

다중공통요인 모형을 이용한 생산성 결정요인 분석*

이영훈** · 장혜리***

본 연구는 1983년부터 2010년까지 기간 동안 전자부품 산업을 대상으로 생산성 결정 요인에 대한 종합적인 실증분석을 하였다. 선행 실증 연구에서 다양한 통제변수를 충분히 고려하지 못했다면 관심 변수의 계수추정치는 편의가 있을 수 있다는 점을 고려하여 다수의 생산성 결정요인을 회귀 모형에서 고려하였다. 연구개발 투자와 같은 기업의 생산성 결정요인이 산업 전체의 연구개발 수준과 같은 공통요인(common factor)과 기업의 고유 특성을 나타내는 요인부하(factor loading)에 의해 결정된다는 가정을 하고, 다중공통요인 모형(multiple common factor model)을 실증분석에 이용하였다. 다양한 변수를 잠재적인 공통요인으로 회귀 모형에 포함하고 공통요인 수의 추정 및 공통요인 식별 과정을 거친 결과, 외국인 직접투자 비중, 해외직접투자 비중, 연구개발 비중, 수입침투율, 여성의 경제활동참여율, 원유가격이 전자부품 기업의 생산성에 영향을 미치는 공통요인으로 나타났다. 각 공통요인에 대한 요인부하는 기업 간에 이질적인 것으로 나타났다. 예를 들어, 국가 전체 연구개발 투자 흐름에 대한 기업 반응은 차이가 있었으며 그에 따라 생산성의 차이가 있었다. 산업 전체를 고려하면 해외직접투자, 연구개발, 여성의 경제활동참여율은 생산성에 양의 영향을, 수입침투율과 원유가격은 음의 영향을 주었다.

핵심주제어: 중요소생산성, 공통요인, 패널데이터 모형, 생산성 결정요인
 경제학문헌목록 주제분류: D24, L11

I. 연구의 동기

생산성은 지속적인 경제성장을 가능하게 하는 주요 동인이다. Prescott(1998)는 국가 간 소득 격차의 주 요인은 자본스톡, 즉 노동자 1인당 자본스톡의 격차에 의해 충분히 설명되지 않으며, 많은 부분이 중요소생산성(total factor productivity: TFP)의 차이에 의해 설명됨을 보였다. 특히, 기술 수준이 높은 선

* 이 연구는 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받았다(과제번호: NRF-2016S1A3A2923769).

** 제1저자, 서강대학교 경제학부 교수, 전화: (02) 705-8772, E-mail: yhnlee@sogang.ac.kr

*** 교신저자, 서강대학교 경제학부 SSK사업단 전임연구원, 전화: (02) 705-4706, E-mail: hayley.85j@gmail.com

논문투고일: 2018. 5. 10 수정일: 2018. 6. 4 게재확정일: 2018. 6. 18

6 다중공통요인 모형을 이용한 생산성 결정요인 분석

진국을 대상으로 한 국제비교에서 산업 및 국가 간 TFP의 격차가 매우 큼을 보였다. 미국의 경제성장을 분석한 Jorgenson, Mun, and Kevin(2008)은 1990년대 중반의 경제성장의 주요 동인은 정보기술(information technology)이었으며, 2000년 이후에는 설비투자의 확대와 TFP 증가가 상대적으로 더 많은 기여를 하였음을 보였다. 따라서 TFP를 추정하는 다양한 계량 모형 및 실증분석 연구가 있었으며 TFP 결정요인에 대한 연구가 활발하게 진행되어 왔다. 연구개발(R&D) 투자 및 과급효과가 생산성에 미치는 영향(Coe and Helpman, 1995), 개방도(openness)와 생산성의 관계(Delgado, Farinas, and Ruano, 2002; Helpman, Melitz, and Yeaple 2004; Miller and Upadhyay, 2000; Yeaple, 2009)에 관한 많은 연구가 있었다. 또한 FDI(foreign direct investment)와 생산성 원인 결과 관계(Herzer, 2011), 정보통신기술(information and communication technology: ICT)이 생산성에 미치는 영향(Colecchia and Schreyer, 2002), 자본시장과 생산성과의 관계를 분석한 연구 등이 있다(Aghion, Howitt, and Mayer-Foulkes, 2005; Fisman and Love, 2004). 최근에는 세부적인 기업 자료가 축적되면서 이들을 이용한 생산성 결정요인에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 예를 들어, Hyun and Hur(2013)는 FDI를 수평·수직·복합 FDI로 세분하여 기업전략을 분석하였는데, 생산성이 높은 기업은 낮은 기업에 비해 수입장벽이 낮고, 노동비용이 높은 시장에도 적극적으로 FDI 하고 있으며 수평·수직 FDI를 병행하는 복합적 FDI를 한다는 실증분석 결과를 제시하였다. 또한 전현배·조장희·허정(2013)은 기업활동조사 자료를 이용하여 수출, FDI 등 국제화 전략과 생산성의 관계를 실증 분석하였다. 내수기업보다 수출이 활발한 기업의 생산성이 더 높았으며, 수출이 활발하면서 동시에 FDI를 수행하는 기업의 생산성이 더 높음을 보였다.

그러나 이들 선행 연구들은 대부분 한 가지 또는 소수의 TFP 결정요인에 초점을 맞추었으며 모든 결정요인을 함께 실증 연구에서 고려하지 않았다. 다양한 TFP 결정요인을 고려한 경우에도 매우 단기간의 표본을 이용하여 장기시계열이 포함된 패널 자료 분석을 이용한 경우를 찾기 어렵다. 예를 들어, Coe and Helpman(1995)은 국가 간 R&D 과급효과에 관심을 두고 TFP 회귀방정식을 국가별 자료를 이용하여 추정하였다. 회귀방정식은 $\ln tfp_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln S_{it}^d + \beta_2 \ln S_{it}^f + u_{it}$ (α_i : 개별 효과, S_{it}^d : 국내 R&D 스톡, S_{it}^f : 무역상대국 R&D 스톡)으로 종속변수 TFP에 대한 설명변수로 국내 R&D 스톡과 무역량을 기준으로 가중 평균한 무역상대국 R&D 스톡 등 관심 변수만을 포함하였다. 그 외 TFP 결정요인의 영향을 대신해서 개별 효과(individual effects)를 포함하였다. FDI가 TFP에 미치

는 영향을 패널 자료 모형으로 분석한 Herzer(2011)도 TFP 회귀방정식에 관심 변수만을 포함하였다. 회귀방정식을 $\ln tfp_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta \ln FDI_{it} + u_{it}$ 로 설정하였다. TFP를 설명하는 변수로 관심 변수인 FDI 스톡 외 다른 요인의 TFP에 대한 영향을 고려하기 위하여 Coe and Helpman(1995)처럼 개별 효과를 포함하였으며, 국가 간 TFP 증가 속도의 이질성을 대신하여 시간 추세(time trend)와 그 계수 값을 국가별로 다르게 설정하였다. 두 실증분석은 관심 변수 외에 TFP에 영향을 주는 변수를 모형에 포함하지 않고 모의변수(nuisance variable)나 시간 추세 변수를 이용하여 이들의 영향을 고려하였다. Coe and Helpman에서 R&D 외에 요인이 TFP에 미치는 영향이 시간불변이라면 개별 효과가 이를 통제할 것이다. 그러나 시간불변은 현실적이지 않은 가정이다. Herzer는 관심 변수 외 요인에 의한 TFP 변동이 시간불변이란 가정을 완화하여 시간 추세 변수로 통제하려 시도하였다. TFP 변동이 시간 변동과 선형관계에 있다는 제약을 부여한 것이다. 이는 전형적인 변수 생략 문제(omitted variable problem)를 유발할 수 있다. 회귀 모형에 포함되지 않은 변수와 포함된 변수 간에 상관관계가 존재할 가능성이 있기 때문에 모든 TFP 결정요인을 고려하지 못한 실증분석 결과는 편의(bias)가 있는 추정 결과일 가능성이 있다. 대부분 선행 연구들이 다양한 생산성 결정요인을 종합적으로 고려하지 못한 이유는 표본 자료의 한계에 있을 것이다. 기업패널 자료를 표본으로 사용하는데 모든 TFP 결정요인이 관찰되지 않기 때문이며 많은 결정요인이 포함되어도 장기시계열에 걸쳐 관찰되지 않았기 때문이다.

문제를 해결하는 한 가지 방법은 관찰되지 않는 결정요인이 요인 구조(factor structure)를 갖는다는 가정에서 출발한다. 모든 개별 기업의 의사결정에 영향을 주는 공통요인(common factor)과 이에 대한 기업의 고유한 반응을 나타내는 요인부하(factor loading)로 TFP 결정요인이 결정된다. 예를 들어, 기업이 시장 전체의 R&D 추세를 고려하면서 자신의 R&D 투자 수준을 결정한다면, 개별 기업의 R&D 투자는 시장 전체의 R&D 추세라는 공통요인과 개별 기업의 의사결정이라는 요인부하에 의해 결정된다고 가정할 수 있다. 이와 같이 요인 구조를 가정하면 생산함수 회귀방정식은 다중공통요인을 지닌 패널 자료 모형(panel data model with multiple common factors)이 된다. 본 연구에서는 다중공통요인 패널 자료 모형을 생산성 분석에 활용하여 TFP 결정요인에 대한 종합적인 분석을 시도한다. 개별 기업의 다양한 TFP 결정요인을 모두 관찰하는 것은 어려워도 총량 변수(aggregate variable)를 관찰하는 것은 가능하기 때문에 비교적 장기시계열을

지닌 패널 자료 표본을 이용하여 분석이 가능하다. 본 회귀 모형은 설명변수와 종속변수의 시간에 대한 평균을 모형에 포함시킴으로써 관측되지 않는 공통요인을 고려한 모형인 Pesaran(2006)의 Correlated Common Effects Model(CCE)과 유사한 모형이다. 이는 다양한 실증분석에서 사용되고 있는 계량방법론이다(Cavalcanti, Mohaddes, and Raissi, 2011; Fuleky, Ventura, and Zhao, 2018; Moscone and Tosetti, 2010). 본 연구에서 적용된 모형은 총량 변수를 고려함으로써 기존 연구에서는 자료 접근의 한계로 고려하지 못한 요인을 고려함으로써 기존 연구를 보완할 수 있을 것이라고 생각한다. 따라서 본 연구 결과를 통해 비관측 자료로 인해 발생할 수 있는 누락 변수 문제를 점검해 볼 수 있으며 이를 통해 생산성 연구 발전에 기여할 수 있을 것이라고 기대한다.

TFP 결정요인으로 기대되는 잠재결정요인의 총량 변수, 즉 대리 변수를 회귀 모형에 모두 포함하고 이들 중 몇 개의 공통요인이 있는지를 추정한다. 구체적으로 Ahn, Horenstein, and Wang(2018)이 제시한 수정된 베이시안 정보기준(Modified Bayesian Information Criterion: MBIC)을 이용하여 요인부하행렬의 계급수(rank)를 추정함으로써 공통요인의 수를 추정한다. 또한 잠재결정요인 중 어떤 요인이 통계적으로 유의미한 생산성 결정요인인지 식별하기 위해서는 단계적 식별법(sequential identification method)을 이용한다.

본 연구에서는 이상에서 설명한 생산함수의 다중공통요인 패널 자료 모형을 한국 제조업 중 전자부품 산업의 패널 자료에 적용하여 실증분석함으로써 선행 실증 연구에 보완적인 역할을 할 것으로 기대된다. 구체적으로 다음과 같이 TFP 결정요인에 대한 연구에 기여하려 한다. 첫째, 공통요인 구조를 가정한 회귀 모형의 구축은 다양한 TFP 결정요인을 모두 고려함으로써 위에서 논의한 기존 실증 연구에 있을 수 있는 변수 생략 문제를 해결한다. 따라서 기존 실증 연구에 존재할 수 있는 추정치의 편의 문제를 점검할 수 있다. 둘째, 공통요인의 식별은 추정의 효율성을 가져온다. 대리 변수 중 공통요인 식별에서 제외된 변수는 통계적 설명력이 부족하므로 이들을 회귀 모형에서 제외하고 추정하면 자유도의 증가를 통해서 추정 효율성이 높아진다. 효율적인 추정량을 통하여 실증분석 결과의 신뢰도를 높일 수 있다. 셋째, 공통요인의 식별은 정책적 시사점 측면에도 중요하다. 총량 변수인 대리 변수 중 어떤 변수가 공통요인인지를 이해하면 생산성 향상에 필요한 정책적 시사점을 얻을 수 있다. 일부 대리 변수는 정부정책으로 영향을 줄 수 있기 때문이며, 정부정책으로 영향을 주지 못하는 변수라도 그 변수의 변동을 보면서 기업의 생산성에 미치는 영향을 이해할 수 있기 때문이다.

II. 계량 모형 및 추정방법: 공통요인 패널 자료 모형

기존 연구에서 TFP를 분석하기 위해서 설정하는 생산함수의 회귀 모형은 다음과 같다.

$$y_{it} = x_{it}'\beta + tfp_{it} + u_{it}. \quad (1)$$

y_{it} 는 기업 $i (= 1, \dots, N)$, 연도 $t (= 1, \dots, T)$ 의 산출량에 로그를 취한 값이며, x_{it} 는 로그를 취한 생산요소에 대한 k -벡터이다. β 는 k -벡터의 회귀 계수이며, tfp_{it} 는 TFP이며, u_{it} 는 확률오차이다. 식 (1)의 틀 안에서 실증 연구의 목적에 따라 회귀방정식이 조금씩 다르다. 예를 들어, Colechia and Schreyer(2002)는 ICT(Information and Communication Technology)를 다른 자본과 구분하여 산출량에 미치는 영향을 보기 위하여 식 (1)의 x_{it} 에 자본스톡과 ICT 스톡을 모두 포함하였다. 또한 많은 연구에서 기업 간 생산성 차이와 시간 변동에 따른 기술 수준의 차이를 고려하기 위하여 개별 효과(individual effects)와 시간효과(time effects)를 고려하였는데, 예를 들어 $tfp_{it} = \alpha_i + \lambda_t$ (α_i 는 시간불변 개별 효과, λ_t 는 시간효과)이 대표적인 설정이며, 시간효과를 시간 추세(time trend) 변수를 이용하면서 기업 간 차이를 고려한 설정은 $tfp_{it} = \alpha_i + \delta_t$ (t 는 시간 추세)이다.

본 연구에서 이용하는 생산함수 패널 자료 모형은 다음과 같이 설정한다.

$$y_{it} = x_{it}'\beta + \alpha_i + f_t'\xi_i + u_{it} \quad (2)$$

는 q -벡터의 공통요인을 나타내며, $\xi_i = (\xi_{1i}, \xi_{2i}, \dots, \xi_{qi})'$ 는 q -벡터의 요인부하를 의미한다. 설명 변수 x_{it} 와 공통요인 f_t 는 강외생성(strictly exogeneity)을 갖는다고 가정한다: $E(u_{it} | x_{i1}, \dots, x_{iT}, f_1, \dots, f_T) = 0$. 따라서 식 (2)는 다중공통요인과 그에 상응한 요인부하를 포함한 패널 자료 모형이다. 이 모형은 TFP를 $tfp_{it} = \alpha_i + f_t'\xi_i$ 로 설정한 것으로 기존 실증 연구의 설정을 대부분 내포한다. 예를 들어, $q=1$ 이면서 $f_t = t$ 이면 $tfp_{it} = \alpha_i + \delta_t$ 가 된다. 본 모형에서는 시간 추세를 포함한 다수의 공통요인($q > 1$)을 설정한다.

서론에서 간략히 언급한대로 본 모형은 관찰되지 않는 TFP 결정요인이 요인

10 다중공통요인 모형을 이용한 생산성 결정요인 분석

구조를 갖는다고 가정한다. w_{it} 가 기업 i 의 t 연도의 TFP 결정요인이라고 하자. 그리고 이는 관찰되지 않으며 다음과 같이 w_{it} 는 공통요인에 의해 결정되는 구조를 갖는다.

$$w_{it} = f'_t \xi_i + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

여기서 ε_{it} 는 오차항이며 공통요인 f_t 와 생산요소 x_{it} 와는 상관관계가 없다고 가정한다. 그러나 TFP 결정요인 w_{it} 는 x_{it} 와 상관관계가 있을 수 있다. 따라서 모형 (2)의 타당성에 식 (3)의 가정은 매우 중요하다. 예를 들어, w_{it} 는 기업 i 의 ICT(information and communication technology) 스톡이라고 하자. 각 기업은 자신의 ICT 양을 몇 개의 공통요인을 고려하여 결정할 수 있다. 한 경제의 온라인 네트워크 구축 수준은 공통요인의 예가 될 수 있다. 기업들은 온라인 네트워크 수준을 고려하여 자신의 ICT를 결정한다. 단, 개별 기업은 자신의 업종, 규모, 기술력 등 고유 특성을 고려하면서 자신의 ICT를 정할 것이다. 예를 들어, ICT 구축을 통해서 유통비용을 절감할 수 있는 기업, 온라인 네트워크로 소비자 접근이 수월한 기업 등은 온라인 네트워크가 발전하면서 더 많은 ICT 투자를 할 것이다. 반면 중간재를 생산하여 주요 수요자가 소수의 기업이며, 온라인 네트워크의 활용이 생산 효율화와 무관한 업종에 속한 기업은 온라인 네트워크 발전이 ICT 투자에 미치는 영향이 미미할 것이다. 따라서 개별 기업의 ICT는 공통요인과 요인부하의 결합인 $f'_t \xi_i$ 에 의해 결정됨을 식 (3)은 가정한다.

식 (3)을 염두에 두고 모형 (2)를 보면, 관찰되지 않는 w_{it} 를 대신하여 $f'_t \xi_i$ 를 포함하였으며 오차항 ε_{it} 는 식 (2)의 오차항 u_{it} 에 내포되어 있다. 본 연구는 공통요인을 직접 추정하지 않고 관찰할 수 있는 다수의 공통요인 대리 변수(proxy variable)를 고려한다. 기존 연구에 대한 이해를 바탕으로 공통요인의 가능성이 있는 다수의 경제 변수를 고려한다. 즉, TFP 결정요인에 영향을 주는 공통요인의 가능성이 있는 ‘잠재적 공통요인’으로 다수의 거시경제 변수, 산업을 대표하는 변수 등을 대리 변수로 고려한다. 모형에서 충분히 많은 대리 변수를 고려하였다면 TFP 결정요인에 영향을 주는 모든 공통요인의 산출량에 미치는 영향은 모두 통제될 것이다. 그러나 추정의 효율성을 위해서는 이들 대리 변수 중 TFP에 영향을 주는 공통요인을 식별하는 것이 중요하다. 따라서 공통요인의 수를 추정하고 어느 대리 변수가 공통요인인지 식별하는 과정이 필요하다.

식 (2)는 아래와 같이 식 (4)와 식 (5)로 표현할 수 있다.

$$y_i = X_i\beta + \alpha_i 1_T + F\xi_i + u_i. \quad (4)$$

단, $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$, $X_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})'$, 1_T 는 모든 원소가 1의 값을 갖는 $T \times 1$ 벡터이며, $F = (f_1, \dots, f_T)'$, u_i 는 모든 u_{it} 를 포함하는 벡터이다.

$$Y = X\beta + 1_T\alpha + FB + U. \quad (5)$$

단, $Y = (y_1, y_2, \dots, y_N)$, $X = (X_1, \dots, X_N)$, $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_N)'$, $B = (\xi_1, \dots, \xi_N)$, U 는 모든 u_i 를 포함하는 벡터이다. 위 생산함수 회귀식에서 모수는 β, α, B 이며 관찰이 가능한 변수는 Y, X, F 이다. 따라서 이들 모수는 식 (5)의 행렬 변수를 벡터화한 식 (6)을 최소이승법(OLS)을 적용하여 추정할 수 있다.

$$y = X^*\beta + J\alpha + (I_N \otimes F)\xi + u \equiv H\delta + u. \quad (6)$$

단, $X^* = (X_1', \dots, X_N')'$, $J = (I_N \otimes 1_T)$, $y = \text{vec}(Y)$, $\xi = \text{vec}(B)$, $u = \text{vec}(U)$ 이다. 또한 $H = (X^*, J, F)$, $\delta = (\beta', \alpha', \xi')'$ 이며, δ 의 OLS 추정량은 $\hat{\delta} = (\hat{\beta}', \hat{\alpha}', \hat{\xi}')' = (H'H)^{-1}H'y$. 여기서 J 는 그룹내전환(within transformation)을 시켜주는 행렬이므로 식 (6)에 대한 최소이승추정량은 개별 효과 모형의 추정량인 within 추정량과 동일하다. 일반적인 개별 효과 모형에서 within 추정량은 NT 가 충분히 클 때 일치성(consistency)을 가지나 식 (6)에서는 모수 ξ 의 수가 N 이 증가하면 커지므로, 생산요소의 계수추정량인 $\hat{\beta}$ 은 시계열 표본의 크기(T)가 클수록 일치 추정량이며 점근적 정규분포의 특성을 갖는다.

모형 (6)을 효율적으로 추정하기 위해서는 F 에 포함된 공통요인의 대리 변수 중 설명력이 통계적으로 유의하지 않는 변수를 구분하는 것이 필요하다. 이를 위해서는 공통요인의 수를 추정하는 것과 대리 변수 중 공통요인을 선별해 내는 과정이 필요하다. 먼저 Ahn, Horenstein, and Wang(AHW, 2018)이 제시하는 '수정된 베이저안 정보기준'(Modified Bayesian Information Criterion: MBIC)을 이용하여 통계적으로 유의한 공통요인 수를 추정한다. AHW는 요인부하행렬(B)의 계급수를 추정하는 방법을 이용하여 공통요인 수를 추정하였다. 즉, q 개의 대리

변수 중 한 개를 제외한 모든 변수가 통계적으로 유의한 설명력을 갖는다면 $rank(B) = q - 1$ 이며, 두 개 이상의 대리 변수가 유의적인 설명력이 없다면 $rank(B) < q - 1$ 이라는 사실에 기초한다. AHW는 식 (7)과 같이 정보기준 MBIC를 제공하였고, 식 (8)과 같이 MBIC를 이용하여 공통요인 수($p = rank(B)$)를 추정하는 방법을 제시하였다.

$$MBIC(p) = \sum_{j=1}^{q-p} \Psi_j[(F' Q_T F) \hat{B} \hat{B}'] - T^{0.2} \times (N-p)(q-p). \quad (7)$$

$\Psi_j(A)$ 는 행렬 A 의 j 번째로 작은 고유치(eigenvalue)를 의미하며, $Q_T = I_T - T^{-1} \mathbf{1}_T \mathbf{1}_T'$, $p = 0, \dots, q-1$, $\hat{B} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_N)'$ 는 B 의 OLS 추정량이다.

$$\hat{p} = \arg \max_{0 \leq p \leq q} MBIC(p). \quad (8)$$

단, $rank(B)$ 가 공통요인의 대리 변수 중 통계적으로 유의한 설명력을 갖는 변수의 수와 반드시 동일하지는 않다는 점을 유의해야 한다. $rank(B)$ 는 설명력을 갖는 요인들의 선형결합의 수이기 때문이다. 예를 들어, 두 개의 변수가 선형결합하여 한 개의 공통요인을 구성할 수 있기 때문이다. 따라서 $\hat{p} = 6$ 으로 추정되었다면 공통요인 대리 변수 중 최소한 6개 변수가 종속변수에 통계적으로 유의한 설명력을 갖음을 의미한다. 공통요인 수의 추정량 \hat{p} 의 일치성 등 통계적 특성, 불균형 패널 자료(unbalanced panel data)에 적합한 식 (7)의 함수식에 관한 논의는 AHW에 자세히 논의되어 있다.

공통요인 수를 추정한 후에는 모형에 포함된 대리 변수 중에서 공통요인을 식별하는 단계가 필요하다. 본 연구에서는 Lee(2016)가 사용한 단계적 식별법을 사용한다. 이 방법은 대리 변수 중에서 공통요인 변수를 하나 제외했을 때 $rank(B)$ 가 1개 감소한다는 사실을 이용한다. q 개의 대리 변수 중 공통요인은 p 개($p \leq q$)라고 하자. 따라서 q 개의 대리 변수 중에서 p 개의 공통요인을 찾아내야 한다. 만약 $p = q$ 이면 모든 대리 변수가 공통요인이다. $p < q$ 이면 1단계에서는 q 개의 대리 변수 중에서 각 변수를 하나씩 제거하고 공통요인의 수를 추정한다. 만약 변수1을 제외했을 때 추정치가 p 보다 작아진다면 변수1은 공통요인으로 식별된다. 1단계에서 공통요인으로 식별된 변수가 p 개보다 작다면 2단계로 넘어간다. 2단계에서는 1단계에서 공통요인으로 식별된 변수 집합에 1단계에서 공통

요인으로 식별되지 않은 각 변수를 하나씩 추가하고 공통요인의 수를 추정한다. 만약 변수2를 추가했을 때 공통 변수의 수가 증가하는 것으로 추정된다면 변수2는 공통요인으로 식별하며, 반대로 추정치가 변화가 없다면 변수2는 공통 변수가 아닌 것으로 식별한다. 2단계를 시행한 후에 식별된 공통요인의 수가 p 개보다 크다면, 3단계에서는 이들을 대리 변수로 간주하고 1단계를 반복한다. 즉, 1단계에서 식별한 변수를 제외한 변수를 1개씩 제외하면서 공통요인을 추정하면서 식별하는 작업이다. 2단계를 시행한 후에 식별된 공통요인의 수가 p 개와 같다면 단계적 식별법을 종료한다. 2단계를 시행한 후에 식별된 공통요인의 수가 p 개보다 작다면, 3단계에서 식별된 변수를 기준으로 2단계를 반복한다. 즉, 공통요인으로 식별되지 않은 각 변수를 하나씩 추가하고 공통요인 수를 추정하는 식별 과정을 반복한다. 이와 같은 과정을 p 개의 공통요인을 식별할 때까지 반복하는데, 앞에서 논의한 $rank(B)$ 는 설명력을 갖는 요인들의 선형결합의 수라는 사실을 고려해야 한다. 즉, 두 개의 변수가 선형결합하여 한 개의 공통요인을 구성하였다면 단계적 식별법을 통해서 식별되는 변수는 p 개보다 1개 많은 $(p+1)$ 개가 될 것이다.

III. 회귀분석

1. 회귀방정식

회귀분석을 위해서는 생산함수 및 공통요인 대리 변수의 설정이 필요하다. 본 연구에서는 아래와 같이 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하였다.

$$Y = AK^{\beta_1}L^{\beta_2}. \quad (9)$$

이 식을 변형하여 로그를 취하면 식 (10)과 같다.

$$\ln(Y/L) = \ln A + \beta_1 \ln(K/L) + (\beta_1 + \beta_2 - 1) \ln(L). \quad (10)$$

이는 $\ln(L)$ 의 계수추정치를 통해서 규모의 경제(returns to scale)를 추정하기 편리한 설정이다. 즉, $(\beta_1 + \beta_2 - 1) = 0$ 이면 CRTS(constant returns to scale)이므로 t -검정으로 이를 검정할 수 있기 때문이다. 본 논문의 실증분석 모형은

panel data model with observed common factors로 이는 Pesaran(2006)에서 소개된 Correlated Common Effects Model(CCE)과 모형 설정 측면에서 유사한 모형이다. 특히, Kapetanios, Pesaran, and Yamagata(2011)는 CCE 모형에서 요인들이 불안정성(nonstationary)을 가져도 계수추정량 및 분산추정량의 일치성이 유지됨을 이론적으로 보였다. 또한 Kapetanios, Pesaran, and Yamagata(2011)는 Monte Carlo 시뮬레이션을 통해 소표본 특성을 분석하였는데, 불안정성을 가진 자료에서 본 모형의 추정방법이 평균 편향(mean bias)과 평균 제곱근 오차(root mean squared error) 측면에서 다른 모형에 비해 우수하며 추정 결과 또한 자료의 안정성 여부와 관계 없이 일관되게 나타남을 보였다. 특히, 본 연구에서 사용한 모형처럼 개별 주체에 따른 이질적인 계수를 추정하는 경우 그 정확성이 다른 모형에 비해 더 뛰어남을 보였다. 따라서 이를 고려하여 본 연구에서는 다음과 같은 공통요인의 대리 변수를 설정하였다. 잠재적인 공통요인으로 포함된 변수는 TFP에 관한 다양한 실증분석 연구를 토대로 설정하였다. 공통요인의 대리 변수로는 외국인 직접투자 비중($FDIn_t$), 해외직접투자 비중($FDIout_t$), 연구개발 비중($R\&D_t$), ICT 자본스톡 비중(ICT_t), 수입침투율($IMPORT_t$), 여성의 경제활동참여율($WOMEN_t$), KOSPI 수익률($KOSPI_t$), 원유가격(OIL_t), 시간 추세($Trend_t$)를 사용하였다. 즉, $f'_t=(Trend_t, FDIn_t, FDIout_t, R\&D_t, ICT_t, IMPORT_t, WOMEN_t, KOSPI_t, OIL_t)$ 이다.¹⁾

먼저 무역 수준을 대변하는 변수로 외국인 직접투자와 해외직접투자를 각각 국내총생산으로 나눈 값을 사용했다. 생산성과 무역의 관계는 생산성 문헌에서 가장 많이 다루어진 주제 중 하나이다(Alfaro, Chanda, Kalemli-Ozcan, and Sayek, 2004; Borensztein, De Gregorio, and Lee, 1998; Griffith, Redding, and Simpson, 2004; Herzer, 2011; Keller and Yeaple, 2009; Miller and Upadhyay, 2000). 무역은 국가 간 물자를 거래함으로써 기술 및 지식을 전이하는 효과를 갖기 때문이다. 특히, 외국인 직접투자와 해외직접투자는 선진화된 기술을 전파하는 주요 통로로 여겨진다(Coe and Helpman, 1995; Isaksson, 2007). 외국인(해외) 직접투자를 통해 기술을 받아들인 국가에서는 다시 그 기술이 다른 기업 또는 산

1) 강건성 점검을 위하여 본 실증분석에서 사용한 공통요인의 대리 변수 이외에 몇 가지 총량 변수를 더 고려하였다. 인적 자본을 대변하는 변수로 고등학교 진학률 또는 고등교육기관 취학률을 여성경제활동참여율 대신 고려하였으며, KOSPI 수익률 대신 KOSPI 시장 시가총액 또는 거래량, 그리고 연구개발 비중 대신 특허출원 건수를 고려하여 분석하였으나 실증 분석 결과(공통요인의 식별)는 차이가 나지 않는다.

업으로 전이되는 전이효과(spillover effect)를 파생시키므로 생산성 증가에 중요한 영향을 미친다. 또한 기술전파보다는 생산비용 우위를 갖기 위해 해외직접투자 결정을 내리기도 한다(Caves, 1974; Schneider and Frey, 1985; Yu, 1990; Woodward and Rolfe, 1993). 따라서 본 연구에서는 외국인 직접투자(FDI_{in_t})와 해외직접투자(FDI_{out_t})가 국내 제조기업 생산성에 미치는 영향을 분석한다.

무역 변수 중 수입은 선진기술의 상품 도입으로 국내 생산성 증가에 기여한다고 보는 관점이 있으며(Altomonte, Barattieri, and Rungi, 2014; Bloch and McDonald, 2004; Criscuolo, Haskel, and Martin, 2004), 반면 수입품 증가로 인하여 국내 업체의 생산을 감소시키거나 노동시장의 위축을 가져온다는 견해도 존재한다(Onaran, 2011). 본 연구에서는 수입침투율로 수입의 영향을 추정하였다. 수입침투율은 수입을 국내총생산에서 수입을 더하고 수출을 뺀 금액(수입/(국내총생산-수출+수입))으로 측정했다.

무역과 생산성에 관한 연구만큼 많은 문헌에서 분석되는 주제가 연구개발과 생산성 간의 관계이다(Aw, Roberts, and Xu, 2011; Griliches and Mairesse, 1981, 1991; Hall and Mairesse, 1995; Mairesse and Mohnen, 2004; Mamuneas and Nadiri, 1996; Nadiri and Mamuneas, 1994; Rouvinen, 2002; Wieser, 2005). Isaksson(2007). 이들은 지식의 생산으로 인해 기술혁신과 신기술 개발이 이루어져 생산성 증가에 영향을 미친다고 보았다. 생산된 지식은 비배재성(non-rivalry)과 비경합성(non-excludability)을 가지므로 다른 기업들이 개발된 지식을 비용 지불 없이 이용할 수 있으며 또한 기업의 지식 사용을 배제할 수 없다. 이와 같은 지식의 파급효과로 인해 지식은 산업의 전반적인 생산성을 증가시킨다(Coe and Helpman, 1995; Keller, 2002; Los and Verspagen, 2000). 본 연구에서는 분석 기간 동안 한국의 국내총생산 대비 연구개발비 비중($R\&D_t$)을 사용했다. 최근 기술발전과 생산성의 관계를 분석하는 연구에서는 정보통신기술(ICT)의 발달과 생산성에 초점을 맞추고 있다(Basu, Fernald, Oulton, and Srinivasan, 2003; Mun and Nadiri, 2002; Oliner, Sichel, Triplett, and Gordon, 1994; Oliner and Sichel, 2000; Stiroh, 2001). 본 연구에서는 총자본스톡 대비 ICT 자본스톡 비중(ICT_t)을 정보통신기술 발달의 대리 변수로 사용했다.

다음으로 기업의 외부자금 조달 환경을 생산성의 결정요인으로 고려하였다. 일반적으로 주식시장 수익률이 높아질수록 투자자금의 증대로 인해 유동성이 증대된다. 이에 따라 투자자 입장에서 유동성 위험이 낮아지며 기업 입장에서 주식발행을 통한 원활한 자금조달이 가능해진다. 따라서 주식시장 수익률이 민간

투자 증대에 영향을 미치므로(Durham, 2002; Barro, 1990) 주식시장의 수익률을 기업의 외부자금 조달의 원활성 정도를 나타내는 변수로 사용하였다. 또한 Demircuc-Kunt and Levine(1996), Levine and Zervos(1998)는 주식시장의 유동성 향상은 자본의 효율적 배분을 촉진시키며 따라서 장기적인 투자로 인한 경제성장이 가능함을 보였다. 따라서 본 연구에서는 KOSPI지수의 수익률을 잠재적인 공통요인 변수로 사용한다.

잠재적인 공통요인 변수로 인적 자본을 포함하였다. 인적 자본과 생산성의 관계에 관한 많은 연구가 존재한다(Akinlo, 2005; Miller and Upadhyay, 2000). 인적 자본을 측정하는 변수로 교육연수(Miller and Upadhyay, 2000), 고등교육취학률(Akinlo, 2005) 등을 사용하였다. 본 연구에서는 여성의 경제활동참여율($WOMEN_t$)을 인적 자본을 대표하는 대리 변수로 사용하였다. 이는 Steinberg and Nakane(2012)과 같은 연구에서 여성의 경제활동 참여가 여성의 높은 학력 수준으로 인해 발생하는 숙련된 인적 자본의 참여를 의미한다고 보았으며, 일부 연구에서 여성의 경제활동 참여가 경제성장에 중요한 요인임을 보였기 때문이다(Loko and Diouf, 2009; Saqib, Aggarwal, and Rashid, 2016). Dollar and Gatti(1999)에 따르면 중간소득 국가에서 여학생의 교육투자 수익률이 남학생보다 높았으며, Kochhar, Jain-Chandra, and Newiak(2016)에 따르면 일본처럼 급속하게 고령화사회에 접어든 국가에서 여성의 경제활동참여율이 증가할수록 경제성장이 더 빨라질 수 있음을 보였다. 따라서 마지막으로 거시경제의 변동성이 기업 생산성에 미치는 영향을 분석하기 위해 원유가격지수를 사용하였다(OIL_t). 원유가격지수는 IMF에서 제공한 자료로 2010년 가격은 100으로 표준화한 변수를 사용하였다. 앞에서 고려한 변수 외에 나머지 영향을 대표해서 시간 추세를 대리 변수에 포함하였다.

2. 표본 자료

본 연구에서는 생산함수(10)의 추정에 사용할 변수와 잠재적인 공통요인으로 사용할 변수를 수집하였다. 먼저 생산함수 추정에 필요한 변수는 한국신용평가정보의 KISVALUE 데이터 베이스에서 추출하였다. KISVALUE는 상장기업 및 외감기업의 재무제표를 포함하는 데이터 베이스이다. 생산량(Y)은 실질 부가가치이며 신일순·이상원(2006)에 따라 명목 부가가치를 산출하였으며 한국은행의 산업별 생산물가지수를 이용하여 실질화했다. 노동(L)은 근로자 수, 자본(K)은 한

진회(2003)와 동일하게 명목 유형자산을 한국은행의 자본재물가지수로 실질화했다.

잠재적 공통요인으로 사용한 변수는 다양한 출처에서 수집하였다. 외국인 직접투자액과 해외직접투자액, 국내총생산 그리고 KOSPI 수익률은 한국은행 경제통계시스템, 연구개발 비용은 미래창조과학부에서 실시하는 연구개발활동조사표에서 수집하였으며, ICT 자본스톡은 한국생산성본부의 KIP(Korea Industrial Productivity) 데이터 베이스에서 구했다. 수입침투율 계산에 사용된 수입과 수출 금액은 OECD 통계 자료에서 수집했다. 여성의 경제활동참여율은 통계청 경제활동인구조사표에서 수집했으며 원유가격지수는 통계청의 국가통계포털에서 수집했다. 잠재적 공통요인으로 지정된 변수 중 원유가격지수는 로그를 취한 값을 사용했다.

연구에서는 동일한 생산기술을 공유하는 기업 간 생산성 결정요인의 차이를 분석하기 위해 제조 산업 중 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조 산업(이하 전자부품 산업)에 속한 기업을 분석에 포함하였다. 1983년부터 2010년까지 총 28년의 기간 동안 15년 이상 관찰되는 국내 기업들을 대상으로 불균형 패널 자료(unbalanced panel data)를 구성하였다. 최종적으로 선정한 표본 자료는 총 898개이며 표본기업 수는 47개이다.²⁾

<표 1>은 연구에서 사용한 변수에 대한 설명과 기초통계량을 보여 준다. 생산함수 요소들을 살펴보면 분석기업들의 평균 부가가치는 2010년 가치기준으로 212억 원, 평균 노동자 수는 1,627명, 그리고 실질 유형자산의 평균은 1,770억 원이다. 가장 작은 기업의 노동자 수는 23명인 반면 가장 큰 기업의 노동자 수는 33,400명으로 기업 간 규모의 격차가 큰 것을 알 수 있다. 또한 잠재적 공통요인을 살펴보면 <표 1>에서 알 수 있듯이, 외국인 직접투자는 평균적으로 국내총생산의 1.1%를 차지하고 있으며 해외직접투자는 1.3%로 비중이 조금 더 높다. 연구개발 투자는 국내총생산의 2.2%를 차지하고 있다. 평균 수입침투율은 27.6%로 기획재정부의 발표에 따르면 2010년 기준으로 세계에서 13번째로 높다. 평균적으로 40%의 여성이 경제활동에 참여하고 있으며 코스피의 연평균수익률은 8.2%이다.

2) 본 연구에서 공통요인으로 사용한 변수 중 ICT 변수의 최대 관측 가능한 연도가 2010년이므로 본 연구의 분석 기간을 2010년까지로 한정했다.

<표 1> 기술통계량

Variable	Mean	SD.	Min	Max	Definition
Y(억 원)	212	1,510	0.199	33,400	실질 부가가치(2010 기준)
L(명)	1,627	6,263	23	59,019	노동자 수
K(억 원)	1,770	10,500	0.976	159,000	실질 유형자산(2010 기준)
$Trend_t$	14.761	7.271	0.000	27.000	시간 추세
$FDIn_t$	0.011	0.008	0.003	0.031	외국인 직접투자 비중
$FDIout_t$	0.013	0.009	0.002	0.042	해외직접투자 비중
$R\&D_t$	0.022	0.006	0.009	0.035	연구개발 비용 비중
ICT_t	0.098	0.014	0.057	0.114	ICT 자본스톡 비중
$IMPORT_t$	0.276	0.053	0.209	0.431	수입침투율
$WOMEN_t$	0.407	0.007	0.383	0.418	여성경제활동참여율
$KOSPI_t$	0.082	0.286	-0.479	0.688	KOSPI 수익률
OIL_t	3.528	0.564	2.833	4.812	원유가격지수의 Log 값

3. 생산함수 및 공통요인 추정

다중공통요인을 고려한 패널 자료 모형을 실증분석하기에 앞서 규모의 경계를 검정하여 생산함수회귀식을 설정하였다. Cobb-Douglas 생산함수 추정 결과를 <표 2>에 정리하였다. 모형 (1)은 식 (9)에 시간 추세 변수만 포함한 모형으로 가장 간단한 설정이다. 모형 (2)는 모형 (1)에 개별 효과를 추가한 것이며, 모형 (3)은 모형 (2)에 시간 추세 변수의 계수가 각 기업마다 다를 수 있게 설정한 모형이다. 또한 모형 (4)는 위에서 설정한 대리 변수를 포함한 다중공통요인 모형이다. 이를 정리하면 아래와 같다.

$$\text{모형 (1): } \ln(Y_{it}/L_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(K_{it}/L_{it}) + (\beta_1 + \beta_2 - 1) \ln(L_{it}) + \delta t + u_{it}$$

$$\text{모형 (2): } \ln(Y_{it}/L_{it}) = \beta_1 \ln(K_{it}/L_{it}) + (\beta_1 + \beta_2 - 1) \ln(L_{it}) + \alpha_i + \delta t + u_{it}$$

$$\text{모형 (3): } \ln(Y_{it}/L_{it}) = \beta_1 \ln(K_{it}/L_{it}) + (\beta_1 + \beta_2 - 1) \ln(L_{it}) + \alpha_i + \delta_i t + u_{it}$$

$$\text{모형 (4): } \ln(Y_{it}/L_{it}) = \beta_1 \ln(K_{it}/L_{it}) + (\beta_1 + \beta_2 - 1) \ln(L_{it}) + \alpha_i + f'_t \xi_i + u_{it}$$

<표 2>에 있는 추정치는 OLS로 추정한 모형 (1)을 제외한 모형 (2)~(4)는 모두 Within 추정치이며 t -값은 이분산-강건-분산추정량(heteroscedasticity-

robust-variance estimator)을 이용하여 구하였다. 모형 (1)에 의하면 노동의 계수 추정치가 -0.092로 음의 값을 가지며 t -통계치가 -4.31이어서 한국 전자부품 산업의 규모의 경제는 DRTS(decreasing returns to scale)로 나타났다. 모형 (2)는 모형 (1)에 개별 효과를 포함한 Within 추정 결과이며, 모형 (3)은 모형 (2)에 시간 추세 변수의 계수가 각 기업마다 다를 수 있게 설정한 모형이다. 모형 (4)는 본 실증분석에서 선택한 다중공통요인 모형이다. 모형 간 적합성에 대한 검정 결과를 F -통계량으로 정리하였다. 즉, 모형 (2)에 $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$ 의 제약을 부여하면 모형 (1)로 축소된다. F -통계치는 12.87로 나타나 개별 효과, 즉 개별 기업 고유의 생산성을 고려한 모형의 설명력이 높음을 알 수 있다. 모형 (3)에 $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_N$ 의 제약을 부여하면 모형 (2)로 축소된다. 이에 대한 검정 결과도 p -값이 유의 수준 0.01보다 작아 귀무가설이 기각된다. 따라서 1983~2010년 기간 중 전자부품 산업의 표본에 의하면 기업 간 TFP는 이질적(heterogenous)이며 시간 변동에 따른 TFP의 변동도 기업 간 차이가 많은 것으로 나타났다. 마지막으로 모형 (4)에 공통요인이 1개이며, 그 공통요인이 시간 추세라는 제약, $H_0 : f_t = t$ 를 부여하면 모형 (4)는 모형 (3)으로 축소된다. 이 가설도 F -통계량은 2.24로 1% 유의 수준에서 기각된다. 따라서 시간 추세를 이용하여 TFP의 변동을 설명하는데 한계가 있음을 알 수 있다.

<표 2> Cobb-Douglas 생산함수 추정 결과

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)
$\ln(K/L)$	0.358(12.68) ¹⁾	0.210(6.09)	0.217(5.77)	0.201(5.00)
$\ln(L)$	-0.092(-4.31)	-0.277(-6.21)	-0.353(-6.00)	-0.708(-6.37)
<i>trend</i>	0.139(30.88)	0.157(30.77)		
상수	4.860(14.70)			
\bar{R}^2	0.803	0.877	0.903	0.942
귀무가설		모형 (1) vs 모형 (2) $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$	모형 (2) vs 모형 (3) $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_N$	모형 (3) vs 모형 (4) $H_0 : f_t = t$
F -검정		12.87[0.00] ²⁾	5.81[0.00]	2.24[0.00]

주: 1) () 안은 t -값. t 값은 이분산-강건-분산추정치(heteroskedasticity-robust-variance estimate)를 이용하여 계산됨.

2) [] 안은 p -값.

규모의 보수 측면에서 모형 (1)의 추정량은 기존 실증 연구와 유사하나 모형 (2)~(4)의 경우 규모의 보수가 감소하였다. 즉, 개별 기업 특성 및 공통요인을 생산함수에 고려한 순간 규모에 대한 보수가 체감하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 기업의 개별 특성 및 공통요인과 생산요소 간에 상관관계가 존재하기 때문에 기존 연구 결과와 차이가 나타난 것으로 볼 수 있다. 본 연구에서는 생산함수의 다양한 형태를 고려하기 위해 Cobb-Douglas 생산함수 외에도 초월대수 생산함수(translog production function)를 가정하여 추가적인 분석을 실시했으나 두 모형 간 계수추정치 및 모형의 설명력에 차이가 존재하지 않았다. 따라서 본 연구에서는 Cobb-Douglas 생산함수 결과만 제시하였다. 차후 연구에서는 생산요소에 대한 정교한 모형 설정을 통해 전자부품 산업의 규모의 보수 측면에 대한 추가적인 분석이 필요할 것으로 생각된다.

모형 (4)를 MBIC 정보기준으로 공통요인 수를 추정한 결과가 <표 3>에 정리되어 있다. $p=1$ 일 때 MBIC는 9.717이며 p 가 증가하면서 MBIC는 지속적으로 감소한다. 그러나 $p=7$ 을 저점으로 증가하여 $p=8$ 에서 MBIC는 -0.197로 $p=7$ 일 때보다 커졌다. 가장 작은 MBIC는 $p=7$ 이므로 식 (8)에 의하여 공통요인 수 추정치는 $\hat{p}=7$ 이 된다.

<표 3> MBIC 정보기준을 이용한 공통요인 수 추정

p	0	1	2	3	4
MBIC	142.765	9.712	5.683	2.532	1.264
p	5	6	7	8	9
MBIC	0.180	-0.172	-0.302	-0.197	0.000

다음 단계에서는 9개의 대리 변수 중 7개의 공통요인을 식별한다. 단계적 식별법을 이용하여 구한 결과를 <표 4>에 정리하였다. 1단계에서는 $f'_t=(Trend_t, FDIin_t, FDIout_t, R\&D_t, ICT_t, IMPORT_t, WOMEN_t, KOSPI_t, OIL_t)$ 에서 각 변수를 제외하면서 \hat{p} 의 변동을 분석한다. 시간 추세 변수 t 를 f_t 에서 제외하고 추정한 공통요인 수는 $\hat{p}=6$ 으로 7개에서 1개 감소하였다. 이는 시간 추세 변수가 공통요인임을 시사한다. 동일한 과정을 다른 변수에도 적용하니 $ICT, IMPORT, KOSPI$ 를 제외한 6개 대리 변수가 공통요인으로 식별되었다. 따라서 2단계에서는 6개 공통요인 외에 3개 변수 중에서 추가적으로 1개 공통요인을 식

별하려 한다. 6개 공통요인에 3개 변수를 각각 하나씩 추가하면서 \hat{p} 의 변동을 분석하였다. *ICT*와 *KOSPI*는 추가하여도 $\hat{p}=6$ 으로 변동이 없었으나, *IMPORT*를 추가하면 $\hat{p}=7$ 로 공통요인 수가 1개 증가하였다. 이는 *IMPORT*가 공통요인임을 시사한다. 따라서 공통요인으로 식별된 변수는 (*Trend_t*, *FDIn_t*, *FDIout_t*, *R&D_t*, *IMPORT_t*, *WOMEN_t*, *OIL_t*)이다.

마지막으로 <표 2>의 모형 (4)에 공통요인 식별 결과를 적용하면 $f'_t = (Trend_t, FDIn_t, FDIout_t, R\&D_t, IMPORT_t, WOMEN_t, OIL_t)$ 로 설정하여 생산함수를 추정한다. 즉, *ICT*와 *KOSPI*의 설명력이 없다는 가설을 부여한 것이다. 이에 대한 검정 결과는 *F*-통계량이 1.01로 나타나 귀무가설을 1% 유의 수준에서 기각할 수 없었다. 이 검정 결과는 위에서 행한 공통요인 수 및 공통요인 식별이 적절하게 이루어졌음을 시사한다. 잠재적인 공통요인으로 고려되는 모든 요인을 포함하고 이들 중 통계적으로 설명력이 없는 변수를 적절히 제거하였기 때문이다. 이제 TFP에 대한 분석은 7개 공통요인을 포함한 실증분석 결과를 토대로 진행하였다. 이는 9개의 잠재적 공통요인을 모두 포함한 추정 결과보다 효율적인 결과로 기대된다.

<표 4> 단계적 식별법을 이용한 공통요인 식별($\hat{p}=7$)

	1단계	2단계
단계 설명	f_t 에서 각 변수 제외	1단계에서 식별한 6개 공통요인에 각 변수를 포함
<i>Trend</i>	6*	
<i>FDIn</i>	6	
<i>R&D</i>	6	
<i>ICT</i>	7	6
<i>IMPORT</i>	7	7
<i>WOMEN</i>	6	
<i>OIL</i>	6	
<i>KOSPI</i>	7	6
<i>FDIout</i>	6	
검정 결과	<i>Trend</i> , <i>FDIn</i> , <i>R&D</i> , <i>WOMEN</i> , <i>OIL</i> , <i>FDIout</i> 을 공통요인으로 식별	<i>IMPORT</i> 를 공통요인으로 식별

주: * MBIC 검정기준에 의한 공통요인 수 추정치.

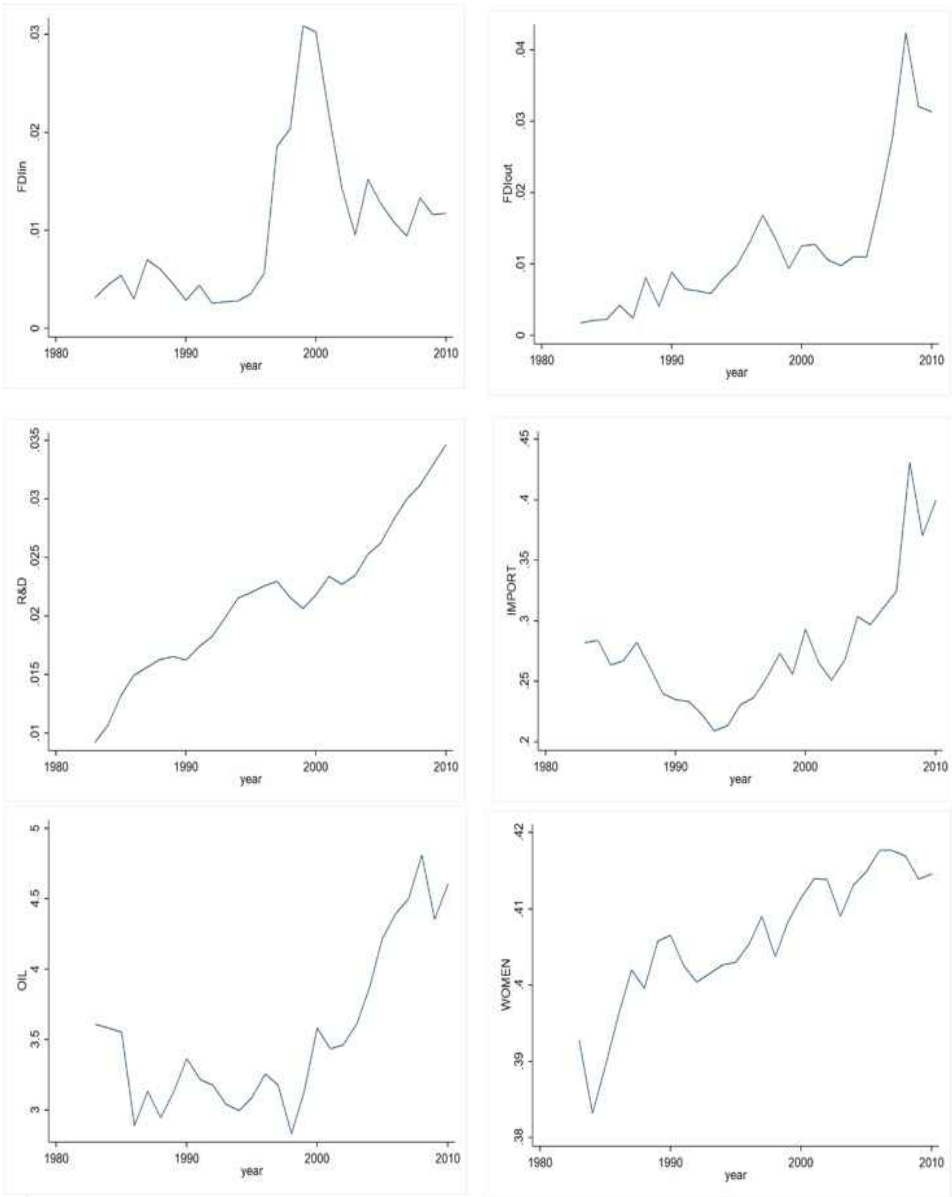
4. 공통요인 및 요인부하 분석

최종적으로 기업의 생산성 결정요인 분석에 사용된 모형은 7개의 공통요인을 $f'_t = (Trend_t, FDIin_t, FDIout_t, R\&D_t, IMPORT_t, WOMEN_t, OIL_t)$ 포함한 모형 (4)이다. <그림 1>은 분석 기간 중 각 공통요인의 변화를 보여 준다. $FDIin_t$ 은 1990년대 중반 이후 급격히 증가하였다가 2000년대 들어 줄어들었다. 이는 1990년대 말 국내 경제상황을 잘 보여 준다. 1990년대 말 외환위기 상황을 맞았던 한국은 부족한 외환을 보완하기 위해 외국인 투자를 장려하는 정책을 수행하였다(박봉규·김용덕, 2004). 이에 따라 외국인의 국내 투자가 증가했으며 경제가 안정화된 이후 점차 감소했다. 반면, $FDIout_t$ 은 1980~1990년대에 꾸준히 증가하다가 2000년대 중반 이후에 급격히 증가하였다. 이는 국내 노동시장 비용 상승으로 인해 중국 등 개발도상국으로 사업체를 이전하거나 해외 시장 점유율을 높이기 위해 현지에 법인을 설립하는 등 국내 기업의 국제화 전략이 활발해졌음을 시사한다. $R\&D_t$ 는 표본 기간 중 큰 부침없이 꾸준히 증가하였으며, $IMPORT_t$ 는 1990년대 중반 잠시 하락했으나 전반적으로 증가하는 추세를 보이며, OIL_t 은 2000년까지 비슷한 수준을 유지하다가 2000년대에 급격히 증가하였다. $WOMEN_t$ 은 꾸준히 증가하는 추세를 보인다.

7개 공통요인을 포함한 모형 (4)의 추정 결과를 이용하면 TFP 추정치³⁾는 $\hat{\alpha}_i + f_t \hat{\xi}_i$ 로 구할 수 있다. 즉, 개별 효과와 요인부하의 추정치를 이용한다. TFP 추정치를 비교하기에 앞서 요인부하 추정치를 분석하기 위해 <그림 2>에 kernel 확률분포를 정리하였다. 대부분 공통요인에 대한 요인부하는 대칭적으로 분포되었으나, $FDIin_t$ 과 $FDIout_t$ 의 요인부하는 오른쪽으로 치우친 분포를 가진다. 전자부품 산업에는 $FDIin_t$ 과 $FDIout_t$ 의 변화에 생산성이 매우 민감하게 긍정적으로 반응하는 소수 기업들이 있음을 시사한다.

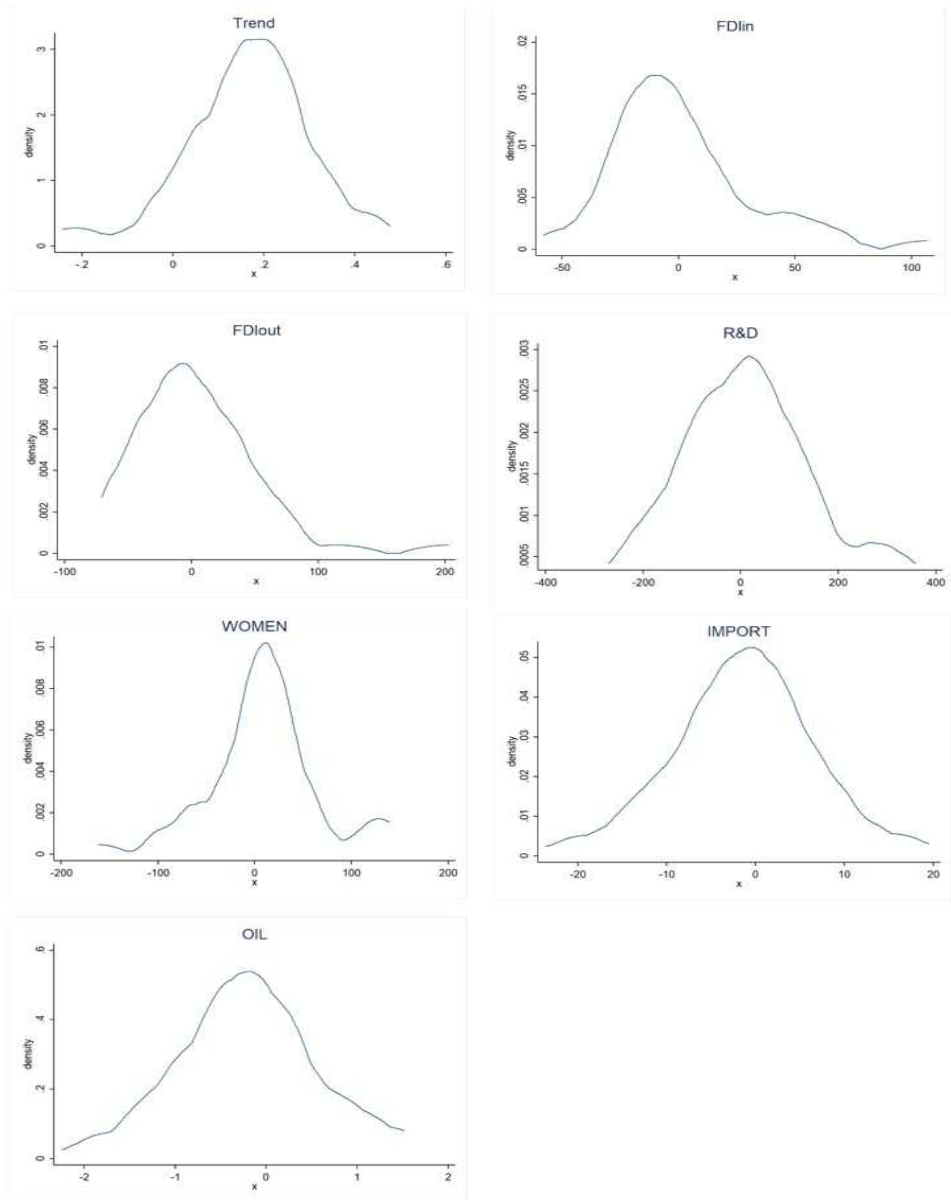
3) Cobb-Douglas 생산함수를 가정하므로 엄밀하게 표현하면 로그를 취한 TFP이다.

<그림 1> 공통요인 추세



24 다중공통요인 모형을 이용한 생산성 결정요인 분석

<그림 2> Factor loading의 표본 확률분포



<표 5> 공통요인별 요인부하의 추정치 평균⁴⁾

	$Trend_t$	$FDIn_t$	$FDIout_t$	$R\&D_t$	$IMPORT_t$	$WOMEN_t$	OIL_t
Mean	0.159	1.507	3.817	15.083	-1.368	10.109	-0.214
SD	0.135	30.250	47.880	140.628	7.954	54.800	0.766
t -stat	35.283	1.492	2.389	3.214	-5.152	5.528	-8.380
p -value	0.000	0.136	0.017	0.001	0.000	0.000	0.000

각 공통요인이 생산성에 미치는 영향을 분석하기 위하여 <표 5>에 요인부하 추정치의 평균과 평균이 0이라는 귀무가설에 대한 검정통계량을 정리하였다. 이 귀무가설은 $FDIn_t$ 의 경우에만 5%의 유의 수준에서 기각할 수 없었다. 그러나 이 가설검정 결과가 $FDIn_t$ 이 생산성에 유의한 영향을 주지 못하였음을 의미하지는 않는다. 이미 $FDIn_t$ 는 통계적으로 설명력이 있는 공통요인으로 식별되었기 때문이다. 즉, $FDIn_t$ 의 변동이 총량적으로는 유의하게 영향을 주지 못하였지만 개별 기업에는 유의한 영향을 주었음을 시사한다. $FDIout_t$, $R\&D_t$, $WOMEN_t$ 의 요인부하 추정치의 평균은 양의 값을 갖는다. 이들 공통요인이 증가할 때 총량적으로 생산성이 긍정적 영향을 받는다. 원인 결과 관계는 명확하지 않아도 해외직접투자와 생산성에 양의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 연구개발 투자가 증가하고, 인적 자본이 증가할수록 전자부품 산업의 생산성 총량은 향상되는 것으로 나타나서 기존 실증 연구 결과와 일치한다. 반면 수입침투율이 높아지면 동 산업의 생산성 총량은 음의 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 수입품 증가로 인하여 국내 업체의 생산이 감소하고 노동시장의 위축을 가져온다는 Onaran(2011)과 일치한다.

각 공통요인이 생산성에 미치는 영향을 총량으로 분석한 <표 5>와 달리 <표 6>에서는 요인부하의 이질성을 분석하기 위하여 기업 특성에 따라 표본기업을 두 그룹으로 분류하여 공통요인에 대한 요인부하를 비교하였다. 4가지 기준으로 기업 특성을 설정하였다. 첫째, 기업의 특성을 설립연도 기준에 따라 1980년 이전 설립 기업과 이후 설립 기업으로 구분하였다. 둘째, 상장 여부를 기준으로 비상장 기업과 상장기업을 나누었으며, 셋째 총자산을 기준으로 소기업과 대기업으로 구

4) 공통요인의 대리 변수로 고려한 9개의 모든 요인을 포함하여 모형을 분석한 경우, 공통요인 요인부하 추정치의 표준편차가 모든 변수에서 더 크게 나타나 공통요인만을 사용한 모형이 더 효율적 결과를 가져왔음을 알 수 있다.

분하였다. 이때 소기업은 평균 총자산이 하위 40%에 속하는 기업, 대기업은 평균 총자산이 상위 40%에 속하는 기업으로 분류하였다. 마지막으로 기업의 연구개발 투자액을 기준으로 소규모 R&D기업, 대규모 R&D기업으로 구분했다. 소규모 R&D기업은 평균 R&D투자액이 하위 40%에 속하는 기업, 대규모 R&D기업은 평균 R&D투자액이 상위 40%에 속하는 기업으로 분류하였다. <표 6>에는 각 기준에 따른 공통요인에 대한 요인부하의 평균과 표준편차를 정리하였다. 또한 각 구분 기준에 따른 그룹 간 평균의 차이를 *t*-test로 검정한 결과가 함께 나타나 있다.

<표 6> 기업 특성별 요인부하 추정치

기준	통계량	$Trend_t$	$FDIn_t$	$FDIout_t$	$R\&D_t$	$IMPORT_t$	$WOMEN_t$	OIL_t
1980년 이후	Mean	0.252	-7.996	15.301	-18.554	-4.303	-4.694	-0.146
	SD	0.104	25.100	61.431	125.508	8.613	62.909	0.755
1980년 이전	Mean	0.108	6.522	-3.601	40.075	0.351	16.477	-0.260
	SD	0.132	33.318	40.108	153.005	7.469	53.321	0.819
	<i>t</i> -stat	16.438	-6.252	5.474	-5.877	-8.032	-5.433	1.349
	<i>p</i> -value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.178
비상장 기업	Mean	0.159	-10.873	-8.151	20.064	-1.008	22.873	0.092
	SD	0.112	28.566	22.339	94.978	7.512	53.432	0.833
상장기업	Mean	0.165	5.982	8.640	16.585	-1.612	2.216	-0.347
	SD	0.152	30.990	56.983	162.411	8.527	58.778	0.744
	<i>t</i> -stat	-0.469	-6.712	-4.319	0.589	1.042	3.414	7.813
	<i>p</i> -value	0.639	0.000	0.000	0.556	0.298	0.001	0.000
대기업	Mean	0.184	8.256	-6.676	28.150	-3.885	2.947	-0.167
	SD	0.168	25.102	39.971	178.447	7.650	42.832	0.881
소기업	Mean	0.154	-0.791	12.690	10.618	-0.402	4.342	-0.298
	SD	0.137	36.452	62.573	155.070	9.341	77.364	0.862
	<i>t</i> -stat	-1.976	-4.084	4.832	-1.580	5.012	0.130	-1.723
	<i>p</i> -value	0.049	0.000	0.000	0.115	0.000	0.896	0.085
소규모 R&D 투자	Mean	0.121	0.364	0.082	23.850	0.754	23.402	-0.319
	SD	0.146	38.439	37.907	155.934	8.838	58.601	0.982
대규모 R&D 투자	Mean	0.221	-3.422	8.496	-24.338	-2.123	1.249	-0.237
	SD	0.135	24.343	50.814	143.199	5.706	31.755	0.540
	<i>t</i> -stat	-8.536	0.626	-2.922	3.793	4.717	6.133	-1.275
	<i>p</i> -value	0.000	0.531	0.004	0.000	0.000	0.000	0.203

기업의 특성을 설립연도를 기준으로 구분한 경우를 살펴보면, OIL_t 에 대한 요인부하의 그룹별 평균이 동일하다는 가설은 t -통계치가 1.35로 작아서 10% 유의 수준에서도 기각할 수 없다. 따라서 전자부품 산업에서 국제원유가격의 변동에 대한 기업의 민감도는 연령기준으로 차이가 없음을 시사한다. 그러나 다른 공통요인에 대한 요인부하의 평균치는 기업 연령에 따라 차이가 있는 것으로 나타났다. OIL_t 을 제외한 모든 공통요인에 대해 두 그룹 간 개별 효과의 차이가 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 1980년 이전 설립된 기업의 평균 요인부하는 $Trend_t$, $FDIn_t$, $R\&D_t$, $IMPORT_t$, $WOMEN_t$ 에 대해서는 양의 값을 가지며, $FDIout_t$ 에 대해서는 음의 값을 가진다. 이들 공통요인이 표본 중 모두 증가하였다고 가정하면, $Trend_t$, $FDIn_t$, $R\&D_t$, $IMPORT_t$, $WOMEN_t$ 의 증가는 1980년 이전에 설립한 기업의 TFP에 평균적으로 긍정적인 영향을 주었으며, $FDIout_t$ 의 증가는 부정적인 영향을 주었음을 의미한다. 즉, 오래된 기업일수록 외국인 직접투자 비중, 연구개발지출 비중, 수입침투 정도, 여성의 경제활동참여율이 높을수록 생산성이 증가하는 성향을 보였다. 또한 시간 추세 변수의 요인부하는 회귀 모형에서 고려한 요인 외에 연평균 TFP 증가를 의미한다. 두 그룹을 비교하면 신생기업의 평균 요인부하가 통계적으로 유의하게 더 커서 다른 6개 공통요인이 변화가 없다면, 신생기업의 TFP가 더 빠르게 증가함을 의미한다.

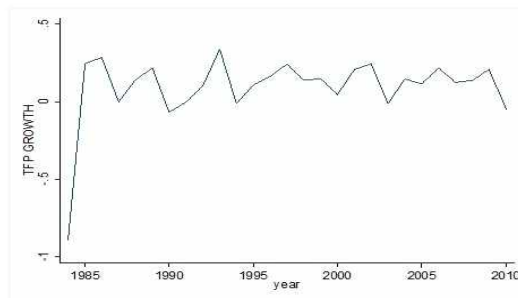
상장 여부를 기준으로 공통요인의 효과를 구분한 결과를 살펴보면 $FDIn_t$, $FDIout_t$, $WOMEN_t$ 와 OIL_t 에 대해서만 상장기업과 비상장기업 간 차이가 통계적으로 유의하게 나타났다. 요인부하 추정치의 평균을 비교할 때, 상장기업은 외국인 직접투자 및 해외직접투자에 비상장기업에 비해 더 긍정적으로 민감하게 TFP가 영향 받으며, 비상장기업은 여성경제활동참여율의 증가에 TFP가 더 민감하게 영향을 받았다. 기업규모에 따른 구분에서는 $Trend_t$, $FDIn_t$, $FDIout_t$, $IMPORT_t$ 는 5% 유의 수준에서 소기업과 대기업 간 공통요인에 대한 평균 반응이 차이가 없다는 가설을 기각하였다. 대기업은 외국인 직접투자 비중이 증가할수록 TFP가 증가하였으며, 반대로 해외직접투자와 수입침투율이 증가하면 TFP가 감소하는 것으로 나타났다. 수입침투율의 경우, 수입품 증가로 인하여 시장에서 경쟁이 치열해지고 국내 기업의 생산이 감소하는 정도가 소기업보다 대기업에서 더 크게 나타났음을 의미한다. <그림 1>에 나타난 공통요인의 변동 추세를 고려하여 수입침투율의 영향을 분석하면, 대기업은 수입침투율이 감소한 1980년대에는 그 영향으로 TFP가 증가하였으며 1990년대 중반 이후에는 수입침

투율이 증가하여 TFP가 부정적인 영향을 받았다. 마지막으로 R&D 투자로 구분한 경우를 살펴보자. 두 그룹 간 요인부하의 평균치는 $FDIn_t$, OIL_t 에 대해서는 차이가 없는 것으로 나타났고 나머지 5개 공통요인에 대해서는 5% 유의 수준에서 평균이 같다는 가설을 기각하였다. 특이한 점은 $R\&D_t$ 가 증가할수록 R&D 투자를 많이 하는 기업이 적게 하는 기업에 비해 TFP 증가가 낮은 것으로 나타났다. 이를 설명하는 한 가지 추론은 R&D 투자를 유도하는 정부의 정책 등으로 총량 R&D 투자 비율이 증가할 때 이미 R&D 투자가 많은 기업에 비해 적은 기업이 상대적으로 더 정부정책의 수혜를 받고 결과적으로 R&D 투자에 적극적으로 변한다면 위 추정 결과를 이해할 수 있다. 또한 R&D 투자가 적은 기업은 여성경제활동참여율이 높아지면서 TFP가 더 증가하는 것으로 나타났다. 이는 시장에 있는 노동력의 인적 자본이 증가하는 혜택을 R&D 투자가 부족하여 기술력이 낮은 기업이 더 많이 수혜 받았음을 시사한다.

5. 생산성 분석

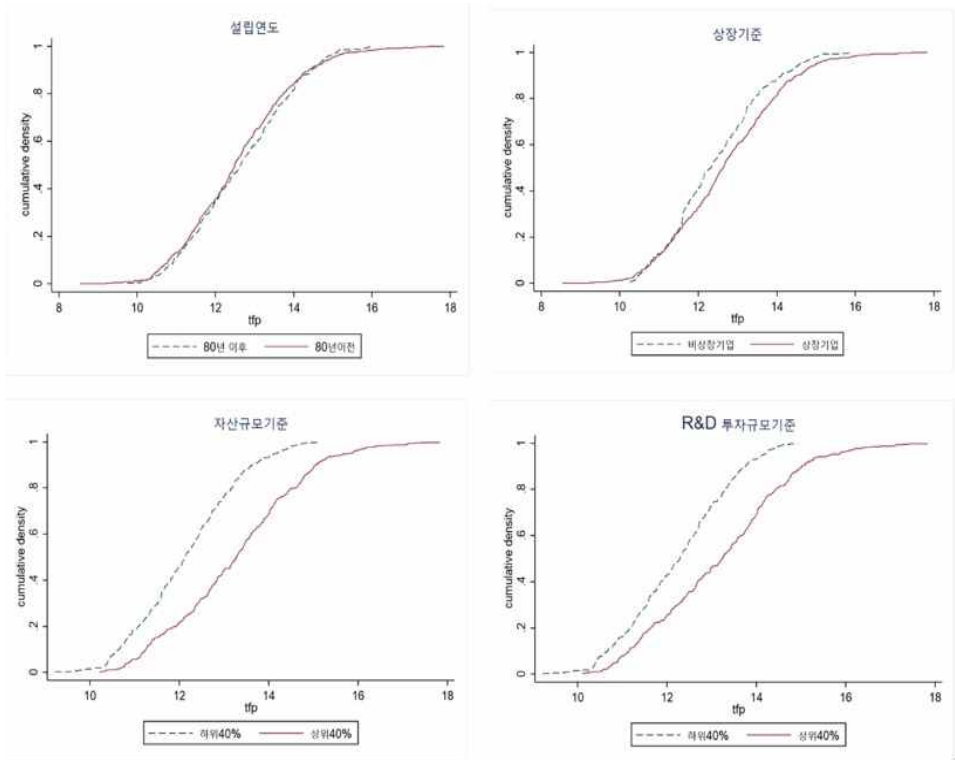
본 절에서는 TFP 추정치인 $tfp_{it} = \hat{\alpha}_i + f_t \hat{\xi}_i$ 를 이용하여 전자부품 산업의 총요소생산성을 분석한다. <그림 3>은 1983~2001년에 표본에 포함된 전체 기업의 평균 TFP 증가율을 보여 준다. 종속변수가 로그를 취한 값이므로 TFP증가율은 $(tfp_{it} - tfp_{it-1}) / tfp_{it-1}$ 으로 계산하였다. 즉, 로그 차분(log difference)으로 증가율을 계산하였다. 1984년 외 일부 연도를 제외하고는 대부분 기간에 다소 차이는 있지만 양의 TFP 증가율을 보였다. 1985~2010년 기간 중 표본기업의 TFP 증가율은 평균적으로 1~1.5% 수준으로 보인다.

<그림 3> 전체 TFP 증가율



<그림 4>는 표본기업을 4개 기준으로 분류하여 그룹별 기업의 TFP 누적확률 분포를 보여 준다. 기업 연령으로 구분한 경우, 두 그룹에 속한 기업의 TFP 분포가 서로 비슷한 것으로 나타났다. 상장 대 비상장으로 구분한 경우 상장기업 그룹의 TFP 누적분포가 더 오른쪽에 위치하여 상대적으로 상장 그룹이 비상장 그룹에 생산성이 높은 기업이 더 많음을 알 수 있다. 특히, 상장기업 중에는 생산성이 매우 높은 기업이 소수 있는 것으로 보인다. 대기업 대 소기업, R&D 투자의 대소로 구분한 비교에서는 더 극명한 차이를 보여 준다. 누적확률분포의 차이로 보아 각 그룹별 TFP 표본확률분포의 중심이 서로 다를 것으로 보인다. 즉, R&D 투자를 많이 한 대기업일수록 생산성이 많을 가능성이 높음을 시사한다.

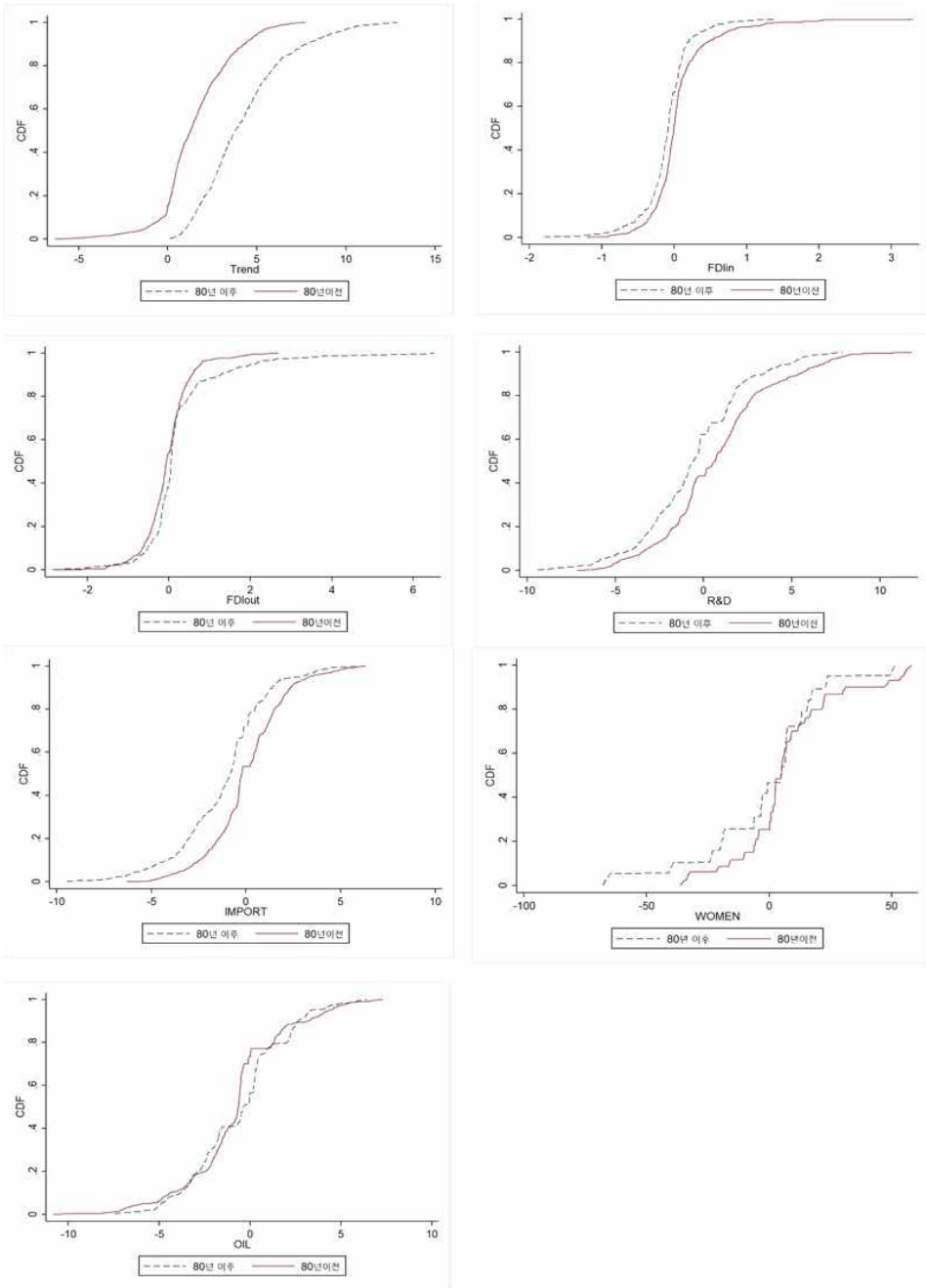
<그림 4> 그룹별 TFP 차이: 표본누적확률분포



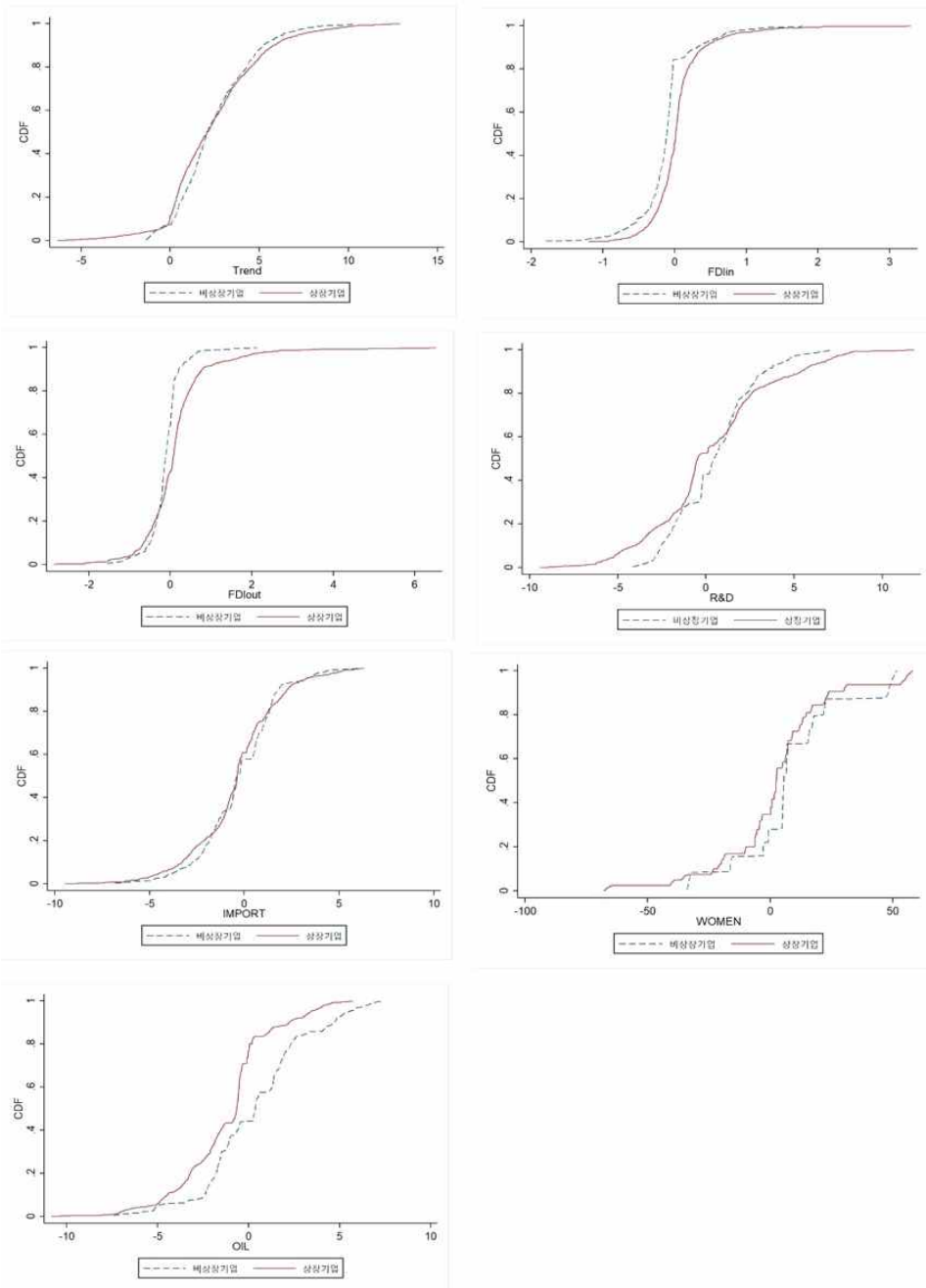
이제부터는 TFP를 분해하여 각 공통요인별 생산성의 영향을 분석한다. 이는 위에서 논의한 요인부하 추정치에 대한 분석에 표본 기간 중 공통요인의 변동을

고려한 분석이다. <그림 5-1>은 기업 연령을 기준으로 각 공통요인별 생산성에 대한 영향을 비교하였다. 1980년도 이전에 창업한 기업은 이후에 창업한 신생기업에 비해 연구개발 투자, 수입침투율, 여성의 경제활동참여율 등 공통요인으로부터 TFP가 긍정적인 영향을 받은 기업이 더 많음을 보여 준다. 반면 시간 추세라는 공통요인에 영향 받은 TFP의 누적확률분포는 신생기업이 오른쪽에 위치하여 다른 공통요인이 변화가 없다고 가정할 때, 연평균 TFP 증가가 높은 기업은 신생기업 그룹에 속할 가능성이 높다. <그림 5-2>는 상장 여부로 기업들을 두 그룹으로 분류하여 각 공통요인이 TFP에 미친 영향을 비교하였다. <그림 4>의 분석에 의하면 상장기업 그룹에 생산성이 높은 기업의 비중이 상대적으로 더 높았다. 외국인 직접투자, 해외직접투자 등 공통요인이 TFP에 미친 영향에서는 상장기업 그룹의 누적확률분포가 비상장기업 그룹의 분포보다 오른쪽에 위치하여 더 긍정적인 영향을 주었음을 시사한다. 또한 상장기업의 누적분포는 매우 오른쪽에서 확률이 1에 도달하여 이들 공통요인에 따라 TFP가 매우 긍정적으로 영향을 받은 상장기업이 존재함을 의미한다. 이러한 사실은 <그림 2>에서 살펴본 요인부하의 표본확률분포가 외국인 직접투자와 해외직접투자의 경우 양의 왜도(skewness)를 가졌음에 기인한다. 그 외 공통요인에서는 두 그룹의 TFP 누적확률분포가 교차하며, 원유가의 경우에는 비상장기업의 누적분포가 우측에 위치한다. 기업 규모의 차이로 구분하여 비교한 TFP의 누적확률분포를 <그림 5-3>에 정리하였다. <그림 4>에 의하면 생산성이 높은 기업이 대기업 그룹에 상대적으로 많았다. 이를 각 공통요인별로 보면, 두 그룹의 누적확률분포가 교차하는 경우가 많다. 횡축의 좌측에서는 대기업 그룹의 분포가 우측에 위치하고, 우측에서는 소기업 그룹의 분포가 우측에 위치한다. 이는 각 공통요인에 대한 TFP의 분산도가 소기업 그룹에 더 큼을 의미한다. 예를 들어, 산업 전체 연구개발 활동에 대하여 소기업의 반응(요인부하) 및 TFP에 미치는 영향은 매우 이질적인 반면, 대기업 그룹에서는 비교적 동질적이었다. 마지막으로 <그림 5-4>는 연구개발 투자를 기준으로 기업을 분류하여 비교하였다. R&D, 수입침투율, 여성경제활동참여율 등 공통요인이 미치는 TFP에 대한 영향에서 연구개발 투자가 적은 기업들의 분포가 많은 기업들의 분포보다 우측에 위치하고 있다. 여성경제활동참여율의 변동에 따른 개별 기업의 반응과 그와 관련한 TFP를 비교하면 연구개발 투자가 적은 기업들의 누적분포가 상대적으로 위치한다. 이는 여성경제활동 참여가 활발해지면서 생산성에 긍정적인 영향을 받는 기업이 연구개발 투자가 활발하지 않은 기업 그룹에서 상대적으로 많았음을 의미한다.

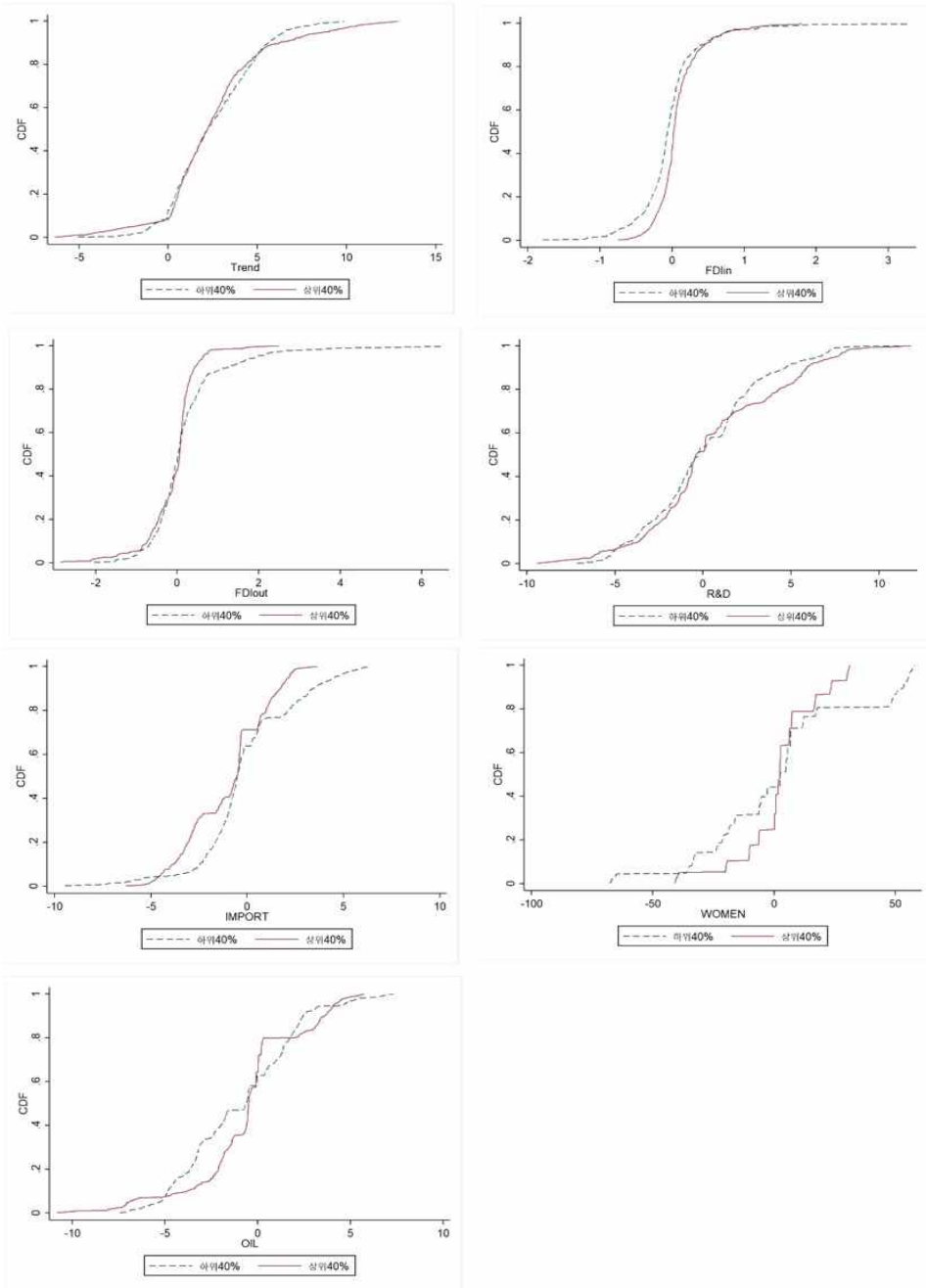
<그림 5-1> 공통요인별 TFP 비교: 1980년대 이전과 1980년대 이후



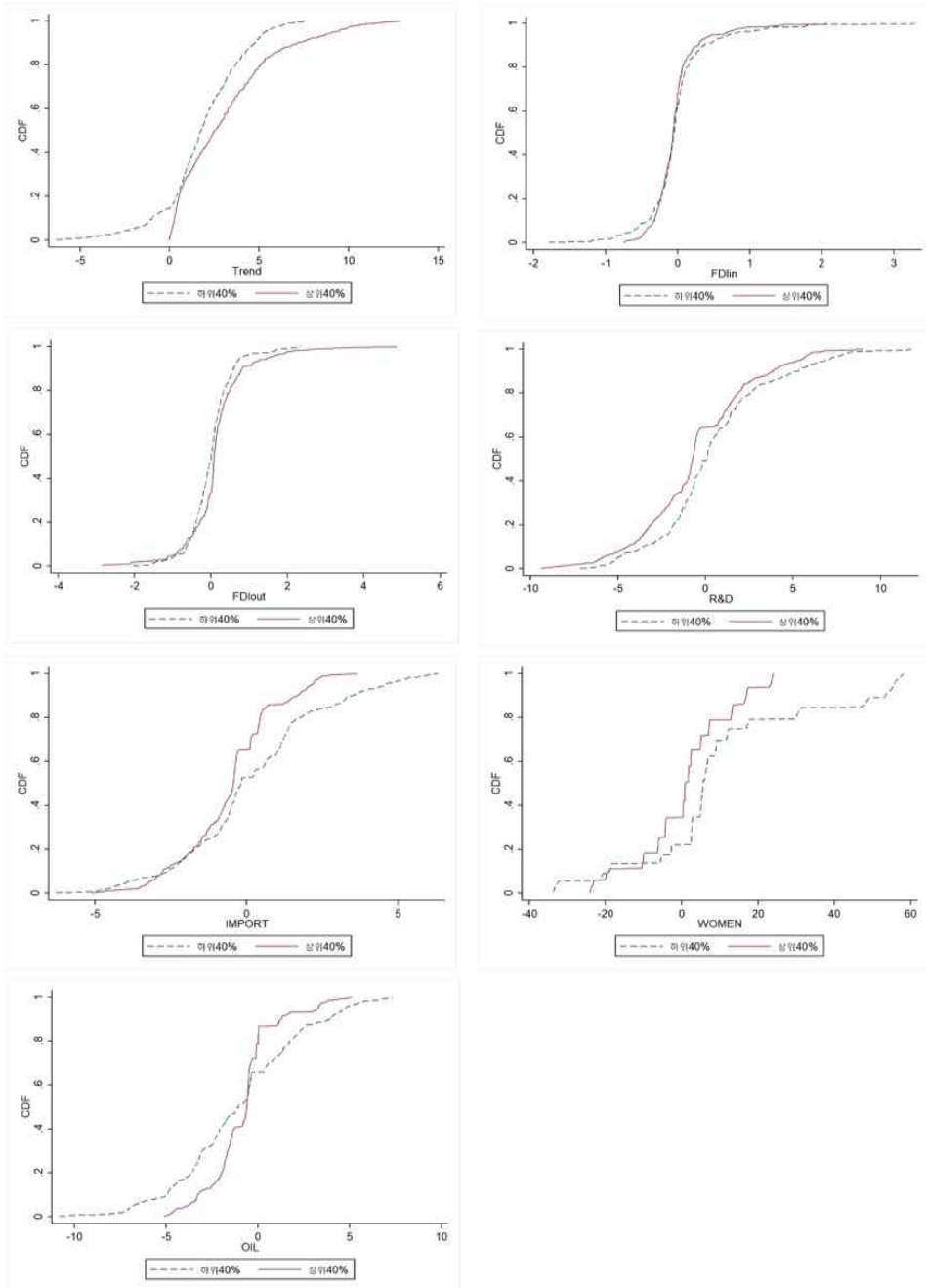
<그림 5-2> 공통요인별 TFP 비교: 비상장기업과 상장기업



<그림 5-3> 공통요인별 TFP 비교: 대기업과 소기업



<그림 5-4> 공통요인별 TFP 비교: 대규모 R&D 투자 기업과 소규모 R&D 투자 기업



IV. 결론

본 연구는 1983~2010년 기간 동안 한국 전자부품 산업의 기업을 대상으로 생산성 결정요인에 대한 종합적인 실증분석을 하였다. 생산성 결정요인에 대한 선행 연구에서는 자료의 제약으로 인하여 회귀모형에서 관심 변수만을 고려하는 단점이 있다. 관심 변수는 다양한 설정을 통하여 그 영향을 다각도에서 고려하였지만 통제변수를 충분히 고려하지 못하였다. 일반적으로 개별 효과 및 시간 추세 변수(또는 시간효과)를 이용하여 관심 변수를 제외한 다른 생산성 결정요인의 영향을 통제하였다. 이는 생산성에 영향을 미치는 요인을 모두 관찰할 수 없기 때문에 발생하는 실증분석상의 한계이다. 이 같은 자료의 제약으로 인해 실증분석에 포함되는 기업이 제한되거나 장기시계열 자료의 부족으로 인해 단기적인 기간만을 분석한 연구가 많았다. 본 연구는 연구개발 투자와 같은 기업의 생산성 결정요인이 산업 전체의 연구개발 수준과 같은 공통요인과 기업의 고유 특성을 나타내는 요인부하에 의해 결정된다는 가정 하에 다중공통요인 패널 자료 모형을 실증분석에 이용하였다. 즉, 생산성 결정요인이 요인 구조를 갖는다는 가정을 부여한 대가로 다수의 생산성 결정요인을 장기시계열 표본을 활용하여 분석할 수 있다. 따라서 본 실증 연구 결과는 선행 실증 연구에 보완적인 역할을 할 것으로 기대된다. 전자부품 산업 표본을 이용한 실증분석 결과와 시사점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 생산함수 설정에 대한 검정 결과는 많은 선행 연구의 회귀모형에서 개별 효과와 시간 추세 변수를 이용하여 생산성 변동을 통제한 방법이 적절치 못함을 시사한다. 선행 연구에 근거하여 잠재적인 공통요인으로 선정한 9개 총량 변수 중 7개 변수가 통계적으로 유의성이 있는 공통요인으로 생산성에 영향을 미치고 있다. 따라서 한 개의 관심 변수와 시간 추세 변수로 다양한 생산성 결정요인의 영향을 모두 통제하기는 어려움을 의미한다.

둘째, 전자부품 기업의 공통요인 수 추정 및 식별 과정을 통하여 시간 추세, 외국인 직접투자 비중, 해외직접투자 비중, 연구개발 비중, 수입침투율, 여성의 경제활동참여율, 원유가격이 공통요인으로 식별되었다. 이들 공통요인이 전체 기업의 생산성에 미친 영향의 평균을 보면, 해외직접투자, 연구개발 투자, 인적 자본이 증가할수록 생산성이 증가하며 수입침투율과 원유가격의 상승은 평균 생산성을 감소시키는 것으로 나타났다. 한편, 외국인 직접투자는 총량적으로는 영향이

없지만 개별 기업의 생산성에는 영향을 주는 공통요인이다. 이는 외국인 직접투자의 증가에 따라 생산성이 긍정적인 영향과 부정적인 영향을 받는 기업이 고르게 상존하고 있음을 암시한다. 한편, ICT 스톡을 잠재적인 공통요인으로 포함하였으나 공통요인으로 식별되지 못하였다. 이는 ICT를 생산성 결정요인으로 분석한 선행 연구 결과와 대치된다. 이는 선행 연구의 회귀 모형에서 ICT가 생산성에 미친 영향을 분석할 때 다른 결정요인을 통제 변수로 포함하지 못했으며, 이들과 관심 변수인 ICT 간에 상관관계가 존재하여 발생하는 편의 때문이거나 단순히 산업별로 다른 특성 때문일 수 있다.

셋째, 요인부하 추정치에 대한 분석에 의하면 공통요인 변동에 대한 기업 간 반응, 즉 생산성 변동은 서로 이질적으로 나타났다. 특히, 표본 내 상장기업에 이러한 현상이 크게 나타났다. 해외직접투자는 평균적으로 상장기업의 생산성에 긍정적으로 영향을 미쳤지만, 개별 기업에 대한 영향의 크기는 폭넓게 분포되어 있다. 반면 대기업 집단은 공통요인의 영향이 집단 내에서 동질적으로 나타났다. 즉, 공통요인의 분산도가 더 작게 나타났다. 따라서 특정 기업집단의 생산성 향상을 위한 정책을 고려할 때, 기업 간 반응의 이질성을 고려해야 한다. 즉, 정책효과가 기업별로 매우 다르게 나타날 수 있는 경우와 비교적 동질적으로 나타날 수 있음을 염두에 두어야 한다. 이는 재무 분야의 투자 위험 및 위험할증률(risk premium)처럼 정책효과와 위험에 관련한 내용이다.

본 연구에서는 다중요인계량 모형을 전자부품 산업에 적용하여 생산성 결정요인을 분석하였다. 향후 연구에서는 여러 산업을 분석하여 산업별로 공통요인의 식별 결과가 어떻게 다른지 비교한다면 의미가 있는 연구 결과를 도출할 수 있을 것이다. 또한 본 연구에서 제시한 기업 연령, 규모 등의 기업 특성 이외에 더 다양한 특성을 이용하여 공통요인의 영향이 어떻게 다르게 나타나는지에 대한 연구도 차후 수행할 수 있을 것으로 기대한다. 마지막으로 본 연구의 계량모형에서는 공통요인 또는 생산성 결정요인의 외생성을 가정하고 있다. 따라서 내생성이 있다면 추정치의 편의 문제가 발생한다. 예를 들어, 해외직접투자를 통하여 기업이 얻는 지식의 축적으로 생산성이 향상되는 것이 아니라, 생산성이 높은 기업이 해외직접투자를 많이 하는 경향이 있다면, 해외직접투자의 내생성 문제가 발생한다. 따라서 내생성에 대한 검정 및 이를 고려한 추정방법을 모색하고 실증분석을 할 필요가 있다. 이는 추후 연구과제로 미룬다.

참 고 문 헌

- 박봉규 · 김용덕, “외환위기 이후 한국의 외국인투자 정책에 관한 연구,” 『국제경영리뷰』 제8권 제1호, 2004, 121~143.
- 신일순 · 이상원, “정보화 효과의 양극화: 기업 규모 및 IT 역할에 따른 차별화 효과분석,” 『금융경제연구원 경제분석』 제12권 제4호, 한국은행, 2006.
- 전현배 · 조장희 · 허정, “기업의 생산성 격차와 국제화 전략,” 『경제학연구』 제61권 제1호, 2013, 5~30.
- 한진희, “진입 · 퇴출의 창조적 파괴과정과 중요소생산성 증가에 대한 실증분석,” 『KDI 정책연구』 제25권 제2호, 2003.
- Aghion, P., P. Howitt, and D. Mayer-Foulkes, “The effect of financial development on convergence: Theory and evidence,” *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 2005, 173~222.
- Ahn, S. C., A. R. Horenstein, and N. Wang, “Beta matrix and common factors in stock returns,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2018, 1~24.
- Akinlo, A. E., “Impact of macroeconomic factors on total factor productivity in Sub-Saharan African countries,” No. 2005/39, *Research Paper, UNU-WIDER*, United Nations University (UNU), 2005.
- Alfaro, L., A. Chanda, S. Kalemli-Ozcan, and S. Sayek, “FDI and economic growth: the role of local financial markets,” *Journal of international economics*, 64(1), 2004, 89~112.
- Altomonte, C., A. Barattieri, and A. Rungi, “Import penetration, intermediate inputs and productivity: Evidence from Italian firms,” *Rivista italiana degli economisti*, 19(1), 2014, 45~66.
- Aw, B. Y., M. J. Roberts, and D. Y. Xu, “R&D investment, exporting, and productivity dynamics,” *American Economic Review*, 101(4), 2014, 1312~1344.
- Barro, R. J., “The stock market and investment,” *The Review of Financial Studies*, 3(1), 1990, 115~131.
- Basu, S., J. G. Fernald, N. Oulton, and S. Srinivasan, “The case of the

- missing productivity growth, or does information technology explain why productivity accelerated in the United States but not in the United Kingdom?," *NBER macroeconomics annual*, 18, 2003, 9~63.
- Bloch, H. and J. T. McDonald, "Import competition and labor productivity," *Journal of Industry, Competition and Trade*, 1(3), 2001, 301~319.
- Borensztein, E., J. De Gregorio, and J. W. Lee, "How does foreign direct investment affect economic growth? 1," *Journal of international Economics*, 45(1), 1998, 115~135.
- Cavalcanti, D. V., V. Tiago, K. Mohaddes, and M. Raissi, "Commodity price volatility and the sources of growth," *Journal of Applied Econometrics*, 30(6), 2015, 857~873.
- Caves, R. E., "Multinational firms, competition, and productivity in host-country markets," *Economica*, 41(162), 1974, 176~193.
- Coe, D. T. and E. Helpman, "International R&D spillovers," *European economic review*, 39(5), 1995, 859~887.
- Colecchia, A. and P. Schreyer, "ICT investment and economic growth in the 1990s: is the United States a unique case?: a comparative study of nine OECD countries," *Review of Economic Dynamics*, 5(2), 2002, 408~442.
- Crisuolo, C., J. Haskel, and R. Martin, "Import competition, productivity, and restructuring in UK manufacturing," *Oxford Review of Economic Policy*, 20(3), 2004, 393~408.
- Delgado, M. A., J. C. Farinas, and S. Ruano, "Firm productivity and export markets: a non-parametric approach," *Journal of international Economics*, 57(2), 2002, 397~422.
- Demirgüç-Kunt, A. and R. Levine, *Financial structure and economic growth: A cross-country comparison of banks, markets, and development*, MIT Press, 2004.
- Dollar, D. and R. Gatti, *Gender inequality, income, and growth: are good times good for women?*, Vol. 1, Washington, DC: Development Research Group, The World Bank, 1999.
- Durham, J. B., "The effects of stock market development on growth and private investment in lower-income countries," *Emerging Markets*

- Review*, 3(3), 2002, 211~232.
- Fisman, R. and I. Love, "Financial development and intersectoral allocation: A new approach," *The Journal of Finance*, 59(6), 2004, 2785~2807.
- Fuleky, P., L. Ventura, and Q. Zhao, "Common correlated effects and international risk sharing," *International Finance*, 21(1), 2018, 55~70.
- Griffith, R., S. Redding, and H. Simpson, "Foreign ownership and productivity: new evidence from the service sector and the R&D lab," *Oxford Review of Economic Policy*, 20(3), 2004, 440~456.
- Griliches, Z. and J. Mairesse, *Productivity and R and D at the Firm Level*, No. 0826, National Bureau of Economic Research, Inc., 1981.
- _____, "R&D and productivity growth: comparing Japanese and US manufacturing firms," In *Productivity growth in Japan and the United States*, University of Chicago Press, 1991, 317~348.
- Hall, B. H. and J. Mairesse, "Exploring the relationship between R&D and productivity in French manufacturing firms," *Journal of econometrics*, 65(1), 1995, 263~293.
- Helpman, E., M. J. Melitz, and S. R. Yeaple, "Export versus FDI with heterogeneous firms," *American economic review*, 94(1), 2004, 300~316.
- Herzer, D., "The long-run relationship between outward foreign direct investment and total factor productivity: Evidence for developing countries," *The Journal of Development Studies*, 47(5), 2001, 767~785.
- Hyun, H. J. and J. Hur, "Who goes where and how? Firm and country characteristics in the choice of FDI type and location," *Asian Pacific Economic Literature*, 27(2), 2013, 144~158.
- Isaksson, A., "Determinants of total factor productivity: a literature review," *Research and Statistics Branch, UNIDO*, 2007.
- Jorgenson, Dale W., M. S. Ho, and K. J. Stiroh, "A retrospective look at the US productivity growth resurgence," *Journal of Economic Perspectives*, 22(1), 2008, 3~24.
- Kapetanios, G., M. H. Pesaran, and T. Yamagata, "Panels with non-stationary multifactor error structures," *Journal of Econometrics*, 160(2), 2011, 326~348.

- Keller, W., "Geographic localization of international technology diffusion," *American Economic Review*, 92(1), 2002, 120~142.
- Keller, W. and S. R. Yeaple, "Multinational enterprises, international trade, and productivity growth: firm-level evidence from the United States," *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 2009, 821~831.
- Kochhar, K., S. Jain-Chandra, and M. Newiak, *Excerpt: Women, Work, and Economic Growth: Leveling the Playing Field*, International Monetary Fund, 2006.
- Lee, Y. H., "Common factors in Major League Baseball game attendance," *Journal of Sports Economics*, 19(4), 2018, 583~598.
- Levine, R. and S. Zervos, "Stock markets, banks, and economic growth," *American economic review*, 1998, 537~558.
- Loko, M. B. and M. A. Diouf, *Revisiting the Determinants of Productivity Growth: What's New?*, No. 9-225, International Monetary Fund, 2009.
- Los, B. and B. Verspagen, "R&D spillovers and productivity: evidence from US manufacturing microdata," *Empirical economics*, 25(1), 2000, 127~148.
- Mairesse, J. and P. Mohnen, "Intellectual property in services: what do we learn from innovation surveys," *Patents, Innovation, and Economic Performance*, 2004, 227~245.
- Mamuneas, T. P. and M. I. Nadiri, "Public R&D policies and cost behavior of the US manufacturing industries," *Journal of Public Economics*, 63(1), 1996, 57~81.
- Miller, S. M. and M. P. Upadhyay, "The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity," *Journal of development economics*, 63(2), 2000, 399~423.
- Moscone, F. and E. Tosetti, "Health expenditure and income in the United States," *Health economics*, 19(12), 2010, 1385~1403.
- Mun, S. B. and M. I. Nadiri, *Information technology externalities: empirical evidence from 42 US industries*, No. w9272, National Bureau of Economic Research, 2002.
- Nadiri, M. I. and T. P. Mamuneas, *Infrastructure and public R&D*

- investments, and the growth of factor productivity in US manufacturing industries*, No. w4845, National Bureau of Economic Research, 1994.
- Oliner, S. D., D. E. Sichel, J. E. Triplett, and R. J. Gordon, “Computers and output growth revisited: How big is the puzzle?,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994(2), 1994, 273~334.
- Oliner, S. D. and D. E. Sichel, “The resurgence of growth in the late 1990s: is information technology the story?,” *Journal of economic perspectives*, 14(4), 2000, 3~22.
- Onaran, Ö., “The effect of import penetration on labor market outcomes: the case of Austrian manufacturing industry,” *The International Trade Journal*, 25(2), 2011, 163~204.
- Pesaran, M. H., “Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure,” *Econometrica*, 74(4), 2006, 967~1012.
- Prescott, E. C., “Lawrence R. Klein lecture 1997: Needed: A theory of total factor productivity,” *International economic review*, 1998, 525~551.
- Rouvinen, P., “R&D-productivity dynamics: causality, lags, and ‘dry holes,’” *Journal of Applied Economics*, 5(1), 2002, 123~156.
- Saqib, N., P. Aggarwal, and S. Rashid, “Women Empowerment and Economic Growth: Empirical Evidence from Saudi Arabia,” *Advances in Management and Applied Economics*, 6(5), 2016, 79~92.
- Schneider, F. and B. S. Frey, “Economic and political determinants of foreign direct investment,” *World development*, 13(2), 1985, 161~175.
- Steinberg, C. and M. M. Nakane, *Can women save Japan?*, No. 12-248, International Monetary Fund, 2012.
- Stiroh, K. J., *The economic impact of information technology*, Federal Reserve Bank of New York, 18, 2001.
- Wieser, R., “Research and development productivity and spillovers: empirical evidence at the firm level,” *Journal of Economic Surveys*, 19(4), 2005, 587~621.
- Woodward, D. P. and R. J. Rolfe, “The location of export-oriented foreign direct investment in the Caribbean Basin,” *Journal of international business studies*, 24(1), 1993, 121~144.

Yeaple, S. R., "Firm heterogeneity and the structure of US multinational activity," *Journal of International Economics*, 78(2), 2009, 206~215.

Yu, C. M. J., "The experience effect and foreign direct investment," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 126(3), 1990, 561~580.

[Abstract]

Determinants of Total Factor Productivity with Common Factor Models*

Young Hoon Lee** · Hayley Jang***

This paper analyzed the determinants of Total Factor Productivity on Electronic Components industry for the period of 1983~2010. Since the restriction on available data, most empirical studies on the TFP determinants did not fully consider all the factors of TFP in their regression models and this might cause the omitted variable problem. This study tries to consider all possible determinants by applying multiple factor model with observed common factors. We assume that total factor productivity has factor structure with common factors and individual-specific factor loadings. The empirical results indicate that FDI inflow, FDI outflow, R&D expenditures, import penetration ratio, female participant ratio in labor market, oil price affect the productivity of a firm in Manufacture of Electronic Components industry and the effects of common factors are heterogeneous to individual firm. R&D expenditures of Korea have positive effects on TFP of young firms while those have deteriorated effects on TFP of old firms. On average, FDI inflow, FDI outflow, R&D expenditure, women's labor participation rate raised TFP but import penetration ratio, oil price affected negative effects on TFP.

* This research is supported by the National Research Foundation of Korea and the Ministry of Education(NRF-2016S1A3A2923769).

** First Author, Professor, Department of Economics, Sogang University, Tel: +82-2-705-8772, E-mail: yhnlee@sogang.ac.kr

*** Corresponding Author, Post-doctoral Research Fellow at SSK Research Center, Department of Economics, Sogang University, Tel: +82-2-705-8772, E-mail: hayley.85j@gmail.com

44 다중공통요인 모형을 이용한 생산성 결정요인 분석

Keywords: total factor productivity, common factors, panel data model, TFP
determinants

JEL Classification: D24, L11