $M3$ 모형과 같은 다층모형(multilevel model)이 종종 연구에 이용되고 있는데, 이러한 모형은 맥락수준과 관련된 확률적 요인, 즉 지역들은 상호 독립적이라는 가정에 기초한다. 하지만 동 가정은 공간적 자기상관(spatial autocorrelation)을 고려하지 않기 때문에 공간에 기초한 층들(levels)을 구조화할 경우 본질적으로 일치성의 문제를 안고 있다(Borgoni and Billari, 2003: 76).

$$M1: \text{logit}\{\Pr(y_i = 1 | x_i)\} = \eta_i^* = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_8 x_{8i}$$

$$M2: \text{logit}\{\Pr(y_i = 1 | x_i, z_i)\} = \eta_i^* = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_8 x_{8i} + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{ki}$$

$$M3: \text{logit}\{\Pr(y_{ij} = 1 | x_{ij}, \zeta_j)\} = \eta_{ij}^* = \beta_1 + \beta_2 x_{2ij} + \dots + \beta_8 x_{8ij} + \zeta_j$$

이처럼 우리는 실제 분석과정에서 연속형 변수의 선형성 가정의 위배, 관찰값들의 공간적 또는 시계열적 상관관계, 또는 관찰되지 않는 단위 또는 군집별 이질성의 문제 등에 직면하게 되는데, 이러한 문제점은 선형의 예측변인들을 구조적 가변 예측변인으로 대체한 구조적 가법회귀모형(STAR; Structured Additive Regression Model)로서 분석이 가능하다. 이러한 STAR모형은 GAM(Generalized Additive Models), GLMM(Generalized Linear Mixed Model), Geo-Additive Model 등의 모형들을 총칭하는 모형인데, 특히 공간적 구조효과를 모형에 포함하고 있어 Geo-Additive Models로 알려져 있다(Kammann and Wand, 2003). 동 모형을 분석하는 방법은 MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 시뮬레이션 기법을 이용한 완전 베이지안 추정법, GLMM을 적용한 경험적 베이지 접근 등이 있는데, 본 연구에서는 후자의 방법을 이용하여 모형을 추정한다. 이러한 방법

론을 인구학적 접근에 적용한 연구로는 첫 성관계시 피임도구 이용의 지역간 차이(Borgoni and Billari, 2003), 아프리카 말라위(Kandala, 2006; Kazembe et al, Chirwa, Simbeye and Namangale, 2008)와 이집트(Khatab and Fahrmeir, 2008)의 영유아 사망의 지역효과 분석 등이 있다.

M3 모형에서와 같이 y_{ij} 를 지역 j 에 거주하는 여성 i 이 가지고 있는 자녀의 출산 계획에 대한 이항변수(계획이 있는 경우는 $y_{ij} = 1$, 없는 경우는 $y_{ij} = 0$)라 할 때, y_{ij} 는 아래와 같은 베르누이 확률분포를 갖는다.

$$f(y_{ij}|\eta_{ij}) = p_{ij}^{y_{ij}}(1-p_{ij})^{1-y_{ij}} = \exp[y_{ij}\eta_{ij} - \log(1 + \exp(\eta_{ij}))] \quad \dots\dots(식1)$$

여기에서 $p_{ij} = P(y_{ij} = 1)$ 이고, $\eta_{ij} = \text{logit}(p_{ij})$ 는 아래와 같이 선형 예측변수와 연결된 정준모수이다. γ 는 미지 회귀계수의 p -차원의 벡터이다.

$$\log(\mu_{ij}) = \eta_{ij} = x'_{ij}\gamma + b_j \quad \dots\dots\dots(식2)$$

위의 식에서 γ 는 예측변수 회귀계수의 고정효과에 대한 벡터이고, b_j 는 지역 j 에 대한 확률효과를 나타낸다. 지역효과는 아래의 (식-3)와 같이 구조적 공간효과(structured spatial effect, s_j)와 비구조적 공간효과(unstructured spatial effect, u_j)로 나눌 수 있다. 여기서 전자는 기혼여성이 자녀를 출산할 계획을 가질 확률에 영향을 미치는 거주지역과 인접지역의 효과를 나타낸다. 반면, 후자는 자녀출산계획과 공간의 효과는 모든 지역에서 i.i.d(independently and identically distributed)하다고 가정하는 것이다. 이러한 공간효과들은 마르코프 확률장(Markov random fields, Besag York and Mollie 1991), 정상 가우스 확률장(stationary Gaussian random fields, Kammann and Wand 2003), 또는 이원 P-splines(Lang and Brezger, 2004) 등으로 모형화할 수 있다. 본 연구에서는 구조적 공간효과는 마르코프 확률장을 사전확률분포로, 비구조적 공간효과는 가우스 확률로 모형화하였다.

그리고 η_{ij} 에 대해 예측변수들이 비선형인 효과를 미칠 경우 준모수적으로 구조적 가변 예측변수(structured additive predictor)로 확장시킬 수 있다. 여기에서 f_{ij} 는 연속적이며 비선형인 예측변수들에 대한 미지의 평활함수(smooth functions)이다(Eilers and Marx, 1996).

$$\log(\mu_{ij}) = \eta_{ij} = x'_{ij}\gamma + f_{ij}(x_{ij}) + s_j + u_j \quad \dots\dots\dots(식3)$$

위의 (식3)을 본 연구에서 분석하고자 하는 모형에 적용하면 아래와 같이 크게 3가지의 모형이 된다. 먼저, M4모형은 앞서 살펴본 M1모형에 지역의 구조적 공간효과와 비구조적 효과를 포함시킨 모형이다. 반면, M5모형은 M4모형에서 연령과 자녀수에 대한 변수가 자녀출산을 계획을 가질 확률에 비선형적 효과관계가 있는 것으로 가정한 모형이다. 그리고 M6모형은 M5 모형에 결혼연령의 비선형적 효과를 추가한 모형이다.

$$M4 : \eta_{ij} = x'_{ij}\gamma + s_j + u_j$$

$$M5 : \eta_{ij} = x'_{ij}\gamma + f(\text{연령}) + f(\text{자녀수}) + s_j + u_j$$

$$M6 : \eta_{ij} = x'_{ij}\gamma + f(\text{연령}) + f(\text{자녀수}) + f(\text{결혼연령}) + s_j + u_j$$

이러한 각 모형들은 모형비교 검정통계량을 기준으로, 분석에 이용된 자료에 가장 적합한 모형을 선택할 것이다. 이들 모형을 분석하기 모형들의 분석과 관련해서는 M1 ~ M3의 경우에는 Stata SE/9.2, 그리고 M4 ~ M6의 경우에는 BayesX 2.0을 이용하였다(Belitz, Brezger, Kneib and Lang, 2009).

IV. 분석결과

39세 이하의 기혼여성이 앞으로 자녀를 출산할 계획에 사회인구학적 특성과 지역특성들이 미치는 효과를 앞에서 설정한 모형별로 살펴보도록 한다. 아래의 <표2>에서 M1 모형은 통상적으로 이용되는 이항로지스틱을 적용한 결과이다. 분석결과를 살펴보면 이미 기존의 많은 실증연구에서 도출된 것처럼 연령이 많거나 이미 출산한 자녀의 수가 많거나 정신적·육체적 장애를 가지고 있는 경우, 또는 기혼여성 본인이 취업자인 경우나 대도시에 거주하는 경우 자녀를 출산할 계획이 더 낮은 것으로 나타난다. 반면, 혼인연령이 늦어질수록 자녀를 갖고자하는 경향이 강한 것으로 나타나 기존의 연구(은기수, 2001)와 부합한다. 또한 현재 한국사회에서 상대적으로 가구소득을 주로 책임지고 있는 남편이 취업상태에 있을 경우 기혼여성 자신이 취업한 경우와는 자녀를 갖고자 하는 의

향이 더 높은 것으로 나타났다. 하지만, 기존의 연구와는 달리 교육수준이 높은 집단이 자녀출산 확률이 더 높게 분석되었다. 이와 같은 결과에 대해서는 이후에 보다 구체적으로 논의하도록 한다.

이러한 $M1$ 모형은 고전적 선형모형의 오차의 등분산 가정에 기초하기 때문에 동일지역에 거주하더라도 여성 개인이 가지고 있는 고유한 특성들은 서로 연관성이 없으며, 지역에 상관없이 확률적으로(randomly) 분포한다고 본다. 그러나 사회적 존재인 기혼여성들은 이웃주민이나 거주하는 지역사회와 지속적인 상호작용을 하고 있기 때문에 이러한 가정이 유지된다고 장담할 수는 없다. 따라서 지역효과를 통제한 상태에서 각 개인의 특성이 미치는 효과를 살펴볼 필요가 있는데, $M2$ 모형이 이에 해당한다. 동 모형은 각 지역을 나타내는 157개의 더미변수를 생성시켜 지역효과를 통제한 것으로 지역에 대한 일련의 LSDV(Least Squares Dummy Variable) 모형이다. 분석결과 각 개인의 효과들이 다소 변화가 있음을 알 수 있다. 특히 기존의 많은 연구에서 지역효과를 나타내는 변수로 간주했던 도시화율 변수의 효과가 상쇄됨을 확인할 수 있다.

〈표2〉 기혼여성의 자녀출산계획 결정요인에 대한 비공간적 분석결과 1

	$M1$	$M2$	$M3$
	b(se)	b(se)	b(se)
고정효과			
연령	-0.274(0.005)***	-0.273(0.005)***	-0.272(0.004)***
혼인연령	0.175(0.005)***	0.176(0.005)***	0.176(0.005)***
교육수준(대학=1)	0.209(0.021)***	0.212(0.021)***	0.206(0.026)***
현 자녀수	-1.691(0.032)***	-1.722(0.036)***	-1.709(0.021)***
건강상태(장애=1)	-0.281(0.150)*	-0.317(0.152)**	-0.311(0.146)**
본인의 취업상태(취업=1)	-0.164(0.032)***	-0.176(0.034)***	-0.169(0.027)***
남편의 취업상태(취업=1)	0.338(0.052)***	0.347(0.053)***	0.344(0.056)***
거주지역(대도시=1)	-0.218(0.042)***	-0.101(0.061)	-0.172(0.040)***
상수	5.135(0.164)***	4.952(0.173)***	5.139(0.138)***
지역 더미(서울=준거)	-	(계수 생략)	-
확률효과			
집단간분산(ψ)	-	-	0.022
집단내 상관(ρ) ¹⁾	-	-	0.719
표본수	70,294	70,294	70,294

*p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

주: 1) 집단내 상관(intraclass correlation): $\rho = \frac{\psi}{\psi + \theta}$, 여기서 θ 는 집단내분산을 나타냄

이처럼 $M2$ 모형은 지역효과를 통제한 상태에서의 개인적 특성이 자녀출산 계획에 미치는 효과를 분석할 수 있는 장점을 가지고 있으나, 동일한 지역에 거주하는 여성들이 자녀출산계획에 대한 태도가 어느 정도 유사한가를 파악할 수 없다. 이러한 한계를 보완할 수 있는 방법이 $M3$ 모형처럼 최근 지역연구에서 많이 이용되고 있는 다층모형이다. 분석결과, $M2$ 모형에서 무의미했던 거주지역변수가 $M1$ 모형의 결과보다는 영향력이 감소하였으나 부적인 효과를 가지는 것을 알 수 있다. 특히 집단 내 즉 동일한 지역에 거주하는 여성들 간의 상관관계가 0.72로서 상당히 높은 것으로 나타났다. 이는 동일한 지역에 거주하는 여성들은 자녀출산계획에 대해 유사한 태도를 가질 가능성이 높음을 보여주는 결과로 해석할 수 있다. 그러나 지역 간의 공간적 인접성을 고려하지 않았기 때문에 엄격한 유의미에서의 공간분석이라 할 수 없다.

하지만 위의 세 가지 모형을 통해서 지역 간의 공간적 인접성을 고려하여 각 개인들의 자녀출산 계획에 지역의 구조적 또는 비구조적 효과가 미치는 효과를 분석할 수 없다. 또한, 기존의 방법을 통해서 출산계획이나 출산행위에 대한 연령, 결혼 연령, 출산한 자녀수 등의 비선형적 효과를 분석할 수 없다. 이를 위해 베이지안 준모수 분석을 이용한 결과는 아래의 <표3>에 제시된 바와 같다.

<표3> 기혼여성의 자녀출산계획 결정요인에 대한 공간적 분석결과 2

	$M4$	$M5$	$M6$
	b(se)	b(se)	b(se)
고정효과			
연령	-0.272(0.004)***	-	-
혼인연령	0.176(0.005)***	0.158(0.005)***	-
교육수준(대학=1)	0.206(0.026)***	0.136(0.026)***	0.139(0.027)***
현 자녀수	-1.709(0.021)***	-	-
건강상태(장애=1)	-0.311(0.146)***	-0.319(0.145)***	-0.327(0.144)***
취업상태(취업=1)	-0.169(0.027)***	-0.151(0.027)***	-0.151(0.027)***
남편의 취업상태(취업=1)	0.344(0.056)***	0.303(0.055)***	0.307(0.055)***
거주지역(대도시=1)	-0.172(0.040)**	-0.183(0.041)***	-0.179(0.041)***
상수	5.139(0.138)***	5.944(0.158)***	-1.631(0.098)***
확률효과			
구조적 공간효과(s_j)	0.0465	0.0526	0.0515
비구조적 공간효과(u_j)	0.0004	0.0002	0.0002
모형비교			
-2LL(log-likelihood)	41,668	40,803.3	40,860.2
AIC	41,753.0	40,907.4	40,974.2
(BIC)	(42,142.1)	(41,384.6)	(41,396.2)

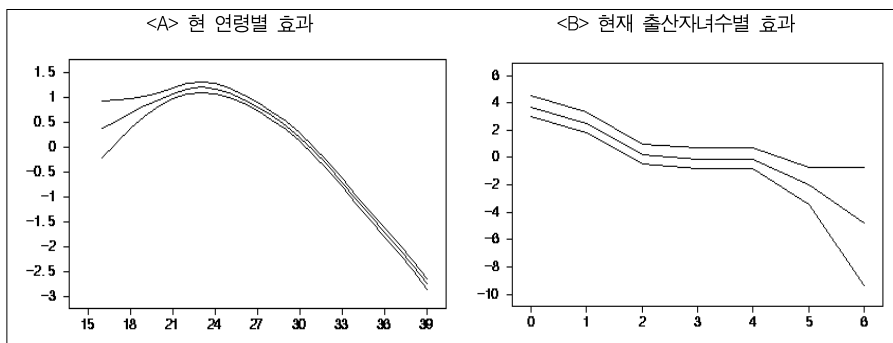
*p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

모형비교 검정통계량값인 AIC(또는 BIC) 모형을 비교해본 결과, 현재 이용된 자료에서 공간의 구조적 그리고 비구조적 효과가 포함되고, 연령과 현 자녀수가 비선형적 효과를 가지는 모형인 M5가 가장 적합한 모형임을 알 수 있다. 기존의 연구에서 M6모형의 결혼 당시의 연령은 비선형적인 효과를 가지는 것으로 알려져 있고(Lang and Brezger, 2004), 모형을 분석해본 결과 17세와 39세 등 결혼연령의 양 극단값에서 다소 비선형적인 형태를 보이나, 거의 선형에 가깝게 나타났다. 만약 분석대상 연령을 50세까지 확대할 경우 이러한 선형성은 비선형적으로 변화할 가능성이 높지만, 이와 관련된 분석은 추후의 연구과제로 남겨둔다.

또한 여기서 주목할 만한 결과는 M3모형과 M4모형 중에서 고정효과 부분의 추계량들이 동일하다는 것이다. 이는 앞서 모형설명에서 살펴본 바와 같이 STAR 모형은 GAM, GAMM GWR, GLMM 등을 다양한 형태의 일반선형모형을 포함하는 것으로, 비선형적 예측변수를 포함하고 있지 않고 GLMM방법을 통해 추정된 M4모형의 고정효과들은 GLMM의 가장 단순한 형태로서 random-intercept 로지스틱 회귀모형인 M3모형의 고정효과와 동일한 추정값을 갖게 된다.

분석결과를 보다 구체적으로 살펴보면 위의 <그림1>의 결과와 같이, 기혼여성이 자녀를 출산할 계획을 가질 확률에 있어 현재 기혼여성의 연령과 출산한 자녀의 수는 비선형적인 관계임을 알 수 있다. 먼저 기혼여성의 연령과 관련하여 자녀를 출산할 계획은 24세를 전후하여 상승하다가 이후 감소하는 역-U의 형태와 유사한 분포를 나타낸다.

<그림1> 자녀출산계획에 대한 현재 연령과 출산한 자녀수의 비선형적 효과

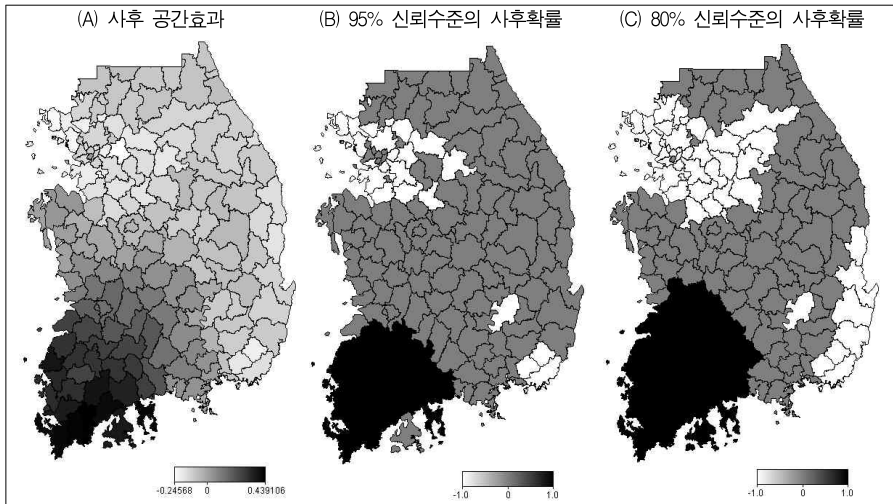


주: 위 결과는 95% 신뢰수준에서의 사후확률 결과임

또한, <그림1>의 패널(B)의 결과를 통해 기혼 여성이 출산한 자녀의 수와 관련하여 추가출산을 등간변수로 고려해서는 안 된다는 것을 알 수 있으며 (Morgan, 2001), 이러한 결과는 출산이수에 따라 출산계획의 기제가 차별적이라는 김정석(2007)의 연구결과와도 일치한다. 즉, 각 개인들은 현재의 출산 상태에서 자녀 한명을 추가로 출산하는 것이 동일한 부담으로 작용하지 않는다는 것이다. 현재 1명의 자녀가 있는 경우에 자녀가 없는 경우보다 자녀출산의도에 보다 크게 부정적임을 알 수 있다. 이는 현재 우리나라의 합계출산율이 인구대체수준 이하로 떨어진 이유를 간접적으로 설명하는 것으로 보여 진다. 반면, 2~3명을 출산한 경험이 있는 기혼여성의 경우에는 추가 출산에 대한 거부감이 상대적으로 적으며, 이들 간에도 큰 차이를 보이고 있지 않다. 하지만 4명 이상 출산경험이 있을 경우에는 추가 출산 계획이 급격히 감소함을 알 수 있다.

다음으로 자녀를 출산할 계획을 가질 확률에 지역의 공간적 효과가 미치는 영향을 분석한 결과를 살펴보자. <표3>의 M5모형의 분석결과, 지역의 구조적 공간효과는 0.0526이고, 비구조적 공간효과는 0.0002로서, 전체 공간효과의 대부분이 각 지역이 가지고 있는 고유한 특성인 구조적 효과가 차지함을 알 수 있다. 이러한 구조적 효과가 지역별로 미치는 효과를 <그림2>와 같이 살펴본 결과 지역군 별로 다소 차이를 보임을 알 수 있다.

<그림2> 구조적 공간효과 추정 결과



위의 <그림2>에서 패널 (A)은 구조적 공간효과의 사후확률을 나타낸 것으로, 지역별로 효과의 범위는 -0.246~0.439로 각 지역별로 다소 차이를 보임을 알 수 있다. 이러한 지역의 구조적 공간효과를 신뢰수준에 따라 3가지의 지역군으로 분류한 결과는 패널 (B)과 (C)에 제시되어 있다. 신뢰수준의 정도에 따라 지역군의 범위가 다소 차이를 보이지만, 전체적으로 전라도지역에서 자녀출산 계획에 지역의 구조적 효과가 정적인 효과를 나타냄을 알 수 있다. 반면, 서울·경기지역과 부산을 포함한 대구·경남 지역은 부적인 구조적 효과가 있음을 알 수 있으며, 이를 제외한 나머지 지역들은 통계적으로 유의미한 구조적 효과를 갖고 있지 않는 것으로 나타난다.

그렇다면, 자녀 출산 계획에 대한 지역의 구조적 효과에 대한 지역적 차이는 실제 출산행위와 어떠한 연관성을 가지고 있을 것인가? 이를 알아보기 위해 출산 행위의 공간적 자기상관을 2005년도 지역별 합계출산율에 대한 국지적 Moran 통계량인 LISA(Local Indicators of Spatial Association)지표를 이용하여 분석한 결과가 아래의 <그림3>에 제시되어 있다.

공간적 자기상관분석은 연구지역의 공간구조에 대한 불변성(stationarity)과 공간적 안정성(stability)을 가정하는데, 센서스 자료와 같이 단위지역의 규모가 매우 크거나 공간적 구조가 안정적이지 않은 지역에 대한 공간적 자기상관지수는 통계적 추론과 모형의 유효성에 대한 판단의 오류를 초래할 위험이 크다 (Getis & Ord, 1992). 이 경우 이용되는 것이 LISA로 아래와 같이 산출된다. 개별 각 관측개체의 LISA는 그 관측개체 주변의 통계적으로 유의한 유사 값들의 공간적 군집을 의미하고, 모든 관측개체의 LISA 통계량의 합은 공간적 연관성을 나타내는 글로벌 지표(Global Moran's I)와 비례한다. 여기서 y_i 는 관심 있는 변수의 각 지역별 값이며, \bar{y} 는 y_i 의 모든 지역에서의 평균, 그리고 w_{ij} 는 표준화된 가중치를 나타낸다.

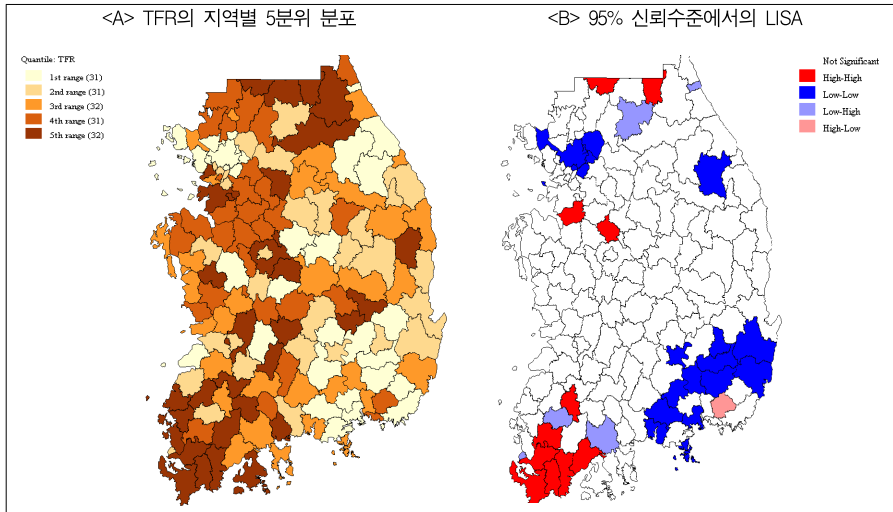
$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_{j=1}^n w_{ij}(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \dots\dots\dots(식 4)$$

먼저, 패널(A)은 앞의 지역선택기준에 따라 선정된 157개 지역에 대한 2005년도 합계출산율을 5분위로 나누어 단순히 지도상에 표시한 것이다. 대체적으로 전남, 강원 북부, 충청 지역의 합계출산율이 높은 반면, 서울·경기, 경남 지역은 낮은 것을 알 수 있다.

이를 지역간의 인접성을 고려하여 LISA분석을 실시한 결과는 (B)패널에 제시되어 있다. 결과는 크게 5개의 지역군으로 구분된다. 그 첫 번째는 공간적 자기상관이 존재하지 않는 지역으로 지도에서 각 지역폴리곤이 흰색인 경우(Not Significant)가 이에 해당한다. 다음으로 붉은색의 지역들은 해당지역의 합계출산율도 높으며, 인접지역의 합계출산율도 높은 지역군을 나타낸다(High-High). 이외는 반대로 파란색을 띠는 지역들은 해당 지역의 출산율도 낮고 인근지역도 낮은 지역들이다(Low-Low). 이 두 지역군들의 경우 정적인 공간적 상관관계가 존재한다고 볼 수 있으며, 나머지 두 지역군들은 부적인 공간적 상관관계를 가지고 있는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 출산행위의 공간적 자기상관분석을 실시한 결과, 앞서 살펴본 출산계획의 구조적 공간효과를 분석한 결과와 매우 유사함을 알 수 있다. 즉, 출산계획의 구조적 공간효과가 양의 효과를 미치는 지역에서는 실제 출산율도 높은 반면, 구조적 공간효과가 부적인 효과를 가지고 있는 지역에서는 출산율도 낮게 나타나고 있다.

〈그림3〉 2005년도 지역별 TFR의 분포 및 TFR의 공간 자기상관 분석 결과



V. 결론

본 연구에서는 최근 인구학에서 공간적 접근을 시도하는 논의들이 활발해지는 경향과 함께 지역 적합적 저출산 대응정책의 필요성의 대두라는 정책적 수요에 부합하고자 출산행위에 있어서 중요한 결정요인으로 고려되고 있는 자녀 출산 계획에 대한 분석을 통해 자녀출산에 있어 지역의 공간적 효과가 미치는 효과를 분석하였다. 또한, 기혼여성의 연령, 출산한 자녀의 수가 자녀를 출산할 계획을 가질 확률에 대한 비선형적 효과를 실증적으로 분석하였다. 특히, 본 연구는 지역의 공간적 효과를 분석하기 위해 Geo-Additive Model을 적용하고 유의미한 결과를 도출하였다는 점에 부족하게나마 의미를 부여해 본다.

주요 분석결과를 살펴보면, 이미 기존의 많은 실증연구에서 도출된 것처럼(김태현·이삼식·김동희, 2006), 정신적·육체적 장애를 가지고 있는 경우, 또는 기혼여성 본인이 취업자인 경우나 대도시에 거주하는 경우 자녀를 출산할 계획이 더 낮은 것으로 나타난다. 또한, 혼인연령이 늦어질수록 자녀를 갖고자 하는 경향이 강한 것으로 나타나 기존의 주장(은기수, 2001)의 주장에 부합한다. 또한 현재 한국사회에서 상대적으로 가구소득을 주로 책임지고 있는 남편이 취업상태에 있을 경우 기혼여성 자신이 취업한 경우와는 달리 자녀를 더 원하는 것을 알 수 있다.

하지만, 일반적으로 교육수준과 출산수준간의 부적관계가 성립된다는 기존의 논의들과는 달리, 교육수준이 높은 집단이 자녀를 출산할 계획을 가질 확률이 더 높게 나타났다. 이러한 결과는 실제 자녀출산과는 별개로 여성의 학력수준이 높을수록 자녀출산 자체에 대한 선호는 높은 것으로 볼 수도 있다(김현숙, 2007). 또는 높은 교육수준이 소득을 증가시킴으로써 출산을 촉진하는 소득효과(income effect)가 출산의 기회비용을 증가시킴으로써 출산을 억제하는 대체효과(substitution effect)에 비해 더 크게 작용한 결과로 볼 수도 있으나(류기철·박영화, 2009), 현재 연구모형을 통해서 이를 검증하는 것은 어렵다.

다음으로 현재 기혼여성의 연령과 출산한 자녀의 수가 기혼여성이 자녀를 출산할 계획을 가질 확률에 비선형적 효과를 미침을 알 수 있었다. 기혼여성의 연령과 관련하여 자녀를 출산할 계획은 다른 사회인구학적 특성을 통제하였을 때 24세를 전후하여 상승하다가 이후 감소하는 역-U의 형태를 띤다. 여성의 평균초혼 연령과 첫째아 평균출산연령은 계속 증가추세이지만 2005년 기준으로 각각 27.7세와 29.1세임을 고려할 때(통계청, 2005), 이들 24세 전후의 기혼 여성들은

일반적인 기혼여성보다 결혼과 자녀출산에 적극적이고 긍정적인 태도를 갖고 있을 가능성이 많다. 따라서 자녀출산을 계획이 타연령층에 비해 높을 것으로 보인다. 또는 기존의 연구에 따르면 여성의 첫째아 출산 연령과 교육수준 또는 사회경력과 부적관계가 존재하는 것으로 나타난다. 즉 대체적으로 혼인 또는 출산 연령이 빠른 여성들은 교육수준이나 전문적인 사회경력이 상대적으로 적은 경향이 많다. 따라서 비모성적 성취(non-maternal achievement)의 이점이 적을 수밖에 없으므로 정체성 또는 성취의 요소로 자녀를 선택하여 자녀출산 의향이 높을 가능성도 있다(Friedman, Hechter, and Kanazawa, 1994). 하지만 이와 관련해서는 보다 심층적인 논의가 필요할 것으로 보인다. 또한 각 개인들은 현재의 출산 상태에서 자녀 한명을 추가로 출산하는 것이 동일한 부담으로 작용하지 않는다는 것이다. 이미 1명의 자녀가 있는 경우에는 무자녀여성보다 자녀출산의도가 더 낮으며, 이러한 부적 효과는 출산자녀수에 대한 여타 집단에 비해 큰 것으로 나타났다. 2~3명을 출산한 경험이 있는 경우에는 여타 집단에 비해 추가 출산에 대한 거부감이 상대적으로 적고 이들 간에도 큰 차이를 보이지 않았으나, 4명 이상 출산경험이 있을 경우에는 추가 출산 계획이 급격히 감소함을 알 수 있다.

이러한 결과를 종합해볼 때, 정부에서 추진해야 할 정책의 대상과 내용이 보다 분명해진다. 현재 정부에서는 '2자녀 이상 보육·교육비 지원사업'을 실시하고 있으며, 이와 함께 다자녀 가정 주거 안정 지원(3자녀 이상), 전기요금 감액(3자녀 이상), 다자녀 추가공제제도(2자녀 이상), 국민연금 출산크레딧(2자녀 이상), 다자녀 우대카드(2~3자녀 이상), 양육지원금(2~3자녀 이상) 등의 정책을 추진하고 있다. 이처럼 대부분의 정책이 3자녀 이상의 다자녀 가구가 주된 정책대상이다. 그러나 통계청의 「2008년 출생통계 잠정결과」를 살펴보면, 전체 출생아 중에서 첫째아의 출생 구성비가 52.3%로 가장 많은 비중을 차지하는 반면, 둘째아 및 셋째아이상의 출생 구성비가 각각 38.1%와 9.6%를 차지하며, 특히 30대의 셋째아 이상의 출생 구성비는 감소 추세를 유지하고 있는 것으로 나타났다. 물론, 본 연구의 결과에서도 나타난 것처럼, 셋째아를 이미 출산한 여성들은 추가출산에 대한 거부감이 상대적으로 적기 때문에 한정된 가용재원 하에서 정책을 추진해야 하는 정부의 입장에서는 가시적인 정책효과를 가져올 수 있는 정책대상이 될 수도 있다(이성용, 2009). 하지만, 전체 출생아 중에서 이들이 차지하는 비율은 극히 적기 때문에 전체적으로 출산율을 높이는 데는 그 효과를 장담할 수 없다. 이에 정부는 출산율 제고정책이 과거의 출산억제정책과는 달리 단기적으로 그 효과가 나타나지 않으며, 획기적인 성과를 거두기도 어렵다는 점을 전제로, 가시적 성과보다는 중장기적으로 멀리보고 정책을 추진할

필요가 있다(김두섭, 2007). 따라서 기혼여성들의 첫출산 시점은 결혼연령에 따라 차이가 있고 결혼코호트에 따라서도 다르지만, 첫출산 자체가 여전히 보편적인 현상이라면(김정석, 2007), 출산을 제고를 위한 정책의 대상은 첫째아를 이미 출산한 여성들이 되어야 할 것이다.

다음으로 자녀를 출산할 계획을 가질 확률에 지역의 효과가 미치는 효과를 분석한 결과, 전체 공간효과의 대부분이 각 지역이 가지고 있는 고유한 특성인 구조적 효과가 차지함을 알 수 있었다. 전남지역에서 자녀출산 계획에 지역의 구조적 효과가 정적인 효과를 나타내는 반면, 서울·경기지역과 부산을 포함한 대구·경남 지역은 부적인 구조적 효과가 있음을 알 수 있으며, 이를 제외한 나머지 지역들은 통계적으로 유의미한 구조적 효과를 갖고 있지 않는 것으로 나타난다. 또한, 이러한 출산계획에 대한 지역의 구조적 공간효과를 실제 출산 행위를 나타내는 지역별 합계출산율의 공간 자기상관분석 결과와 비교해보았다. 이를 통해 출산계획의 구조적 공간효과가 양의 효과를 미치는 지역에서는 실제 출산율도 높은 반면, 구조적 공간효과가 부적인 효과를 가지고 있는 지역에서는 출산율도 낮게 나타남을 알 수 있었다.

이러한 결과는 앞으로 저출산 정책을 어떻게 추진해야 할 것인가에 대한 방향성을 제시해준다고 판단된다. 현재 대부분의 지방자치단체들은 중앙부처의 지시나 방침을 단순히 집행하는 경우가 많고, 추진하고 있는 정책들 역시 타 지자체에서 실시하는 있는 것을 지역특수성을 충분히 고려하지 않고 경쟁적으로 추진하는 경우도 적지 않다.(이삼식 외, 2006). 물론 재정상의 한계나 지역적 합적 정책의 모호성과 개발의 어려움은 부정할 수 없을 것이다. 하지만 현재까지 저출산 대응정책을 계획·수립하는 데 있어 과연 얼마나 지역 환경을 정확히 진단하고 정책의 효과성이나 타당성에 대한 평가를 기반으로 했는가는 한번쯤 되짚어 보아야 할 것이다.

본 연구에서 이용된 GAM 방법은 지역특성으로 고려될 수 있는 변인들을 모형에 포함시켜 분석할 수 없는 방법론상의 한계로 인해 이러한 지역의 구조적 공간효과를 결정짓는 요인들을 분석할 수는 없다. 공간적 자기상관을 고려한 상태에서 이를 규명하기 위해서는 지역을 분석단위로 한 공간시차모형(spatial lag model), 공간오차모형(spatial error model), 또는 최근 주목받고 있는 공간패널모형(spatial panel model) 등 공간계량모형을 통해 가능할 수 있다. 어떻게 보면 공간적 자기상관을 고려할 수는 없지만 구조적 지역특성들을 규명하는 데에는 다층모형이 상대적으로 적합할 수 있다. 하지만 본 연구는 출산계획에 영향을 미치는 지역효과의 구조적 요인들이 무엇인가를 규명하기 보다는, 지역의

구조적인 공간효과가 출산계획이나 출산행위에 대한 유의미한 결정요인으로서 작용하며 지역들 간에 공간적 상호작용을 하고 있음을 보이는 데 있었음을 재차 강조하고자 한다. 또한 본 연구가 새로운 자극제가 되어 보다 국내에서도 많은 공간인구학적 연구가 활성화되기를 기대해본다.

<참고문헌>

- 강경숙·변미희·정은미(2005) “시계열 자료를 활용한 저출산 요인분석” 《한국가족복지학》 10(3): 127-145.
- 강유진(2007) “둘째자녀 출산계획에 영향을 미치는 자녀가치관 및 가족관계 요인” 《한국지역사회생활과학회지》 18(4): 639-653.
- 공선영(2006) “경제위기 이후 인구학적 특성 및 사회경제적 특성이 기혼여성의 출산에 미친 영향” 《보건과 사회과학》 19: 119-149.
- 김두섭(2007) “TMF 외환위기와 사회경제적 차별출산력의 변화” 《한국인구학》 30(1): 67-95.
- 김정석(2007) “기혼여성의 출산아수별 추가출산계획” 《한국인구학》 30(2): 97-116.
- 김태현·이삼식·김동희(2006) “인구 및 사회경제적 차별출산력” 《한국인구학》 29(1): 1-23.
- 김현숙(2007) “우리나라 가구의 자녀수 결정요인에 관한 Count 모형 분석 및 경제적 함의” 《한국인구학》 30(3): 107-135.
- 류기철·박영화(2009) “한국여성의 출산을 변화와 출산간격 영향요인” 《한국인구학》 32(1): 1-23.
- 민현주(2007) “엄마의 취업과 자책터울에 관한 동태적 분석” 《한국사회학》 41(3): 106-126.
- 박수미(2008) “둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성 형평성” 《한국인구학》 31(1): 59-77.
- 오혜경·백은령(2003) “재가여성장애인의 모성관련 실태 및 출산력에 영향을 미치는 요인” 《상황과 복지》 16: 247-284.
- 이삼식·신인철·김정연·김필숙·임주연·鈴木透(2006) 《지방자치단체 저출산 대응 인구정책 효과성 분석 및 우수정책 개발 촉진방안》 정책보고서 2006-43, 한국보건사회연구원.

- 이상일(1999) “기능지역의 설정과 ‘공간단위 수정가능성의 문제 (MAUP)’”
《한국지리환경교육학회지(구 지리환경교육)》 7(2): 757-783.
- 이성용(2006) “경제위기와 저출산” 《한국인구학》 29(3): 111-137.
- ___(2009) “출산순위별 출산증가 요인 분석” 《한국인구학》 32(1): 51-70.
- 은기수(1997) “한국 인구의 변동” 한국사회사학회(편) 《한국 현대사와 사회변동》
문학과 지성사.
- ___(2001) “결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계” 《한국사회학》 35(6):
105-139.
- 정성호(2009) “산업국가에서의 제2차 인구변천” 《한국인구학》 32(1):
139-164.
- 정혜은·진미정(2008) “취업여부에 따른 기혼여성의 둘째자녀 출산의도” 《한
국인구학》 31(1): 151-168.
- Abma, J. C. and G. M. Martinez.(2006) “Childlessness Among Older Women
in the United States: Trends and Profiles” *Journal of Marriage and
Family* 68(4): 1045-56.
- Becker, Gary S.(1991) A Treatise on the Family(expanded ed), Cambridge
MA: Harvard University Press.
- Besag, J., J. York, and A. Mollie(1991) “Bayesian Image Restoration With
Two Applications in Spatial Statistics” *Annals of the Institute of
Statistical Mathematics* 43: 1-59.
- Billari, F. and C. Wilson(2001) “Convergence towards diversity? Cohort
dynamics in the transition to adulthood in contemporary Western Europe”
Working Paper 2001-039, Rostock, Germany: Max Planck Institute for
Demographic Research.
- Bocquet-Appel JP, SI Irudaya Rajan, J. N. Bacro and C. Lajaunie(2002) “
The Onset of India’s Fertility Transition” *European Journal of Population*
18(3): 211-232.
- Borgoni, R. and F. C. Billari(2003) “Bayesian spatial analysis of demographic
survey data: An application to contraceptive use at first sexual
intercourse” *Demographic Research* 8: 61-92.
- Chou, Y. H.(1997) *Exploring Spatial Analysis in Geographic Information
Systems*, OnWord Press, Santa Fe, CA.
- Coleman, D(2004) “Why we don’t have to believe without doubting in the

- 'Second Demographic Transition' - some agnostic comments Vienna Yearbook of Population Research" Vienna, Austrian Academy of Sciences, pp 11 - 24.
- Cressie, N.(1993) *Statistics for Spatial Data*(Revised Edition). John Wiley and Sons, Inc. New York.
- Duchêne, J., A. Gabadinho, M. Willems and P. Wanner(2004) "Study of low fertility in the regions of the European Union: places, periods and causes" Working Paper population and social condition 3/2004/f/nr. 4, Luxembourg.
- Eilers P. H. C. and B. D. Marx(1996) "Flexible smoothing with B-splines and penalties" *Statistical Science*. 11(2): 89-121.
- Engelhardt, H., T. Kögel, and A. Prskawetz(2004) "Fertility and female employment reconsidered: A macro-level time series analysis for developed countries, 1960 - 2000" *Population Studies* 58(1): 109 - 120.
- Fahey, T., and Z. Spéder(2004) "Fertility and family issues in an enlarged Europe" European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions. Retrieved from <http://www.eurofound.eu.int>.
- Getis, A and J. K. Ord(1992) "The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics" *Geographical Analysis* 24(3): 189-206.
- Guilmoto, C. Z. and S. Irudaya Rajan(2001) "Spatial Patterns of Fertility Change in Indian Districts" *Population and Development Review* 27(4): 713-738.
- Hank, K.(2001) "Regional fertility differences in Western Germany: An overview of the literature and recent descriptive findings" *International Journal of Population Geography* 7: 243 - 257.
- Hank, K. (2002) "Regional social contexts and individual fertility decisions: A multilevel analysis of first and second births in Western Germany" *European Journal of Population* 18: 281 - 299.
- Hayford, Sarah R. and S. Philip Morgan(2008) "Religiosity and fertility in the united states: The role of fertility intentions" *Social Forces* 86(3): 1163-1188.
- Heaton, T. B., C. K. Jacobson, and K. Holland(1999) "Persistence and Change in Decisions to Remain Childless" *Journal of Marriage and Family* 61(2): 531-9.
- Jacobson, C. K. and T. B. Heaton(1991) "Voluntary Childlessness Among American Men and Women in the Late 1980s" *Social Biology* 38(1-2): 79-93.
- Jordan, L.(2006) "Religion and Fertility in the United States: A Geographic

- Analysis” *Annual Meeting sponsored by the Population Association of America*, Los Angeles, CA, USA.
- Kammann E. E. and M. P. Wand(2003) “Geoadditive models” *Journal of the Royal Statistical Society C- Applied Statistics* 52: 1-18.
- Kandala, N-B(2006) “Bayesian geo-additive modelling of childhood morbidity in Malawi” *Applied Stochastic Models in Business and Industry* 22: 139 - 154.
- Kazembe Lawrence, and Chirwa Tobias, and Simbeye Jupiter, and Namangale Jimmy(2008) “Applications of Bayesian approach in modelling risk of malaria-related hospital mortality” *BMC Medical Research Methodology* 8.
- Kaufman, G.(2000) “Do Gender Role Attitudes Matter? Family Formation and Dissolution Among Traditional and Egalitarian Men and Women” *Journal of Family Issues* 21(1):128-44.
- Khatab, Khaled and Ludwig Fahrmeir(2008) “Analysis of Childhood Morbidity with Geoadditive Probit and Latent Variable Model: A case study for Egypt” Department of Statistics: Technical Report Number 021, 2008, University of Munich.
- Kneib, Thomas, Felix Heinzl, Andreas Brezger, and Daniel Sabanes Bove(2009) R Utilities Accompanying the Software Package BayesX (<http://cran.r-project.org/web/packages/BayesX/BayesX.pdf>)
- Kravdal, O(2002) “The impact of individual and aggregate unemployment on fertility in Norway” *Demographic Research* 6(10): 261 - 293.
- King K.(2007) “A space-time model of fertility and development in China, 1982 - 2000” In Proceeding of the population association of America. 2007 Annual meeting program, New York. March 29 - 30.
- Lang, S. and A. Brezger(2004) “Bayesian P-Splines” *Journal of Computational and Graphical Statistics* 13: 183-212.
- Lee, R. D.(1980) “Aiming at a Moving Target: Period Fertility and Changing Reproductive Goals” *Population Studies* 34: 205-26.
- Morgan, S. P.(2001) “Should fertility intentions inform fertility forecasts?” in G. K. Spencer (Ed.), *Proceedings of U.S. Census Bureau Conference: The Direction of Fertility in the United States*. Washington D.C: U.S. Census Bureau.
- Neyer, G. R. and G. Andersson(2008) “Consequences of family policies on childbearing behavior: effects or artifacts?” *Population and Development*

Review 34:4, 699-724.

- Pearce, L. D.(2002) "The Influence of Early Life Course Religious Exposure on Young Adults' Dispositions Toward Childbearing" *Journal for the Scientific Study of Religion* 41(2): 325-40.
- Rey, S.J. and L. Anselin(2006) "Recent Advances in Software for Spatial Analysis in the Social Sciences" *Geographical Analysis* 38: 1-4.
- Rovi, S. L. D.(1994) "Taking NO for an Answer: Using Negative Reproductive Intentions to Study the Childless/Childfree" *Population Research and Policy Review* 13(4): 343-66.
- Sandberg, K., and T. Westerberg(2005) "Spatial dependence and the determinants of child births in Swedish municipalities 1974 -2002" Paper presented at the Spatial Econometrics Workshop, Kiel, Germany, 8 -9 April 2005.
- Schmertmann, C. P., J. E. Potter and S. M. Cavenaghi(2008) "Exploratory Analysis of Spatial Patterns in Brazil's Fertility Transition" *Population Research and Policy Review* 27(1):1-15.
- Schoen, R., Y. J. Kim, C. A. Nathanson, J. Fields, and N. M. Astone(1997), "Why Do Americans Want Children?" *Population and Development Review* 23 (2): 333-58.
- Skinner, G. W., M. Henderson, and Y. Jianhua(2000) "China's fertility transition through regional space" *Social Science History* 24(3): 613-648.
- Testa M.R. and L. Grilli(2006) "The Influence of Childbearing Regional Contexts on Ideal. Family Size in Europe" *Population* 61(1-2): 109-138.
- Voss, Raul R.(2007) "Demography as a Spatial Social Science" *Population Research and Policy Review* 26(5): 457-476.
- Wachter, K. W.(2005) "Spatial Demography" Proceedings of the National Academy of Sciences, U.S.A. 102(43):15299-15300.
- Weeks, J.R., A. Getis, A.G. Hill, M.S. Gadalla, T. Rashed(2004) "The Fertility Transition in Egypt: Intraurban Patterns in Cairo" *Annals of the Association of American Geographers* 94(1): 74-93.

[2009. 4. 24 접수 | 2009. 7. 29 채택]