

FDI 유치 및 금융발전이 GTFP에 미치는 영향* - 중국 각 성(省)을 대상으로 -

承朋飛¹⁾

제1저자, 전북대학교 무역학과 박사과정

최백렬²⁾

교신저자, 전북대학교 무역학과 교수

요 약

본 연구는 외국인직접투자(FDI)와 금융발전이 녹색 총요소생산성(GTFP) 향상에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 대상은 2003년부터 2017년까지 중국 30개 성의 데이터를 활용하여 Biennial Malmquist Luenberger (BML) 생산성 지수를 구축하여 GTFP를 측정하였다. 이와 함께 본 연구는 FDI와 금융발전이 GTFP에 미치는 영향을 금융발전의 규모와 금융발전의 효율 두 가지 관점에서 고정효과 회귀방법으로 FDI와 금융발전의 상호작용이 GTFP 향상에 미치는 영향을 분석하였다. 더 나아가 지역적 이질성을 분석했다. 실증분석 결과는 다음과 같다. (1) FDI와 금융발전은 지역 GTFP의 향상을 촉진할 수 있으나 지역적 이질성(Heterogeneity)이 존재했다. (2) 금융발전 규모에 비해 금융발전 효율이 GTFP를 향상시키는 영향이 더 컸다. (3) FDI와 금융발전의 상호작용도 GTFP 향상을 촉진할 수 있다.

핵심주제어 : 외국인직접투자, 금융발전, 녹색 총요소생산성, 고정효과모형

논문접수일 2022년 05월 13일

심사완료일 2022년 07월 26일

게재확정일 2022년 07월 31일

* 논문은 한국연구재단과 아태경상저널에서 정한 윤리규정을 준수함.

1) 제1저자, chengpengfei@naver.com

2) 교신저자, brchoi@jbnu.ac.kr

1. 서론

세계 경제의 급성장은 자원과 환경 문제로 이어지고 있다. 에너지 고갈 및 환경 악화 등의 문제에 직면하고 있는 상황에서 세계 각국은 경제 발전과 환경 보호를 동시에 달성하는 것이 새로운 목표가 되고 있다. 세계 2위 경제 대국인 중국 정부는 환경 보호와 탄소배출량 감축에 적극적인 노력을 기울이고 있다. 파리협정의 당사국인 중국은 ‘2030년 탄소 배출 피크(peak carbon dioxide emissions), 2060년 탄소 중립(carbon neutrality)’이라는 중대한 공약을 내걸었다. 중국은 현재 탄소 배출이 증가하는 단계에 있으며 탄소 배출 피크에서 탄소 중립까지 걸릴 기간을 30년으로 설정하였다. 탄소배출 감축 목표를 달성하면서도 경제발전을 이루는 것이 중국의 직면한 문제이다.

또한 중국의 에너지 소비주도형 경제발전 방식은 한계에 도달했다. 경제발전 방식이 바뀌지 않으면 경제 향상의 속도는 더더져 결국 중진국 함정 늪에 빠질 수 있다. 2017년 중국공산당 제19차 전국대표대회에서 처음으로 ‘고품질 발전’을 요구하면서 녹색 저탄소 순환 발전을 위한 건전한 경제 시스템의 건립을 주장했다. 녹색 경제의 발전은 경제의 ‘양’ 뿐만 아니라 경제의 ‘질’ 과 ‘양’ 을 함께 향상시키는 데 초점이 맞춰져 있다. 이로 인해 경제의 질적 성장을 어떻게 이룰 수 있을지가 많은 학자와 정책 입안자들의 관심사가 되었다.

UNCTAD의 보고서에 따르면 2020년 전 세계 FDI 총액은 큰 폭으로 하락했지만 중국에 대한 FDI는 역설적으로 증가하였고, 중국은 세계 최대 FDI 유입국이 됐다. FDI 유입은 중국 경제 성장의 중요한 동력이었다(Lee & Chang, 2009). 내생 경제성장이론에서는 외국 기술이전 과정에서 동반된 기술파급은 개도국의 기술 혁신의 중요한 채널 중의 하나라고 강조하고 있다. FDI를 통한 총요소생산성(TFP) 증가와 기술확산이 가능하다는 연구 결과도 많다(Woo, 2009). TFP는 지속 가능한 경제발전을 위해 매우 중요한 요소이다. 하지만 전통적인 TFP 계산법은 자원 낭비와 환경오염 등을 고려하지 않고 있다. 이 때문에 많은 학자들이 자원 소모와 환경오염 측정지표를 총요소생산성 측정체계에 포함시킨 녹색 총요소생산성(Green Total Factor Productivity, GTFP)을 도출하여 환경을 보호하고 경제발전을 병행할 방안을 연구하고 있다.

학자들은 FDI와 GTFP의 관계에 대해서도 많은 연구를 진행했다. 일부 학자들은 FDI가 기술파급 효과를 통해 선진적인 녹색 기술을 도입하고, 현지국의 자원 이용 효율을 높여 현지국 환경 질 개선과 GTFP의 향상을 촉진하는 데 도움이

될 것으로 보고 있다. 그 외에도 현지국 기업들은 경쟁력을 높이기 위해 자체 브랜드 구축과 기술 혁신을 강화할 것이다(Zhu and Ye, 2018; Demena and Afesorgbor, 2020; Rafique et al., 2020; Wang et al., 2020; Yu et al., 2021). 다른 학자들은 선진국이 고오염과 자원 소모가 높은 산업을 개발도상국으로 이전하여 현지국의 환경을 악화시켰다고 주장한다. 뿐만 아니라 현지국 기업은 이익을 위해 무분별하게 생산 규모를 늘려 규모의 경제 효과를 얻고 에너지 소비와 오염 배출을 증가시킬 수 있다(Zhang and Tan, 2016; Shen et al., 2019; Li et al., 2021; Chai et al., 2021)고 주장하고 있다.

외국 기업들은 은행과 금융 시스템이 비교적 발달한 나라에 투자를 선호하는데 이는 현지국 시장에 진입하는 것이 쉽고 활용이 용이하기 때문이다(Alfaro et al., 2008). Hermes and Lensink (2003)의 연구는 현지국 금융 시스템의 발전은 FDI가 경제 성장에 긍정적인 영향을 미치는 중요한 전제이며, 더욱 발전된 금융 시스템은 FDI와 관련된 기술의 확산 과정에 기여하고 있음을 주장했다. 또 금융발전이 환경의 질과 사회 지속 가능성을 높인다는 학자도 있다(Ahmed et al., 2022). 경제 이론은 강력하고 효율적인 금융 시스템이 경제 성장에 필수적이라고 본다. 중국도 금융발전의 수준 향상과 지속 가능한 발전을 위한 금융의 중요한 역할을 갈수록 중시하고 있다. 중국은 2020년 제14차 5개년 계획에서 경제의 지속적이고 건전한 발전을 위해 금융이 실물경제를 효과적으로 지원하는 메커니즘을 구축해야 한다고 밝혔다. 이에 따라 지속 가능한 발전과 환경오염을 줄이는 데 있어 금융발전의 역할에 학자들이 더 주목하고 있다. 선행연구에서는 금융발전이 다음과 같은 경로로 GTFP의 향상을 촉진할 수 있을 것으로 보고 있다. 첫째, 금융발전 수준의 향상은 기업의 자금조달 비용을 줄일 수 있으며, 기업이 FDI에 포함된 기술과 지식을 더 잘 흡수하고 기술의 이전과 확산을 실현하여 기술 파급 효과를 얻을 수 있다(Zhou et al., 2019). 둘째, Zhong and Li (2020)도 금융발전이 환경 혁신과 에너지 절약 기술의 도입을 촉진하여 에너지 소비와 오염 배출을 감소시키는 것을 발견하였다. 셋째, 금융발전은 기술 혁신에 필요한 자금을 지원할 수 있다. 그것은 신용대출을 통해 유휴 자금을 기술 혁신에 다시 사용할 수 있고 녹색 기술의 발전을 촉진할 수 있다(Li et al., 2020). 넷째, 금융발전은 개발도상국의 환경 정보 공개에서 중요한 작용을 하고 있다. 금융지원이 비교적 강하면 높은 수준의 FDI가 1인당 탄소배출량을 낮게 유지하는 데 도움이 된다(Singhanian and Saini., 2021).

그러나 금융발전이 경제성과를 개선하는 동시에 환경의 지속 가능한 발전을 억

제했다는 연구도 있다. 첫째, 은행과 금융 시스템의 발전이 용자 비용을 낮추어 환경오염 프로젝트의 투자를 증가시킬 수 있다. 금융 시스템은 소비자가 고가 제품과 탄소집약적 제품을 구매할 수 있는 신용대금 경로도 촉진한다. 예를 들어 자동차, 공기 냉각 시스템 등 이런 상품들은 탄소 배출을 증가시킨다(Sethi et al., 2020). 둘째, 그 외 개발도상국의 경우 혁신적 하이테크 중소기업들은 자본 축적 기간이 짧고 담보조건이 부족해 자금조달에 어려움을 겪고 있다. 자금 부족은 중소기업의 과학기술 연구개발을 억제하고 녹색기술의 진보를 저해하며, 이로 인해 지속 가능한 발전을 저해한다. 셋째, TFP는 지속 가능한 경제발전을 위해 매우 중요한 요소이다. 낮은 금융발전으로 인한 비효율적인 자원배치는 TFP의 증가에 부정적인 영향을 미친다(Buera and Shin, 2013). 따라서 FDI, 금융발전, GTFP 간 복잡한 관계를 고려할 때, 어떤 단일 요소라도 소홀히 하면 오류가 발생할 수 있는 가능성을 감안하여 통일된 분석틀에 담을 필요가 있다.

이상의 연구 내용을 종합하면, FDI와 금융발전이 GTFP에 미치는 영향은 모호하다. 그리고 선행연구에서는 FDI 및 금융발전이 각각 GTFP에 중요한 영향을 미치는 것은 밝혀졌으나 FDI와 금융발전의 상호작용이 GTFP의 향상에 미치는 영향까지 고려하는 연구는 드물다. 따라서 본 연구는 중국의 GTFP 향상을 효과적으로 추진하기 위해 2003년부터 2017년까지 중국의 각 성(省)별 데이터에 기초하여 FDI, 금융발전, GTFP를 하나의 통일된 분석틀에 통합하고 이론과 실증 두 가지 측면에서 그들의 관계를 연구함으로써 관련 정책 수립에 기여할 것을 목적으로 하고 있다.

본 연구는 선행연구와 비교하여 다음과 같은 세 가지 차별성을 가지고 있다. 첫째, 본 연구는 FDI와 금융발전이 GTFP에 미치는 영향 경로를 분석하고, 나아가 FDI와 금융발전의 상호작용이 GTFP 향상에 미치는 영향을 분석하였다. 둘째, 본 연구는 중국에서 실제로 존재하는 지역발전의 불균형을 고려하여 지역적 이질성 분석을 수행함으로써 지역 GTFP 향상에 효과적으로 고려할 방안을 제시하고자 한다. 마지막으로 본 연구는 FDI와 금융발전이 GTFP에 미치는 영향을 각각 금융발전 규모와 금융발전 효율의 두 가지 관점에서 심층적으로 탐구하여 연구 결과의 신뢰성을 높였다.

2. 선행연구

2.1. FDI 및 GTFP의 관계

FDI 유치는 현지국 기술 진보의 중요한 추진력으로 기술과급효과, 인적자본과급효과, 산업구조개선효과, 집적효과 등을 통해 GTFP에 영향을 미친다. 그러나 FDI와 GTFP 향상 관계에 관한 연구는 긍정적인 영향과 부정적인 영향을 미치고 있다는 연구 결과가 있다.

일부 연구들은 FDI 유입이 기술 과급효과를 통해 현지국에 선진 생산기술을 가져다주고, 현지국의 생산성을 높임으로써 에너지 소비와 오염 배출을 줄이고 GTFP의 향상을 촉진할 수 있을 것으로 보고 있다. 예를 들어, Yu et al., (2021)이 선진국에서 온 외자기업의 오염통제 기술은 현지국의 기업보다 앞서 있어 외자기업이 선진기술을 이용해 환경 문제를 해결하고 현지국의 GTFP를 높일 수 있음을 시사하고 있다. Wang et al. (2020)의 실증연구 결과에서도 FDI의 유입이 중국 공업 GTFP의 향상을 촉진할 수 있다는 결론을 제시하고 있다. 더욱이 Ding and Hu (2021)는 녹색산업에 대한 FDI의 증가가 녹색 기술혁신을 통해 환경의 질적 개선을 촉진하고 GTFP 향상을 촉진할 수 있을 것이라고 언급하고 있다.

인적자본과급효과 측면에서, 관리 인재와 기술 인재가 부족한 개발도상국은 선진국의 우수한 관리 인재를 확보할 수 있으며, 현지 인재교육을 통해 과학기술 혁신과 기술 진보를 위한 풍부한 인적자본의 기초를 제공할 수 있다. Wang et al., (2019) 농업 FDI가 중국 농업에 선진적인 기술과 관리를 가져왔으며 인적자본배치 개선으로 농업 전문화, 시장화, 적정규모 경영을 촉진하고 농업 GTFP 향상을 촉진했다는 사실을 밝혔다.

산업구조개선효과 측면에서, Wang et al. (2021)는 FDI가 저오염과 첨단 기술 산업에 집중할수록 클린 테크 과급효과가 발생할 가능성이 높다고 보고 있다. 이에 따라 집적지역에 순환적 생산체제를 형성해 지역산업의 구조조정과 환경의 질 개선을 촉진한다고 주장하고 있다. Zhu and Ye(2018)는 FDI가 전통 TFP를 통해 산업구조 고도화로 환경오염을 줄이고 GTFP를 향상시킬 것으로 보고 있다.

집적효과 측면에서, 외국 기업이 현지국에 진출하면 기존의 집적화된 현지국의 경제가 더욱 집적화되어 정보비용이 낮아지고, 정보·지식·기술 교류를 강화해 지식의 과급이 촉진되어 GTFP가 향상된다고 주장하는 연구도 있다(Völlmecke et al., 2016). 그리고 Yu et al. (2021)의 연구는 중국 285개 도시의 2003-2017년 데이터를 기반으로, SDM(Spatial Dubin Model)모형을 이용하여 FDI 공간 집적이 중국 도시 GTFP에 미치는 영향을 연구한 결과 고도로 집적화된 FDI는 투자지역

뿐만 아니라 주변 도시의 GTFP를 촉진시켜 도시의 GTFP에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

반면에, 선진국이 고오염과 자원비용이 높은 산업을 개발도상국으로 이전해 현지국의 에너지와 환경에 악영향을 미쳐 GTFP의 향상을 악화시켰다고 주장하는 연구도 있다(Wang et al., 2020). 만약 현지국 기업이 기술을 흡수해 자체 혁신으로 노동생산성을 높이지 못하면 FDI는 현지국 GTFP의 향상에 부정적인 영향을 미치게 된다는 주장도 있다(You and Xiao, 2022). 예를 들어, Singhanian and Saini (2021)의 연구는 개발도상국의 환경 규제 수준이 일반적으로 낮으며 이로 인해 현지국은 더 높은 경제 성장을 추구하기 위해 환경 악화를 가속화해 GTFP 향상을 억제했다고 언급하고 있다. 중국의 경우, Li et al. (2021)는 선진국에 비해 환경 규제 수준이 비교적 낮다고 판단하고 중국은 주로 오염 강도가 높은 FDI를 도입했다고 보았다. 중국은 현재 선진기술에 대한 흡수 능력과 혁신 확산능력이 부족하고 FDI가 뚜렷한 기술과급효과를 내지 못함에 따라 FDI는 중국의 GTFP 향상에 부정적인 작용을 보이고 있다고 주장하고 있다. Zhao et al. (2020)의 연구도 비슷한 결과를 보이고 있다.

이외에도 FDI가 유입 이후 다국적 기업의 독과점과 경쟁관계 그리고 개발도상국의 기술과 인재 부족의 취약점으로 인해 현지국 산업은 낮은 수준의 가치사슬에 갇혀 GTFP의 향상은 제한 받게 된다는 연구들도 있다. Hu et al., (2019)의 연구는 노동지향형 FDI가 GTFP에 부정적인 영향을 미친다는 것을 발견했다. 또 Nie and Liu (2015) 연구는 개발도상국들이 제한적인 자국의 기술 수준과 인적자본 수준에 의해 낮은 수준의 가치사슬단계에 있는 오염 집약적 산업과 저기술 산업만을 도입할 수밖에 없으므로 결과적으로 FDI는 환경오염을 증가시키고 GTFP의 향상을 방해하고 있다는 것을 발견했다.

뿐만 아니라 FDI가 GTFP 향상에 미치는 영향을 지역적 이질성 측면을 고려한 학자도 있다. Qiu et al. (2021)는 중국에 유입된 FDI가 동부와 중부지역의 경우 GTFP에 오염 천국(Pollution Heaven)효과, 서부지역의 경우 GTFP에 오염 후광(Pollution Halo) 효과가 나타났다고 주장하고 있다. Chai et al. (2021)는 2007~2016년 중국 성급 패널 데이터를 기반으로 SBM 모형과 ML 지수를 적용해 녹색 총요소생산성을 산출한 연구결과 FDI가 GTFP의 향상을 현저하게 억제한 것으로 나타났다. 그러나 동부지역 FDI는 GTFP에 긍정적인 작용을 한 반면, 중서부 지역의 FDI는 GTFP에 부정적인 영향을 미치고 있다고 주장하고 있다.

2.2. 금융발전 및 GTFP의 관계

금융발전은 기술 혁신을 위해 필요한 자금을 지원할 수 있다. 금융발전과 GTFP의 관계를 연구하는 것은 지속 가능한 경제발전에 중요한 의미가 있다. 금융발전이 환경 보호와 생산 효율에 미치는 영향도 정부와 연구자들로부터 큰 관심을 받고 있다(Zhong and Li, 2020). Ahmed et al. (2021)은 2000~2018년 기간 동안 남아시아 경제권의 녹색 성장에 정부의 효율성, 법치, 정치 안전성, 민주적 의사결정권, 부패통제와 같은 제도적인 면과 금융발전이 어떤 역할을 했는지를 연구한 결과 제도와 금융발전은 장기적인 녹색 경제 성장을 촉진하는 요인으로 작용하고 있다고 주장하고 있다. 중국의 경우 Zhao et al., (2020)의 연구에서 금융 서비스 수준 향상은 GTFP에 대한 긍정적인 효과가 뛰어나고, 북경, 천진, 하북성(京津冀)지역은 장강삼각주(长三角)지역에 비해 긍정적인 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 또 Zhong and Li (2020)은 금융발전이 GTFP에 직접적인 영향을 미치지 않고 혁신 수준을 높임으로써 간접적으로 GTFP를 높일 수 있다고 주장했다. 즉 금융발전은 친환경 혁신과 에너지 절약 기술 도입을 촉진하고, 이로 인해 에너지 소비와 오염 배출을 감소시켜 지역 GTFP 향상을 촉진한다는 것이다.

그러나 상반된 연구결과도 있다. 은행과 금융 시스템의 발전은 용자 비용을 줄여 환경오염 프로젝트에 투자를 늘리게 된다는 것이다. 즉 금융 시스템의 발전은 소비자가 고가의 자동차, 공기 냉각 시스템 및 탄소 집약적 상품을 구매할 수 있도록 신용 대출을 해줌으로써 환경 오염을 악화시킨다.(Sethi et al., 2020). 또한 Lv et al. (2021)은 금융 규모와 금융 효율이 녹색 기술 혁신에 부정적인 영향을 미친다는 사실을 발견했다. 기업의 재무규모가 과도하게 확장될 경우 재무 자본의 한계 생산이 기회비용보다 적어 손실이 날 수 있고, 이에 따라 기업은 원하는 자본을 확보하지 못해 기술 개발에 어려움을 겪게 된다. 또한 기업의 녹색 기술 발전도 많은 자금 지원이 필요하기 때문에 자금조달에서 제약을 받게 된다면 기업의 녹색 기술 혁신도 부정적인 영향을 받게 될 것이다.

금융발전과 GTFP의 비선형 관계를 살펴보는 연구도 있다. Jiang et al. (2020)의 연구 결과에 따르면 금융발전은 GTFP에 이중 임계치 효과와 한계 효율 감소라는 비선형 특징을 가지고 있다. 금융이 과도하게 발전하면 녹색 총요소생산성이 떨어지고, 금융의 발전이 과도하게 침체되면 GTFP에 악영향을 준다. 적절한 금융발전 수준만이 환경과 경제의 공동 발전을 가장 효과적으로 조화시킬 수 있다. 또 Li and Liao (2020)는 1991년부터 2014년까지 금융발전이 40개국 녹색 총요소

생산성에 미치는 이질적인 영향을 분석했다. 이들은 개발도상국에서 금융발전과 GTFP 간에 역U형 관계가 있다는 사실을 발견했다.

선행연구는 금융발전이 GTFP에 미치는 영향에 대해 상이한 연구결과를 제시하고 있다. 이는 분석샘플과 계량분석 방법이 다르기 때문으로 보인다. 따라서 본 연구는 Li et al. (2020)의 연구를 참고하여 금융발전 규모와 금융발전 효율의 두 가지 지표를 사용하여 금융발전이 GTFP 향상에 미치는 영향을 종합적으로 살펴 보았다. 그리고 선행연구는 일반적으로 FDI와 금융발전이 각각 GTFP에 미치는 영향과 같은 단일 문제에만 집중하고 FDI와 금융발전의 상호작용이 GTFP에 미치는 영향까지는 고려하지는 않았다. 따라서, 본 연구는 FDI, 금융발전이 GTFP 향상에 미치는 영향 경로를 정리하는 것을 기반으로, 더 나아가 FDI와 금융발전의 상호작용이 GTFP 향상에 미치는 영향을 살펴보았다.

3. 연구 방법

3.1. 모형설정

본 연구는 FDI와 금융발전이 GTFP에 미치는 영향을 분석하고 한다. 이에 따라 GTFP를 종속변수로, FDI와 금융발전을 핵심 설명변수로, 추가적으로 금융발전 규모(LOAN) 지표와 금융발전 효율(TAR) 지표 두 가지 지표를 사용하고 다음과 같은 기초모형을 구축했다.

$$GTFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FDI_{i,t} + \alpha_2 LOAN_{i,t} + \beta X_{i,t} + \theta_t + \sigma_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$GTFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FDI_{i,t} + \alpha_2 TAR_{i,t} + \beta X_{i,t} + \theta_t + \sigma_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

여기서, i 는 성(省)을 표시한다. t 는 년도를 표시한다. 종속변수는 녹색 총요소생산성이다. $\ln FDI_{i,t}$ 는 FDI의 누적 지표이다. $LOAN_{i,t}$ 는 금융발전 규모 지표이다. $TAR_{i,t}$ 는 금융발전 효율 지표이다. $X_{i,t}$ 는 통제변수의 집합이다. σ_i 는 개체고정효과를 표시한다. θ_t 는 시간고정효과를 표시한다. $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항이다.

FDI와 금융발전의 상호작용으로 GTFP에 미치는 효과를 분석하기 위해 두 변수의 상호작용변수를 추가하여 식(3)과 식(4)을 도출하였다. 모형(3)과 모형(4)에 FDI와 LOAN의 교차항이 추가되었으므로 다중공선성 문제가 발생하는 것을 줄이기

위해, 본 연구는 Aiken et al. (1991), Cohen et al. (2003), Hayes (2013)의 제의를 참고하여 모형(3)과 모형(4)의 FDI 및 금융개발 변수를 중심화(Mean Centering) 처리하였다.

$$GTFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}FDI_{i,t} + \alpha_2 \text{LOAN}_{i,t} + \alpha_3 \text{Ln}FDI_{i,t} * \text{LOAN}_{i,t} + \beta X_{i,t} + \theta_t + \sigma_i + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$GTFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}FDI_{i,t} + \alpha_2 \text{TAR}_{i,t} + \alpha_3 \text{Ln}FDI_{i,t} * \text{TAR}_{i,t} + \beta X_{i,t} + \theta_t + \sigma_i + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

3.2. 변수의 정의 및 자료 출처

3.2.1. 종속변수: 녹색 총요소생산성(GTFP)

현재의 심각한 에너지 고갈과 환경 오염상황에서 에너지와 환경 문제를 총요소 생산성(TFP) 향상의 분석 틀에 포함한 것은 중요한 의의가 있다. 다행히 생산과정에서 자원 절약과 환경 보호의 중요성을 깨닫고 이를 TFP 추계 틀에 도입하는 연구들이 늘고 있다. GTFP 추정방법의 경우, Chung 등(1997)은 방향 거리 함수(DDF)를 제시하고, 이를 바탕으로 Malmquist Luenberger 생산성 지수를 개발하여 비기대산출(undesired output) 상황에서의 TFP 측도로서 오염 배출을 포함하는 문제를 해결하였다. 예를 들어, Li et al., (2021)는 DEA에서 비기대산출을 고려한 방향 거리 함수(DDF)를 채택하고 Global Malmquist Luenberger 생산성 지수를 결합해 2003-2017년 중국 30개 성의 GTFP를 산출했다.

본 연구에서는 Wang et al., (2020)의 BMLPI 방법을 참고하여 중국 30개 성(省)의 2003-2017년 GTFP를 측정하였다.

$$BML = \frac{1 + \overline{D^B}(K^t + L^t + E^t + Y^t + S^t)}{1 + \overline{D^B}(K^{t+1} + L^{t+1} + E^{t+1} + Y^{t+1} + S^{t+1})} \quad (5)$$

구체적으로 각 성을 의사 결정 유닛(Decision making unit)으로 보고 자본 재고량(K), 노동력(L), 에너지 소비량(E)을 투입변수로 삼아 각 성의 실질 총생산(Y)을 기대산출(desired output)로 선택하며, 성(省)급 이산화황(S) 배출량은 비기대산출을 의미한다. $\overline{D^B}$ 는 2기마다 가중 러셀 방향 거리 함수(biennial weighted Russell Directional Distance Function, BWRDDF)이다. BML 생산성 지수의 값이 1보다 클(작거나 같음) 때, GTFP는 각각 증가(하락 또는 변화 없음)한다.

GTFP 투입 및 산출 지표의 선택과 정의는 다음과 같다. 본 연구는 자본, 노동력, 에너지를 투입변수로 선택한다. 자본 투입 측면에서, 본 연구는 각 성의 고정 자본 보유량을 선택하여 계산한다. Zhang et al., (2004)의 영속재고법(Perpetual inventory(stock) system)을 참고하여 각 성의 자본 누적 금액을 계산하였다(단위: 억 위안):

$$K_{i,t} = K_{i,t-1} * (1 - \alpha) + I_{i,t} \quad (6)$$

$K_{i,t}$ 는 i 성 t 년의 자본 누적 금액, $K_{i,t-1}$ 는 i 성 $t-1$ 년의 자본 누적 금액, α 는 자본 감가상각률로서 Zhang et al., (2004)의 연구에서와 같이 9.6%로 계산하였다. $I_{i,t}$ 는 이 지역의 그해 고정자산 투자총액이다. 2002년 자본 누적 금액의 계산은 영속재고법에서 일반적으로 계산하는 방식과 같이 다음 공식에 의해 계산하였다.

$$K_{2002}^i = \frac{k_{2002}^i}{(\alpha + \delta_i)} \quad (7)$$

이 중 δ_i 는 2002-2017년 중국 각 성의 고정자산 투자의 평균 증가율이다. 또한 각 성의 연말 취업자 수(단위: 만 명)를 노동력 투입의 대리 변수로 사용했다. 에너지 투입 측면에서는, 각 성에서 소비하는 석탄, 석유, 천연가스, 전력 등의 에너지를 표준 탄소 배출량(단위: 만 톤 기준 석탄)으로 전환하였다. 본 연구의 산출 지표는 다음과 같다. (1) 기대산출은 각 성의 실질 GDP(단위: 억 위안)를 기대 산출 지표로 간주하였다. 이때 2002년을 기점으로 GDP 디플레이터를 활용해 실질 GDP로 계산하여 분석에 사용하였다. (2) 비기대산출은 각 성의 SO_2 (단위: 만 톤) 배출량을 환경오염의 대리 지표로 선택하였다. 이 방법에 따르면 2003~2017년 중국 각 성의 BML지수를 산출할 수 있다. 그러나 이 지수는 전년의 GTFP에 대한 변화율에 비해 직접 계량 회귀에 사용할 수 없으므로 그에 상응하는 변환이 필요하다. 본 연구에서는 2003~2017년 중국 30개 성의 누적 BML지수를 활용하였다.

3.2.2. 설명변수: 외국인 직접투자(FDI), 금융발전

중국 경제발전에 영향을 미치는 요인으로서 GTFP에 대한 FDI의 영향은 복잡하

다. 선진국은 글로벌 가치사슬에서 에너지 소비량이 많고 오염이 심한 산업을 현지국으로 이전해 집적효과와 산업구조개선효과를 통해 현지국의 환경오염과 에너지 소비를 심화시킨다고 볼 수 있다. 반면, FDI가 현지국에 대한 자금을 하고 녹색 기술 개발과 활용에 도움을 주며, 기술 파급효과를 통해 현지국의 기술 효율과 수준을 향상시킬 수도 있다. 따라서 FDI의 기대부호는 확정할 수 없다. 본 연구는 FDI의 효과가 일정하게 지연되고 나타나고 있음을 고려하여 중국 각 성의 연도별 외국인 직접투자(FDI) 누적 금액을 이용하였다. 누적 금액의 계산과정에서 Chen and Chen (2012)의 사용된 영속재고법(Perpetual inventory(stock) system)을 이용하였으며, FDI 초기연도 누적 금액 계산 공식은 식(7)과 같다. δ^i 는 i 성의 2003년부터 2017년까지 1인당 GDP 증가율이다. α 는 9.6%를 할인률(Depreciation Rate)로 채택하였다. 2003년 이후의 FDI 누적 금액은 영속재고법 공식으로 계산한다.

$$FDI_{i,t} = FDI_{i,t-1} - \alpha FDI_{i,t-1} + fdi_{i,t} \quad (8)$$

금융발전을 가늠하는 데 있어 사용되는 지표는 나라마다 다르다. 이는 한 국가의 금융 시스템이 은행을 지향하느냐, 주식시장을 지향하느냐에 달려 있다. 중국의 금융체제 구축과 개혁방식은 선진국과 전혀 다르다. 은행이 주도하거나 심지어 독점하는 역할을 해 왔다. 주식시장과 소형 채권시장, 보험시장이 투자와 자본배분 효율에 미치는 영향은 비교적 적다. 따라서 중국의 금융발전, 특히 지역별 금융발전을 가늠하려면 은행 시스템의 규모와 효율에 관한 지표에 초점을 맞춰야 한다(Zhong and Li, 2020). 따라서 본 연구에서는 Li et al., (2020) 금융발전의 측정 방식을 참고하여 GDP 대비 은행업의 연말 예금과 대출액으로 금융발전 규모(LOAN)를 나타내고 은행업의 연말 예금액 대비 대출액으로 금융발전 효율(TAR)을 측정하였다.

3.2.3. 통제변수

노동시장의 규모(lnLABOR)는 로그 처리된 각 성의 도시 취업자 수를 의미한다. 현지국은 해외 직접 투자를 받고 경영자원도 이전받는다. 특히 개발도상국이 선진국의 우수한 기술력을 가진 글로벌 기업을 받아들이면 현지 자회사를 통해 현지인을 고용하고 인력 양성 등을 통해 기술을 습득하여 현지 국가의 다른 산업

으로 확산시킨다(최백렬, 2004). 이에 따라 노동시장 규모는 GTFP에게 긍정적인 영향을 미친다.

도시화 수준(URB)은 지역 전체 인구 대비 각 성의 도시 인구 비율을 이용한다. 도시화는 인구와 산업집중을 가져와 에너지 소비와 오염 배출 증가로 이어져 GTFP에 부정적인 영향을 미치기 때문이다(Zhang et al., 2019).

기술 진보(lnTECH)는 기술 진보와 GTFP 사이에 상관성이 있음을 시사하고 있다. 기술 진보는 곧 생산성 향상으로 이어져 GTFP의 향상을 촉진할 수 있다. 발명 특허는 한 국가의 혁신 능력을 반영할 수 있으므로 우리는 각 성의 특허 허가량으로 기술 진보 수준을 측정한다(Wang et al., 2021).

경제발전 수준(LnPGDP)은 현지 GTFP에 중요한 영향을 미치기 때문에 본 연구는 2002년을 기준으로 실질 1인당 GDP를 측정한다(Yu et al., 2021). 2005년 이후 중국은 새로운 공업화의 길을 제시하면서 에너지 절약 정책을 펴고 중국의 경제 성장 방식의 전환을 이끌어냈다. 중국의 경제 성장에 따라 GTFP에 긍정적인 영향을 끼친다는 것이다.

〈표 1〉 변수의 정의 및 출처

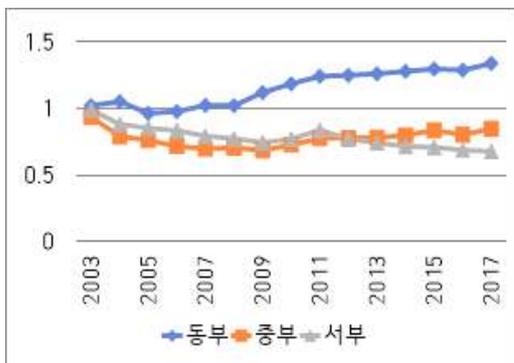
	변수	정의	출처	기대 부호
종속변수	GTFP	누적 GTFP	중국통계연감	
설명변수	lnFDI	각 성의 실질 FDI 누적 금액의 로그값	중국통계연감	?
	LOAN	(금융기관 예대잔액) / GDP	중국통계연감	?
	TAR	은행업의 연말 대출액 / 은행업의 연말 예금액	중국통계연감	?
통제변수	lnLABOR	로그 처리된 각 성의 도시 취업자 수	EPS data	+
	URB	지역 전체 인구 대비 각 성의 도시 인구 비율	EPS data	-
	lnTECH	각 성의 특허 허가량으로 기술 진보 수준을 측정	EPS data	+
	LnPGDP	각 성의 실질 1인당 GDP	중국통계연감	+

주: EPS data(<http://olap.epsnet.com>).

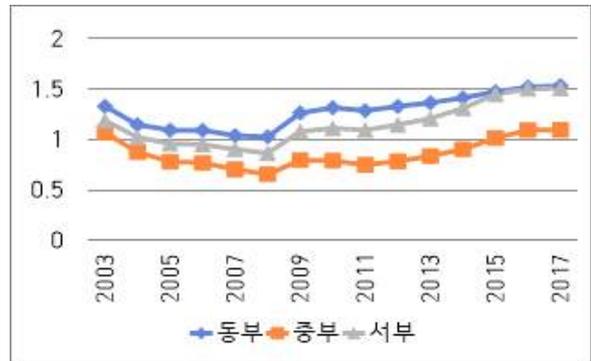
3.3. 기초통계 분석

본 연구는 티베트, 홍콩, 마카오, 대만 지역을 제외한 중국 30개 성(省), 2003-2017년 데이터를 사용하였다. 「중국통계연감」, 지역별 통계연감, EPS 차이나 데이터베이스에서 데이터를 추출했다. <그림 1>, <그림 2>, <그림 3>, <그림 4>는 각각 지역별로 GTFP, 금융발전 규모, 금융발전 효율, FDI의 변화 추이를 나타낸다. <그림 1>를 보면, 동부지역은 GTFP 수준이 높고 지속적으로 증가하고 있다. 중부지역은 상승하였다가 하락세를 보이고 있으며 서부지역은 하락세를 계속 이어갔다. <그림 2>와 <그림 3>를 보면, 동부와 서부지역의 금융발전 규모가 비교적 빠르게 증가하고 있다. 모든 지역의 금융발전 효율도 완만한 상승세를 보이고 있다. <그림 4>를 보면, 수치상 중국 동부지역의 FDI 비중이 제일 크고 중부와 서부가 그 뒤를 잇고 있다.

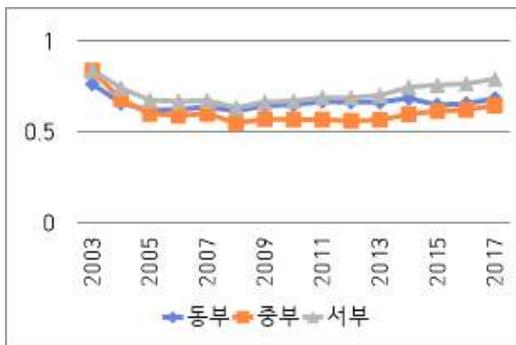
<그림 1> GTFP 변화 추이



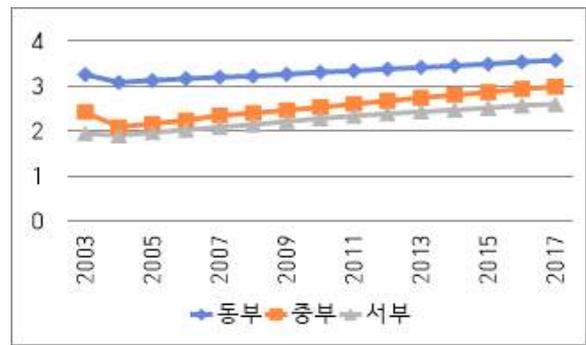
<그림 2> LOAN 변화 추이



<그림 3> TAR 변화 추이



<그림 4> lnFDI 변화 추이



<표 2>는 데이터의 기초통계 분석을 보여준다. GTFP는 최대치 2.226, 평균치 1.009로 지역 간 이질성이 뚜렷했다. FDI의 평균은 2529.809, 표준편차는 3340.707로 지역별 FDI 유입수준에 큰 차이가 보이고 있으며 지역별 금융발전 규모와 금

융발전 효율에도 큰 차이가 있는 것을 알 수 있다.

<표 2> 기초통계 분석

변수	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GTFP	450	1.009	0.383	0.023	2.226
FDI	450	2529.809	3340.707	16.665	18947.04
LOAN	450	1.235	0.417	0.589	2.577
TAR	450	0.739	0.115	0.455	1.101
LABOR	450	4762.046	3250.647	425	19733
URB	450	0.520	0.146	0.257	0.896
TECH	450	26142.99	47877.72	70	332652
PGDP	450	25785.79	19001.43	3368.142	122717.6

4. 분석결과

4.1. 전체 실증분석결과

<표 3>은 각 모형의 전체 실증분석결과이다. Hausman 검증 결과에 따라 본 연구는 고정효과모형을 선택한다. 이 중 <표 3>의 1-2열은 패널 OLS, 3-6열은 개체 고정효과, 7-10열은 시간 및 개체 고정효과 모형에 대한 회귀결과이다.

<표 3> 전체 실증분석결과

	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월
	모형(1)	모형(2)	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)
LnFDI	0.037 (1.39)	0.004 (0.17)	0.078** (2.21)	0.079** (2.09)	0.042 (1.15)	0.079** (2.14)	0.078** (2.16)	0.073** (2.12)	0.058* (1.82)	0.071** (2.00)
LOAN	0.250*** (4.47)		0.198*** (3.73)		0.244*** (4.91)		0.201*** (3.16)		0.353*** (5.28)	
TAR		0.204 (1.37)		0.447*** (2.80)		0.576*** (3.68)		0.390** (2.04)		0.478*** (2.57)
LnLABOR	0.318*** (4.95)	0.284*** (4.36)	0.714*** (8.31)	0.718*** (7.51)	0.565*** (6.18)	0.723*** (7.94)	0.868*** (8.76)	0.856*** (8.26)	0.731*** (8.07)	0.838*** (8.36)
URB	-0.899* (-1.85)	-0.404 (-0.85)	-5.593*** (-10.27)	-5.700** (-9.13)	-4.137** (-7.31)	-5.582*** (-8.57)	-6.590*** (-8.48)	-6.677*** (-8.64)	-4.979*** (-6.43)	-6.414*** (-8.93)
LnTECH	-0.175*** (-4.41)	-0.146*** (-3.71)	-0.015 (-0.37)	-0.003 (-0.08)	-0.009 (-1.61)	0.012 (0.24)	0.009 (0.17)	0.009 (0.17)	0.028 (0.58)	0.013 (0.24)
LnPGDP	0.315*** (3.66)	0.328*** (3.74)	0.356*** (3.89)	0.401*** (3.80)	0.271*** (3.00)	0.350*** (3.24)	0.622*** (3.31)	0.592*** (3.29)	0.733*** (4.29)	0.456*** (2.59)
LnFDI*LOAN					0.139*** (8.21)				0.150*** (7.93)	
LnFDI*TAR						0.224*** (2.89)				0.213*** (3.07)
Constant	-2.69*** (-3.07)	-3.05*** (-3.44)	-5.35*** (-6.14)	-5.88*** (-6.08)	-4.11*** (-4.45)	-5.61*** (-5.73)	-8.78*** (-4.16)	-8.42*** (-4.40)	-9.58*** (-5.58)	-7.14*** (-3.78)
Adj- R^2	0.104	0.073	0.304	0.295	0.377	0.309	0.351	0.344	0.419	0.356
Hausman Test			127.4*** (0.00)	133.4*** (0.00)	88.35*** (0.00)	136.7*** (0.00)				
Cross-section fixed	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Period fixed	NO	NO	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES
Obs	450	450	450	450	450	450	450	450	450	450

주1) *,**,***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 나타냄

주2) 각 변수의 괄호 안 수치는 t-값을 나타냄

<표 3>의 앞의 두 열 모형(1)과 모형(2)의 패널 OLS 결과와 고정효과 회귀결과를 비교했을 때, 핵심 설명변수 계수 부호는 변하지 않는다. 그러나 고정효과 회귀결과는 더욱 두드러지며 R^2 도 현저하게 커진다. 이는 본 연구의 고정효과 회귀결과가 상당한 의미를 가지고 있음을 보여준다. 다음으로, 고정효과 회귀분석 결과 FDI는 모든 모형에서 현저하게 양(+)의 관계를 나타내고 있다. FDI가 전체적으로 중국의 GTFP 향상에 긍정적인 영향을 미치고 있으며, FDI가 중국의 생산성과 환경 개선을 촉진하고 있음을 보여준다. 이는 Zhu et al., (2018), Wang et al., (2019)의 결과와 일치한다. LOAN와 TAR의 계수는 여러 회귀 방법에서 계수가

플러스이며 1% 수준에서 의미가 있다. 현 단계에서 중국의 금융발전 수준이 전반적으로 GTFP 향상에 유리하다는 설명이다. 금융발전이 환경 보호 혁신과 에너지 절감 기술 도입을 촉진해 에너지 소비와 오염 배출을 줄였기 때문이다(Zhong et al., 2020). 특히 TAR의 계수와 LOAN의 계수가 다르다는 것은 금융발전이 GTFP를 촉진하는 과정에서 금융발전의 효율과 금융발전의 규모가 GTFP의 개선 효과에 차이가 있음을 보이고 있다. 이는 금융발전 규모에 비해 금융발전의 효율로 대표되는 금융자본의 투자 전환이 효율적일수록 한편에서는 재투자로 전환되어 생산력 증대를 촉진할 수 있기 때문으로 보인다.

한편 금융발전의 효율이 높아져 자금조달이 어려운 하이테크 산업에 대한 자금 지원이 가능해져 녹색 기술의 진보를 촉진하고 GTFP를 향상시켰다(Li et al., 2020). LOBAR와 PGDP 모두 GTFP에 긍정적인 영향을 미치고 있으며, 노동력 수준과 경제 발전 수준이 향상되어 GTFP에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. URB는 1%의 현저한 수준에서 마이너스라는 것은 중국이 도시화 품질이 낮고 도시화 과정에서 에너지 소비와 오염 배출이 많이 수반돼 GTFP의 향상을 억제하고 있다는 것을 의미한다. TECH는 시간 및 개체 고정에서는 계수 값이 플러스이지만 미미한 수준이다. 중국의 R&D 투자가 녹색 기술보다는 생산기술 촉진에 더 많이 쓰일 수 있기 때문인 것으로 보인다. 이는 생산 규모 확대로 이어져 GTFP의 향상을 방해했다고 할 수 있다.

모든 모형에서 FDI와 LOAN의 교차항은 모두 1%의 유의수준에서 유의하며, 이는 FDI와 금융발전의 상호작용이 지역 GTFP에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 보여준다. 금융 시스템의 효율적인 여신과 금융 서비스의 제공은 기술이전을 크게 촉진하고, 기술 파급효과를 유발하며, 선진 과학기술과 녹색 기술을 도입하여 에너지 이용 수준과 환경 보호를 촉진할 수 있다(Zhou et al., 2019). 그리고 TAR와 FDI의 교차항 계수는 LOAN와 FDI의 교차항 계수 값보다 더 크다. 금융발전의 효율은 금융 자원의 배치 효율의 향상을 의미하며, 상대적으로 높은 금융발전 수준은 FDI의 이용 효율을 높이는 데 유리하며, 첨단 기술 산업과 녹색 기술 개발로 FDI 자금을 유도하여 GTFP의 향상을 촉진할 수 있다(Bahri et al., 2017). 따라서 단순히 금융발전의 규모를 키우기보다는 금융 시스템의 개혁과 업그레이드에 관심을 갖고 지속 가능한 성장을 위한 금융이 적극적인 역할을 충분히 해야 한다.

4.2. 가지역적 이질성 분석(Regional Heterogeneity) 결과

FDI와 금융발전이 GTFP에 미치는 영향에 지역적 이질성이 있는지 살펴보기 위해, 본 연구는 전체 샘플을 동부, 중부, 서부 세 부분으로 나누어 분석하였다¹⁾. 분석 결과는 <표 4>(다음 페이지)와 같다.

<표 4> 지역적 이질성 실증분석 결과

	동부지역				중부지역				서부지역			
	모형(1)	모형(3)	모형(2)	모형(4)	모형(1)	모형(3)	모형(2)	모형(4)	모형(1)	모형(3)	모형(2)	모형(4)
LnFDI	0.259*** (3.17)	0.185** (1.98)	0.357*** (4.63)	0.272*** (3.50)	-0.222*** (-2.91)	-0.208*** (-2.77)	-0.178** (-1.98)	-0.179** (-2.77)	0.109* (1.73)	0.102 (1.51)	0.072 (1.04)	0.072 (1.30)
LOAN	0.352*** (2.69)	0.268* (-0.81)			1.083*** (3.99)	1.189*** (4.14)			0.165 (1.40)	0.448** (2.36)		
TAR			0.392* (1.75)	-0.108 (-0.24)			1.127* (1.69)	1.172* (4.14)			0.312 (0.73)	0.245 (0.57)
LnLABOR	0.365*** (3.61)	0.297*** (2.96)	0.372*** (4.38)	0.299*** (2.82)	0.650* (1.82)	0.632* (1.67)	0.713 (1.55)	0.689 (1.46)	0.917*** (2.98)	0.996*** (3.25)	1.015*** (3.04)	1.012*** (3.06)
URB	-4.600*** (-5.33)	-4.028*** (-4.07)	-4.868*** (-5.02)	-4.861*** (-6.23)	-1.395 (-0.89)	-0.092 (-0.05)	-2.983* (-1.75)	-2.674 (-1.39)	-4.720** (-2.06)	-3.944* (-1.73)	-5.135** (-2.07)	-5.193** (-1.81)
LnTECH	0.113*** (2.57)	0.108** (2.34)	0.093** (2.00)	0.106** (2.05)	-0.113 (-1.13)	-0.148 (-1.37)	0.009 (0.10)	0.004 (0.04)	-0.212* (-1.74)	-0.172 (-1.40)	-0.216* (-1.77)	-0.221* (-1.81)
LnPGDP	-0.006 (-0.03)	0.041 (0.18)	0.029 (0.15)	-0.317 (-1.43)	3.539*** (7.08)	3.763*** (7.69)	2.429*** (6.63)	2.371*** (4.55)	0.881** (2.20)	0.726* (1.95)	0.948** (2.55)	0.962** (2.49)
LnFDI*LOAN		0.097* (1.87)				0.157 (1.31)				0.117** (2.45)		
LnFDI*TAR				0.577** (1.87)				0.107 (0.26)				-0.040 (-0.32)
Constant	-0.510 (-0.24)	-0.639 (-0.29)	-0.632 (-0.34)	3.303 (1.34)	-35.03*** (-7.31)	-37.05*** (-7.65)	-25.9*** (-7.38)	-25.3*** (-4.85)	-10.38** (-2.31)	-9.944** (-2.42)	-11.66** (-2.58)	-11.71** (-2.53)
Adj- R^2	0.736	0.744	0.720	0.749	0.671	0.681	0.593	0.593	0.308	0.324	0.301	0.302
Cross-section fixed	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Period fixed	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	165	165	165	165	105	105	105	105	180	180	180	180

주1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 나타냄

동부지역 분석결과를 살펴보면 FDI는 GTFP에 긍정적인 영향을 미치고 있으며,

1) 동부지역은 북경시, 천진시, 상해시, 해남성, 푸젠성, 광둥성, 감숙성, 절강성, 산둥성, 하북성, 요녕성 등 11개 성시를 포함한다. 중부지역은 산서성, 길림성, 안후이성, 강서성, 하남성, 호북성, 호남성 등 7개 성시를 포함한다. 서부지역은 광시성, 중경시, 내몽골, 흑룡강성, 쓰촨성, 귀주성, 운남성, 섬서성, 감숙성, 칭해성, 닝샤, 신장 등 12개 성시를 포함한다.

전체 표본 결과에 비해 계수가 크게 나타났다. 동부지역에서의 FDI 유입이 GTFP에 보다 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 알 수 있다. 동부지역은 중국에서 가장 먼저 개방된 지역으로 경제발전 수준과 과학기술 수준이 높아 FDI의 기술 과급 효과를 흡수하는 데 유리하기 때문이다. 그리고 FDI 유입에 대한 환경 장벽이 중부와 서부지역보다 높다. 동부지역의 FDI 유입은 녹색 산업으로 더 많이 유입되고 있을 수 있다(Wang et al., 2021). LOAN, TAR와 TECH도 긍정적이었으며, 금융발전과 과학기술 수준이 동부지역 GTFP의 향상을 현저하게 촉진시켰음을 보여준다. FDI와 금융발전의 교차항도 긍정적으로 나타나고 있는데, 이는 동부지역의 금융발전 수준이 높아지면 GTFP에 대한 FDI의 긍정적 영향을 더 잘 발휘할 수 있다는 설명이다. 그 이유로는: ①동부지역의 금융발전 수준은 기업의 금융비용을 줄이고, FDI에 포함된 기술과 지식을 기업이 더 잘 흡수해 기술의 이전과 확산을 가능하게 한다. ②동부지역의 지속적 성장과 함께 FDI 유입에 대한 현지 질적 요구가 높아지면서 고오염과 에너지 고소비 기업이 중부 서부지역 및 외국으로 이동하고 있기 때문이다. ③유입된 FDI는 첨단기술산업 및 녹색 기술의 개발 이용을 촉진하여 환경오염을 줄이고 자원 활용의 효율과 생산성을 높여 FDI의 과급효과를 확대하였다고 판단된다(Chai et al., 2021).

동부지역 대비 중부지역의 FDI는 음(-)의 관계가 나타났는데 서부지역의 FDI 계수가 모형(1)에서 10%의 유의수준에서 의미가 있다. 이는 동부지역의 노동지향형 산업과 자원 지향적 산업에 대한 투자가 중부와 서부로 계속 이전함에 따라 중·서부 지역의 GDP 증가는 촉진될 수 있지만 중·서부 지역의 환경오염과 에너지 소비도 크게 심화시켰기 때문으로 보인다. 특히 중부지역의 인구면에서의 우위와 서부지역의 기반시설과 비교할 때 중부지역은 동부지역의 산업 이전을 더 많이 유치하였다. 이에 따라 중·서부 지역의 FDI는 GTFP 향상을 촉진하기는 커녕 GTFP 향상을 억제했다고 판단된다. Chai et al. (2021)의 연구도 비슷한 결과를 발견했다. TECH는 동부지역의 계수 값이 미미한 수준이나 음(-)의 관계로 나타났고 서부지역에서는 현저한 음(-)의 관계로 나타났다. 이유는 중부지방의 과학기술 투입과 발전 수준이 생산 규모를 늘리는 데 더 많이 쓰이고 녹색 기술의 발전과 활용이 비교적 적으므로 계수 값이 마이너스인 것으로 보인다. 중부지역에서 FDI와 금융발전의 교차항은 유의성이 떨어진다. 서부지역에서 FDI와 LOAN의 교차항 부호는 5%의 유의수준에서 양(+)으로 나타나고 있다. 이는 ‘중부 굴기(中部崛起), 서부 대개발(西部大开发)’ 전략이 추진되면서 현재 중부지방은 생산을 증가시키는 과정에서 환경오염과 에너지 소비가 많아지는 단계에 있기 때문

으로 보인다. Wang et al. (2021)의 연구도 이와 같은 결론을 내리고 있다. 이와 함께 현대공업에 서비스를 제공하는 금융산업은 상대적으로 취약하고 현대화 수준이 높지 않아 현재 중부지역의 금융발전 시스템은 중부지역의 산업 고도화와 경제발전 수요에 적합하지 않다고 판단된다.(Jiang et al., 2021). 반면 서부지역은 낮은 경제 성장 수준과 FDI 유입에 따른 규모효과와 금융발전 규모 확대가 현지 경제 성장에 강력한 견인차 역할을 하였으며, 환경오염도 다소 발생시켰으나 전체적으로는 현지 GTFP의 향상을 촉진했다고 판단된다. You and Xiao, (2022)의 연구도 이와 유사한 결론을 내리고 있다.

5. 결론

본 연구는 2003년부터 2017년까지 중국 30개 성의 패널 데이터를 활용하여 고정효과 회귀 모형을 사용하여 FDI, 금융발전 및 그 상호작용과 GTFP와의 관계를 실증 분석하였다. 이를 바탕으로 지역적 이질성 분석을 진행하였다. 본 연구의 연구 결론은 다음과 같다. 첫째, 실증분석을 통해 중국 FDI, 금융발전과 GTFP 간의 뚜렷한 상관관계와 지역적 이질성을 확인할 수 있었다. 전체적으로 볼 때 FDI와 금융발전은 중국 GTFP의 향상을 현저하게 촉진시킬 수 있다. 더욱이 금융발전은 FDI의 파급효과에 중요한 조정 작용을 해 FDI가 GTFP에 미치는 긍정적인 영향을 확대할 수 있다.

둘째, 금융발전 규모에 비해 금융발전 효율은 GTFP의 향상 촉진과 FDI 파급효과를 높이는 데 더 크게 기여한다. 단순히 금융발전의 규모를 키우기보다는 금융시스템의 개혁과 업그레이드에 더 관심을 갖고 지속 가능한 성장을 위한 금융이 적극적인 역할을 충분히 해야 한다. 그리고 경제발전 수준과 인적자본 투입 또한 중국의 GTFP의 향상에 긍정적인 영향을 미치고 있다. 하지만 도시화 수준에 따른 환경오염과 에너지 소비는 중국 GTFP의 향상을 현저히 억제했다.

셋째, 지역별로는 동부지역에 대한 FDI의 파급효과가 전체 FDI 파급효과보다 GTFP 향상에 더 큰 영향을 미쳤으나 중부와 서부지역에 대한 FDI는 GTFP의 향상에 부정적인 영향을 미쳤다. 금융발전 규모와 효율은 동부와 중부에서 GTFP의 향상을 견인했다. FDI와 금융발전의 상호작용은 동부지역에서는 현저한 순기능을 가지고 있지만 중부지역에서는 그렇지 못했다. 서부지역에서는 오직 금융발전 규모와 FDI의 상호작용만이 GTFP의 향상을 촉진할 수 있다. 특히 동부지역의 기술

발전 수준은 현지 GTFP 향상에 유리하고 중부와 서부지역은 GTFP 향상에 미치는 영향은 부정적이었다. 그 이유는 중부지방의 과학기술 투입과 발전 수준이 생산 규모를 늘리는 데 더 많이 쓰이고 녹색 기술의 발전과 활용이 비교적 적기 때문이라고 보여진다.

이상의 분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 정책을 제안하고자 한다. 첫째, GTFP 향상을 촉진하는 데 FDI와 금융발전이 중요한 역할을 한다는 점에 유의해야 한다. 각급 정부는 고품질의 녹색 발전전략을 견지하고, FDI와 금융발전이 GTFP 향상을 촉진하는 데 중요한 역할을 하도록 유도해야 한다. 둘째, 중국 각 지역은 현지 실정에 맞게 차별화된 FDI 도입 전략을 세워야 한다. 동부지역은 현지 경제와 과학기술의 장점을 살려 FDI를 유치해야 하고, 중부지역은 FDI 진입정책을 단계적으로 보완해 FDI 환경장벽을 높이고 FDI 기업에게 제공하는 각종 환경 혜택 정책을 줄여야 한다. 또 FDI를 녹색 산업 방향으로 유인해야 한다. 서부지역은 인구가 비교적 적고, 오염 정도가 비교적 낮기 때문에 더 많은 FDI 유치를 위해 노력해야 한다. 다만, 생태환경 보호에도 신경을 써서 ‘선 오염, 후 관리’로 가는 길을 피해야 한다. 셋째, 금융발전의 수준, 특히 금융발전의 효율을 높이는 데 주력해야 한다. 마지막으로 녹색 성장을 위한 금융지원 기능을 강화해야 한다. 이를 위해 정부는 녹색 신용 대출 등의 정책을 대대적으로 추진하여 산업구조개선, 혁신 및 업그레이드된 녹색 경제 성장 정책을 추진해야 한다.

참고문헌

- 최백렬. (2004). 해외투자론. 서울: 대경도서출판사.
- Ahmed, F., Kousar, S., Pervaiz, A., & Shabbir, A. (2021). Do institutional quality and financial development affect sustainable economic growth? Evidence from South Asian countries. *Borsa Istanbul Review*, 22(1), 189-196.
- Aiken, L. S., West, S. G., & Reno, R. R. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. London: sage.
- Alfaro, L., Kalemli-Ozcan, S., & Volosovych, V. (2008). Why doesn't capital flow from rich to poor countries? An empirical investigation. *The Review Of Economics And Statistics*, 90(2), 347-368.
- Bahri, E. N. A., Nor, A. H. S. M., Nor, N. H. H. M., & Sarmidi, T. (2017). Foreign direct investment, financial development and economic growth: a panel data analysis. *Jurnal Pengurusan (UKM Journal of Management)*, 51, 11-24.
- Buera, Francisco J., Shin, Yongseok, 2013. Financial frictions and the persistence of history: A quantitative exploration. *Journal of Political Economy*, 121(2), 221-272.
- Chai, B., Gao, J., Pan, L., & Chen, Y. (2021). Research on the impact factors of green economy of China—From the perspective of system and foreign direct investment. *Sustainability*, 13(16), 8741.
- Chen, G. L., & Chen, J. J. (2012). Industrial association, spatial geography and agglomeration of secondary and tertiary industries. *Management World*, 4, 82-100.
- Chung, Y. H., Färe, R., & Grosskopf, S. (1997). Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach. *journal of Environmental Management*, 51(3), 229-240.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple correlation/regression analysis for the behavioral sciences*, 2nd edn. UK: Taylor & Francis.
- Demena, B. A., & Afesorgbor, S. K. (2020). The effect of FDI on environmental emissions: Evidence from a meta-analysis. *Energy Policy*, 138, 111192.
- Ding, Y., & Hu, Y. (2021). Inflection point of green total factor productivity by Low-Carbon regulation from Chinese economics recovery. *Sustainability*, 13(22), 12382.
- Völlmecke, D., Jindra, B., & Marek, P. (2016). FDI, human capital and income convergence —Evidence for European regions. *Economic Systems*, 40(2), 288-307.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: Methodology in the Social Sciences*. New York: The Guilford Press.

- Hermes, N., & Lensink, R. (2003). Foreign direct investment, financial development and economic growth. *The Journal of Development Studies*, 40(1), 142-163.
- Hou, L., Li, K., Li, Q., & Ouyang, M. (2021). Revisiting the location of FDI in China: A panel data approach with heterogeneous shocks. *Journal of Econometrics*, 221(2), 483-509.
- Hu, J., Wang, Z., Huang, Q., & Zhang, X. (2019). Environmental regulation intensity, foreign direct investment, and green technology spillover—An empirical study. *Sustainability*, 11(10), 2718.
- Huang, H., Mo, R., & Chen, X. (2021). New patterns in China's regional green development: An interval malmquist-luenberger productivity analysis. *Structural Change and Economic Dynamics*, 58, 161-173.
- Jiang, M., Luo, S., & Zhou, G. (2020). Financial development, OFDI spillovers and upgrading of industrial structure. *Technological Forecasting and Social Change*, 155, 119974.
- Lee, C. C., & Chang, C. P. (2009). FDI, financial development, and economic growth: International evidence. *Journal of Applied Economics*, 12(2), 249-271.
- Li, C., Liu, X., Bai, X., & Umar, M. (2020). Financial development and environmental regulations: The two pillars of green transformation in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(24), 9242.
- Li, K. Y., Gong, W. C., & Choi, B. R. (2021). The influence of trade and foreign direct investment on green total factor productivity: Evidence from China and Korea. *Journal of Korea Trade*, 25(2), 95-110.
- Li, T., & Liao, G. (2020). The heterogeneous impact of financial development on green total factor productivity. *Frontiers in Energy Research*, 8, 29.
- Lv, C., Shao, C., & Lee, C.C. (2021). Green technology innovation and financial development: Do environmental regulation and innovation output matter? *Energy Economics*, 98, 105237.
- Nie, F., & Liu, H. Y. (2015). Study on the correlation between FDI, environmental pollution and economic growth: Empirical test based on dynamic simultaneous equation model. *International Trade Issues*, 2, 72-83.
- Qiu, S., Wang, Z., & Geng, S. (2021). How do environmental regulation and foreign investment behavior affect green productivity growth in the industrial sector? An empirical test based on Chinese provincial panel data. *Journal of Environmental Management*, 287, 112282.
- Rafique, M. Z., Li, Y., Larik, A. R., & Monaheng, M. P. (2020). The effects of FDI, technological innovation, and financial development on CO2 emissions: Evidence from the BRICS countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(19), 23899-

23913.

- Sethi, P., Chakrabarti, D., & Bhattacharjee, S. (2020). Globalization, financial development and economic growth: Perils on the environmental sustainability of an emerging economy. *Journal of Policy Modeling*, 42(3), 520–535.
- Shen, J., Wang, S., Liu, W., & Chu, J. (2019). Does migration of pollution-intensive industries impact environmental efficiency? Evidence supporting “pollution haven hypothesis.”. *Journal of Environmental Management*, 242, 142–152.
- Singhania, M., & Saini, N. (2021). Demystifying pollution haven hypothesis: Role of FDI. *Journal of Business Research*, 123, 516–528.
- Wang, K. L., He, S., & Zhang, F. Q. (2021). Relationship between FDI, fiscal expenditure and green total-factor productivity in China: From the perspective of spatial spillover. *Plos One*, 16(4), e0250798.
- Wang, K. L., Pang, S. Q., Ding, L. L., & Miao, Z. (2020). Combining the biennial malmquist-luenberger index and panel quantile regression to analyze the green total factor productivity of the industrial sector in China. *Science of The Total Environment*, 739, 140280.
- Wang, X., & Luo, Y. (2020). Has technological innovation capability addressed environmental pollution from the dual perspective of FDI quantity and quality? Evidence from China. *Journal of cleaner production*, 258, 120941.
- Wang, Y., Xie, L., Zhang, Y., Wang, C., & Yu, K. (2019). Does FDI promote or inhibit the high-quality development of agriculture in China? An agricultural GTFP perspective. *Sustainability*, 11(17), 4620.
- Woo, J. (2009). Productivity growth and technological diffusion through foreign direct investment. *Economic Inquiry*, 47(2), 226–248.
- Yu, D., Li, X., Yu, J., & Li, H. (2021). The impact of the spatial agglomeration of foreign direct investment on green total factor productivity of Chinese cities. *Journal of Environmental Management*, 290, 112666.
- You, J., & Xiao, H. (2022). Can FDI facilitate green total factor productivity in China? Evidence from regional diversity. *Environmental Science and Pollution Research Res* 29, 49309–49321.
- Zhang, J., Wang, G. Y., & Zhang, J. P. (2004). The estimation of China’s provincial capital stock: 1952–2000. *Economic Research Journal*, 10(1), 35–44.
- Zhang, J., Zhang, D., Huang, L., Wen, H., Zhao, G., & Zhan, D. (2019). Spatial distribution and influential factors of industrial land productivity in China’s rapid urbanization. *Journal of Cleaner Production*, 234, 1287–1295.
- Zhang, J. S., & Tan, W. (2016). Study on the green total factor productivity in main cities

- of china. *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci: časopis za ekonomsku teoriju i praksu*, 34(1), 215-234.
- Zhao, M., Liu, F., Song, Y., & Geng, J. (2020). Impact of air pollution regulation and technological investment on sustainable development of green economy in eastern China: Empirical analysis with panel data approach. *Sustainability*, 12(8), 3073.
- Zhong, J., & Li, T. (2020). Impact of financial development and its spatial spillover effect on green total factor productivity: Evidence from 30 provinces in China. *Mathematical Problems in Engineering*, 1-11.
- Zhou, Y., Xu, Y., Liu, C., Fang, Z., Fu, X., & He, M. (2019). The threshold effect of China's financial development on green total factor productivity. *Sustainability*, 11(14), 3776.
- Zhu, S., & Ye, A. (2018). Does foreign direct investment improve inclusive green growth? Empirical evidence from China. *Economies*, 8(3), 44.

The impact of FDI inflows and financial development on GTFP* - A case study of Chinese provinces -

Cheng, Pengfei¹⁾

Doctoral Student, Department of International Trade, Jeonbuk National University

Choi, BaekRyul²⁾

Professor, Department of International Trade, Jeonbuk National University

Abstract

This study aims to understand the impact of foreign direct investment(FDI) and financial development on the growth of green total factor productivity(GTFP). Therefore, based on the data of 30 Provinces in China from 2003 to 2017, the Biennial Malmquist-Luenberger (BML) Productivity Index is constructed to measure GTFP. At the same time, this study empirically analyzes the impact of FDI and financial development on GTFP from the perspective of financial development scale and financial development efficiency by using the fixed-effect regression method, and focuses on the impact of the interaction between FDI and financial development on the growth of GTFP. Furthermore, regional heterogeneity is also analyzed. The empirical results show that (1) FDI and financial development can promote the growth of regional GTFP, but there is obvious regional heterogeneity. (2) Compared with the scale of financial development, the efficiency of financial development has a more significant effect on promoting GTFP. (3) The interaction between FDI and financial development can also promote the growth of GTFP.

Keyword : Foreign Direct Investment, Financial Development, Green Total Factor Productivity

Received May 13, 2022

Revised July 26, 2022

Accepted July 31, 2022

* All papers comply with the ethical code set by the National Research Foundation and the Asia-Pacific Journal of Business and Commerce.

1) First Author, chengpengfei@naver.com

2) Corresponding Author, brchoi@jbnu.ac.kr