

인구 집적에 기초한 소비의 질과 출산의 결정

Consumption Quality and Fertility Determination Based on Population Agglomeration

이종하*·황진영**

Jong Ha Lee, Jinyoung Hwang

■ 목 차 ■

- I. 머리말
- II. 소비의 질과 자녀의 수
- III. 추정방정식 및 자료
- IV. 실증분석 결과
- V. 맺음말

본 연구는 인구 집적에 기초한 소비의 질이 출산의 결정에 미치는 영향을 이론적·실증적으로 파악한다. 이론적 모형은 소비자의 효용이 재화의 소비와 자녀의 수에 의존한다는 가정하에서 소비의 질이 자녀의 수 결정에 음(-)의 영향을 미칠 수 있음을 제시한다. 왜냐하면 외생적으로 주어지는 소비의 질이 높을수록 상대적으로 자녀 양육의 기회비용이 상승해 자녀의 수는 감소하고, 재화에 대한 소비는 증가할 수 있기 때문이다. 또한 본 연구는 2002~2017년의 우리나라 16개 광역자치단체로 구성된 패널자료를 사용해 다양한 경제적, 사회적, 제도적 요인들을 통제한 상황에서 소비의 질과 출산율 간에는 음(-)의 관련성을 추정한다. 이때 '인구밀도'는 광역자치단체의 소비의 질을 반영하기 위해 인구 집적을 대리변수로 사용한다. 따라서 본 연구결과는 출산율 제고를 위한 공공 정책이 단기적인 지원정책과 함께 장기적인 관점의 경제사회적 구조 혹은 제도의 변화(예를 들어 인구 집적에 따른 소비의 질)에 따른 영향을 함께 고려해야 한다는 시사점을 제공한다.

□ 주제어: 인구 집적, 소비의 질, 자녀의 수, 출산율, 광역자치단체

* 제1저자, 조선대학교 무역학과 부교수

** 교신저자, 한남대학교 경제학과 교수

논문 접수일: 2020. 04. 13, 심사기간: 2020. 04. 13~2020. 05. 18, 게재확정일: 2020. 05. 18

This purpose of this study is to examine the impact of consumption quality on fertility determination based on population agglomeration. The theoretical model suggests that consumption quality may have a negative effect on the number of children under the assumption that the consumer's utility depends on the consumption of goods and the number of children. This is because the higher consumption quality given exogenously, the higher the opportunity cost of raising children, so that the consumption of goods can increase with a small number of children. In addition, using panel data on 16 metropolitan governments from 2002 to 2017, this study estimates the negative relationship between consumption quality and fertility rate in the context of controlling various economic, social, and institutional factors. Here, 'population density' is used as a proxy variable for population agglomeration to reflect consumption quality by metropolitan government. Therefore, this study provide some implications that public policies for raising fertility rate should take into account long-run economic and social structures changes as well as the short-run support policies.

□ Keywords: Population Agglomeration, Consumption Quality, Number of Children, Fertility Rate, Metropolitan Government

I. 머리말

Becker(1960)의 이른바 ‘신가정경제이론’(New Home Economics Theory)에서는 자녀의 출산과 양육에 따른 기회비용이 크게 증가하면서 출산에 대한 소비자(가구)의 선택이 변하였다고 제시하였다. 즉 20세기 중반 이후 많은 국가에서는 소득과 교육 수준의 향상, 산업구조의 변화, 여성의 사회참여 증대 등의 이유로 출산의 기회비용이 증가하면서 개별 가구는 출산의 결정을 선택문제로 인식하게 되었고, 이는 출산율 감소의 직접적인 원인이 되었다.

선행연구들은 출산과 양육의 비용을 상승시키는 다양한 경제사회적 환경 변화, 특히 여성의 교육수준 향상(Hwang and Lee, 2014; McCrary and Royer, 2011)과 경제활동참가의 증대(황진영, 2013b; Becker, 1960; Bloom et al., 2009; Galor and Weil, 1996; Kögel, 2004; Lee et al., 2012; Wang et al., 1994; Weil, 2009)를 주목하였으며, 이상의 변화 과정에서 나타나는 결혼의 지연(Goldsheider and Waite, 1986; Thornton et al., 1995)이나 초산연령의 증가(황진영, 2013b; Hwang and Lee, 2014; Kohler et al., 2002) 등도 출산율 감소의 주요 원인으로 지적하였다. 또한 선행연구들은 유아사망률의 감소(Becker et al., 1999; Sah, 1991; Whittington et al., 1990), 이혼율의 증가(Becker et al., 1977; Brien et al., 2006; Vuri, 2001), 노동시장 혹은 경제내 불확실성의 확대(Bhaumik and Nugent, 2005; Blossfeld et al., 2005; Hondroyannis, 2010), 주택가격의 급격한 상승(김민영·황진영, 2016; Dettling and Kearney, 2014) 등 다양한 요인들이 출산율 감소의 원인으로 작용한다고 제시하였다.

비록 선행연구들은 경제사회적 환경의 변화와 같이 현상의 관측에 기초해 출산율 감소의 원인을 분석함으로써 출산율이 감소한(혹은 감소하는) 이유를 설명하는 데에는 유용하지만, 출산율을 제고하기 위한 직접적인 대안을 모색하기에는 다소의 한계를 지닐 수 있다. 예를 들어 여성의 교육수준 향상이 출산율 감소의 원인일 수 있지만, 출산율 제고를 위해서는 교육수준의 향상 그 자체가 아닌 ‘접근 가능’하고, ‘통제할’ 수 있는 현상의 원인에 대한 추가적인 분석이 요구된다. 왜냐하면 우리는 출산율을 증가시키기 위해 여성의 교육수준을 퇴보시킬 수 없기 때문이다. 따라서 출산율을 제고하기 위한 방안을 모색하려는 향후의 연구는 경제사회의 환경 변화에 따른 가구의 인식이나 삶의 질의 변화에 의해 생겨나는 요인들을 찾아야 한다.¹⁾

1) 일련의 선행연구는 출산율 제고를 위한 다른 연구분야로서 현재 사용되고 있는 다양한 공공정책의 유효성을 분석하였으며, 이를 통해 출산율을 제고하기 위한 적절한 공공정책의 방향을 제시하였다. 이상의 선행연구 결과의 요약은 이종하·황진영(2018)에 나타나 있다.

한편 Martine et al.(2013)은 여성의 교육수준 향상이나 경제활동참가의 증대 등이 도시화와 함께 나타나는 현상임을 강조하였다. 또한 Guo et al.(2012)과 Martine et al.(2013)은 도시화 진행과 출산율 감소 간에는 상당한 관련성이 존재한다고 분석하였다. 일반적으로 도시화는 다양한 재화와 서비스 소비의 양과 질을 증가시킬 뿐만 아니라 문화생활이나 여가의 활용 및 교육이나 구직의 기회 등을 증대시킴으로써 삶의 질을 동시에 개선시키는 것으로 알려져 있다(Bertinelli and Black, 2004; Clark et al., 1988). 따라서 도시화는 인구 집적(agglomeration)에 따른 이익을 통해 소비의 양과 질 향상과 밀접하게 관련되며, 이는 출산과 양육에 따른 기회비용을 증가시켜 출산율을 제약하는 요인이 될 수 있다.

다시 말해 소비의 질 향상은 인구 집적에 따른 이익으로 가정할 수 있다. 왜냐하면 인구 집적은 다양한 여가시설, 백화점, 식당 등의 제공을 가능하게 하며, 이는 소비의 질을 향상시킨다고 상정할 수 있기 때문이다. 그러나 선행연구는 인구 집적에 따른 소비의 질이 어떻게 출산율 결정에 영향을 미치는지 명시적으로 고려하지 않았다. 본 연구에서는 다양한 출산율 결정요인들이 인구 집적(이는 경제발전 혹은 소득수준의 향상으로 나타나는 현상임)과 함께 변동할 수 있다는 전제에 기초한다. 즉 본 연구는 인구 집적에 따른 소비의 질 향상이 직접적으로 출산율을 제약하는지 파악하기 위한 이론적·실증적 논의를 제시하고자 한다. 이론적 모형은 Aoki and Konishi(2011) 모형을 변형시켜 소비의 질과 출산율 간의 관계를 명시적으로 도출한다. 또한 본 연구는 이론적 논의에 더하여 2002~2017년의 우리나라 16개 광역자치단체로 구성된 패널자료를 이용해 소비의 질과 출산율 간의 관련성을 실증적으로 분석한다. 요약하면, 본 연구는 소비의 질과 출산율 간의 관계를 분석함으로써 출산율 제고를 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 간단한 이론 모형을 통해 소비의 질과 자녀의 수 간의 이론적 관련성(가설)을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 실증분석과 관련된 자료, 추정방정식 및 추정방법 등을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 일련의 실증분석 결과를 제공한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구결과를 요약하고 정책적 시사점을 논의한다.

Ⅱ. 소비의 질과 자녀의 수

본 장에서는 Aoki and Konishi(2011) 모형을 변형시켜 소비의 질과 자녀의 수 간의 이론적 관련성을 제시하고자 한다. 먼저 소비자(가구)의 효용(U)은 자녀의 수(n)와 소비품(h)에

의존하며, n 과 h 는 U 에 양(+의 영향을 미친다고 상정한다. 대표적 소비자의 효용함수는 다음과 같다.

$$U = U(n, h) \quad U_n > 0, \quad U_h > 0$$

소비자가 자녀를 양육하고 재화를 소비하는 데에는 ‘시간’의 지출이 요구된다. 우리는 일반적인 관점에 기초해 소비자가 자녀를 양육하는 데 요구되는 재화의 양(z_c)과 시간(l_c)이 많을 수록 자녀의 수(n)가 많을 수 있다는, 즉 z_c 와 l_c 가 n 을 결정에 양(+의 영향을 미친다고 가정한다. 마찬가지로 소비규모(h)은 소비자가 소비하는 재화의 양(z)과 소비에 따른 시간(l)의 증가함수로 상정한다. 이상의 내용을 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$n = f(z_c, l_c) \quad f_{z_c} > 0, \quad f_{l_c} > 0$$

$$h = g(z, l) \quad g_z > 0, \quad g_l > 0$$

따라서 소비자의 효용은 n 과 h 의 함수이며, 이는 모두 소비하는 재화와 시간의 증가함수이다. 한편 소비자의 예산제약은 외생적으로(exogenously) 주어지는 재화의 가격(p), 임금수준(w) 및 노동부존량(labor endowment, \bar{l})에 의해 결정된다고 가정하면, 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$pz + pz_c + wl + wl_c = w\bar{l}$$

$$p(z + z_c) + w(l + l_c) = w\bar{l}$$

이상의 예산제약 하의 목적함수에 기초한 최적화 문제를 풀기 위한 기회집합(opportunity set)은 다음과 같이 정의된다.

$$\{(n, h) \mid n = f(z_c, l_c), \quad h = g(z, l), \quad p(z + z_c) + w(l + l_c) = w\bar{l}\}$$

따라서 소비자의 효용을 극대화하는 1계 조건(first-order condition)은 $U_n f_{z_c} = \lambda p$, $U_n f_{l_c} = \lambda w$, $U_h g_z = \lambda p$, $U_h g_l = \lambda w$ 이며, 이때 λ 는 라그랑지 승수(Lagrange multiplier)이다. 우리는 이상의 1계 조건을 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$\frac{f_{z_c}}{f_{l_c}} = \frac{g_z}{g_l} = \frac{p}{w}$$

만약 다른 조건이 동일한 상태에서 임금(w)만이 상승하면, l 과 l_c 가 감소하거나 혹은 z 와 z_c 가 증가해야 한다. 이상의 결과는 상당히 직관적이다. 왜냐하면 임금의 상승은 노동시간을 증가시켜²⁾ 재화를 소비하는 시간(l)과 자녀를 양육하는 시간(l_c)을 감소시킬 뿐만 아니라 예산제약을 완화시켜 소비할 수 있는 재화의 양(z 와 z_c)을 증가시킬 수 있기 때문이다. 즉 임금 상승의 효과는 (i) z_c 의 증가(자녀의 양육에 필요한 재화의 양이 증가)로 인해 자녀의 수 결정에 미치는 양의 영향과 (ii) l_c 의 감소(자녀의 양육에 필요한 시간의 감소)로 인해 자녀의 수 결정에 미치는 음의 영향이 혼재되어 나타날 가능성이 있다. 따라서 임금 상승이 자녀의 수 결정에 미치는 영향은 불명확하다. 이상의 결과는 여성의 임금상승(혹은 경제활동참가의 증가)이 출산율에 미치는 실증적 영향은 표본의 선택에 따라 상이하게 나타날 가능성을 암시한다.³⁾

이제 소비의 질과 출산율 간의 관계를 명시적으로 고려하기 위해 대표적 소비자의 효용함수는 소비의 질을 고려하는 소비목음(Qh)의 증가함수로 상정한다. 이때 Q 는 외생적으로 주어지며 1보다 큰 값으로 가정한다. 즉 Q 의 값이 클수록 Qh 가 효용에 미치는 양의 영향이 증가한다. 따라서 대표적 소비자의 효용함수와 1계 조건은 다음과 같이 수정된다.

$$U = U(n, Qh)$$

$$\frac{f_{z_c}}{f_{l_c}} = \frac{g_z}{g_l} = \frac{p}{w}; \quad \frac{U_n}{U_h} = Q \frac{g_z}{f_{z_c}}$$

이상의 식에 의하면, 다른 조건이 동일한 상태에서 Q 의 증가는 n 의 감소와 h 의 증가로 연결된다. 즉 이상의 식은 외생적으로 주어지는 소비의 질의 값이 클수록 상대적으로 적은 수의 자녀(혹은 자녀의 수 감소)와 함께 재화에 대한 소비의 증가가 생겨날 수 있음을 의미한다.

소비의 질이 자녀의 수에 음의 영향과 소비수준에 양의 영향을 미친다는 결과는 상당히 직관적인 의미를 갖는다. 왜냐하면 소비의 질은 소득수준은 물론 인구 집적과도 밀접하게 관련되기 때문이다(Bertinelli and Black, 2004; Clark et al., 1988). 일반적으로 도시는 시골에 비해 여가를 즐길 수 있는 시설이 많을 뿐만 아니라 백화점, 식당, 위락시설 등 더 많은 소비의 기회를 제공하기 때문에 소비의 질이 상대적으로 높다고 상정할 수 있다(Bertinelli

2) 임금상승이 적어도 단기적으로는 노동시간을 증가시키는 대체가 이루어진다고 알려져 있다.

3) 이상의 논의는 황진영(2013b)의 실증분석 결과와 관련될 수 있다. 즉 황진영(2013b)은 133개 국가간 통계자료를 이용해 여성의 경제활동참가와 출산율 간에는 역U자 형태의 관계가 성립할 수 있음을 제시하였다. 즉 경제발전 초기에는 여성의 경제활동참가와 출산율 간에 음(-)의 관계가 성립하지만, 소득수준이 임계점보다 큰 국가들에서는 여성의 경제활동참가와 출산율 간에 양(+)의 관계가 나타난다.

and Black, 2004; Clark et al., 1988). 즉 이상의 결과는 인구 집적에 따른 소비의 질 향상이 자녀의 수와 음의 연관성이 성립할 수 있음을 시사한다.⁴⁾ 따라서 본 연구의 실증분석에서는 인구 집적을 반영하는 대리변수로서 ‘인구밀도’를 이용해서 이상의 관계, 즉 소비의 질이 자녀의 수(출산율)에 미치는 음의 영향이 나타나는지 살펴보고자 한다.

III. 추정방정식 및 자료

실증분석은 2002~2017년의 우리나라 16개 광역자치단체로 구성된 패널자료를 이용해 소비의 질과 자녀의 수 간의 이론적 관련성을 추정한다.⁵⁾ 우리가 대상 기간을 2002년부터 선택한 이유는 2000년대 초 ‘밀레니엄 베이비’ 열풍에 따라 출생아 수가 등락하였던 시대적 상황을 통제하기 위해서이다. 지역별 소비의 질은 앞 장의 논의에서와 같이 인구 집적을 반영하는 ‘인구밀도’를 대리변수로 이용한다. 또한 지역별 자녀의 수는 합계출산율을 이용해 측정한다. 인구밀도는 “1 스퀘어 킬로미터(sq Km) 당 인구수의 크기”(명, 이후 DEN)으로 나타내고, 합계출산율은 “한 여성이 가임기간 동안 현재의 연령별 여성 출산율만큼 출산한다는 가정 하에 낳을 수 있는 자녀의 수(명, 이후 TFR)”를 의미한다.

또한 실증분석은 선행연구에서 제시된 다양한 경제적, 사회적, 제도적인 출산율 결정요인들을 통제한다. 즉 실증분석 모형은 출산율 결정요인으로 여성의 경제활동참가(고용) 혹은 임금 수준(김현숙 외 2인, 2006; 조윤영, 2006; 황진영, 2013b; Becker, 1960; Bloom et al., 2009; Galor and Weil, 1996; Kögel, 2004; Lee et al., 2012; Wang et al., 1994; Weil, 2009), 이혼율(Becker et al, 1977; Brien et al.; 2006, Lillard and Waite, 1993; Vuri, 2001), 경제내의 불안정성 혹은 노동시장의 불확실성(황진영, 2013a; Bhaumik and Nugent, 2005; Blossfeld et al., 2005; Hondroyiannis, 2010 등), 초산연령의 증가(Hwang and Lee, 2014; Kohler et al., 2002) 등을 고려한다.⁶⁾ 구체적으로 여성의 경제활

4) 물론 인구의 대규모 집적은 공해·교통·범죄 등과 같은 과밀(congestion)에 따른 사회적 비용을 창출하기도 한다. 따라서 본 연구에서는 인구 집적에 따른 이익이 비용보다 큰 상태를 가정한다.

5) 우리나라는 17개 광역자치단체로 구성되어 있지만 세종특별자치시(2012년 7월 출범)는 자료의 가용성을 고려해 분석대상에서 제외한다.

6) Becker et al.(1999), Sah(1991), Whittington et al(1990) 등이 제시한 바와 같이 유아사망률은 경제발전 단계에서 출산율 결정에 매우 중요한 요인이다. 그러나 본 연구는 우리나라의 16개 광역자치단체로 구성된 표본을 사용해 분석하기 때문에 경제발전 단계의 의미가 중요하지 않을 뿐만 아니라 지역별

동참가율(% , 이후 FLP), 이혼율(1,000분비, 이후 DIV), 경제고통지수(인플레이션율+실업률(%), 이후 EPI) 및 초산연령(세, 이후 AFB)이 출산율 결정요인으로 고려된다.

또한 실증분석 모형은 지역의 특성과 일자리 성격(산업구조)의 변화 등을 고려하기 위한 변수로서 “지역내총생산(GRDP) 대비 제조업 비율”(%, 이후 IND), 정부의 보육정책과 같은 제도적 여건 변화를 고려하기 위한 “어린이집 당 아이 수”(명, 이후 RCDC) 및 소비의 양을 반영하는 “GRDP 대비 가계 소비지출 비율(% , 이후 HCE)”를 추가적인 설명변수로 통제한다.

〈표 1〉 변수들의 설명과 기초통계량

변수	설명	평균	중위수	최대값	최소값	표준편차
TFR	합계출산율(명)	1.26	1.27	1.64	0.84	0.15
FLP	여성의 경제활동참가율(%)	50.77	50.10	66.10	41.40	4.12
DEN	인구밀도(명, 로그)	6.62	6.36	9.73	4.49	1.50
DIV	이혼율(1,000분비)	2.41	2.30	4.50	1.80	0.43
AFB	초산연령(세, 로그)	3.39	3.39	3.48	3.31	0.04
IND	산업구조 (GRDP 대비 제조업 비율, %)	30.82	28.79	73.26	2.94	17.91
EPI	경제고통지수 (인플레이션율 + 실업률, %)	5.57	5.50	8.80	1.70	1.49
RCDC	어린이집 당 아이 수(명, 로그)	4.26	4.20	5.12	3.77	0.32
HCE	가계소비 (GRDP 대비 가계 소비지출, %)	50.32	52.22	82.27	20.21	14.81

주: 관측치의 수는 16년(2002년~2017년)×16개 광역자치단체=256개임.

이상의 변수들 중에서 DEN, AFB 및 RCDC는 실증분석에서 자연로그를 취해 사용하는데, 이는 이들 변수들의 지역별 편차가 심하거나 크기에 있어 다른 변수들과의 차이가 심해 종속 변수에 더 큰 설명력을 갖는 왜곡을 최소화하기 위함이다. 실증분석에 이용된 모든 자료는 통계청 국가통계포털에서 제공하는 공식통계이며, 〈표 1〉과 〈표 2〉는 이상의 변수들에 대한 기초통계량과 변수들 간의 상관계수를 나타낸다. 특히 〈표 2〉는 우리가 고려하는 대부분 변수들 간의 상관관계가 존재함을 보여주는데, 이는 실증분석에서 다중공선성(multicollinearity)이 생겨날 수 있음을 제시한다.

유아사망률의 변동이 대체로 유사하게 나타난다는 특징이 있기 때문에 유아사망률을 논의에서 제외한다.

〈표 2〉 변수들 간의 상관계수

변수	TFR	FLP	DEN	DIV	AFB	IND	EPI	RCDC
FLP	0.29*** (4.76)							
DEN	-0.73*** (-17.18)	-0.29*** (-4.86)						
DIV	-0.004 (-0.07)	-0.02 (-0.37)	-0.03 (-0.43)					
AFB	-0.21*** (-3.49)	0.06 (0.97)	0.39*** (6.74)	-0.58*** (-11.38)				
IND	0.44*** (7.83)	-0.31*** (-5.12)	-0.33*** (-5.55)	-0.08 (-1.22)	-0.14** (-2.19)			
EPI	-0.48*** (-8.81)	-0.32*** (-5.41)	0.52*** (9.79)	0.24*** (3.98)	-0.22*** (-3.57)	-0.14** (-2.17)		
RCDC	-0.24*** (-3.98)	-0.13** (-2.13)	0.10 (1.59)	0.68*** (14.82)	-0.73*** (-16.97)	0.01 (0.13)	0.38*** (6.54)	
HCE	-0.57*** (-11.17)	-0.06 (-0.94)	0.52*** (9.63)	0.07 (1.11)	0.08 (1.34)	-0.77*** (-19.41)	0.30*** (4.94)	0.09 (1.47)

주: 1) 변수의 설명은 〈표 1〉을 참고하기 바람. 2) 괄호 안의 숫자는 t-값을 의미함.

이상의 논의와 자료를 바탕으로 광역자치단체의 인구밀도(인구 집적에 따른 소비의 질)가 합계출산율(출산의 선택)에 미치는 영향을 파악하기 위한 추정방정식은 다음과 같다.

$$TFR_{it} = \beta_0 + \beta_1 FLP_{it} + \beta_2 DEN_{it} + \sum_{j=3}^8 \beta_j X_{ijt} + \gamma TREND + \epsilon_{it} \quad (1)$$

식(1)에서 하첨자 i 는 지역; t 는 연도; β_0 는 상수항; β_j ($j=1, \dots, 8$)와 γ 는 추정된 설명변수들의 계수 값; X 는 FLP와 DEN를 제외한 일련의 설명변수; ϵ 은 오차항을 의미한다. 실증 분석의 기본모형은 앞 장의 이론적 모형에서 임금수준이 자녀의 수 결정에 영향을 미칠 수 있기 때문에⁷⁾ 임금수준을 반영하는 FLP와 본 연구의 관심변수인 DEN만을 고려하고, 이후 우리는 기본 모형에 다른 변수들을 추가하는 형태로 추정모형을 바꾸어 분석함으로써 다중공선성이 어떻게 작용하는지 검토한다. 또한 식(1)은 출산율의 변동이 이상의 설명변수들로 파악

7) 앞 장의 이론적 모형에서는 임금수준의 상승이 자녀의 수 결정에 양(+)과 음(-)의 영향이 혼재되어 있음을 제시한다.

하기 어려운, 즉 통계 자료만으로는 설명하기 어려운 추세적 변화가 생겨날 수 있으며, 이러한 시간의 흐름에 따른 영향을 통제하기 위해 '시간 추세변수'(이후 TREND)를 추가적으로 고려한다.

추정방법은 일반적인 패널분석 방법인 고정효과 모형(fixed effects model, 이후 FEM)과 랜덤효과 모형(random effects model, 이후 REM)을 사용하며, 통계적 추론을 위한 t-값들은 이분산성(heteroscedasticity)을 고려하기 위해 White(1980)의 방법에 기초한 수정된 분산-공분산 행렬을 이용해 계산한다.⁸⁾ 우리는 하우스만 검정(Hausman test)을 이용해 FEM과 REM 중에서 적합한 모형을 선정한다. 이와 같은 패널분석을 위한 추정방정식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$TFR_{it} = \beta_0 + \beta_1 FLP_{it} + \beta_2 DEN_{it} + \sum_{j=3}^8 \beta_j X_{ijt} + \gamma Trend + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

식(2)에서 μ 는 관측되지 않는 광역자치단체의 지역별 효과를 나타내며, 나머지 표기들은 식(1)의 경우와 동일하다.

IV. 실증분석 결과

실증분석은 이미 언급한 바와 같이 다중공선성이 어떻게 작용하는지 검토하기 위해 설명변수를 추가하는 형태로 5개의 모형에 대해 이루어진다. 또한 하우스만 검정 결과가 고정효과 모형(FEM) 혹은 랜덤효과 모형(REM)이 적절하다고 판정할지라도 Wooldridge(2010)가 제시한 바와 같이 내생성 문제가 예상되거나 적어도 내생성 문제가 없다고 단정 지을 수 없기 때문에 본 연구에서는 FEM과 REM을 사용한 추정결과를 함께 제시한다. <표 3>과 <표 4>에는 각각 FEM과 REM을 사용한 추정결과가 요약되어 있다. 비록 두 모형의 추정결과가 유사하게 나타나지만, 하우스만 검정 결과는 모형의 선택에 관계없이 식(2)의 관측되지 않는 지역별 효과가 설명변수들과 상관관계를 갖지 않는다는 귀무가설을 기각하는 것으로 관측된다. 따라서 본 연구의 실증분석 결과는 FEM 추정결과를 중심으로 해석된다.

⁸⁾ 이분산성을 고려한 추정에 대한 내용은 White(1980), Wooldridge(2000) 등을 참고할 수 있다. 또한 패널분석의 일반적 방법론에 대한 설명은 Wooldridge(2010)에 나타나 있다.

〈표 3〉 고정효과 모형을 이용한 추정결과

종속변수: TFR(합계출산율)

구 분	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)
상수항	3.360*** (0.495)	16.877*** (6.094)	22.006*** (5.996)	24.448*** (6.514)	24.940*** (6.499)
FLP	-0.015*** (0.006)	-0.015** (0.006)	-0.015** (0.006)	-0.009** (0.004)	-0.008** (0.004)
Log(DEN)	-0.206*** (0.077)	-0.273*** (0.086)	-0.446*** (0.095)	-0.473*** (0.099)	-0.485*** (0.098)
DIV		0.010 (0.039)	-0.007 (0.048)	0.037 (0.034)	0.035 (0.032)
Log(AFB)		-3.938** (1.785)	-5.168*** (1.717)	-5.698*** (1.831)	-5.952*** (1.870)
IND			0.008*** (0.003)	0.006** (0.002)	0.010*** (0.003)
EPI			-0.011 (0.012)	-0.014 (0.013)	-0.013 (0.013)
Log(RCDC)				-0.171* (0.098)	-0.195** (0.092)
HCE					0.007* (0.004)
TREND	0.007* (0.003)	0.036** (0.016)	0.040*** (0.015)	0.036** (0.016)	0.039** (0.017)
R2	0.79	0.80	0.81	0.82	0.83
χ^2 [p-값]	12.46*** [0.00]	17.79*** [0.00]	65.49*** [0.00]	46.68*** [0.00]	49.87*** [0.00]
관측치 수	256	256	256	256	256

주: 1) 변수의 설명은 〈표 1〉을 참고하기 바람. 2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 3) 괄호 안은 표준오차를 나타냄.

〈표 4〉 랜덤효과 모형을 이용한 추정결과

종속변수: TFR(합계출산율)

구 분	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)
상수항	2.301*** (0.273)	12.567*** (4.002)	11.159*** (3.155)	13.889*** (3.420)	14.510*** (3.487)
FLP	-0.010** (0.004)	-0.009* (0.005)	-0.003 (0.004)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.004)
Log(DEN)	-0.085*** (0.010)	-0.054*** (0.014)	-0.042*** (0.009)	-0.022** (0.011)	-0.019 (0.012)
DIV		0.015 (0.036)	0.020 (0.040)	0.068** (0.029)	0.066** (0.030)
Log(AFB)		-3.181** (1.255)	-2.881*** (0.999)	-3.493*** (1.028)	-3.649*** (1.042)
IND			0.001** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001*** (0.000)
EPI			-0.006 (0.013)	-0.012 (0.013)	-0.012 (0.013)
Log(RCDC)				-0.242*** (0.098)	-0.235** (0.092)
HCE					0.001 (0.001)
TREND	0.006 (0.003)	0.029** (0.013)	0.025** (0.013)	0.016 (0.013)	0.039** (0.017)
R2	0.21	0.23	0.34	0.44	0.42
관측치 수	256	256	256	256	256

주: 1) 변수의 설명은 〈표 1〉을 참고하기 바람. 2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 3) 괄호 안은 표준오차를 나타냄.

〈표 3〉의 추정결과를 살펴보면, 여성의 경제활동참가율(FLP)과 인구밀도(DEN)는 모형의 선택에 관계없이 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타난다. 예를 들어 모형(B)의 결과에 의하면 FLP와 Log(DEN)이 표준편차(4.12와 1.50, 〈표 1〉 참고)의 크기만큼 증가하면, 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 평균적으로 매년 약 0.0618%와 0.4092%포인트만큼 합계출산율(TFR)이 감소한다. 우선 FLP가 TFR에 음의 영향을 미친다는 추정결과는 황진영·이종하(2012), Becker and Lewis(1977), Bloom et al.(2009) 등의 결과와 매우 유사한 것으로 출산의 주체인 여성이 경제활동에 참가할수록 출산을 제약한다는 사실을 의미한다.

그러나 본 연구의 이론적 모형에서는 FLP의 증가가 자녀를 영육하는 데 필요한 재화의 양을 증가시킬 수 있지만 자녀 양육의 시간을 감소시키므로 자녀의 수 결정에 양과 음의 영향이

상존할 수 있음을 제시한다. 또한 <표 2>에서는 FLP와 TFR 간의 상관계수가 상대적으로 작은 양의 값(0.29)으로 나타나지만, 다른 설명변수들을 고려하는 실증분석 결과는 FLP가 TFR에 통계적으로 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 관측된다. 따라서 본 연구의 실증분석 결과는 2002년 이후 우리나라에서 출산의 결정에 영향을 미치는 다양한 변수를 고려한 상황에서 FLP가 TFR에 미치는 음의 영향, 즉 자녀 양육의 시간이나 기회비용의 상승이 상대적으로 크게 나타났음을 제시한다.

또한 모형의 선택에 관계없이 통계적으로 매우 유의한 음의 $\text{Log}(\text{DEN})$ 추정계수는 이론적 모형의 예측을 반영하는 결과이다. 즉 소비의 질을 반영하는 인구밀도(인구 집적)는 자녀의 수 결정에 부정적 영향을 미치는 것으로 관측된다. 이상의 결과는 '시'의 출산율이 '도'의 출산율에 비해 상대적으로 낮다는 사실과도 부합한다. 예를 들어 2017년 7개 '시'(서울특별시, 부산광역시, 대구광역시, 인천광역시, 광주광역시, 대전광역시, 울산광역시)의 TFR 평균이 1.04인 반면, 9개 '도'(경기도, 강원도, 충청북도, 충청남도, 전라북도, 전라남도, 경상북도, 경상남도, 제주특별자치도)의 TFR 평균은 1.22이다.⁹⁾

따라서 인구 집적으로 나타낸 소비의 질이 출산율 결정에 부정적 영향을 미친다는 사실은 출산율 제고를 위해 소비의 질을 개선시키는 요인들이 특정지역에 집중되는 현상을 완화시켜야 함을 시사한다. 우리나라는 물론 일본, 중국의 대도시 등에서 출산율 감소 현상이 두드러졌다는 역사적 사실은 본 연구결과를 뒷받침한다. 또한 본 연구결과는 현재 우리나라에서 강조되고 있는 지역균형발전이나 재정분권 등의 제도 혹은 정책 등이 지역별 소비의 질의 격차를 줄임으로써 출산율 제고에 도움이 될 수 있다는 시사점을 제공한다.

본 연구의 관심 변수(FLP와 DEN)를 제외한 일련의 통제변수들의 추정결과는 다음과 같다. 먼저 선행연구에 기초할 때 이혼율(DIV)의 증가가 출산율 억제하는 역할을 통해 출산율에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상되었지만, DIV 추정계수의 부호가 모형의 선택에 의존할 뿐만 아니라 그 통계적 유의성은 전통적인 범위를 벗어난다. 이는 DIV가 직접적으로 출산의 결정에 영향을 미치기 보다는 비혼이나 출산에 대한 선호 등의 변동에 영향을 미쳐 출산율 결정에 간접적으로 영향을 미치는 것으로 추측된다.

초산연령($\text{Log}(\text{AFB})$)의 추정계수는 모형의 선택에 관계없이 통계적으로 매우 유의미한 음(-)의 값으로 관측된다. 이는 젊은 여성들이 다양한 이유로 인해 결혼을 기피하거나 혹은 지연시켜 혼인율이 감소하거나 결혼 연령이 상승되면, 출산의 기회가 줄어들기 때문에 출산율 감소로 이어질 수 있다는¹⁰⁾ 일반적 사실을 반영하는 결과이다(황진영, 2013b; Hwang and

9) 본 연구결과는 도시화와 출산율 간의 관계를 분석한 Bertinelli and Black(2004), Guo et al.(2012), Martine et al.(2013) 등의 연구결과와도 유사하다.

10) 이는 인구학에서 템포효과(tempo effect)로 알려져 있다.

Lee, 2014; Philipov and Kohler, 2001). <표 3>의 모형(C)의 결과에 의하면 $\text{Log}(\text{AFB})$ 가 표준편차(0.04, <표 1> 참고)의 크기만큼 증가하면, 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 평균적으로 매년 약 0.2067%포인트만큼 TFR이 감소한다.

또한 산업구조(IND)의 추정계수는 모형의 선택에 관계없이 통계적으로 매우 유의미한 양(+)의 값이 관측된다. 이상의 결과는 “GRDP 대비 제조업 비율”이 높은 지역일수록 상대적으로 TFR이 크게 나타날 수 있음을 의미한다. 이는 송유미·이제상(2011)가 제시한 바와 같이 산업구조가 제조업 중심에서 서비스업 중심으로 빠르게 재편되면서 여성이 경제활동에 참여할 수 있는 사회적 환경이 조성되고, 여성의 경제활동 참여가 확대되면서 출산이 감소할 수 있다는 사실을 반영하는 결과이다. 따라서 우리는 서비스업의 고도화가 출산율에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 또한 서비스업의 고도화가 여성의 경제활동 증가와 함께 소비의 질과도 관련되기 때문에 향후 이상의 변수들 간의 상호연관성이 출산율에 미치는 영향을 파악하려는 노력은 좋은 연구과제일 수 있다.

경제내의 불확실성 확대를 반영하는 경제고통지수(EPI)의 증가는 출산율에 음의 영향을 미치는 것으로 나타나지만, 그 통계적 유의성은 전통적인 범위를 벗어난다. 비록 EPI와 TFR 간의 상관계수(-0.48, <표 2> 참고)는 다소 크게 관측되지만, 이상의 결과는 EPI가 TFR에 미치는 영향이 다른 변수들에 비해 직접적이거나 크지 않을 수 있음을 제시한다. 어린이집 당 아이 수($\text{Log}(\text{RCDC})$)의 추정계수는 모형의 선택에 관계없이 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 관측된다. 다시 말해 특정 어린이집에 보육하고 있는 아이의 수가 많은 지역일수록 출산율이 낮게 나타난다. 이는 정부가 정책적으로 어린이집과 같은 보육시설을 확대할 경우 출산율 제고에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 마지막으로 소비의 양을 반영하는 “GRDP 대비 가계 소비지출 비율”(HCE)은 TFR에 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 관측된다.

V. 맺음말

본 연구는 다양한 경제사회적 요인이 출산율 결정에 미치는 영향을 분석한 선행연구의 연장선상에서 인구 집적으로 나타난 소비의 질이 출산의 결정에 미치는 영향을 이론적·실증적으로 파악한다. 이론적 모형은 Aoki and Konishi(2011) 모형을 변형시켜 소비의 질과 출산율 간에는 음(-)의 관련성이 성립할 수 있음을 제시한다. 이때 인구 집적이 높은 지역일수록

소비의 질이 높을 수 있다고 가정한다. 즉 이론적 모형은 외생적으로 주어지는 소비의 질의 높을수록 상대적으로 자녀 양육의 기회비용이 상승해 적은 수의 자녀와 함께 재화에 대한 소비의 증가가 생겨날 수 있음을 제시한다.

또한 본 연구는 2002~2017년의 우리나라 16개 광역자치단체로 구성된 패널자료에 기초해 다양한 경제적, 사회적, 제도적 요인들을 통제한 상황에서 소비의 질과 출산율 간의 관계를 실증적으로 분석한다. 이때 '인구밀도'는 광역자치단체의 소비의 질을 반영하기 위한 인구 집적의 대리변수로 사용한다. 또한 실증분석은 인구밀도와 함께 여성의 경제활동참가율, 이혼율, 경제고통지수(인플레이션율+실업률), 초산연령, 산업구조(제조업 비율), 어린이집 당 아이 수, 가계소비 등을 추가적으로 설명변수로 통제한다. 실증분석 결과는 여성의 경제활동참가율, 인구밀도(소비의 질), 초산연령 및 어린이집 당 아이 수가 출산율에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 반면, 산업구조와 가계소비(소비의 양)는 전통적인 유의수준에서 출산율에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정된다.

특히 소비의 질(인구밀도)이 출산율 결정에 부정적 영향을 미친다는 추정결과는 이론적 모형의 예측과 일치한다. 이는 우리나라에서 다양한 원인으로 말미암아 장기간에 걸쳐 형성된 인구 집적이 출산율 하락의 일부 원인으로 작용하였을 가능성을 의미한다. 일반적으로 출산율은 세대간에 걸쳐 비교적 장기적 관점에서 변동하므로 출산율을 제고시키기 위한 정책을 수립할 때 경제사회적 구조적 변화를 함께 고려할 필요가 있다. 즉 중앙 혹은 지방정부가 출산율 제고를 위한 공공정책을 추진할 때 출산에 직·간접적인 영향을 미칠 것으로 예상되는 단기적 부분에 대한 지원정책도 필요하겠지만, 이종하·황진영(2018)이 제시한 바와 같이 장기적인 관점에서 경제사회적 구조에 영향을 미치는 부분도 동시에 주목할 때 정책의 효과가 보다 커질 수 있다. 예를 들어 본 연구 결과에서와 같이 인구밀도가 출산에 영향을 미친다면, 지역균형발전이나 재정분권 등의 제도와 정책은 중장기적으로 출산율 제고에 도움이 될 가능성이 있다.

이상과 같은 의미있는 결과에도 불구하고, 본 연구의 실증분석에는 많은 부분의 보충이 요구된다. 예를 들어 본 연구에는 광역자치단체의 자료를 사용함으로써 중앙정부의 출산율 제고 정책이 적절히 반영되지 않았으며, 변수들 간의 높은 상관관계에 의한 다중공선성 문제가 종종 발견된다. 특히 인구밀도가 소비의 질을 적절히 반영할 수 있는지는 의문이다. 왜냐하면 인구밀도는 교육, 환경, 주택 문제 등의 다양한 후생손실을 초래해 출산율 결정에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 따라서 소비의 질을 반영하는 적절한 대리변수의 개발과 소비의 질과 출산율 결정 간의 다양한 전달경로에 대한 향후 연구는 본 연구의 한계점을 개선할 것으로 기대된다.

【참고문헌】

- 김민영·황진영. (2016). 주택가격과 출산의 시기와 수준: 우리나라 16개 시도의 실증분석. 「보건사회연구」, 36(1): 118-142.
- 김현숙·류덕현·민희철. (2006). 「장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산율 결정요인에 대한 경제학적 분석」. 한국조세연구원 연구보고서.
- 송유미·이제상. (2011). 저출산의 원인에 관한 연구: 산업사회의 변화와 여성의 사회진출을 중심으로. 「보건사회연구」, 31(1): 27-61.
- 이종하·황진영. (2018). 광역자치단체의 출산지원예산이 출산율에 미치는 영향. 「보건사회연구」, 38(3): 555-579.
- 조윤영. (2006). 「기혼여성의 출산과 노동공급: 생애주기모형」. 한국개발연구원 연구보고서.
- 통계청 국가통계포털(<http://kosis.kr>).
- 황진영. (2013a). 여성의 경제활동참가, 노동시장의 불안정성 및 합계출산율: 국가 간 실증분석. 「재정정책논집」, 15(1): 81-105.
- 황진영. (2013b). 여성의 경제활동참가가 출산의 시기 및 수준에 영향을 미쳤는가?: 국가 간 실증 분석. 「보건사회연구」, 33(3): 5-28.
- 황진영·이종하. (2012). 한국에서 여성의 고용, 출산 및 성장 간의 상호관련성: 16개 시도의 패널자료를 이용한 실증분석. 「경제연구」, 30(3): 19-44.
- Aoki, R. and Y. Konishi. (2011). On the Persistence of Low Birth Rates in Japan. *Fertility and Public Policy: How to Reverse the Trend of Declining Birth Rates*, Edited by Takayama, N. and M. Werding, MIT Press, 111-136.
- Becker, G. S. (1960). An Economic Analysis of Fertility. in *Demographic and Economic Change in Developed Countries: A Conference of the Universities-National Bureau Committee for Economic Research*, Princeton: Princeton University Press.
- Becker, G. S., E. L. Glaeser and K. M. Murphy. (1999). Population and Economic Growth. *American Economic Review*, 89: 145-149.
- Becker, G. S., E. M. Landes and R. T. Michael. (1977). An Economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy*, 85: 1141-1187.
- Becker, G. S. and H. G. Lewis. (1973). On the Interaction between Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economics*, 81: S279-S288.
- Bertinelli, L. and D. Black. (2004). Urbanization and Growth. *Journal of Urban*

- Economics*, 56: 80-96.
- Bhaumik, S. K. and J. B. Nugent. (2005). *Does Economic Uncertainty Affect the Decision to Bear Children? Evidence from East and West Germany*. IZA Discussion Paper No. 1746.
- Bloom, D. E., D. Canning, G. Fink and J. E. Finlay. (2009). Fertility, Female Labor Force Participation, and the Demographic Dividend. *Journal of Economic Growth*, 14: 79-101.
- Blossfeld, H. P., E. Klijzing, M. Mills and K. Kurz. (2005). *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*(eds.), London: Routledge.
- Brien, M. J., L. A. Lillard and S. Stern. (2006). Cohabitation, Marriage, and Divorce on a Model of Match Quality. *International Economic Review*, 47: 451-494.
- Clark, D., J. R. Kahn and H. Ofek. (1988). Urbanization Deflator of the GNP: 1910-1984. *Southern Economic Journal*, 54: 701-714.
- Dettling, L. J. and M. S. Kearney. (2014). House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby. *Journal of Public Economics*, 110: 82-100.
- Galor, O. and D. N. Weil. (1996). The Gender Gap, Fertility, and Growth. *American Economic Review*, 86: 374-378.
- Goldscheider, F. K. and L. J. Waite. (1986). Sex Differences in the Entry into Marriage. *American Journal of Sociology*, 92: 91-109.
- Guo, Z., Z. Wu, C. M. Schimmele and S. Li. (2012). The Effect of Urbanization on China's Fertility. *Population Research and Policy Review*, 31: 417-434.
- Hondroyannis, G. (2010). Fertility Determinants and Economic Uncertainty: An Assessment Using European Panel Data. *Journal of Family and Economic Issues*, 31: 33-50.
- Hwang, J. and J. H. Lee. (2014). Women's Education and the Timing and Level of Fertility. *International Journal of Social Economics*, 41: 862-874.
- Kögel, T. (2004). Did the Association between Fertility and Female Employment within OECD Countries Really Change its Sign?. *Journal of Population Economics*, 17: 45-65.
- Kohler, H. P., F. C. Billari and J. A. Ortega. (2002). The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review*, 28: 641-680.
- Lee, J. H., E. Lim and J. Hwang. (2012). Panel SVAR Model of Women's Employment,

- Fertility, and Economic Growth: A Comparative Study of East Asian and EU Countries. *Social Science Journal*, 49: 386-389.
- Lillard, L. A. and L. J. Waite. (1993). A Joint Model of Marital Childbearing and Marital Disruption. *Demography*, 30: 653-681.
- Martine, G., J. E. Alves and S. Cavenaghi. (2013). *Urbanization and Fertility Decline: Cashing in on Structural Change*. Working Paper. IIED, London.
- McCrary, J. and H. Royer. (2011). The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence from School Entry Policies using Exact Date of Birth. *American Economic Review*, 101: 158-195.
- Philipov, D. and H. P. Kohler. (2001). Tempo Effects in the Fertility Decline in Eastern Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland, and Russia. *European Journal of Population*, 17: 37-60.
- Sah, R. K. (1991). The Effect of Child Mortality Changes on Fertility Choice and Parental Welfare. *Journal of Political Economy*, 99: 582-606.
- Thornton, A., W. Axinn and J. Teachman. (1995). The Influence of Educational Experiences on Cohabitation and Marriage in Early Adulthood. *American Sociological Review*, 60: 762-774.
- Vuri, D. (2001). *Fertility and Divorce*, Working Paper No. 5, European University Institute.
- Wang, P., C. K. Yip and C. A. Scotese. (1994). Fertility Choice and Economic Growth: Theory and Evidence. *Review of Economics and Statistics*, 46: 255-266.
- Weil, D. (2009). *Economic Growth*, 2nd Edition, Boston, MA: Addison Wesley.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48: 817-838.
- Whittington, L. A., J. Alm and E. H. Peters. (1990). Fertility and the Personal Exemption: Implicit Pronatalist Policy in the United States. *American Economic Review*, 80: 545-556.
- Wooldridge, J. M. (2000). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. South-Western College Publishing.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd Edition, Cambridge, MA: MIT Press.

이 종 하: 고려대학교에서 경제학 박사학위(논문: 아시아 금융 및 통화통합에 관한 연구: 환율 및 주가 변동 요인을 중심으로, 2011)를 취득하고, 현재 조선대학교 무역학과 부교수로 재직 중이다. 주요 연구관심 분야는 거시경제정책, 동아시아경제, 인구구조 등이며, 주요 논문으로 “Alternative Approaches to Achieve East Asian Financial Integration”(2020), “최저임금 제도가 노동소득분배율에 미치는 영향 분석”(2019), “광역자치단체의 출산지원예산이 출산율에 미치는 영향”(2018), “기술혁신이 청년고용에 미치는 영향: 우리나라 16개 광역자치단체를 중심으로”(2017) 등이 있다. (jhlee.eco@gmail.com)

황 진 영: 미국 Vanderbilt University에서 경제학 박사학위(논문: Three Essays on Financial Activity, Growth and Inequality, 2001)를 취득하고, 현재 한남대학교 경제학과 교수로 재직 중이다. 주요 연구관심 분야는 재정정책, 경제성장과 발전, 경제사회적 정책 등이다. 주요 저서로는 경제성장의 정치경제학(3판, 2016), 경제발전과 소득분배(2015) 등이며, 주요 논문으로는 “The Impact of Import and Export on Unemployment: A Cross-National Analysis”(2019), “광역자치단체의 출산지원예산이 출산율에 미치는 영향”(2018), Do Credit Guarantees for Small and Medium Enterprises Mitigate the Business Cycle? Evidence from Korea”(2017) 등이 있다. (jyh17@hnu.kr)

