한국경제학보 제28권 제1호
The Korean Journal of Economics Vol. 28, No. 1 (Spring 2021)

한국 여성의 경제활동 참가와 경제발전 사이의 U자 관계 가설에 대한 실증분석*

김 현 지 · **최 승 문** · **배 준 호****

요 약

본 연구에서는 경제발전 단계에 따라 여성의 노동시장 참가율이 U자 형태의 모습을 보인다는 가설이 우리나라에도 적용되는지 실증 분석하였다. 이를 위해, 통계청의 인구 총조사, 지역 소득 그리고 경제활동인구조사 그리고 서민철(2018)의 자료들을 이용해 경제발전 정도를 나타내는 1인당 지역내총생산, 여성의 경제활동 참가율과 이에 영향을 주는 다른 통제 변수들에 대해, 우리나라의 15개 시·도 지역 단위 패널 자료를 구축했다. 분석 결과 우리나라에서는 U자 가설이 성립한다는 증거를 찾지 못했다. 본 연구는 여성의 노동시장 참가에 관한 U자 가설이 한국에서도 적용되는지 처음으로 고찰해보았다는 점에서 의의를 가진다.

주제분류 : B030111, B030113
핵심 주제어 : 여성의 경제활동 참가, 경제발전, U자 가설

Ⅰ. 서 론

OECD에 따르면 15세에서 64세까지, 한국 남성의 경제활동 참가율은 2019년 기준 78.8%이고 여성은 60.0%로 남녀 경제활동 참가율의 격차는 18.8%p이다. 이러한 차이는 37개 OECD회원국들 중 터키(39.4%p),

* 본 논문의 개선을 위해 유용하고 도움이 되는 논평을 해 주신 익명의 두 심사위원님들과 한국경제학보의 편집장님께 감사드립니다. 이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 한국은행 대전충남본부와 공동으로 작성된 것임.
** 제1저자, 서울시립대학교 경제학부, e-mail: 151404@naver.com
*** 교신저자, 서울시립대학교 경제학부 교수, e-mail: schoi22@uos.ac.kr
**** 제2저자, 한국은행 대전충남본부 경제조사팀 과장, e-mail: baejunho@bok.or.kr

멕시코(33.0%p), 콜롬비아(22.4%p)에 이어 네 번째로 크다.[1] 2019년 기준 OECD국가들에서 남성의 경제활동참가율이 여성의 경제활동 참가율보다 평균 15.5%p 높은 것을 고려했을 때 한국은 여성의 경제활동 참가율이 남성에 비해 낮은 편이라고 할 수 있다. 이러한 상황 속에서 한국은 2017년부터 고령 사회에 진입했을 뿐만 아니라 낮은 출산율로 인해 생산가능인구가 감소하고 경제성장률 또한 둔화되고 있다. 이러한 노동인구와 경제 성장률의 감소 문제를 해결하기 위한 방안들 중 하나로 여성의 경제활동 참가 확대를 생각할 수 있는데 이를 위해서는 여성의 경제활동 참가와 경제발전 사이의 관계에 대한 올바른 이해가 중요하다.

본 연구에서는 우리나라 여성의 경제활동 참가와 경제발전 사이에 U자 가설이 성립하는지 여부를 실증 분석한다. U자 가설이란, 한 나라의 중심 산업이 농업에서 제조업을 거쳐 서비스업으로 옮겨지는 경제의 발전 단계에 따라, 여성의 경제활동 참가율이 경제 발전 초기에는 높다가 본격적인 산업화가 되면서 줄어들고 경제가 더 발전하면서 다시 늘어난다는 것이다. 이 논문에서는 실증 분석을 통해 우리나라에서 경제발전 단계에 따라 여성의 경제활동 참가가 어떤 모습을 나타내는지 알아낸 후 실증 분석 결과가 갖는 의미가 무엇인지 논의할 것이다.

여성의 경제활동 참가에 미치는 여러 요인들에 대한 국내연구는 많은 편이지만 우리나라의 경제발전과 여성의 노동공급 사이에 U자형 관계가 만족하는지에 대한 연구는 아직까지 없는 실정이다. 따라서 본 연구는 우리나라 여성의 경제활동 참가와 경제발전 사이에 U자 관계가 성립하는지 여부를 알아보기 위해 국내 시·도 지역별 자료를 이용해 실증 분석한 첫 연구라 할 수 있다.

본 연구에서는 1960~2015년의 기간 동안, 비교적 최근에 생긴 세종특별자치시와 지역 산업의 특성상 다른 지역과 많이 다르고 사용 가능한 자료가 적은 울산광역시를 제외한, 우리나라 15개의 시·도 지역 단위의 5년 단위 패널 자료를 만들어 U자 가설이 국내 노동시장에서 성립하는지를 조사한다. 이 때 15세 이상 여성인구를 대상으로 여성의 경제활동 참가율을 구하고 각 지역의 경제발전 정도를 보여주는 1인당 지역총생산(GRDP)과 여성의 경제활동 참가율에 영향을 주는 다른 요인들을 통제해 경제발전과

1) OECD 자료(http://www.oecd.org/) 참고.

여성의 노동공급 사이에 어떤 관계가 있는지 분석한다. 실증 분석을 위한 주요 모형으로 여성의 경제활동 참가의 동태적 변화를 설명하는 동태적 패널 모형을 사용하고 있는데 이 뿐만 아니라 선행 연구들에서 고려했던 pooled OLS, 임의효과 모형, 고정효과 모형 등도 함께 추정해 결과를 비교하였다. 주요 모형인 동태적 패널 모형의 추정은 Arellano and Bond (1991)의 GMM을 이용했는데 반복적 일반적률법(iterated GMM)으로 추정했다. GMM 추정에서 처음에 사용한 가중치 매트릭스의 설정에 따라, 보통 많이 사용하는 2단계 GMM 추정결과가 달라질 수 있어 추정값이 수렴할 때까지 반복적으로 추정해야 한다는 Hansen and Lee(2019)의 최근 연구 결과를 따른 것이다. 그리고 강건성 검정을 위해, 자녀 양육으로부터 상대적으로 자유로워진 40~59세의 연령대의 여성들을 대상으로 여성의 경제활동 참가율을 구해 동일한 분석을 했다.

분석결과 우리나라에서는 U자 가설이 성립한다는 실증적 증거를 찾을 수 없었다. 이러한 결과는 한국의 경제발전 속도의 특수성 때문일 수 있다. 선진국에 비해 급속한 경제 성장으로 경제 수준이 선진국 수준으로 빠르게 도달했지만, 우리나라 경제 수준과 비슷한 다른 선진국 수준에 모자라는 여성의 경제활동 참가에 대한 개인적 그리고 사회적 인식과 아이를 가진 기혼 여성들이 경제활동을 할 수 있도록 도와주는 사회적인 보육 시스템의 부족으로 인해 선진국에서 보이는 U자 관계가 우리나라에서는 만족하지 않을 수 있다. 다른 한편 부족한 데이터 또는 인구 조사상의 문제 그리고 추정에 사용된 변수들의 지역 간 차이가 별로 없었던 것, 일터와 사는 곳이 다른 사람들이 있다는 사실 등과 같이 분석에 사용된 자료의 한계가 두 주요 변수들 사이의 관계를 정확하게 추정하는 것을 어렵게 했기 때문일 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 U자 가설에 대한 설명과 관련 선행 연구들에 대해 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용한 자료와 이에 대한 기초통계량을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 경제발전 단계와 여성의 경제활동 참가 사이의 관계를 분석할 실증 분석모형 및 분석 결과를 살펴본 후 추정 결과에 대해 논의한다. 제Ⅴ장에서는 15세 이상 여성의 경제활동 참가율 대신 출산, 자녀 양육으로부터 상대적으로 자유로워진 40~59세의 연령대 여성의 경제활동참가율을 사용하여 추정결과의 강건성을 검정한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 본 연구의 결론 및 시사점을 도출한다.

Ⅱ. U자 가설과 선행연구 검토

여성의 경제활동 참가와 경제발전 단계 사이에 U자형 관계가 존재한다는 가설을 실증적으로 보인 해외의 여러 연구들이 있다. 여성의 경제활동 참가가 경제발전 단계에 따라 처음에는 우하향하다가 특정 시점을 지나 다시 우상향하는 U자형 관계를 가진다고 설명하는 '여성의 노동시장 참가의 U자 가설(Feminization U Hypothesis)'은 Sinha(1967)에서 처음 제시되었으며 이후 여러 연구 결과들이 이를 뒷받침하고 있다(Boserup, 1970; Goldin, 1995; Tam, 2011; Olivetti, 2013; Altuzarra et al., 2019). Sinha(1967)에 따르면, 본격적인 경제발전 이전에 가구와 시장 생산 사이에 더욱 밀접한 관계가 있었던 농업 중심의 사회에서 중심산업이 제조업으로 옮겨감에 따라 여성의 노동시장 참가율이 떨어진다. 그러나 경제 발전이 더욱 심화되면서 서비스업의 비중이 높아지고 여성의 교육 수준 향상과 출산율의 감소 등으로 인해 여성의 경제활동 참가는 다시 증가한다.

Boserup(1970)과 Goldin(1995)의 연구는 U자 가설에 관한 대표적인 연구인데 Boserup(1970)은 경제발전 초기에는 남성에게만 집중된 교육 및 신기술에의 접근 가능성으로 인해 여성의 노동시장 참가가 감소하지만, 이후 경제발전이 계속되면서 여성에게도 노동시장 참여의 기회가 확장됨에 따라, 여성의 경제활동 참가 가 활발해졌다고 설명한다. Boserup(1970, 1990)과 Goldin(1995)에 따르면 경제 발전 이전에 여성들은 주로 비임금 노동자로서 가족 농장이나 가족 사업 등에 투입되어 노동력을 공급했다. 가구 생산, 가족 농장과 같이 소규모 사업 위주였던 생산 활동은 이후 산업화와 함께 공장과 같은 대규모의 사업장으로 옮겨갔다. 이러한 제조업 위주의 공장은 여성들이 일하기에 적절한 조건이 아니었다. 게다가 산업화로 인해 농업에서 여성의 노동에 대한 수요가 줄어들고 가구 내에서 생산되었던 제품들이 공장에서 대량생산됨에 따라 상대적으로 값이 저렴해지면서 여성의 가구 내 생산 활동 참가 유인이 줄었다. 또한, 경제발달로 여성의 상대임금이 상승하더라도 사회적 관습이나 고용주들의 선호도로 인해 기혼여성의 노동시장 참가는 감소했다. 그러나 경제발전이 더욱 심화하면서 제조업뿐만 아니라 소매업이나 사무직 위주의 직업들이 생겨났고, 기혼 여성의 노동시장 참가에 대한 부정적인 사회적 인식이 줄어들면서 여성의 노동시장 참가

가 활발해졌다. 그리고 여성의 교육수준이 올라가고 노동시장에서 여성의 시간의 가치가 재화의 가격 대비 계속해서 상승함에 따라 여성들의 노동공급은 다시 증가했다. 뿐만 아니라 출산율의 감소와 보육 서비스의 확대 그리고 각종 가전제품의 사용 등으로 인해 여성들이 육아와 가사 일에 대한 부담이 줄어들면서 여성의 경제활동 참가에도 긍정적인 영향을 주었다. 따라서 U자 가설의 핵심은 여성의 노동시장 참가가 경제발전 과정에 따라 초기에는 감소하다가 다시 증가하는 U자의 형태를 나타낸다는 것이다.

앞선 연구들이 국내총생산(GDP)과 여성의 경제활동참가율 변수를 사용하여 최소제곱추정(OLS)을 하거나 또는 고정효과 모형과 임의효과 모형을 이용해 패널 자료를 추정한 반면, Tam(2011)은 이러한 분석 방법의 한계를 지적하며 1950, 1960, 1970, 1980년에 걸쳐 130개 국가의 패널 자료를 구성하여 pooled OLS, 고정효과 모형, 동태적 패널 모형의 추정을 통해 여성의 노동시장 참가와 경제 발전 간에 U자형 관계가 성립한다고 밝혔다. 또한 Olivetti(2013)은 1890년부터 2005년까지의 OECD 16개 국가들의 10년 단위와 5년 단위의 장기 시계열 자료를 이용해 패널 모형 추정을 하였고 두 변수 사이에 U자형 관계가 있음을 보였다.

이러한 연구들과 달리, 여성의 경제활동 참가와 경제발전 사이의 U자형 관계에 대해 다른 의견을 제시하는 연구 사례들도 찾을 수 있다. 먼저 Gaddis and Klasen(2014)는 U자 가설의 실증적인 증거는 약하며 어떤 데이터를 사용하는지에 따라 결과가 달라질 수 있음을 지적하였다. 또한, Lechman and Kaur(2015)는 1990년에서 2012년까지 162개 국가를 대상으로, 여성의 경제활동참가율과 1인당 GDP 자료를 이용하여 pooled OLS, 고정효과 모형, 동태적 패널 모형을 추정하였다. 그 결과 고소득 국가들을 대상으로 한 분석에서는 여성의 경제활동참가율과 1인당 GDP 사이에 U자 가설이 성립하였지만, 저소득 국가들을 대상으로 했을 때는 U자형 관계를 확인할 수 없었다. 또한 Doğan and Akyüz(2017)은 2000년부터 2013년까지 터키의 분기별 지역수준 자료를 이용하여 자기회귀 시차 분포모형(ARDL)과 오차수정모형(Error Correction Model)을 결합한 방법으로 여성의 경제활동 참가와 경제발전 간의 관계를 추정하였으며, 두 변수 사이에 역 U자형 관계가 있음을 보였다. Lahoti and Swaminathan (2016)은 1983년부터 2011년까지 인도의 지역수준 데이터를 사용하여

고정효과 모형과 동적 패널 모형으로 추정하였으나, U자 가설이 성립하지 않는다는 결과를 얻었다.

그 밖에 여성의 경제활동 참가와 관련한 다른 연구들도 활발히 진행됐다. Nam(1991)은 교육수준이 높은 여성의 경제활동참가가 더 활발하며 가족의 경제력이 여성의 노동시참 참가에 영향을 미친다고 설명했다. Lee et al.(2008)은 한국에서 기혼여성이 미혼 여성보다 노동시장에 참가할 확률이 40~60% 정도 작았음을 보였는데 이는 혼인여부가 여성의 경제활동참가율에 영향을 미칠 수 있다는 것을 뜻한다. 곽현주・최은영(2015)는 취업에 대한 남편의 선호, 가구소득, 미취학 자녀 유무, 성 역할 분리인식, 학력, 노동시장 성 평등 수준, 일 년 내 출산경험 등이 기혼여성의 경제활동참가에 영향을 주었다고 밝혔다. Becker(1965)는 개인이 아닌 가족단위로 노동공급에 관한 결정이 이루어지기 때문에 가구 내 노동 분담 또는 노동시장 참가는 모든 가구원의 효율성을 극대화하는 방향으로 이루어진다고 주장하였다. 따라서 혼인 또는 자녀의 출산과 같은 가구 내 구성원에 변화를 줄 수 있는 결정이 여성의 노동공급에 영향을 미칠 수 있다. 이진경・옥선화(2009)는 2001~2006년의 한국노동패널 자료를 통해 기혼 여성의 취업중단에 자녀 출산이 매우 크게 영향을 준다는 것을 밝혔다. 또한, Heath and Jayachandran(2016)은 경제발전과 함께 여성의 교육기회 확대가 U자 관계에서 우상향하는 부분에 영향을 미칠 수 있다고 논의한다. Kottis(1988)은 그리스 사례를 통해 노동시장의 환경을 나타내는 실업률이 여성의 노동시장 참가에 부정적인 영향을 미칠 수 있으며 특히 여성의 경우 이러한 영향이 남성의 경우보다 더 컸다고 밝혔다. 또한 Kottis(1988)에 따르면 교육 수준이 여성의 경제활동 참가에 주는 영향이, 경제발전 초기에는 음의 방향으로 작용하고 경제가 더욱 발전하면 양의 방향으로 작용한다는 결과를 얻었다.

Ⅲ. 분석자료

우리나라에서 U자 가설이 성립하는지 여부를 실증적으로 검증하기 위해서는 중요한 두 변수인 경제발전 정도를 측정하는 자료와 여성의 경제활동

참가율이 필요하다. 또한 농업이 산업의 중심이었던 시대부터 제조업이 중심이 됐던 시기를 지나 산업에서 서비스업의 비중이 커지고 있는 최근까지의 우리 경제가 거쳐 온 다양한 경제발전 단계를 모두 포함하는 장기간에 대해, 실증 분석에 사용되는 변수들의 자료가 필요하다. 이러한 점들을 모두 고려했을 때, 구할 수 있으며 사용하기에 가장 적절한 자료는 〈인구 총조사〉에서 제공하는 지역별 경제활동 그리고 인구 특성 등과 관련한 정보와 서민철(2018)과 통계청 「지역 소득」에서 제공하는 지역내총생산 자료라 여겨져 이들을 이용해 우리나라 시·도 지역 단위의 패널 자료를 구축해 본 연구의 실증분석에 사용했다.

통계청에 따르면, 경제활동 상태에 관하여 국내에서 가장 이른 시기의 데이터를 제공하는 〈인구 총조사〉는 1925년 최초로 시행되어 인구규모, 분포 및 구조와 주택에 관한 특성을 파악하여 각종 정책입안의 기초자료로 활용되거나 다른 가구 관련 경상조사의 표본 틀로 활용되는 조사로 2015년까지는 5년 주기로 조사되었으나 이후 1년 주기로 조사되어 발표되고 있다. 조사 초기에는 총인구 및 인구이동에 관한 정보가 주로 제공되었으나, 1960년부터는 경제활동 및 출산력에 관한 정보도 함께 제공되고 있다. 〈경제활동인구조사〉나 〈지역별 고용조사〉도 경제활동에 관한 자세한 정보를 제공하고 있으나, 이들의 지역별 자료 제공이 각각 1989년, 2006년부터 시작되었기 때문에, 이보다 더 오래 전인 1960년부터 경제활동에 대한 정보를 제공하는 〈인구 총조사〉 자료를 이용하는 것이 여성 노동공급의 장기적인 행태를 파악하기에 위의 다른 자료들보다 더욱 적절하다고 판단된다.

본 연구에서는 1960~2015년에 걸친 15개의 시·도 지역 단위 패널 자료를 이용하여 U자 가설이 국내 노동시장에서도 적용되는지를 조사한다. 우리나라의 총 17개 행정구역(서울특별시, 부산광역시, 대구광역시, 인천광역시, 광주광역시, 대전광역시, 울산광역시, 세종특별자치시, 경기도, 강원도, 충청북도, 충청남도, 전라북도, 전라남도, 경상북도, 경상남도, 제주도)들 중에서 울산광역시와 세종특별자치시는 분석에서 제외하였다. 울산광역시는 국가 차원의 대규모 제조업 육성이 이루어졌던 지역으로, 2016년 통계청 발표 자료에 따르면 경제활동별 지역내총생산 중에서 제조업이 무려 64%를 차지할 만큼 제조업 중심 도시다. 특히 자동차산업, 조선산업, 석유화학산업, 비철금속 산업이 매우 발달하여 지역내총생산은 다른 지역들에

비해 매우 높은 반면 산업의 특성상 여성의 경제활동참가율은 매우 낮다는 특수성을 가진다. 또한, 울산광역시는 1997년 광역시로 승격되었기 때문에 본 연구에서 사용한 5년 단위 조사의 〈인구 총조사〉에는 2000년 자료부터 등장하므로 이용 가능한 자료의 기간이 상대적으로 짧다. 그래서 울산광역시를 분석에서 제외했다. 또한, 세종특별자치시는 2012년에 출범했기에, 1960년부터 2015년까지의 5년 단위의 패널 데이터를 사용하는 본 연구에서는 2015년 자료에서 한번 나타난다. 따라서 세종특별자치시도 분석에서 제외하여 총 15개 행정구역에 관하여 연구를 진행했다.

〈인구 총조사〉에서 경제활동참가 여부를 조사하는 방식이 중간에 달라졌기에 자료의 일관성을 위해 여성의 경제활동참가율 변수는 통계청의 〈인구총조사〉와 〈경제활동인구조사〉를 결합해 만들었다. 경제활동인구를 파악할 때 경제활동에 참가했는지 여부를 묻는 조사대상 기간의 차이에 따라 다양한 접근법이 있다. 먼저 노동력 접근법은 1일 또는 1주일과 같이 짧은 기간을 조사대상 기간으로 설정하여 이 기간 동안에 있었던 경제활동인구의 취업상태 및 취업자의 특성 파악에 중점을 둔다. 반면 평상상태접근법은 긴 조사대상 기간(보통 1년)을 채택하여 이 기간 동안의 경제활동상태를 파악하는 방법이다(김민경, 1996). 〈인구 총조사〉에서 시행되는 경제활동상태에 관한 조사는 1960년부터 1980년까지는 노동력 접근법으로 이루어졌으나 1990년부터는 평상상태 접근법으로 달라졌다. 1990년부터는 조사방법이 달라졌기 때문에 〈인구 총조사〉 자료를 그대로 사용해 여성의 경제활동참가율을 구하면 자료의 일관성을 유지할 수 없으므로, 1990년부터는 노동력 접근법을 일관되게 사용해왔던 〈경제활동인구조사〉의 경제활동참가율 데이터를 활용했다. 〈경제활동인구조사〉는 1989~2014년에는 구직자 판단 시 구직기간 1주를 기준으로 성별/행정구역별 경제활동참가율 데이터를 제공한다. 그러나 2015년부터의 데이터는 구직자 여부 판단 기준이 구직기간 4주 기준으로 바뀌었기 때문에 본 연구에서 사용한 2015년 경제활동참가율 데이터는 구직기간 4주 기준의 수치이다. 그리고 1985년도의 경우 〈인구 총조사〉에서는 경제활동상태에 관한 조사가 이루어지지 않았으며 〈경제활동인구조사〉는 아직 지역별 데이터를 제공하기 전이었으므로 보간법 중 선형적인 평균에 의한 방법을 사용하여 1985년의 결측치를 처리하였다. 또한, 1960~1980의 〈인구 총조사〉에서 제공되는 경제활동참가율은 13세

또는 14세 이상 인구를 대상으로 계산된 수치인 반면 〈경제활동인구조사〉는 15세 이상 인구를 대상으로 하였다. 따라서 자료의 일관성을 위해 〈인구총조사〉에서 행정구역별로 제공되는 성별/연령별 경제활동인구와 성별/연령별 인구수 데이터를 사용하여 15세 이상 여성의 경제활동참가율을 다시 계산했다.

경제발전 정도를 나타내는 변수로 선행 연구들에서 1인당 GDP자료를 이용했기에 본 연구에서도 지역별 1인당 총생산을 사용했다. 먼저 서민철(2018)과 통계청 「지역 소득」에서 제공하는 지역내총생산 자료를 종합하여, 1960~2015년의 연간 지역내총생산 자료를 구성하였다. 1985년부터의 지역내총생산 자료는 통계청에서 비교적 일관된 체계로 제공하고 있으나, 1985년 이전의 지역내총생산 자료를 찾기는 쉽지 않다. 이는 1979~1984년에 대한 공식자료가 부족하며 1965~1984년 기간에서 나타나는 서울 자료의 누락 및 이질성 때문이다(서민철, 2018). 이러한 문제들을 해결하기 위해 서민철(2018)은 「주민소득 연보」와 「서울통계연보」, 「주민소득추계계편결과」 등의 자료를 발굴하고 취합하여 타당한 숫자를 선별하는 작업 등을 통해 1960년부터 지역내총생산의 연도별 시계열 자료를 구축했다. 본 연구는 1960년부터 1980년까지 서민철(2018)에서 제공되는 실질 지역내총생산 자료를 〈인구 총조사〉에서 제공되는 자료의 주기에 맞춰 5년 단위로 사용했다. 그리고 1985년부터 2015년에 대해서는 통계청에서 제공되는 지역내총생산(실질) 자료를 사용했다. 서민철(2018)에서 제공되는 실질 지역내총생산 자료가 2010년의 가격을 기준으로 계산된 것이기 때문에 통계청 지역내총생산 자료 또한 2015년 기준이 아닌 2010년 기준의 자료를 이용하였다. 이러한 실질 지역내총생산을 〈인구 총조사〉에서 제공하는 지역별 총인구수로 나누어 1인당 지역내총생산을 계산했다.

1인당 GRDP이외의 통제변수들로는 배우자가 있는 여성의 비율(marr), 실업률(ur), 교육수준(edu_high, edu_mid), 1자녀 이상 기혼여성의 비율(bir_one)을 사용했다. 〈인구 총조사〉는 혼인상태별(미혼, 유배우, 이혼, 사별) 여성 인구 데이터를 제공하기 때문에 이를 사용하여 15세 이상 유배우 여성 인구의 비율을 구하였다.

실업률은 〈인구 총조사〉 자료와 〈경제활동인구조사〉 자료를 모두 활용해 만들었다. 단, 1960~1980년의 실업률 데이터는 경제활동참가율 데이터와

마찬가지로 13세 또는 14세 이상 인구를 대상으로 계산된 수치이기 때문에 15세 이상 인구를 대상으로 다시 계산했다. 1990년 이후 자료는 〈경제활동인구조사〉에서 제공하는 실업률 데이터를 이용했고 마찬가지로 1985년 자료의 경우 〈인구 총조사〉와 〈경제활동인구조사〉 모두 제공하지 않기 때문에 보간법을 이용하여 결측치를 처리했다.

교육수준은 〈인구 총조사〉의 교육 정도별 인구 자료를 이용하였다. 단, 1960년의 경우에는 〈인구 총조사〉에서 교육 정도별 인구 자료가 아닌 수학연수별 인구 자료가 제공되기 때문에 고등학교 졸업 이상 학력의 여성인구 자료 대신 수학연수 12년 이상의 여성 인구 자료를 사용하였고 중학교 졸업 이상 학력의 경우 수학연수 9년 이상의 여성 인구 자료를 사용했다. 1950년대부터 6·3·3 학제가 시행되었기 때문에 해당 자료가 고등학교 졸업 이상의 학력을 대신할 수 있다.

마지막으로 1자녀 이상 기혼여성의 비율은 〈인구 총조사〉의 출생자녀 수별 기혼여성 수(부인 수) 데이터를 이용해 구하였다.

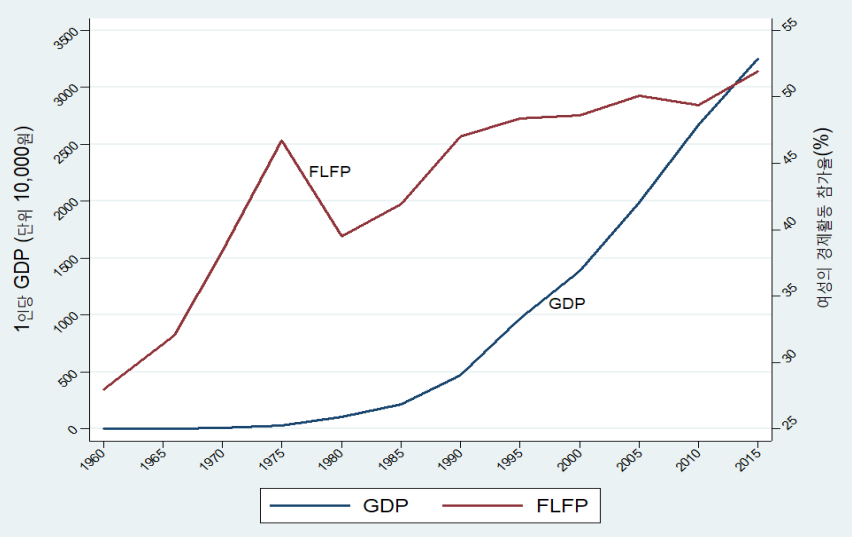
〈표 1〉 추정에 사용된 변수들(Variables used for estimation)

변수	표시	출처	비고
15세 이상 여성의 경제활동참가율	FLFP	인구 총조사	(15세이상 여성경제활동인구/15세이상 여성인구)*100
		경제활동인구조사	여성 경제활동참가율
1인당 지역내 총생산	GRDP	서민철 (2018)	실질GRDP/지역인구수
		통계청, 「지역 소득」	실질GRDP/지역인구수
배우자가 있는 여성의 비율	marr	인구총조사	(15세이상 유배우 여성인구/15세이상 여성인구)*100
실업률	ur	인구총조사	(15세이상 실업자/15세이상 경제활동인구)*100
		경제활동인구조사	실업률
고등학교 졸업학력 이상 여성인구 비율	edu_high	인구총조사	(고등학교 졸업이상 학력의 여성인구/15세이상 여성인구)*100
중학교 졸업학력 이상 여성인구 비율	edu_mid	인구총조사	(중학교 졸업이상 학력의 여성인구/15세이상 여성인구)*100
1자녀 이상 기혼여성비율	bir_one	인구총조사	(1명이상의 자녀를 가진 15세이상 기혼여성수/15세이상 기혼여성수)*100

본 연구에서 이용하는 자료의 기간에 대한 우리나라 전체의 1인당 GDP와 여성의 경제활동 참가율이 〈그림 1〉에 나타나 있다. 그림에서 확인할 수

있듯 여성의 경제활동 참가율은 1960년부터 급속히 증가하다가 1970년대의 석유파동으로 인한 경기침체의 영향으로 1980년에 크게 떨어진 이후 2015년까지 꾸준히 늘어나고 있는 것을 알 수 있다. 1인당 GDP는 전체 기간 동안 계속 상승하고 있음을 확인할 수 있다. 전반적으로 우리나라 전체의 1인당 GDP와 여성의 경제활동 참가율이 늘어나는 추세임을 확인할 수 있다. 시간이 지남에 따라 증가하는 이러한 추세를 고려하고 1인당 GDP에 영향을 주는 다른 요인들을 통제한 후에 두 변수 사이에 어떠한 관계가 성립하는지는 시·도별 자료를 이용한 패널 분석을 통해 확인할 것이다.

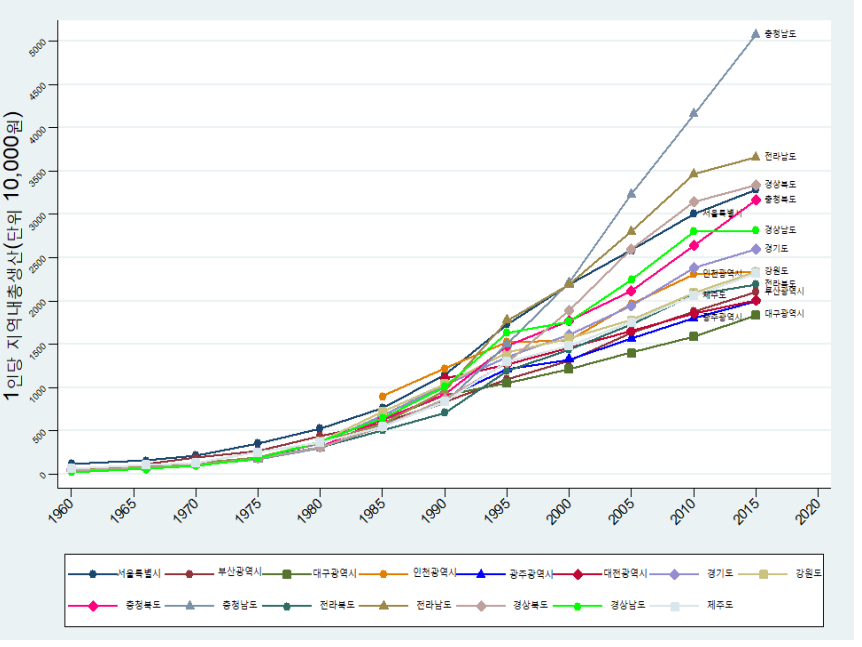
〈그림 1〉 우리나라의 1인당 GDP와 여성의 경제활동 참가율(GDP per capita and female labor force participation rate in Korea)



〈그림 2〉는 1960년부터 2015년까지의 기간 동안 지역별 1인당 지역내총생산의 변화를 보여준다. 모든 지역에서 비교적 비슷한 추세를 따라 1인당 GRDP가 증가해 온 것을 확인할 수 있다. 1960년 전 지역 평균 583,725원이었던 1인당 GRDP는 2015년 약 27,370,340원으로 꾸준히 증가해왔다. 그러나 1995년부터 1인당 GRDP의 지역별 격차가 커지고 있음을 확인할 수 있다. 서울특별시, 전라남도, 충청남도에서 특히 다른 지역들과 비교해 1995년부터 1인당 GRDP가 더 빨리 늘어나고 있는 것을 확

인할 수 있다. 15개 행정구역들 중에서 충청남도의 1인당 GRDP가 가장 높은데 이는 충남지역의 제조업 비율이 높은 편이고 (2015년 기준 50.0%) 충남에 위치한 천안·아산시를 중심으로 자동차·IT 분야의 대기업과 협력기업이 몰려있기 때문인 것으로 보인다. 반면 대구광역시의 1인당 GRDP는 1995년 이후부터 계속해서 최하위 수준이다. 이에 관해 대구상공회의소(2019)는 대구의 지역내총생산이 낮은 이유로 주력 업종인 섬유업의 경쟁력 약화와 이를 대체하는 새로운 산업으로의 산업구조 개편을 하지 못한 점을 들었다.

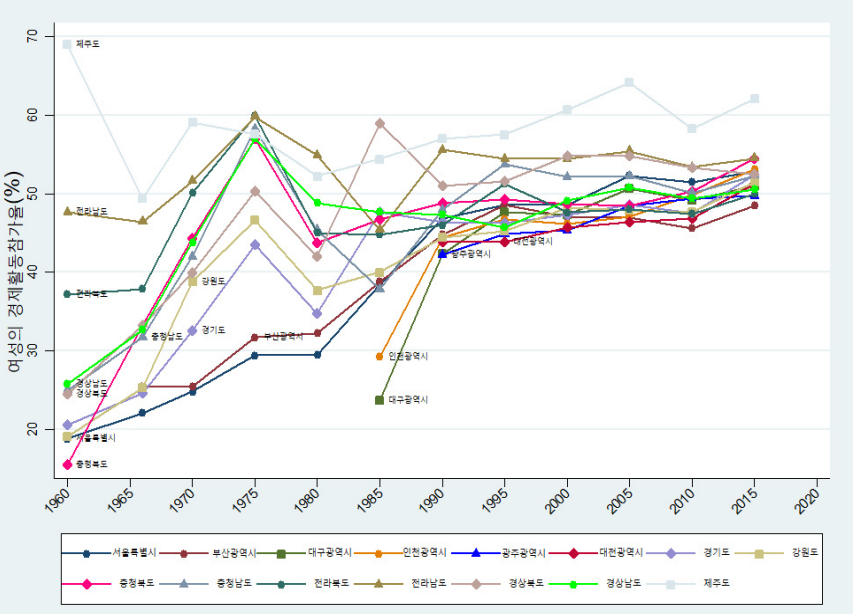
〈그림 2〉 15개 시·도의 1인당 지역내 총생산(GRDP per capita of 15 cities and provinces)



〈그림 3〉은 동일한 기간 동안 지역별 여성의 경제활동참가율의 움직임을 나타내는 그래프이다. 한 가지 특이한 점은 1960년대 제주도 여성의 경제활동 참가율이 다른 지역들에 비해 매우 높은 편이었다는 사실이다. 전라남도와 전라북도가 제주도의 뒤를 이어 높은 참가율을 보이고 있는데, 이러한 격차는 계속 줄어들었다. 1990년 이후에도 다른 지역들에 비해 여전히 높은 편이지만 이전과 달리 비교적 안정된 움직임을 보여준다. 우리 경제가

아직 본격적으로 발전하지 않았고 농업의 비중이 컸던 1960년대에 특히 여성의 경제활동 참가율이 지역별로 크게 차이를 보였다. 이는 당시 여성이 농업이나 가내 수공업 등에 참가함에도 불구하고 경제활동에 참가하고 있지 않다고 설문에 응해 실제 참가율보다 낮게 보고된 것이 아닌가 하는 생각이 든다. 1960년 지역평균 30.31%였던 여성의 경제활동참가율은 2015년 52.43%로 증가했다. 1975년에서 1980년 사이에 여러 지역들에서 FLFP의 하락이 관측되는데, 이는 1970년대에 있었던 두 차례의 석유파동으로 인해 국제경제 질서가 불안정해지고 수출이 저조해짐에 따라 1978년부터 본격화된 경기침체의 영향으로 노동 시장의 고용상황이 악화됐기 때문인 것으로 보인다. 실제로 전 지역 평균 FLFP는 1975년 50.09%에서 1980년 42.37%로 감소했다. 이후 1985년에서 1990년으로 넘어가면서 42.57%에서 47.26%로 증가했다. 이것은 1985년 플라자 합의 이후 한국이 달러의 평가절하, 국제금리 하락, 유가 하락이라는 '3저 호황'을 누리며 수출경쟁력이 크게 높아지면서 1980년대 후반 높은 경제성장을 이루었기 때문으로 해석할 수 있다.

〈그림 3〉 15개 시·도의 여성의 경제활동 참가율(Female labor force participation rate of 15 cities and provinces)



부산광역시, 충청남도, 전라북도의 그래프에서 1995년에서 2000년 사이에 FLFP의 하락이 관측된다. 이것은 1997년 한국의 유동성 위기 가능성 보도가 이어지면서 국제금융기관들이 한국 채권 만기 연장을 거부했고, 곧바로 한국 기업의 대외지급불능 사태가 발생했던 외환위기의 영향으로 보여진다. 정부는 외환위기를 극복하기 위해 IMF 구제금융을 받는 조건으로 기업구조조정, 민영화, 노동시장 유연화, 금융시장의 개혁과 개방 등의 IMF의 요구를 수용하였다. 그 결과 1997년 이후 많은 재벌 기업들의 규모가 축소되고 많은 노동자들이 정리해고 되는 대량실업사태가 발생했다(신광영, 2006). 이러한 외환위기의 영향이 여성의 노동시장까지 미쳤을 것으로 생각된다. 이후 IMF 관리체제에서 도입된 신자유주의적인 정책 기조로 인해 정규직 고용보다는 비정규직 고용이 증가함에 따라 고용률은 경제위기 이전의 수준으로 돌아갔으나 많은 노동자들이 고용불안과 임금의 하락을 겪었다.

〈표 2〉에는 15세 이상 여성의 경제활동참가율, 1인당 지역내총생산, 고등학교 졸업 이상 학력 여성인구비율, 중학교 졸업 이상 학력 여성인구비율, 유배우 여성 비율, 1자녀 이상의 기혼부인 비율 변수들의 1960~2015년의 기간 15개 전 지역 패널 자료에 대한 기초 통계량들이 정리되어있다. 고등학교 졸업 이상 학력 여성 비율과 중학교 졸업 이상 학력 여성 비율은 1960년 이후 꾸준히 증가해 왔다. 그리고 유배우 여성 인구 비율의 경우

〈표 2〉 추정에 이용된 자료의 기초통계량(Summary statistics of data used for estimation)

변수명	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
여성의 경제활동참가율(FLFP)	157	45.69	9.91	15.50	69.00
1인당 지역내총생산 (GRDP, 단위 1,000원)	157	11923.44	10169.96	228.91	50755.41
로그를 취한 1인당 지역내총생산(LGRDP)	157	15.72	1.28	12.34	17.74
고등학교 졸업 이상 학력 여성 비율(edu_high)	157	36.00	23.91	1.12	77.04
중학교 졸업 이상 학력 여성 비율(edu_mid)	157	53.01	25.85	4.04	87.95
유배우 여성 비율(marr)	157	58.42	3.21	51.10	68.64
실업률(ur)	157	3.71	2.89	0.40	19.19
1자녀이상 기혼여성 비율(bir_one)	157	94.39	1.44	90.36	97.42

전남, 전북, 제주, 충남, 충북 지역들에서 M자형 형태를 확인할 수 있다. 실업률의 경우 대부분의 지역에서 1995~2000년에 실업률이 상승했다가 다시 하락하였는데 이는 앞에서 언급했듯이 1997년에 발생했던 외환위기의 영향으로 짐작해 볼 수 있다. 마지막으로 1자녀 이상 기혼여성 비율은 모든 지역에서 전 기간 동안 90~98%로 높은 수준을 유지하며 비슷한 양상으로 변화했다.

Ⅳ. 분석모형 및 분석결과

1. 분석 모형과 추정 방법

〈그림 4〉는 1960~2015년까지의 데이터를 종합하고 로그를 취한 1인당 지역내총생산(이후 LGRDP라고 표기함)에 따른 여성의 경제활동참가율(이후 FLFP라고 표기함)의 분포를 나타낸 그래프이다. Goldin(1995)의 U자 가설과는 달리 〈그림 4〉에서 FLFP와 LGRDP 간에 U자형 관계를 만족하는지는 불명확하다. 또한, 지역별로 FLFP와 LGRDP 사이의 관계를

〈그림 4〉 15개 시·도의 LGRDP와 여성의 경제활동 참가율의 이산 그래프(Scatter plot of LGRDP and LFPR of 15 cities and provinces)

보면 혼합된 결과를 보여준다. 1960년대에 높은 FLFP를 보였던 제주도의 경우 U자형 관계를 갖는 것처럼 보이지만 충청남도, 충청북도, 경상남도, 경상북도 등의 경우 오히려 역 U자형의 관계에 가까워 보인다. 그렇지만 FLFP가 LGRDP가 변화함에 따라 어떤 모습을 보이는지 좀 더 정확하게 파악하기 위해서는 FLFP에 영향을 주는 다른 변수를 통제하고 이 두 변수 사이의 관계를 잘 설명할 수 있는 모형을 사용하는 것이 필요하다.

두 변수 사이의 관계를 더 정확히 이해하기 위해 본 연구는 Goldin (1995), Olivetti(2013), Tam(2011)에서 사용된 분석 모형들을 이용했다. 먼저 가장 많이 사용되지만 패널 자료의 특성을 활용하지 않는 Pooled OLS 모형으로 분석했다.

$$FLFP_{i,t} = c + \beta_1 LGRDP_{i,t} + \beta_2 LGRDP_{i,t}^2 + \delta_t + u_{i,t} \quad (1)$$

그러나 이러한 Pooled OLS 모형은 시간에 따라 변하지 않고 관측되지 않는 지역 고유의 특성을 설명할 수 없다는 한계를 가진다. 따라서 통상적인 패널 분석 모형인 고정효과 모형과 임의효과 모형을 추가로 추정했다.

$$FLFP_{i,t} = c + \beta_1 LGRDP_{i,t} + \beta_2 LGRDP_{i,t}^2 + \delta_t + \mu_i + u_{i,t} \quad (2)$$

위 추정식 (1)과 (2)의 δ_t는 시간 고정효과이며 μ_i는 지역고정효과이다.

다른 한 편 최근 여러 연구(Tam, 2011; Gaddis and Klasen, 2014; Lahoti and Swaminathan, 2016)에서는 여성의 경제활동참가율의 동태적인 변화를 고려하며 모형의 내생 변수의 문제를 해결할 수 있는 동태적 패널 모형을 사용하여 분석하였다. 종속변수의 시차변수($y_{i,t-1}$)가 설명변수에 포함된 동태적 패널 모형은 아래의 식과 같다.

$$y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \beta_1 x_{1\,i,t} + \beta_2 x_{2\,i,t} + \delta_t + \mu_i + u_{i,t} \quad (3)$$

이때 식 (3)의 지역고정효과(μ_i)와 설명 변수 사이에 상관관계가 있으면 일치추정량을 얻을 수 없기 때문에 이 식을 1차 차분하면 지역고정효과는 사

라진다(식 (4)). 그러나 $TRIANGLEy_{i,t-1}$가 오차항($TRIANGLEu_{i,t}$)과 상관관계를 갖기 때문에 일치추정량을 얻을 수 없다.

$$\triangle y_{i,t} = (1-\rho)\triangle y_{i,t-1} + \beta_1 \triangle x_{1\,i,t} + \beta_2 \triangle x_{2\,i,t} + \triangle u_{i,t} \tag{4}$$

이에 관하여 Arellano and Bond(1991)은 $TRIANGLEy_{i,t-1}$에 대한 도구변수로 종속변수의 레그된(Lagged) 수준변수(level variable)를 사용하는 효율적인 GMM 추정법을 제안하였다. 완전히 외생적이며 좋은 도구변수를 항상 발견할 수 있는 것은 아니므로 가지고 있는 데이터 모음에서 도구변수를 추출할 수 있다는 점에서 효율적인 GMM 추정법은 매우 유용하다.

동태적 패널 추정모형에서 모든 설명변수를 강 외생(strictly exogenous) 변수로 가정하기도 하지만, FLFP가 LGRDP에 영향을 미치는 내생성 때문에 $LGRDP$와 $LGRDP^2$를 강 외생변수로 간주하기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 $LGRDP$와 $LGRDP^2$를 사전결정변수(predetermined variables)로 보고 이들 변수의 도구변수로 시차 수준변수들을 사용했다.[2)]

$$\begin{aligned} FLFP_{i,t} = {} & \rho FLFP_{i,t-1} + \beta_1 LGRDP_{i,t} + \beta_2 LGRDP_{i,t}^2 \\ & + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{5}$$

위 모형에서 종속변수로는 15세 이상 여성인구의 경제활동참가율(FLFP)을 사용한다. 설명변수로는 FLFP의 시차 변수($FLFP_{i,t-1}$, 이후 L.FLFP로 표기함)와 함께 로그를 취한 1인당 지역내총생산(LGRDP)을 사용하고, 이것의 제곱항($LGRDP^2$)을 추가함으로써 종속변수와 설명변수 사이에 U자 관계가 있는지 확인하고자 하였다.

다른 설명변수들로는 Heath and Jayachandran(2016)에서 제시한 바와 같이 여성의 교육기회 확대가 FLFP에 미치는 영향을 통제하기 위해

2) 설명변수 $x_{i,t}$가 모든 s와 t에 대해 $E(x_{i,t}u_{i,s}) = 0$을 충족하는 경우 강 외생으로 볼 수 있다. 그런데 $s \geq t$일 경우에는 위의 조건을 만족하지만 $s < t$일 경우에는 조건을 만족하지 않는다면 t기의 예측오차가 $(t+1)$기의 x에 영향을 미칠 수 있는 사전결정 변수로 간주한다.

중학교 졸업 이상 학력 여성 인구 비율(edu_mid)[3] 또는 고등학교 졸업 이상 학력 여성 인구 비율(edu_high)을 추가하였다. 그리고 혼인이 여성의 노동시장 진입에 미치는 영향을 통제하기 위해 유배우 여성 비율(marr) 변수를 추가했다. Kottis(1988)에서 설명한 바와 같이 실업이 여성의 노동시장 참가에 부정적인 영향을 미치리라 예상하기 때문에 실업률(ur) 변수를 통제변수에 추가했다. 마지막으로 이진경·옥선화(2009)에서와 같이 기혼여성의 취업에 자녀의 유무 여부가 영향을 주기 때문에 자녀 출산이 노동시장에 미치는 영향을 통제하기 위해 1자녀 이상 기혼여성 비율(bir_one) 변수를 사용했다. 그리고 시간 고정효과(δ_t)와 지역 고정효과(μ_i)를 모두 포함했다.

또한, Hansen의 J 검정을 이용하여 적률조건으로서의 과도식별제약(Overidentification restrictions)의 적합성 여부를 판단했다. 그리고 차분한 모형의 회귀 잔차에 대한 2차 자기상관검증(이후 AR(2) 검정이라고 표기함)을 통해 2차 자기상관 관계가 없다는 귀무가설을 통상적인 유의수준에서 기각할 수 없다는 것을 보임으로써 위의 동태적 패널 모형에서 시간에 따라 변하는 오차항이 계열 상관관계가 없음을 보였다. 이는 시차 설명변수가 도구변수로 이용될 수 있다는 것을 의미하기 때문에, 시차수준변수를 도구변수로 사용하는 효율적인 GMM으로 일치 추정량을 얻을 수 있다는 것을 뜻한다.

일반적으로 1단계(one-step) 또는 2단계(two-step) GMM이 사용되는 것과는 달리, 본 연구에서는 반복적(iterated) GMM을 사용한다. 1, 2단계 GMM도 점근적으로는 효율적(efficient)이지만 유한개의 자료를 가지고 분석할 때는 가중치 매트릭스를 처음에 어떻게 잡느냐에 따라 결과가 달라질 수 있다. Hansen and Lee(2019)에 따르면 계수 추정값은 최초의 가중치 매트릭스의 설정에 따라 결과가 민감하게 달라질 수 있으며, 가중치 매트릭스를 업데이트해서 다시 추정하는 반복의 횟수도 그러한 추정 결과에 영향을 미칠 수 있다. 반복적 GMM 추정법은 추정값이 수렴할 때까지 계속해서 가중치 매트릭스와 추정값들을 업데이트하여 추정을 반복함으로써 1단계와 2단계 GMM 추정 결과에서 최초의 가중치 매트릭스 설정에 따른

3) 추가적으로 대학교 졸업 이상 학력 여성 인구 비율(edu_col)을 통제변수로 하여 추정을 했으나 결과는 별로 다르지 않았다.

임의성을 줄일 수 있다.

2. 분석결과

〈표 3〉은 15세이상 FLFP와 LGRDP간의 관계를 pooled OLS로 추정한 결과이다. 모형(1)~(7)까지 추가적인 통제변수들을 각각 다르게 하였으며 하단에는 LGRDP와 그것의 제곱항(이후에는 LGRDP2로 표기함)의 계수들의 유의성을 결합 검정한 결과의 p-value(Joint test1)와 LGRDP와 LGRDP2뿐만 아니라 다른 모든 통제변수들의 계수들의 유의성을 결합 검정한 결과의 p-value(Joint test2)를 추가했다. 추정 결과 모형(1), 모형(4), 모형(6)에서 $\widehat{\beta_1}$은 음수이고 $\widehat{\beta_2}$은 양수이기 때문에 U자 관계로 볼 수 있으나 세 모형 모두 두 추정값들이 각각 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 모형(2), (3), (5), (7)의 경우 $\widehat{\beta_1}$이 양수이며 $\widehat{\beta_2}$이 음수이기 때문에 역 U자형 관계의 가능성도 있으나 이들 역시 통계적으로 유의하지 않았다. LGRDP와 LGRDP2의 계수들의 유의성을 결합 검정한 결과 모두 통계적으로 유의하지 않다는 결과를 얻었고, 모든 통제변수들의 계수들을 결합 검정했을 경우에는 모형(1)과 모형(4)를 제외하고 모두 5% 유의수준에서 유의했다.

다음으로 각 경우에 대해 고정효과 모형과 임의효과 모형을 추정하고 하우스만 검정(Hausman Test)을 실시한 결과, (1)~(7) 모든 경우에 5% 유의 수준에서 임의효과 모형이 기각되었다. 따라서 아래에 제시한 〈표 4〉는 15세 이상 FLFP를 종속변수로 해 고정효과 모형을 추정한 결과이다. 추정결과 모형(1)~(7) 모두에서 $\widehat{\beta_1}$은 양수, $\widehat{\beta_2}$은 음수를 얻었다. 이는 FLFP과 LGRDP 사이에 역 U자형 관계가 존재할 수 있음을 의미하지만 이러한 관계는 통계적으로 유의하지 않다. 추가로 결합검정 결과를 살펴보면, LGRDP와 LGRDP2의 계수들이 모두 0이라는 귀무가설에 대한 결합검정 결과 모든 모형에서 귀무가설이 기각되지 않았다. 그러나 다른 통제변수들과 함께 결합 검정했을 때는 모형(5)에서 5% 유의수준에서 유의한 결과를 얻었다.

〈표 3〉 Pooled OLS 추정결과(Estimation results of Pooled OLS)

	종속변수: 15세 이상 FLFP						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
LGRDP	-32.80	7.77	33.53	-45.54	32.21	-2.47	14.02
	(52.51)	(55.01)	(49.85)	(47.67)	(45.61)	(48.29)	(33.10)
LGRDP2	0.94	-0.35	-1.11	1.33	-0.97	0.11	-0.35
	(1.59)	(1.73)	(1.58)	(1.41)	(1.39)	(1.51)	(1.04)
edu_high		-0.39***					-0.03
		(0.10)					(0.14)
edu_mid			-0.43***				
			(0.09)				
marr				-0.35			-0.88
				(0.73)			(0.56)
ur					-1.83**		-1.70**
					(0.63)		(0.77)
bir_one						3.51***	1.76
						(0.59)	(1.55)
_cons	339.62	48.29	-162.88	460.04	-208.91	-267.57	-199.28
	(435.07)	(431.42)	(385.37)	(402.49)	(372.37)	(413.53)	(177.17)
Joint test1	0.7185	0.1453	0.4709	0.6406	0.7741	0.8432	0.2507
Joint test2	0.7185	0.0001	0.0000	0.7372	0.0001	0.0001	0.0003

주: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) 연도 더미를 추가하여 추정하였으나 표에는 생략하였음.
Note: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) We have included year dummies but the estimates of those variables are not reported.

〈표 3〉과 〈표 4〉의 결과를 종합했을 때, 살펴본 어떤 모형들에서도 유의한 U자형 관계가 있다는 결과를 얻을 수 없었다. Pooled OLS로 추정했을 경우에는 $\hat{\beta_1}$은 음수이고 $\hat{\beta_2}$은 양수로 유의하지 않은 U자형 관계를 보이는 모형이 몇몇 있었다. 그러나 고정효과 모형으로 추정했을 경우에는 모든 모형들에서 β_1이 양수, β_2는 음수로 추정되었다. 이는 U자 가설의 성립 여부가 OLS로 분석했을 경우보다 고정효과 모형으로 분석했을 경우 더 약해진다는 Mammen and Paxson(2000)과 유사하다.

〈표 4〉 고정효과 모형 추정결과(Estimation Results of Fixed Effect Model)

	종속변수: 15세이상 FLFP						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
LGRDP	16.44	16.97	25.02	18.78	30.93	11.69	23.89
	(42.17)	(40.76)	(38.49)	(37.77)	(29.34)	(46.14)	(30.23)
LGRDP2	-0.71	-0.72	-0.91	-0.78	-1.12	-0.49	-0.79
	(1.33)	(1.28)	(1.25)	(1.20)	(0.93)	(1.48)	(0.97)
edu_high		0.07					0.23
		(0.24)					(0.24)
edu_mid			-0.49				
			(0.30)				
marr				0.27			-0.02
				(0.50)			(0.50)
ur					-0.77		-0.70
					(0.51)		(0.67)
bir_one						1.70	2.62**
						(1.65)	(1.16)
_cons	-21.13	-30.87	-70.81	-54.07	-147.33	-162.10	-382.89
	(337.33)	(327.33)	(308.42)	(293.37)	(236.30)	(349.31)	(230.34)
Joint test1	0.3373	0.3313	0.6134	0.3329	0.3585	0.704	0.7188
Joint test2	0.3373	0.5147	0.0601	0.5126	0.0483	0.1636	0.0553

주: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) 연도 더미를 추가하여 추정하였으나 표에는 생략하였음.
Note: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) We have included year dummies but the estimates of those variables are not reported.

〈표 5〉는 종속변수 FLFP의 시차변수인 L.FLFP를 설명변수에 추가한 동태적 패널 모형을 2단계(two-step) GMM으로 추정한 결과이다. (1)~(7)까지 통제변수를 각각 다르게 하였으며, 하단에는 LGRDP와 LGRDP2의 유의성을 결합 검정한 결과(Joint test1)와 LGRDP와 LGRDP2뿐만 아니라 다른 통제변수의 유의성을 함께 결합 검정한 결과(Joint test2)를 추가했다. 그리고 AR(2) 검정의 결과와 Hansen의 J 검정의 p-value를 추가하여 모형의 적합성을 평가했다. 동태적 패널 모형에서 시간에 따라 변하는 오차항에 계열상관이 없다면 오차항을 차분한 것이 시차가 2 이상인 경우에 상관관계가 없어야 하는데 AR(2) 검정은 이러한 귀무가설을 검정하는 것이다. 따라서 동태적 모형 오차항의 계열상관 관계가 없다면 귀무가설이 기각되지 않아야 한다. Hansen의 J 검정의 귀무가

설은 '도구변수들이 유효하다'라는 것이기 때문에 귀무가설이 기각되지 않아야 한다. 추정 결과, 앞서 보았던 통상적인 패널 모형들과는 달리 동태적 패널모형의 경우 모형(1), (2), (3), (4)에서는 β_1은 음수이고 β_2는 양수로 추정되었기 때문 여성의 경제활동 참가와 경제발전 간에 U자형 관계가 있는 것으로 보인다. 그러나 그러한 U자 관계는 일반적인 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않았다. 모형(5)의 경우 β_1은 유의한 음수, β_2는 유의한 양수로 추정되어 유의한 U자 관계를 가진다고 볼 수 있다. 그러나 통제변수가 달라지면 유의성을 잃는다. 모형(1), (2), (3)의 극소점은 각각 LGRDP=19.05, LGRDP=19.62, LGRDP=723.50에 위치하며 모두

〈표 5〉 동태적 패널 모형 추정결과(2단계 GMM)(Estimation Results of Dynamic Panel Model (2 step GMM))

	종속변수: 15세이상 FLFP						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
L.flfp	0.45***	0.47	0.45***	0.33	0.11*	0.44***	0.26
	(0.11)	(0.36)	(0.15)	(0.20)	(0.07)	(0.16)	(0.19)
LGRDP	-37.71	-32.18	-14.47	-226.49	-307.77**	49.20	109.16
	(27.01)	(131.31)	(107.90)	(199.60)	(130.24)	(192.31)	(107.66)
LGRDP2	0.99	0.82	0.01	6.73	9.52**	-1.95	-3.81
	(1.01)	(4.18)	(4.79)	(6.14)	(4.38)	(6.17)	(3.74)
edu_high		-0.10					0.96
		(2.75)					(0.62)
edu_mid			0.41				
			(3.75)				
marr				-2.51			2.15***
				(4.24)			(0.58)
ur					-2.15		-0.89
					(2.47)		(2.08)
bir_one						-3.18	-5.71
						(4.16)	(5.96)
Joint test1	0.1361	0.8826	0.7880	0.4414	0.0043	0.4666	0.5934
Joint test2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0105	0.0000	0.0000
AR(2)	0.9305	0.9365	0.9939	0.9588	0.7596	0.7021	0.7368
J 검정	0.7484	0.7432	0.7208	0.8958	0.894	0.8459	1

주: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) 연도 더미를 추가하여 추정하였으나 표에는 생략하였음.

Note: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) We have included year dummies but the estimates of those variables are not reported.

LGRDP의 범위를 크게 벗어나 있다. 반면 모형(4)와 (5)의 경우 극소점은 각각 LGRDP=16.83, LGRDP=16.16에 위치하여 LGRDP의 범위 내에 있다.

통제변수를 다르게 한 모형(6), (7)에서는 $\widehat{\beta_1}$은 양수이고 $\widehat{\beta_2}$은 음수이기 때문에 역 U자형 관계로 보이나 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 LGRDP와 LGRDP2의 결합검정 결과, 모형(5)는 유의하였으나 나머지 모형들에서는 모두 결합적으로 유의하지 않았다. 그러나 L.FLFP를 포함하여 다른 통제변수들과 함께 결합 검정하면 모든 모형에서 유의했다. 마지막으로 AR(2) 검정과 Hansen의 J 검정 결과 모든 모형에서 귀무가설을 기각하지 않았으므로 시변하는 오차항의 계열상관과 과도식별문제가 없다고 할 수 있다.

〈표 6〉은 동태적 패널 모형을 반복적(iterated) GMM으로 추정한 결과이다. 2단계 GMM 추정 결과와 비교했을 때 추정 값들이 약간 달라지기는 했으나 전반적으로 추정 결과의 해석은 크게 달라지지 않았다. 우선 모형(1), (2), (3)의 경우 β_1은 유의하지 않은 양수, β_2는 유의하지 않은 음수로 추정되었다. 모형 (6)의 경우 β_1과 β_2 모두 음수로 추정되어 U자 관계나 역 U자 관계 모두 만족하지 않았다. 반면 모형(4), (5), (7)의 경우 $\widehat{\beta_1}$은 음수, $\widehat{\beta_2}$는 양수로, 유의하지 않은 U자형 관계를 띄었다. 그러나 극솟값을 갖는 지점이 모형(4)은 LGRDP=17.02로 LGRDP의 범위상 우측으로 치우쳤으며, 모형(5)의 경우 LGRDP=15.64로 LGRDP의 평균인 15.72와 매우 근접했다.

통제변수의 경우 모형(2)의 edu_high와 모형(3)의 edu_mid의 계수는 각각 2.43과 1.97로 유의하지 않은 양의 값으로 추정되었다. 이는 경제발전과 함께 여성의 교육기회가 확대되면서 여성의 경제활동참가도 증가한다고 밝힌 Heath and Jayachandran(2016)의 결과와 유사하다. 또한 모형(4), (5), (6)의 통제변수인 marr, ur, bir_one의 계수는 각각 -2.81, -6.67, -3.62로 음의 값으로 추정되었다. 이는 기혼여성이 미혼 여성보다 노동시장 참가가 적으며, 노동시장 상태를 반영하는 실업이 여성의 경제활동참가에 부정적인 영향을 미칠 수 있고, 여성의 취업 중단에 자녀 출산이 영향을 미친다고 보는 선행 연구 결과와 일치한다(Lee et al., 2008;

Kottis, 1988; 이진경·옥선화, 2009). 반면 위의 통제변수들을 모두 추가하여 추정한 모형(7)의 경우 marr의 계수가 1.70으로 추정되어 혼인이 여성의 노동시장 참가에 양의 영향을 준다는 예상과는 다른 추정결과를 보였으나 유의하지 않았다.

LGRDP와 LGRDP2의 결합검정 결과, 모형(4)에서만 5% 유의수준에서 유의했으며 나머지 모형들의 경우 유의하지 않았다. 특히 모형(5)의 경우 두 가지 결합검정 결과들에서 모두 귀무가설을 기각하지 못했다. 추가적으로 AR(2) 검정과 Hansen의 J 검정결과, 모든 모형에서 귀무가설을 기각하지 않았다.

〈표 6〉 동태적 패널 모형 추정결과(반복적 GMM)(Estimation Results of Dynamic Panel Model (iterated GMM))

	종속변수: 15세이상 FLFP						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
L.flfp	0.52***	0.14	0.50*	0.31***	0.03	0.41*	0.19
	(0.17)	(0.20)	(0.29)	(0.11)	(1.07)	(0.23)	(0.27)
LGRDP	9.22	82.30	172.41	-197.48	-312.86	-7.58	-27.92
	(38.69)	(159.45)	(392.60)	(143.14)	(775.20)	(192.97)	(165.62)
LGRDP2	-0.42	-3.01	-6.32	5.80	10.00	-0.20	0.63
	(1.23)	(5.18)	(13.81)	(4.75)	(24.97)	(5.98)	(5.14)
edu_high		2.43					0.95
		(2.53)					(1.11)
edu_mid			1.97				
			(4.91)				
marr				-2.81			1.70
				(2.96)			(2.78)
ur					-6.67		-0.64
					(14.96)		(2.60)
bir_one						-3.62	
						(3.58)	
Joint test1	0.8922	0.3399	0.8919	0.0112	0.921	0.4108	0.9052
Joint test2	0.0000	0.0006	0.0000	0.0000	0.9553	0.0030	0.0002
AR(2)	0.8171	0.7005	0.8224	0.9004	0.7872	0.6311	0.6270
J 검정	0.7252	0.9465	0.8864	0.9821	1	0.8808	1

주: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) 연도 더미를 추가하여 추정하였으나 표에는 생략하였음.

Note: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) We have included year dummies but the estimates of those variables are not reported.

〈표 5〉와 〈표 6〉의 결과를 종합해 보면, 동태적 패널 분석을 했을 때 2단계 GMM을 사용한 〈표 5〉의 모형(5)을 제외하면 유의한 U자형 관계는 추정되지 않았다. 또한, 통제변수를 어떻게 구성하는지에 따라 유의한 관계는 사라질 수 있다. 유의하지 않은 U자 관계가 관측되더라도 대부분의 경우에서 극소점이 우측으로 치우쳐져 있거나 LGRDP의 범위를 벗어나 있기 때문에 완전한 U의 형태를 가진다고 보기 어렵다.

앞에서 언급한 것과 같이 2단계 GMM 추정방법이 가지는 한계로 인해 추정결과가 가중치 매트릭스에 따라 달라질 수 있다. 2단계 GMM으로 추정한 모형(5)에서 유의한 U자형 관계를 얻었으나, 이를 반복적 GMM 추정법을 사용하여 추정했을 때는 유의하지 않은 U자형 관계를 얻었다. 따라서 동태적 패널 모형을 사용한 국내 여성 노동시장에서의 실증분석 결과, 여성의 노동시장 참가와 경제 발달 간에 U자 가설이 성립한다고 보기 어렵다. 이는 U자 가설의 성립 여부에 대한 평가를 한 Gaddis and Klasen (2014)에서 U자 가설을 뒷받침하는 실증적인 증거가 부족하다고 한 연구결과와 유사하다.[4)]

다른 한 편 여성의 노동시장 참가와 경제 발달 사이에 U자 관계가 성립한다는 증거를 찾지 못한 이유가, 본 연구의 자료 기간에는 우리나라에서 여성의 노동시장 참가와 경제 발달 사이에 U자 관계가 아닌 U자의 오른쪽 부분에 해당하는 선형관계가 성립함에도 불구하고, 모형에 LGRDP의 2차항을 포함시켜 모형 설정을 잘못했기 때문일 수도 있다. 그래서 추가적인 분석으로 본 연구의 주요 모형인 동태적 패널 모형에서 LGRDP의 1차 항만을 포함시켜 반복적 GMM으로 추정했고 이는 〈표 7〉에 정리되어 있다. LGRDP의 1차 항만을 포함시킨 동태적 패널 모형을 추정한 결과 모든 모형에서 LGRDP의 계수가 통계적으로 유의하지 않았다. 시간 추세와 함께 여성의 경제활동 참가에 영향을 주는 요인들을 통제한 후에는 경제발전 정도가 여성의 경제활동참가율에는 영향을 미치지 않는다는 것을 뜻한다. 모형(6)을 제외하고는 나머지 모든 모형들에서 전체 변수들이 결합적으로 유의한 결과를 얻었고 AR(2) 검정과 J 검정 모두 귀무가설을 기각하지 않았다.

4) 중학교 졸업학력 이상 여성인구(edu_mid) 변수 대신 대학교 졸업학력 이상 여성인구(edu_col)를, 실업률 대신 여성의 고용률(fer)변수를 사용하여 반복적 GMM 추정법을 사용하여 추정하기도 했다. 이 경우에서도 위의 추정결과와 마찬가지로 FLFP와 LGRDP간의 유의한 U자형 관계는 확인할 수 없었다.

〈표 7〉 동태적 패널 모형 추정결과(반복적 GMM)(Estimation Results of Dynamic Panel Model (iterated GMM))

	종속변수: 15세이상 FLFP						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
L.flfp	0.55***	0.41***	0.48***	0.48***	0.28	0.46	0.24
	(0.18)	(0.12)	(0.13)	(0.07)	(0.24)	(1662.56)	(0.27)
LGRDP	-10.98	-5.59	-26.80	-5.76	-22.17	-10.59	-19.60
	(14.99)	(4.59)	(24.72)	(21.41)	(13.63)	(500781.55)	(24.56)
edu_high		0.70					2.91
		(0.80)					(2.99)
edu_mid			1.46				
			(1.75)				
marr				0.48			-1.76
				(2.91)			(4.78)
ur					0.41		1.98
					(2.30)		(5.83)
bir_one						-2.78	
						(112305.25)	
Joint test2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0123	0.5474	0.0304
AR(2)	0.8189	0.8671	0.989	0.9737	0.8697	1.0000	0.8757
J 검정	0.4712	0.6828	0.8402	0.5645	0.1839	0.9784	1.0000

주: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) 연도 더미를 추가하여 추정하였으나 표에는 생략하였음.
Note: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) We have included year dummies but the estimates of those variables are not reported.

본 연구를 통해 우리나라에서 U자 가설이 성립된다는 결과를 얻지 못한 것뿐만 아니라 경제발전이 여성의 경제활동 참여에 영향을 준다는 증거도 찾지 못한 이유로 여러 가지 이유를 생각해 볼 수 있다. 한국은 다른 선진국가들과는 다르게 짧은 기간 동안 매우 빠른 속도로 경제 발전을 이루었기 때문에, 오랜 기간에 걸쳐 경제발전을 이룬 다른 선진국들을 대상으로 한 분석 결과에서 확인된 U자 가설이 적용되지 않을 수 있다. 경제적으로는 급속하게 발전해 선진국 수준으로 도달했으나 여성의 경제활동 참여에 대한 개인적 그리고 사회적 인식과 환경은 그에 미치지 못했던 것이 아닌가 생각된다. 요즘에는 많이 바뀌었지만, 과거에는 일을 하던 여성들이 결혼하면 가사와 육아 등을 전담하도록 직장을 그만두는 것이 당연하다는 사회적 분위기가 있었다. 아이를 가진 기혼 여성의 경제활동 참가를 늘리기 위해서는

여성들의 육아 부담을 줄이기 위한 사회적인 보육 시스템이 잘 갖춰져야 하는데, 아이는 엄마가 키워야 한다는 개인적 그리고 사회적 인식과 경제 수준에 맞는 선진국 수준의 사회적인 보육 시스템이 잘 갖춰져 있지 않았기에, 결혼 이후에도 계속 일을 하려던 여성들도 결국 육아 부담으로 직장을 그만 두는 경우도 많았던 것으로 보인다. 또한 암묵적인 결혼 적령기라는 것이 있어 이에 맞춰 결혼한 여성들은 한참 일을 하고 능력을 발휘할 수 있는 나이에 경력이 단절되고 나중에 다시 노동시장으로 돌아오려고 해도 쉽지 않았던 것이 현실이다. 경제가 발전하며 여성들의 교육 수준도 높아지기는 했지만 경력단절 후에 다시 노동시장에 돌아오려고 해도 그들의 교육 수준에 맞는 만족스러운 양질의 일자리는 많지 않아 비정규직으로 일을 하거나 많은 여성들이 경제활동을 포기하는 것으로 보인다. 뿐만 아니라 학업을 마치고 일자리를 구하는 여성들은 남성들과 비슷한 교육을 받았음에도 불구하고, 여성들은 결혼하면 직장을 그만둘 것이라는 생각으로 또는 기존의 조직에서 남성들이 다수를 차지하던 문화 때문에 직장에서는 남성들을 더 선호했기 때문에 여성들에게 제공되는 일자리의 양 뿐만 아니라 질이 떨어져 경제활동을 포기하는 일도 많았으리라 생각된다. 선진국과 다른 이러한 우리나라의 특수한 상황들 때문에 선진국 수준의 경제 성장을 빠르게 이룬 우리나라에서 여성의 경제활동 참가에 대해 선진국과 같은 수준의 인식과 환경이 마련되지 않아 우리나라에서는 경제 발전과 여성의 경제활동 참가와의 관계를 찾지 못한 것으로 생각된다.

본 논문에서 U자 관계를 찾지 못한 다른 이유는 데이터의 한계 때문일 수도 있다. 본 연구의 경우 15개 지역에 대해 1960년부터 2015년까지 기간 동안 5년 단위로 총 12기의 데이터를 수집해 패널 데이터를 구축했다. 따라서 우리나라에서 본격적으로 경제 발전이 이루어지기 이전 기간을 포함하며 급속한 경제발전을 보여줄 수 있는 비교적 고빈도의 충분히 많은 양의 데이터를 구할 수 없었다. 5년이라는 비교적 긴 주기의 데이터는 빠른 경제 변화 속에서 변수들 사이의 관계를 정확히 잡아내지 못했을 가능성이 있다. 또한 본 연구는 지역 단위의 패널 자료를 구성하였는데, GRDP와 FLFP, 그리고 다른 설명변수들이 지역 간에 서로 다른 모습을 보이며 변해야 이들 사이의 관계를 좀 더 정확하게 추정할 수 있다. 그러나 실제로는 이들 변수들이 모든 지역에서 대체로 비슷하게 움직여왔기 때문에, 데이터를 통해 얻

을 수 있는 정보가 부족해 변수들 사이의 관계를 정확하게 도출해내기가 어려웠을 것이라고 생각된다. 다른 한 편, 여성의 경제활동 참여 등의 변수를 가져온 〈인구 총조사〉 데이터에 한계가 있을 수 있다. 1960년대의 사회 문화적인 분위기로 인해, 인구조사 시에 여성들이 농업을 포함한 경제활동에 비공식적으로 참가하고 있음에도 불구하고 노동시장에 참가하지 않고 가사노동을 하고 있다고 보고했을 수 있다. 이 경우 경제발전 초기 여성의 경제활동참가율이 과소평가된 것이기 때문에 문제가 발생한다. 또한 거주지와 근무지가 다른 경우가 있는데 이를 반영하지 못한 자료의 사용은 지역별 경제활동참가율과 경제발전 수준 사이의 정확한 관계를 추정하는 데에 어려움을 줬을 수 있다.

Ⅴ. 강건성 검정

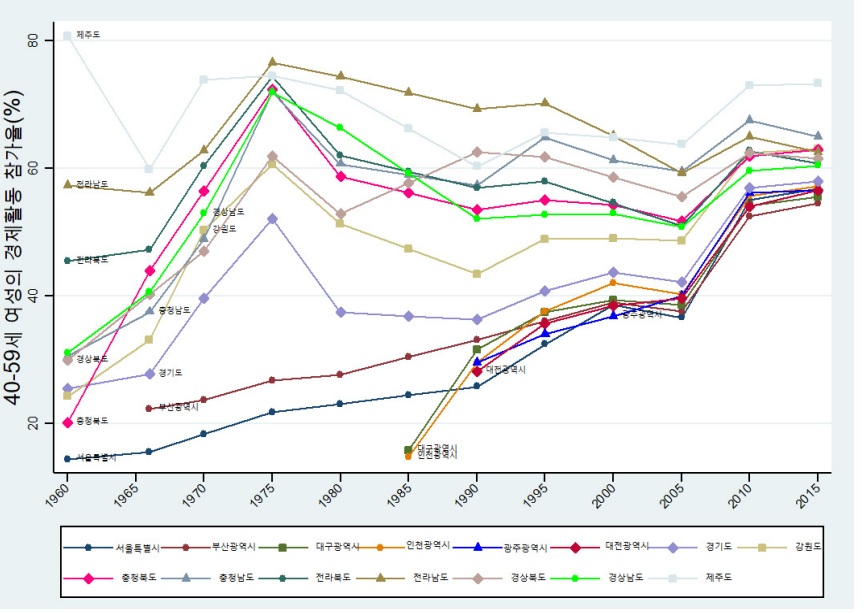
제4장에서는 〈인구 총조사〉의 15세 이상 여성의 경제활동참가율과 GRDP 자료를 사용하여 여성의 노동공급과 경제발전 간의 관계에 대하여 살펴보았다. 대부분의 경우 유의한 U자형 관계가 발견되지 않아 우리나라에서는 U자 가설이 성립한다고 보기 어려웠다.

이러한 결과의 강건성 검정을 위해 15세 이상이 아닌 40~59세 여성의 경제활동 참가율 자료를 사용했다. Goldin(1995)에 따르면 15~39세의 경우 미혼여성 인구를 많이 포함하는데 그러한 여성들의 출산 또는 자녀 양육에 관한 결정은 노동시장 참가에 많은 영향을 미친다. 그래서 경제발전이 노동시장 참가에 미치는 순수한 영향을 확인하기 위해 중장년층을 대상으로 한 분석도 진행했다. 40~59세 여성의 경제활동참가율은 1960~2015년 모두 〈인구 총조사〉 자료를 사용했다.[5] 단, 이 자료도 1985년 데이터는 제공되지 않기 때문에 보간법을 사용하여 1985년의 결측치를 처리하였다.

5) 〈경제활동인구조사〉는 행정구역별/연령별 여성의 경제활동참가율을 제공하지 않기 때문에 40~59세 여성의 경제활동참가율은 조사 방법의 변경에도 불구하고 1960~2015년까지 모두 〈인구 총조사〉 자료를 이용했다. 이를 위해 1990~2015년 동안 〈인구 총조사〉와 〈경제활동인구조사〉에서 제공하는 15세 이상 여성의 경제활동참가율을 비교하였고, 비교결과 두 조사 간에 수치의 차이가 크지 않음을 확인했다.

40~59세 여성의 경제활동참가율의 평균은 49.84이며 표준편차는 15.38, 최소값과 최대값은 각각 14.37과 80.77이다. 다음의 〈그림 5〉는 1960년부터 2015년까지 40~59세 여성의 경제활동참가율의 시계열 변화를 나타내는 그래프이다. 15세 이상 여성의 경제활동참가율과 비교해 40~59세 여성의 경우 더 높은 평균, 표준편차 그리고 최대값을 나타냈다. 여성의 경제활동참가율의 시간에 따른 변화도 후자가 지역별로 조금 더 격차를 보이며 움직인 것을 확인할 수 있다.

〈그림 5〉 40~59세 여성의 경제활동참가율(female labor force participation rate of 40~59 years old women)



아래의 〈표 8〉은 종속변수에 15세 이상 여성의 경제활동 참가율 대신 40~59세 여성의 경제활동참가율 자료를 사용하여 동태적패널 모형을 반복적 일반적률법으로 추정한 결과다. 모형(1), (2), (4), (5)에서 $\widehat{\beta_1}$은 양수, $\widehat{\beta_2}$은 음수이며 결합적으로 유의하다는 결과를 얻었다. 따라서 이 경우에 여성의 노동공급과 경제발전 간의 유의한 역U자형 관계가 있는 것으로 보인다. 그러나 모형(7)에서 모든 요인들을 통제했을 때 β_1과 β_2가 개별적으로는 유의했지만 결합적으로 유의하지 않았다.

〈표 8〉 동태적 패널 모형 추정결과2 (반복적 GMM)(Estimation Results of Dynamic Panel Model (iterated GMM))

	종속변수: 40~59세 FLFP						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
L.flfp	0.14	0.03	0.17	0.15	0.32	0.16	-0.47
	(0.16)	(0.12)	(0.24)	(0.30)	(0.31)	(0.15)	(0.43)
LGRDP	182.26	180.30	101.90	66.76	85.60	83.83	424.83*
	(110.90)	(180.37)	(249.69)	(171.04)	(170.30)	(197.71)	(243.45)
LGRDP2	-6.56*	-6.90	-4.36	-2.98	-3.60	-3.22	-15.22*
	(3.70)	(5.84)	(8.18)	(5.26)	(5.34)	(7.02)	(8.72)
edu_high		-0.14					2.09
		(1.00)					(1.51)
edu_mid			0.25				
			(2.22)				
marr				-2.42			-20.33
				(2.94)			(21.29)
ur					1.33		
					(2.28)		
bir_one						4.26	9.32
						(11.25)	(7.32)
Joint test1	0.0254	0.0495	0.4628	0.0331	0.0138	0.7256	0.2173
Joint test2	0.0037	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001
AR(2)	0.0751	0.0000	0.3273	0.7731	0.1836	0.2160	0.7523
J 검정	0.9709	0.9809	0.9868	0.9967	0.9983	0.9864	1

주: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) 연도 더미를 추가하여 추정하였으나 표에는 생략하였음.
Note: 1) * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.
2) We have included year dummies but the estimates of those variables are not reported.

또한 모형(2)의 교육수준 통제변수인 edu_high의 계수가 -0.14로 추정되고 모형(3)의 교육수준 통제변수인 edu_mid의 계수는 0.25로 추정됐다. 두 값 모두 통계적으로 유의하지는 않았으나 교육기회 확대가 여성의 노동시장 참가에 긍정적인 영향을 준다는 예상과 다른 결과를 보였다. 이와 관련하여 교육수준이 높으나 그에 맞는 직장이 없어 일을 못하는 일자리 미스매치나, 교육수준이 낮은 여성들에게 임시직, 서비스직 등 낮은 질의 일자리들이 많아서 교육수준이 낮을수록 노동시장에 참가를 더 많이 하는 상황을 생각해 볼 수 있다. 또한, 모형(6)과 통제변수들을 모두 추가하여 추정한 모형(7)의 경우 bir_one의 계수가 각각 양의 값인 4.26, 9.32로 추

정되었는데 이들이 통계적으로 유의하지는 않으나 예상과는 다른 결과를 보였다. 그러나 bir_one는 자녀의 연령대를 고려하지 않은 변수이다. 40~59세 여성의 경우 일정 나이까지의 자녀의 성장 이후에 다시 노동시장에 참가했을 수 있기 때문에 해당 통제변수가 양의 값으로 추정될 수 있는 것으로 보인다.

LGRDP와 LGRDP2의 결합검정결과, 모형(1), (2), (4), (5)의 경우 5% 유의수준에서 유의했다. 또한, 두 설명변수에 L.FLFP와 다른 통제변수들을 모두 추가하여 결합 검정했을 경우 모든 모형이 통계적으로 유의했다. 그러나 모형(2)는 AR(2) 검정을 기각한다. 따라서 모형(2)는 오차항과 2계 자기상관이 있을 수 있으므로 내생성 문제가 발생한다. 단, Hansen의 J 검정 결과 모든 모형에서 귀무가설을 기각하지 않았다.

이 외에도 pooled OLS, 임의효과 모형, 고정효과 모형, 동태적패널 모형을 2단계 GMM으로 추정했지만 U자 가설이 성립한다는 증거를 찾지 못했다. 이상의 결과에서 알 수 있듯이, 15세 이상 여성의 경제활동참가율 자료 대신 40~59세 여성의 경제활동참가율 자료를 사용하여 분석한 경우에도 여성의 노동시장 참가와 경제 발전 사이의 유의한 U자형 관계는 관찰되지 않았다. 따라서 여성의 노동시장 참가와 경제발전단계에 관한 U자 가설이 우리나라에서는 성립하지 않는다는 앞의 분석결과와 일치했다.

Ⅵ. 결 론

여성의 노동시장 참가율이 경제발전 단계에 따라 U자 형태를 보인다는 가설에 대한 해외의 실증 분석 연구 결과들이 많이 있으나, 이 가설이 우리나라에서도 성립하는지에 대한 연구는 아직 이루어지지 않고 있다.

본 연구에서는 U자 가설을 우리나라의 자료를 이용해 검증하기 위해, 〈인구총조사〉 및 〈경제활동인구조사〉를 통해 구한 우리나라 15세 이상 여성의 경제활동참가율과 다른 통제 변수들 그리고 서민철(2018)과 통계청 자료를 이용해 구한 지역내총생산 자료를 1960년부터 2015년까지 5년 단위로 세종특별자치시와 울산광역시를 제외한 우리나라의 15개 시·도 지역 단위에 대해 패널 자료를 만들었다. 이러한 패널 자료를 바탕으로 두 변수

사이의 관계를 알아보기 위해 먼저 Pooled OLS와 고정효과 및 임의효과 패널 모형을 추정하고, 동태적 패널 모형으로 확장하여 이를 2단계 일반적률법과 반복적 일반적률법(iterated GMM)을 통해 추정하였으나 유의한 U자형 관계가 있다는 증거를 찾지 못했다. 또한, 강건성 검정을 위해 40~59세 여성을 대상으로 구한 여성의 경제활동참가율을 이용해 위 모형들을 추정했는데, 15세 이상의 경우와 비슷한 분석 결과를 얻었다.

해외의 선진국들과 비슷한 경제발전 단계를 밟아온 우리나라에서 예상과 다르게 U자 가설이 성립한다는 결과를 얻지 못한 이유로 몇 가지를 생각해 볼 수 있다. 먼저, 다른 선진국들과 달리 짧은 기간 동안 빠르게 성장한 한국경제의 특수성 때문일 수도 있다. 경제적으로는 급속하게 발전해 선진국 수준으로 도달했으나 여성의 경제활동 참여에 대한 개인적 그리고 사회적 인식과 환경은 그에 미치지 못했던 것이 아닌가 생각된다. 그리고 U자 가설을 검증하기에 부족한 데이터 또는 주요 자료 수집 과정인 인구 조사상의 문제, 그리고 15개 지역 사이에 큰 차이가 없이 경제발전과 여성의 노동시장 참여가 이루어졌다는 사실 등이 두 변수의 관계에 대한 정확한 추정을 어렵게 했을 수 있다. 그러나 이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 국내 자료를 사용하여 여성의 노동시장 참가와 경제 발전 사이의 관계를 분석하여 여성의 노동시장 참가에 관한 U자 가설이 국내에서도 적용되는지 처음으로 고찰해보았다는 점에서 의의를 가진다. 향후 자료 수집의 한계를 극복하고 U자 가설의 성립 여부를 보일 수 있는 다양한 후속 연구가 이루어져, 여성의 노동시장 참여와 경제발전에 대한 연구들이 더 많이 이루어지기를 기대한다.

투고 일자: 2020. 12. 2. 심사 및 수정 일자: 2021. 4. 9. 게재 확정 일자: 2021. 6. 2.

◈ 참 고 문 헌 ◈

곽현주·최은영 (2015), "기혼여성의 경제활동참여에 영향을 미치는 요인: 가정과 노동시장의 성불평등 구조를 중심으로,"『여성연구』, 88(1), 429-456.

Gwak, Hyun-ju and Eun-young Choi (2015), "Influence Factors of Labor Force Participation for Married Women : Focusing on the

Gender Unequal Structure in Household and Labor Market," *The Women's Studies*, 88(1), 429-456.

김민경 (1996), "인구의 경제활동상태 조사방법에 관한 소고," 『한국인구학』, 19(1), 73-92.

Kim, Min-Kyung (1996), "A Methodological Consideration on Surveys of Economically Active Population," *Korea Journal of Population Studies*, 19(1), 73-92.

대구상공회의소 (2019), 『대구경제 현황과 과제』.

Daegu Chamber of Commerce and Industry (2019), *Status and Tasks of Daegu Economy*.

서민철 (2018), "1960년 이후 지역내총생산 시계열 자료의 구축과 지역격차에 관한 정형화된 사실," 『국토지리학회지』, 52(3), 425-443.

Seo, Mincheol (2018), "Building Up a Data Series of GRDP from 1960 to 2016 and the Stylized Facts about Regional Inequalities of South Korea," *The Geographical Journal of Korea*, 52(3), 425-443.

신광영 (2006), "현대 한국의 사회변동: 고도산업화 시기에 대한 비판적 성찰," 『경제와 사회』, 통권69호, 10-39.

Sin, Gwang-Yeong (2006), "Social Changes in Contemporary Korea - Reflection on the Period of Rapid Industrial Growth," *Economy and Society*, 10-39.

양대정 · 전봉걸 (2019), "지자체 여성인력의 경제활동참여와 근로시간 결정요인, 광주 · 전남지역을 중심으로," 『통계연구』, 24(2), 1-29.

Yang, Dae Jung and Bong Geul Chun (2019), "Determinants of Participation in Economic Activity and Working Hours of Women in Local Government - Focusing on Gwangju · Chonnam Region," *Journal of the Korean Official Statistics*, 24(2), 1-29.

이진경 · 옥선화 (2009), "첫 자녀 출산 여부와 가족친화제도에 따른 유배우 기혼 여성의 취업 중단에 관한 연구," 『조사연구』, 10(3), 59-83.

Lee, Jin-kyung and Sun Wha Ok (2009), "Young Married Women's Labor Market Exit: Focused on the Effects of the Child Birth and Available Family-Friendly Policies," *Survey Research*, 10(3), 59-83.

Altuzarra, A., C. Gálvez-Gálvez, and A. González-Flores (2019), "Economic Development and Female Labour Force Participation:

The Case of European Union Countries," *Sustainability*, 11(7), 1962.

Arellano, M., and S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Becker, G. S. (1965), "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal*, 75(299), 493-517.

Boserup, E. (1970), "Women's Role in Economic Development," *American Journal of Agricultural Economics*, 53(3), 536-537.

_____ (1990), *Economic and Demographic Relationships in Development*, Johns Hopkins University Press.

Doğan, B., and M. Akyüz (2017), "Female Labor Force Participation Rate and Economic Growth in the Framework of Kuznets Curve: Evidence from Turkey," *Review of Economic and Business Studies*, 10(1), 33-54.

Gaddis, I., and S. Klasen (2014), "Economic Development, Structural Change and Women's Labor Force Participation: A Reexamination of the Feminization U hypothesis," *Journal of Population Economics*, 27(3), 639-681.

Goldin, C. (1995), "The U-shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History," In: Schultz TP Investment in Women's Human Capital and Economic Development, 61-90.

Hansen, B. E., and S. Lee (2019), Inference for Iterated GMM under Misspecification.

Heath, R., and S. Jayachandran (2017), "The Causes and Consequences of Increased Female Education and Labor Force Participation in Developing Countries," *The Oxford Handbook of Women and the Economy*, 344-368.

Kottis, A. P. (1988), "Sources of Growth of Female Employment in Greece 1971-1981: A Shift Share Analysis," *International Journal of Manpower*, 9(1), 18-20.

Lahoti, R., and H. Swaminathan (2016), "Economic Development and Women's Labor Force Participation in India," *Feminist*

Economics, 22(2), 168-195.

Lechman, E., and H. Kaur (2015), "Economic Growth and Female Labor Force Participation-Verifying the U-feminization Hypothesis. New Evidence for 162 Countries Over the Period 1990~2012," *Economics & Sociology*, 8(1), 246-257.

Lee, B. S., S. Jang, and J. Sarkar (2008), "Women's Labor Force Participation and Marriage: The Case of Korea," *Journal of Asian Economics*, 19(2), 138-154.

Mammen, K., and C. Paxson (2000), "Women's Work and Economic Development," *Journal of Economic Perspectives*, 14(4), 141-164.

Nam, S. (1991), "Determinants of Female Labor Force Participation: A Study of Seoul, South Korea, 1970 - 1980," *Sociological Forum*, 6(4), 641-659.

Olivetti, C. (2013), "The Female Labor Force and Long-run Development: The American Experience in Comparative Perspective," NBER Working Paper, 19131.

Sinha, J. N. (1967), Dynamics of Female Participation in Economic Activity in a Developing Economy. In: United Nations Department of Economic and Social Affairs. Proceedings of the World Population Conference, Belgrade 1965, Vol. IV. UN Publications, New York, 336-337.

Tam, H. (2011), "U-shaped Female Labor Participation with Economic Development: Some Panel Data Evidence," *Economics Letters*, 110(2), 140-142.

An Empirical Analysis on the U-Shape Hypothesis about the Relationship between Female Labor Force Participation and Economic Development in Korea*

Hyunji Kim** · Seungmoon Choi*** · Junho Bae****

Abstract

We have conducted an empirical analysis to test the hypothesis that female labor force participation rate has a U-shaped relationship with economic development in Korea. We made a panel data of GRDP per capita, female labor force participation rate and other control variables for 15 provinces or metropolitan cities using data from Population Census, Regional Income and Economically Active Population Survey of Statistics Korea and Seo (2018). There was no evidence that the U-shaped hypothesis holds in Korea. This study is meaningful in that it is the first paper to examine whether the U-shaped hypothesis can be applied to Korea.

KRF Classification : B030111, B030113
Key Words : female labor force participation, economic development, U-shaped hypothesis

---

* We thank two anonymous reviewers and the editor of the Korean Journal of Economics for their useful and helpful comments to improve this paper. This article was written in collaboration with the Daejeon Chungnam Branch of the Bank of Korea with financial support from the Bank of Korea.

** First Author, School of Economics, University of Seoul, e-mail: 151404@naver.com

*** Corresponding Author, School of Economics, University of Seoul, Phone: +82-2-6490-2071, e-mail: schoi22@uos.ac.kr

**** Second Author, Economist of Economic Research Team, Daejeon&Chungnam Branch, The Bank of Korea, Phone: +82-42-601-1218, e-mail: baejunho@bok.or.kr