

KREI

베트남 도이머이 정책이  
농업 GDP에 미치는 영향과  
농업분야 ODA가 농업분야  
GDP에 미치는 영향에 대한  
실증분석

김영준 · 박미선





**KREI**

**베트남 도이머이 정책이  
농업 GDP에 미치는 영향과  
농업분야 ODA가 농업분야  
GDP에 미치는 영향에 대한  
실증분석**

김영준·박미선



## 연구 담당

---

김영준 | 강원대학교 교수 | 제2~6장 집필

박미선 | 부연구위원 | 제1장 집필

R967 연구자료-1

### 베트남 도이머이 정책이 농업 GDP에 미치는 영향과 농업분야 ODA가 GDP에 미치는 영향에 대한 실증분석

---

등 록 | 제6-0007호(1979. 5. 25.)

발 행 | 2022. 12.

발 행 인 | 김홍상

발 행 처 | 한국농촌경제연구원  
우) 58321 전라남도 나주시 빛가람로 601  
대표전화 1833-5500

인 쇄 처 | (주)프리비

I S B N | 979-11-6149-607-8 95520

※ 이 책에 실린 내용은 한국농촌경제연구원의 공식 견해와 반드시 일치하는 것은 아닙니다.

※ 이 책에 실린 내용은 출처를 명시하면 자유롭게 인용할 수 있습니다.

무단 전재하거나 복사하면 법에 저촉됩니다.

|   |           |
|---|-----------|
| <b>Part I 베트남 도이머이 정책이 농업 GDP에 미치는 영향</b> ..... | <b>1</b>  |
| <b>제1장 베트남 도이머이 정책</b> .....                    | <b>3</b>  |
| 1. 도이머이 정책 도입 전 .....                           | 5         |
| 2. 도이머이 정책 .....                                | 9         |
| 3. 도이머이 정책 도입 후 .....                           | 12        |
| 4. 농업부문에서의 도이머이 정책 요약 .....                     | 14        |
| <b>제2장 분석방법 및 자료 소개</b> .....                   | <b>15</b> |
| 1. 합성대조방법(Synthetic Control Method) .....       | 17        |
| 2. 분석 자료 .....                                  | 21        |
| <b>제3장 베트남 도이머이 정책의 효과</b> .....                | <b>25</b> |
| 1. 1인당 GDP에 미친 영향 .....                         | 27        |
| 2. 농업분야 GDP에 미친 영향 .....                        | 32        |
| <b>Part II 농업분야 ODA가 농업분야 GDP에 미치는 영향</b> ..... | <b>35</b> |
| <b>제4장 농업분야 공적개발원조</b> .....                    | <b>37</b> |
| 1. 공적개발원조 개념 .....                              | 39        |
| 2. 농업분야 ODA 현황 .....                            | 40        |
| 3. ODA가 경제 성장에 미치는 영향 .....                     | 45        |

---

|                               |           |
|-------------------------------|-----------|
| <b>제5장 분석자료 및 분석방법</b> .....  | <b>47</b> |
| 1. 분석 방법 .....                | 49        |
| 2. 분석 자료 .....                | 53        |
| <br>                          |           |
| <b>제6장 농업분야 ODA의 효과</b> ..... | <b>57</b> |
| <br>                          |           |
| <b>참고문헌</b> .....             | <b>63</b> |

**제1장**

〈표 1-1〉 베트남 경제에서 농업부문이 차지하는 비율 ..... 10  
 〈표 1-2〉 베트남 쌀(벼) 생산량 추이 ..... 12

**제2장**

〈표 2-1〉 베트남 전체 GDP 대비 농업 비율 및 인구(1986~2000년) ..... 22  
 〈표 2-2〉 국가별 표본의 기초통계량 ..... 23  
 〈표 2-3〉 합성대조군의 국가별 가중치 ..... 24

**제3장**

〈표 3-1〉 도이머이 정책 시행 이전 베트남 및 합성대조군 비교 ..... 28  
 〈표 3-2〉 도이머이 정책 시행 이전 베트남 및 합성대조군의 1인당 GDP 비교 ..... 29  
 〈표 3-3〉 도이머이 정책 시행 이후 베트남 및 합성대조군의 1인당 GDP 비교 ..... 30  
 〈표 3-4〉 도이머이 정책 시행 이후 베트남 및 합성대조군의 농업 GDP 비교 ..... 33

**제4장**

〈표 4-1〉 지원 방식에 따른 공적개발원조 분류 ..... 40  
 〈표 4-2〉 지원 방식별 농업부문 개발원조 지출총액 추이 ..... 41  
 〈표 4-3〉 농업부문별 개발원조 지출총액 추이 ..... 42  
 〈표 4-4〉 우리나라 농업부문별 개발원조 지출총액 추이 ..... 43  
 〈표 4-5〉 농림축산식품부 지원 형태별 개발원조 예산 추이 ..... 44  
 〈표 4-6〉 2022년 농림축산식품부 다자개발협력 사업목록 ..... 44

---

## 제5장

|  |    |
|--|----|
| 〈표 5-1〉 변수 설명 및 출처 .....                     | 53 |
| 〈표 5-2〉 분석에 포함된 국가 .....                     | 54 |
| 〈표 5-3〉 표본의 기초통계량: 2000~2020년 .....          | 55 |
| 〈표 5-4〉 국가별 농업부문 ODA 기초통계량: 2000~2020년 ..... | 56 |

## 제6장

|   |    |
|---|----|
| 〈표 6-1〉 추정 결과: 농업부문 ODA가 농업분야 GDP에 미치는 영향 ..... | 60 |
|---|----|



**제3장**

〈그림 3-1〉 베트남 도이머이 정책이 1인당 GDP에 미친 영향 ..... 29  
〈그림 3-2〉 베트남 도이머이 정책이 1인당 GDP에 미친 영향: 치환 검증 ..... 31



Part I

**베트남 도이머이 정책이  
농업 GDP에 미치는 영향**





## 제1장

# 베트남 도이머이 정책





# 1

## 베트남 도이머이 정책

베트남 공산당(Viet Nam Communist Party: VCP)은 1986년 제6차 전국대회에서 도이머이(베트남어로 ‘Doi Moi’, 영어로 ‘Renovation’) 정책을 채택하였다. 이 정책은 베트남 역사상 전례 없는 성공을 거두었다고 평가되고 있다(Riedel & Turley, 1999). 본 장에서는 도이머이 정책과 도이머이 정책 전후 일련의 개혁 조치들에 대해서 농업부문에 초점을 맞추어 살펴보고자 한다.

### 1. 도이머이 정책 도입 전

1954년 7월에 있었던 제네바 협정에 따라 북위 17°를 경계로 남과 북으로 나뉘었던 베트남은, 20여 년간의 오랜 전쟁 끝에 1975년 남베트남 정부가 붕괴되고, 1976년 7월 베트남사회주의공화국이 수립됨으로써 다시 하나의 국가로 통합되었다. 그 후 베트남 정부는 전후 산업을 복구하고 경제를 발전시키기 위해서 다양한 경제개혁을 추진하였다.

### 1.1. 제2차 5개년계획(1976~1980년): 남베트남의 농업집단화 시기<sup>1)</sup>

소련의 지원을 받던 북베트남에 의해 베트남사회주의공화국으로 통합된 직후, 베트남 공산당은 생산 수단의 국유화 및 농업의 집단화(agricultural collectivization)를 통해 남베트남에 사회주의 계획경제체제를 이식하려 하였다(조동호, 2016; Yamazaki, 2000).

북베트남에서는 1950년대 말부터 1960년에 걸쳐 농업의 집단화가 잘 이루어졌으며, 이러한 농업협동조합(agricultural collectives)은 전쟁 기간에 전쟁을 지원하는 하나의 축으로 기능했다(Yamazaki, 2000). 그러나 북베트남과 달리 통합 직전까지 미국의 지원에 의존했던 남베트남은 민간 기업에 기반을 두고 있었다(Yamazaki, 2000).

남베트남 지역에서의 농업 집단화는 협동조합의 조직화 및 생산의 집단화를 통해 진행되었다(Yamazaki, 2000). 협동조합은 하위협동조합(low-grade cooperatives)과 상위협동조합(high-grade cooperatives)의 두 가지 형태로 구분되는데, 하위협동조합에서는 협동조합에 가입한 농부들은 계약에 명시된 작업에 대해서만 책임을 졌으며, 생산한 농산물에 대한 사적 소유권이 인정되었다(Yamazaki, 2000). 소비에트 집단농장인 콜호즈(kolkhoz)와 유사한 상위협동조합에서는 모든 필수 농산물의 생산 및 분배가 집단으로 이루어졌다(Yamazaki, 2000).

협동조합 설립을 촉진하기 위해서 1978년 말부터 토지 조정 정책을 실시하였다(Yamazaki, 2000). 최소한으로 필요한 토지로 인정되는 범위를 초과한 여분의 토지는 국가에 의해 몰수당하거나 강제로 매각되었다. 몰수 및 강제 매각을 통해 국가에 귀속된 토지는 가난한 농부나 토지가 없는 조합원에게 배포되었으나, 토지를 할당받은 가구는 그 토지를 곧바로 집단농장을 위해서 제공해야만 했다(Yamazaki, 2000).

---

<sup>1)</sup> 본 절은 Ryoichi Yamazaki(2000, pp.21-31)의 내용을 참고하여 작성하였다.



이러한 과정을 거쳐 진행된 집단농장에서는 농부들에게 한 달 기준으로 벼 13~18kg만을 보장했다(Yamazaki, 2000). 지나치게 평등주의에 입각한 집단농장의 분배체계는 농산물을 더 많이 생산할 유인을 제거한다는 점에서 한계가 있었다(Yamazaki, 2000). 또한, 1975년까지 시장경제에 기반을 두었던 남베트남에서 중앙집권적 결정메커니즘에 의한 사회주의식 경제체제 모델 도입은 반대에 부딪혔다(외교부, 2006; Yamazaki, 2000). 따라서 농장의 집단화를 통한 식량자급의 안정화 및 사회주의경제체제로의 이행은 계획한 성과를 달성하지 못하였다(외교부, 2006).

## 1.2. 지침 100(Directive No. 100): 농산물 생산계약제 도입

생산수단의 국유화 및 농업의 집단화로 인한 생산의 비효율성, 기상조건 악화로 인한 생산물 감소는 전반적인 경제 침체, 특히 농업 쇠퇴를 불러왔다(Tran Thi Que, 1998; Yamazaki, 2000). 이러한 문제를 해결하기 위해서 Vinh Phu와 Hai Phong의 일부 농업협동조합은 특정 작물을 계약 형태로 생산하기 시작하였는데, 이 방법을 적용한 Hai Phong에서의 농업 생산량이 급격히 증가하였다(Tran Thi Que, 1998; Yamazaki, 2000).

이러한 경험적 결과를 바탕으로 베트남 공산당은 1981년 1월 13일 “농업협동조합의 노동 그룹 및 개인에 대한 계약 활동의 개선 및 생산물 계약의 확장”에 관한 지침 100(Directive Number 100 on “improvement of contractual activities, and extension of contract production to labor groups and individuals in the agricultural production cooperatives” 혹은 Contract 100)을 공포했다. 농업 분야에 시장경제 논리를 일부 도입하여 시장기능을 활성화함으로써 생산을 촉진하고, 경제적 효율성을 향상시키는 것이 주된 목표였다(Yamazaki, 2000).

지침 100의 핵심 내용은 농산물 생산계약제 도입으로, 이 제도는 집단농장의 기본 틀을 유지하면서도 개별농가의 농산물 생산에 대한 유인을 높이려는 목적으로 도입되었다(권태진 외, 2004; 조동호(재인용), 2016). 이 제도하에서 협동조합은 생산대와 농산물 생산 계약을 맺고, 생산대는 다시 개별농가<sup>2)</sup>와 계약을 맺는 형식으로 농산물 생산이 이루어진다(조동호, 2016). 이러한 계약 메커니즘에 따라 개별 농가는 직접적인 생산활동 전반에 관한 재량을 가진다(조동호, 2016; Tran Thi Que, 1998; Yamazaki, 2000). 개별 농가가 계약한 농산물을 초과하여 생산한 경우, 그 잉여농산물을 농가가 직접 자유롭게 이용 및 처분할 수 있었다(조동호, 2016; Tran Thi Que, 1998).

잉여 농산물에 대한 자유 처분은 개별 농가에게 농산물 초과 생산에 대한 동기를 부여하기 때문에 농업부문 생산량 증가에 큰 성과를 보였다(권태진 외, 2004; 조동호(재인용), 2016). 1980~1983년 기간에 식량 생산은 연평균 100만 톤 가까이 증가하였다(조동호, 2016). 그러나 농산물 직접 생산을 제외한 토지, 관개, 종자 등의 투입 물자 조달이 여전히 협동조합에 의해 통제되었고, 계약상의 농산물 생산 수준이 고정되지 않고 해마다 증가하였기 때문에 계약한 생산량을 초과하려는 농가의 동기는 억제되었다. 또한, 개별 농가에게 장기적인 토지 사용이 보장되지 않았기 때문에 관개 시스템과 같은 장기적인 관점에서 토지 생산성을 향상시킬 수 있는 투자가 제한되었다(조동호, 2016; Tran Thi Que, 1998; Yamazaki, 2000). 그 결과, 1981~1986년 기간에 꾸준히 증가했던 벼 생산량이 1987년에는 감소하였다(Yamazaki, 2000).

---

<sup>2)</sup> Tran Thi Que(1998)에 따르면, 지침 100은 지역 간에 매우 다양한 형태로 실현되었다. 실제 지침은 최종 농산물 계약을 개인 및 근로자 그룹과 체결하도록 되어 있지만, 실제로 농산물 생산 계약의 당사자는 가구 단위로 진행되었다.

## 2. 도이머이 정책

### 2.1. 도이머이 정책 도입 배경 및 원칙

1975년 베트남 통일 이후, 베트남 공산당은 제2차 5개년계획과 신경제정책을 통해 사회주의 체제 내에서의 개혁을 시도했으나 사회주의적 집단체제 생산방식 강제와 완화라는 서로 상반된 정책을 번갈아 추진하면서 대부분의 경제개혁이 실패로 돌아가게 되었다(조동호, 2016). 농산물 생산계약제 등의 개혁을 통해서 증가세를 보였던 농업 생산량은 다시 감소하였다(조동호, 2016; Vinh Bao Ngoc et al., 2021).

이 외에도 인플레이션을 완화하기 위해 1985년 실시한 통화개혁이 실패로 돌아가면서 초인플레이션을 초래하였고, 1978년 캄보디아 침공으로 단절되었던 중국 및 서방과의 관계가 지속되면서 국제적 고립이 심화되어 경제적 어려움은 더욱 가중되었다(조동호, 2016; Vinh Bao Ngoc et al., 2021).

심각한 경제 침체에 놓인 베트남은 민심을 수습하고 경제난을 극복하기 위한 개혁·개방 방안을 모색하였다(Riedel & Turley, 1999). 그 방안으로 1986년 12월 제6차 베트남 공산당 대회에서 시장경제로의 전환 및 대외개방 촉진을 목표로 하는 도이머이 정책을 채택하였다(조동호, 2016; Riedel & Turley, 1999).

도이머이 정책은 첫째, 생산의 효율성 제고, 둘째, 장기적·전략적·일관성 있는 경제정책 수립, 셋째, 중앙정부 통제(계획)경제와 시장경제의 조화를 원활히 하는 경제 관리 시스템 구축, 넷째, 공업, 서비스 분야, 지식산업 구축에 있어서 대외 협력 강화를 위한 개방정책 추진, 다섯째, 국제 경제에 주도적으로 편입하기 위한 기초를 마련하기 위해 자주 독립 경제 구축 및 이에 대한 의식 강화라는 다섯 가지 원칙하에 시행되었다(외교부, 2006).

## 2.2. 도이머이 정책 주요 내용: 결의 10호(Resolution 10)

농업분야는 도이머이 경제개혁의 출발점으로 인식되고 있다(Vinh Bao Ngoc et al., 2021). 1980년대 베트남 전체 인구 중 약 70%가 농업 인구였기 때문에 농업부문의 생산량 증대를 통한 농민 생활 향상은 개혁의 중요한 과제일 수밖에 없었다(외교부, 2006; Tran Thi Que, 1998). 또한, 안정적인 식량자원 확보는 공업화를 이루기 위한 선결조건이라는 점에서도 농업부문의 개혁은 필수적이었다(조동호, 2016).

〈표 1-1〉 베트남 경제에서 농업부문이 차지하는 비율

| 구분                      | 단위: % |       |       |
|-------------------------|-------|-------|-------|
|                         | 1985년 | 1990년 | 1993년 |
| 국토에서 농지가 차지하는 비율        | 19.6  | 21.1  | 22.2  |
| 총인구에서 농업인구가 차지하는 비율     | 68.9  | 68.6  | 69.8  |
| 총 노동자 중 농업에 종사하는 노동자 비율 | 72.3  | 70.3  | 72.4  |
| 명목 GDP 중 농업부문이 차지하는 비율  | -     | 38.6  | 29.9  |

자료: Statistical Year Book of Vietnam(1994); Tran Thi Que(재인용)(1998) 자료를 발췌하여 저자 작성.

농업부문 개혁을 위해서 베트남 공산당은 1987년 토지법(1987 Land Law)을 제정하여 국가가 토지를 관리할 수 있는 법적 근거를 마련함과 동시에 토지 사용권은 개인에게 부여함으로써 토지의 소유권과 사용권을 명확히 하였다(조동호, 2016; Nguyen Quang Tuyen, 2010). 토지법 제정에 이어 1988년 4월 베트남 공산당은 농업경영혁신에 관한 결의 10호(Resolution 10)를 공포했는데, 이는 농지 개혁에 있어서 획기적인 사건으로 인식되고 있다(Vinh Bao Ngoc et al., 2021).

이 결의안 발표로 인한 농업분야 주요 변화는 다음과 같다. 첫째, 농가의 장기 토지 사용 권한이 주어졌으며, 토지 이외의 다른 농작물 생산 수단을 소유할 수 있게 되었다(Tran Thi Que, 1998; Yamazaki, 2000; Vinh Bao Ngoc et al., 2021). 결의 10호에 따르면, 농가는 약 15년간 토지 사용 권리를 가지게 되며, 개

간지는 40~50년간 사용권이 부여되었다(조동호, 2016). 이러한 장기적인 토지 사용권 부여는 농민들이 대규모 토지를 소유할 수 있게 하여 농업의 기계화 및 규모의 경제 달성에 기여한 것으로 평가된다(조동호, 2016).

둘째, 농업 생산의 기본단위였던 협동농장을 사실상 해체하고, 개별 농가를 농산물 생산의 자립적인 경제 단위(self-supporting)로 설정하였다(조동호, 2016; Vinh Bao Ngoc et al., 2021). 따라서 농지의 일부를 가족 수에 비례하여 분배하였다(조동호, 2016). 또한, 농산물 계약량을 5년간 고정시켰으며, 농민이 생산량의 40% 이상을 수입으로 획득할 수 있도록 하였다(조동호, 2016). 이로써 사유재산의 통제권과 현금흐름권이 협동조합에서 개별 농가로 이전하게 되었다(Vinh Bao Ngoc et al., 2021).

셋째, 협동조합은 농가에게 오직 관개 시설 작업, 전기 등의 서비스를 제공하고 그에 대한 수수료를 받는 역할만을 담당한다(Vinh Bao Ngoc et al., 2021). 집단화 시기의 협동조합은 생산 및 분배를 전담하는 경제조직인 동시에 사회적, 행정적 기능을 부분적으로 수행하는 조직이었다(조동호, 2016). 그러나 결의 10호에 의해 농가를 기본 단위로 한 농가계약제 시행 이후, 협동조합은 대부분의 경제적 기능을 농가에 양도하고, 행정적 기능을 지방행정조직에 이양하게 되었다(조동호, 2016; Yamazaki, 2000). 이는 베트남의 농촌사회가 경제적으로 큰 변화를 겪으면서 정치적으로도 미약한 변화를 겪었음을 보여 준다(조동호, 2016).

〈표 1-2〉의 베트남 쌀 생산량 추이를 보면, 1989~1994년 기간에 총 쌀 생산량이 18.9백만 톤에서 23.5백만 톤으로 꾸준히 증가하였음을 알 수 있다. 도이머이 정책 이전 기간보다 높은 쌀 생산량은 결의 10호로 인한 일련의 조치들이 1989~1994년 기간에 높은 농업 성장률을 이끈 원인이었음을 알 수 있게 한다(Yamazaki, 2000).

〈표 1-2〉 베트남 쌀(벼) 생산량 추이

단위: 백만 톤

| 1976년 | 1977년 | 1978년 | 1979년 | 1980년 | 1989년 | 1990년 | 1991년 | 1992년 | 1993년 | 1994년 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 11.8  | 10.6  | 9.8   | 11.4  | 11.6  | 18.9  | 19.2  | 19.6  | 21.6  | 22.8  | 23.5  |

주: 1) 1976~1980년까지의 자료는 Tran Thi Que(1998)의 표4를 참고하였음. 이 자료는 쌀(rice) 생산량으로, '000 tons 단위로 제시된 자료였으나, 단위를 통일하기 위해 백만 톤으로 조정하였고 그 과정에서 만 단위에서 반올림하였음.

2) 1989~1994년까지의 자료는 Tran Thi Que(1998)의 표7과 표8을 참고하였음. 이 자료는 벼(paddy) 생산량을 보여 줌.

자료: Agricultural Statistical Data for 35 years(1956-1990); Agriculture of Vietnam(1945-1995); General Statistical Office, Ministry of Trade, (Tran Thi Que)(재인용)(1998) 표4, 표7, 표8의 자료를 이용하여 작성함.

### 3. 도이머이 정책 도입 후

#### 3.1. 결의 10호(Resolution 10)의 한계

결의 10호는 작업장 분배제도를 폐지하고 생산에 있어서 농민의 자율성을 인정함으로써 ‘지침 100(Directive No. 100)’에 비하여 농업 및 농촌 현실을 개선하는 데 많은 기여를 하였다(Yamazaki, 2000). 농산물 생산 등에 있어서 일부 성과를 보임으로써 정책의 유효성을 입증하였다. 그럼에도 한편으로는 다음과 같은 한계점을 드러냄으로써 미래에 대한 미완의 잠재력을 보여주는 데 그쳤다(Yamazaki, 2000).

첫째, 베트남 남부 농촌 지역에서 토지 분쟁이 발생하였다. 결의 10호는 토지 사용 기간을 이전 5년에서 15년으로 변경하였으며, 집단농장을 해체함으로써 민간 경영을 할 수 있게 하였다. 이러한 변화가 농민들에게는 토지 소유의 사적 시스템으로의 회귀로 여겨지면서, 일부 지역에서 과거 농지개혁 과정에서 토지를 몰수당한 지주들이 토지의 일부 또는 전체를 되찾으려는 움직임이 있었다. 그 과정에서 같은 토지에 대해 한 명 이상이 소유권을 주장하는 일이 종종 발생하였다. 이

러한 혼란은 농업 생산에 악영향을 끼쳤다(Yamazaki, 2000).

둘째, 결의 10호 안에 농촌개발 프로그램의 부재로 인하여 농촌 기반시설이 부족했다. 농산물 가공 및 유통 산업은 운송, 전화, 통신, 상수도 및 위생, 보건 및 교육과 같은 개선된 농촌 기반 시설에 의존한다. 그러나 도시 지역의 기반 시설에 대한 집중적인 투자는 농촌에 대한 투자를 제한적으로 만들었으며, 이는 농산물 가공 및 유통시장 발달의 저해로 이어졌다(Yamazaki, 2000).

이 외에도 불법적인 토지이용권 매매, 다원화된 은행 시스템의 부재 등으로 인해 도이머이 정책하에서의 개혁들이 시범적인 수준에 머물렀다(조동호, 2016; Yamazaki, 2000).

### 3.2. 결의 5호(Resolution 5)와 토지법 개정(1993)

결의 10호에서 가장 해결되지 않은 이슈는 토지 소유권 문제였다. 이에 1993년 6월, 베트남 당중앙위원회는 “농촌사회 및 농촌경제의 발전과 혁신의 지속”에 관한 결의 5-NQ/HNTW(Resolution 05-NQ/HNTW on “the continuation of the renovation and development of the economy and society in the countryside”)를 발표하고, 토지법을 개정했다(Yamazaki, 2000).

개정된 토지법(1993 Land Law)은 토지의 실질적인 사유화 조치에 가까운 토지 사용에 관한 혁신적인 내용을 규정하고 있다. 이 법에 따르면, 3ha 이내의 농지에 대해서 그 사용 기간을 50년까지 허용하였다. 또한, 토지사용자는 토지사용권의 임대, 상속, 저당, 양도 등의 권리를 갖게 되었다(권태진 외, 2004; Nguyen Quang Tuyen, 2010). 개정된 토지법에 따라 대규모 농장이나 식품기업을 제외한 대부분의 농업부문이 실질적으로 사유화되면서, 이로써 농업부문의 개혁은 완료된 것으로 평가받고 있다(조동호, 2016).

## 4. 농업부문에서의 도이머이 정책 요약

도이머이 정책 시행 이후 농업부문의 개혁은 두 가지 측면에 초점이 맞추어진 다. 첫째, 결의 10호(Resolution 10)와 토지법(1993 Land Law)에 따라 토지 및 기타 기본 생산 투입물의 집합화가 폐지되었다. 둘째, 시장지향적인 경제정책에 따라 농업협동조합의 기능, 취지 및 운영방식이 변화하면서 대부분의 협동조합이 해산되거나 다른 형태로 변형되었다(Vinh Bao Ngoc et al., 2021).

이러한 큰 변화로 인해 1989년에는 쌀 순 수입국이었던 베트남이 쌀 수출국으로 전환하는 등 도이머이 정책 이후 10여 년 동안 농업 생산성이 크게 증가하였다(Vinh Bao Ngoc et al., 2021). 농업 생산성 증가는 농촌 가구 소득 증가로 이어져 농촌의 빈곤율을 낮추었으며, 더 나아가 가계경제, 농업경제 그리고 민간경제 발전에 크게 기여한 것으로 평가된다(Vinh Bao Ngoc et al., 2021).



## 제2장

# 분석방법 및 자료 소개





# 2

## 분석방법 및 자료 소개

본 장에서는 1986년 도이머이 정책을 통한 개혁 및 개방으로 인한 경제적인 효과를 분석하기 위해 사용된 연구 방법과 자료를 소개한다. 1절에서는 이를 위해 사용된 연구 방법인 합성대조방법(Synthetic Control Method)에 대해 소개하고, 2절에서는 분석을 위해 사용된 자료에 대해 설명한다.

### 1. 합성대조방법(Synthetic Control Method)

본 연구에서는 실증 분석을 위해 합성대조방법을 사용하였다. 이 방법론은 테러리즘이 경제활동에 미치는 영향을 분석한 Abadie and Gardeazabla(2003)에서 처음 소개되었고, Abadie et al.(2010)에 의해 더욱 발전되어 더욱 활발하게 활용되고 있다.<sup>3)</sup> 합성대조방법은 처치(treatment)가 있었던 단위(unit)에 대

<sup>3)</sup> Athey and Imbens(2017)는 합성대조방법은 15년간 정책 평가 방법연구에 있어서 가장 중요한 혁신이라고 소개한 바 있다("The synthetic control approach developed by Abadie, Diamond,

해 처치가 없었을 경우의 잠재적인 결과를 제시하여 반사실적(counterfactual)인 추론을 제공한다. 이를 위해 처치 이전의 특성과 가장 유사한 반사실적인 집단을 만드는 가장 좋은 가중치(optimal weights)를 찾는 것을 목적으로 한다. 이렇게 가중 평균을 통하여 합성된 합성대조군(synthetic control)과 처치집단은 정책 실행 이전에 매우 유사한 특성을 보이게 되어 정책의 효과를 추정하기에 적합한 환경을 제공한다.

여기에서는 간단한 수식을 통해 이에 대한 보다 자세한 설명을 제시한다.<sup>4)</sup> 총  $J+1$ 개의 분석 단위가 있고, 이 중 첫 번째 단위에 처치가 이루어졌다고 하자. 나머지  $J$ 개의 분석 단위는 처치가 이루어지지 않은 잠재적인 통제 집단(potential controls)으로 이를 합성대조군에서는 대조후보군(donor pool)이라고 부른다.  $Y_{it}^N$ 는 첫 번째 단위에 처치가 이루어지지 않았을 때 단위  $i$ , 시점  $t$ 의 결과(outcome)를 의미한다. 첫 번째 단위에 처치가 이루어진 시점은  $T_0$ 라 하자 ( $1 \leq T_0 < T$ ). 이와 마찬가지로,  $Y_{it}^I$ 는 첫 번째 단위에 처치가 이루어지고 난 이후( $T_0 + 1 \leq t < T$ )의 결과를 의미한다. 처치 이전의 기간( $t \in 1, \dots, T_0$ )에는 처치 효과가 없다고 가정한다( $Y_{it}^N = Y_{it}^I$ ).

합성대조군의 목적은 처치가 이루어진 단위에 대해서 처치가 이루어지고 난 이후의 관측값과 처치가 이루어지지 않았을 경우 잠재적인 결과값의 차이를 추정하는 데 있다. 즉, 처치가 이루어지고 난 후 모든 시점에 대해서( $t > T_0$ ),

$$(1) \quad \alpha_{1t} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N = Y_{1t} - Y_{1t}^N$$

(1)을 계산하는 데 목적이 있다.  $Y_{1t}^I$ 는 데이터를 통해 관측이 가능하지만,  $Y_{1t}^N$ 은 관측되지 않은 잠재적인 결과이기 때문에 이에 대한 처치 효과를 추정하기 위해서는  $Y_{1t}^N$ 에 대한 추정이 필요하다.

---

and Hainmueller(2010, 2014) and Abadie and Gardeazabal(2003) is arguably the most important innovation in the policy evaluation literature in the last 15 years”).

<sup>4)</sup> Abadie et al.(2010)을 참고하여 작성하였다.

$Y_{1t}^N$ 은 다음과 같이 추정될 수 있다고 하자.

$$(2) \quad Y_{1t}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \epsilon_{it}$$

여기에서  $\delta_t$ 는 시간 고정효과,  $Z_i$ 는 관측 가능한(observed) 변수들의 벡터,  $\theta_t$ 는  $Z_i$ 에 대한 추정치,  $\lambda_t$ 는 관측 불가능한(unobserved) 공통 요소들의 벡터,  $\mu_i$ 는 인자적재값(factor loading)의 벡터,  $\epsilon_{it}$ 는 평균이 0인 오차항(error term)을 의미한다.

$J$ 개의 분석 단위로 이루어진 대조후보군의 가중치 벡터  $W = (w_2, \dots, w_{J+1})$ 가 있다고 하자. 이를 이용하면 각각의 시점에 대해서 합성대조군의 결과는 다음과 같이 표현된다.

$$(3) \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \epsilon_{jt}$$

이때 다음의 조건을 만족하는 가중치  $(w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)$ 을 선택한다.

$$(4) \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j1} = Y_{11}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j2} = Y_{12}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jT_0} = Y_{1T_0}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1$$

그러나 모든 변수들에 대해 식 (4)를 만족하는 가중치 벡터  $(w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)$ 을 찾는 것은 현실적으로 어렵다. 따라서 Abadie et al.(2010)은 불일치의 척도(measure of discrepancy)를 최소화하는 가중치 벡터를 선택하는 방식을 제안하였다.  $X_1$ 을 처치 단위의 처치 이전 특성 변수의 벡터,  $X_0$ 를 대조후보군의 처치 이전 특성 변수의 벡터라 한다.  $X_1$ 과  $X_0$ 의 관계가 강한 비선형 관계라면,  $X_1$ 과  $X_0 W$ 의 거리를 최소화하는 가중치 벡터  $W$ 의 선택은 추정치 편향의 심화를 불러올 수 있다. 따라서 합성대조군에서는  $X_1$ 과  $X_0 W$ 의 거리 이외에 페널티항(penalty terms)을 추가한 수식을 최소화하는 가중치 벡터  $W$ 를 선택한다. 이를

수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$(5) \quad \|X_1 - X_0 W\|_V = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)}$$

여기에서  $V$ 는 특성 변수들이 처치 이전의 결과를 잘 설명하는지를 의미하는 상대적 중요도(relative importance)를 반영하는 가중치 벡터를 의미한다. 즉, 데이터를 통해  $V$ 가 선택되고 나면 식 (5)를 최소화하는 가중치 벡터  $W$ 가 선택된다.

Abadie et al.(2010)에 따르면, 특정 조건하에서 처치군과 합성대조군의 차이, 즉  $Y_{1t}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$ 의 평균은 0에 근사한다. 따라서 전술한 합성대조군의 목적인 처치가 이루어지고 난 이후의 관측값과 처치가 이루어지지 않았을 경우 잠재적인 결과값의 차이  $\alpha_{1t}$ 는 모든  $t \in T_{0+1, \dots, T}$ 에 대해서 아래와 같이 추정될 수 있다.

$$(6) \quad \hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$$

이러한 처치 효과의 추정치는 관측 가능한 변수뿐만 아니라 관측 불가능한 변수에 의해서 교란되어 편향된 결과를 불러올 수 있다. 그러나 Abadie et al. (2010)은 처치 이전 기간이 충분히 많을 경우, 합성대조방법에 의한 처치 효과는 관측 불가능한 변수에 의해 편향되지 않음을 제시하였다.

일반적으로 다음의 두 기준을 통해 합성대조방법을 통한 추론이 잘 이루어졌는가를 평가한다. 첫째, 처치가 이루어진 단위와 합성대조군의 처치 이전 추세가 근접하는지 평가하는 것이다. 이를 위해 RMSPE(Root Mean Squared Prediction Errors) 통계치를 제시하기도 한다. 그러나 일반적으로 처치가 이루어진 단위와 합성대조군의 처치 이전의 추세를 그래프를 통해 확인하고 비슷한 추세를 갖고 있는지 확인한다. 둘째, 대조후보군 내 다른 단위에 대해서도 합성대조방법을 시행하여, 대조후보군 내 다른 단위에 비해 처치의 효과가 처치를 받은 단위에서 뚜렷하게 나타나는지를 살펴본다. 이를 위약 검사(Placebo test)라고 부르는데, 처

치 효과가 대조후보군 내 다른 단위에 비해 처치를 받은 단위에서 뚜렷하게 나타난다면, 처치를 받은 단위에서 관찰된 효과는 처치의 효과임을 입증하는 근거가 될 수 있다.

## 2. 분석자료

베트남 도이머이 정책을 통한 개혁 및 개방으로 인한 경제적인 효과를 분석하기 위해 본 연구에서는 Billmeier and Nannicini(2013)에서 활용된 데이터를 활용하였다. Billmeier and Nannicini(2013)는 Giavazzi and Tabellini (2005), Persson and Tabellini(2006)의 데이터를 활용한 연구로 1963년부터 2000년도까지 아시아, 남미, 아프리카 180여 국 데이터를 분석에 활용하여 1986년 도이머이 정책의 효과를 살펴보기에 적절하다.

Billmeier and Nannicini(2013)의 연구에서는 경제 자유화의 정책이 1인당 GDP에 미치는 영향을 합성대조군 방법을 활용하여 살펴보았다. 이를 위해 경제 자유화의 정책 이후 1인당 GDP에 영향을 미칠 것으로 예상되는 경제 자유화 이전의 1인당 GDP, 전체 GDP 대비 투자 비율, 인구성장률, 중등학교(secondary school) 등록률, 평균 인플레이션율, 민주화 지표를 변수로 활용하였다. 본 연구에서는 Billmeier and Nannicini (2013)에서 활용한 이러한 통제 변수들의 데이터가 본 연구의 분석 시점, 분석 국가에서 활용이 가능한 경우 최대한 그대로 활용하였다.

Billmeier and Nannicini (2013)에서 활용한 데이터와 World Development Indicators(WDI) 등을 비롯한 다양한 데이터에서는 베트남 도이머이 정책 시행 이전인 1986년 이전의 농업 자료가 존재하지 않는다는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 실증 분석을 통해 나타난 베트남 도이머이 정책의 개혁 및 개방으로 인한 1인당 GDP 증가 효과 그리고 1986년 이후 WDI에서 활용 가능한 전체

GDP 대비 농업 비율과 전체 인구를 활용하여 베트남 도이머이 정책으로 인한 농업분야 GDP 증가 효과를 간접적으로 살펴보았다. 1986~2000년 기간에 베트남 전체 GDP 대비 농업 비율과 전체 인구는 <표 2-1>에 제시되어 있다.

<표 2-1> 베트남 전체 GDP 대비 농업 비율 및 인구(1986~2000년)

단위: %, 명

| 연도   | 전체 GDP 대비 농업 비율 | 전체 인구      |
|------|-----------------|------------|
| 1986 | 38.1            | 62,293,859 |
| 1987 | 40.6            | 63,701,974 |
| 1988 | 46.3            | 65,120,432 |
| 1989 | 42.1            | 66,550,231 |
| 1990 | 38.7            | 67,988,855 |
| 1991 | 40.5            | 69,436,956 |
| 1992 | 33.9            | 70,883,488 |
| 1993 | 29.9            | 72,300,308 |
| 1994 | 27.4            | 73,651,220 |
| 1995 | 27.2            | 74,910,462 |
| 1996 | 27.8            | 76,068,739 |
| 1997 | 25.8            | 77,133,212 |
| 1998 | 25.8            | 78,115,712 |
| 1999 | 25.4            | 79,035,871 |
| 2000 | 24.5            | 79,910,411 |

자료: WDI(<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>). 검색일: 2022. 7. 15.

분석을 위해 베트남과 지리적으로 유사한 국가들인 아시아 국가들을 대조후보군(donor pool)으로 설정하였다. 결과 변수인 1인당 GDP가 존재하지 않는 경우 혹은 합성대조군을 생성하는 데 활용된 변수 중에 하나인 중등학교 등록률이 존재하지 않는 경우 해당 국가는 대조후보군에서 제외하였다. 이러한 조건을 만족하는 방글라데시, 중국, 피지, 홍콩, 인도, 인도네시아, 라오스, 말레이시아, 몽골, 미얀마, 네팔, 파키스탄, 파푸아뉴기니, 필리핀, 싱가포르, 대한민국, 스리랑카, 태국 총 18개 국가가 대조후보군으로 활용되었다.



한편, 본 연구에서는 합성대조군을 생성하는 데 활용된 변수로 활용 가능한 모든 변수를 사용하였는데, 여기에는 1986년 도이머이 정책 시행 이전 시점의 결과 변수인 1인당 GDP, 인구성장률, 1975년, 1980년, 1985년의 중등학교 등록률이 포함된다. 합성대조군을 생성하는 데 활용된 변수의 대부분은 1974년 이후에 이용 가능하며, 1975년부터 2000년까지로 분석을 한정하였다. <표 2-2>는 분석에 활용된 결과 변수인 1986년 도이머이 정책 시행 이전 시후의 1인당 GDP, 1986년 도이머이 정책 시행 이전 시점의 1인당 GDP, 인구성장률, 1975년, 1980년, 1985년의 중등학교 등록률 데이터의 평균이 제시되어 있다.

<표 2-2> 국가별 표본의 기초통계량

단위: 달러, %

| 국가     | 1986년 이후 1인당 GDP 평균 | 1986년 이전 1인당 GDP 평균 | 1986년 이전 인구 성장률 | 1975년 중등학교 등록률 | 1980년 중등학교 등록률 | 1985년 중등학교 등록률 |
|--------|---------------------|---------------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|
| 방글라데시  | 296                 | 244                 | 2.54            | 18.9           | 17.5           | 18.9           |
| 중국     | 608                 | 214                 | 1.41            | 46.2           | 45.9           | 39.7           |
| 피지     | 1,900               | 1,614               | 1.96            | 43.9           | 55.1           | 51             |
| 홍콩     | 19,734              | 10,219              | 2.16            | 48.8           | 64.1           | 71             |
| 인도     | 356                 | 240                 | 2.21            | 25.5           | 29.9           | 37.9           |
| 인도네시아  | 783                 | 475                 | 2.07            | 20             | 29             | 41.3           |
| 라오스    | 248                 | 178                 | 1.77            | 7.7            | 20.7           | 23.5           |
| 말레이시아  | 3,048               | 1,843               | 2.49            | 45.7           | 47.7           | 52.9           |
| 몽골     | 469                 | 390                 | 2.80            | 79.2           | 91.6           | 91.2           |
| 미얀마    | 83                  | 75                  | 2.09            | 22             | 22.3           | 23.1           |
| 네팔     | 183                 | 165                 | 2.54            | 13.4           | 21.6           | 25.2           |
| 파키스탄   | 452                 | 309                 | 2.89            | 14.7           | 14.2           | 17.2           |
| 파푸아뉴기니 | 582                 | 536                 | 2.32            | 11.7           | 11.9           | 11.5           |
| 필리핀    | 878                 | 898                 | 2.42            | 53.9           | 64.2           | 64.4           |
| 싱가포르   | 16,033              | 8,366               | 1.92            | 51.9           | 59.9           | 62             |
| 대한민국   | 7,911               | 3,374               | 1.45            | 56.3           | 78.1           | 91.6           |
| 스리랑카   | 687                 | 445                 | 1.61            | 47.7           | 54.6           | 62.9           |
| 태국     | 1,615               | 785                 | 2.13            | 25.1           | 28.8           | 30.5           |
| 베트남    | 287                 | 171                 | 2.08            | 39.4           | 42.0           | 42.7           |

주: 1인당 GDP는 2002년 기준으로 디플레이트 되었음.  
 자료: Persson and Tabellini(2006)를 참고하여 저자 작성.

〈표 2-3〉은 베트남에 대응되는 대조군에 사용된 국가와 그 가중치를 보여 준다. 1986년 베트남의 도이머이 정책 시행 이전의 1인당 GDP 추세는 인도, 몽골, 미얀마의 조합으로 구성되었을 때 가장 비슷한 추세로 설정됨을 말해 준다. 대조 후보군 내 이들 국가 이외의 다른 국가의 가중치는 0으로 설정되었다.

〈표 2-3〉 합성대조군의 국가별 가중치

| 국가     | 가중치   |
|--------|-------|
| 방글라데시  | 0     |
| 중국     | 0     |
| 피지     | 0     |
| 홍콩     | 0     |
| 인도     | 0.031 |
| 인도네시아  | 0     |
| 라오스    | 0     |
| 말레이시아  | 0     |
| 몽골     | 0.28  |
| 미얀마    | 0.685 |
| 네팔     | 0     |
| 파키스탄   | 0     |
| 파푸아뉴기니 | 0     |
| 필리핀    | 0     |
| 싱가포르   | 0     |
| 대한민국   | 0     |
| 스리랑카   | 0     |
| 태국     | 0     |
| 베트남    | 0     |

자료: Persson and Tabellini(2006)를 참고하여 저자 작성.

## 제3장

# 베트남 도이머이 정책의 효과





# 3

## 베트남 도이머이 정책의 효과

본 장에서는 합성대조방법(Synthetic Control Method)을 적용하여 베트남 도이머이 정책이 1인당 GDP에 미치는 인과 효과를 추정한다. 한편, 베트남 도이머이 정책 시행 이전인 1986년 이전의 베트남 농업 관련 자료는 존재하지 않는다. 따라서 본 장에서는 합성대조방법을 통해 나타난 베트남 도이머이 정책의 개혁 및 개방으로 인한 1인당 GDP 증가 효과 그리고 1986년 이후 WDI를 통해 활용 가능한 전체 GDP 대비 농업 비중과 전체 인구를 활용하여 베트남 도이머이 정책으로 인한 농업분야 GDP 증가 효과를 간접적으로 살펴본다.

### 1. 1인당 GDP에 미친 영향

앞 장에서 제시한 대조 후보군의 가중치를 활용하여 도이머이 정책의 영향을 받지 않은 합성 베트남을 설정하였다. <표 3-1>에서는 도이머이 정책 시행 이전에 실제 베트남과 합성 베트남이 유사하도록 합성이 이루어졌는지 살펴볼 수 있

도록 실제 베트남과 합성 베트남의 1인당 GDP, 인구성장률, 1975년, 1980년, 1985년의 중등학교 등록률을 중심으로 기술 통계량을 제시하였다. 실제 베트남의 경우, 1975년부터 1986년까지 평균 1인당 GDP, 인구성장률, 1975년, 1980년, 1985년의 중등학교 등록률은 각각 167달러, 2.06%, 39.40%, 42.00%, 47.79%로 나타났다. 반면, 합성 베트남의 경우 1975년부터 1986년까지 평균 1인당 GDP, 인구성장률, 1975년, 1980년, 1985년의 중등학교 등록률은 165달러, 2.29%, 38.04%, 41.85%, 42.53%로 나타나 1986년 도이머이 정책 시행 이전 실제 베트남과 합성 베트남이 상당히 유사함을 확인할 수 있다. 이와 같이 합성 대조군을 통해 가상의 베트남인 합성 베트남이 비교적 합리적으로 잘 설정되었음을 확인할 수 있다.

〈표 3-1〉 도이머이 정책 시행 이전 베트남 및 합성대조군 비교

단위: 달러, %

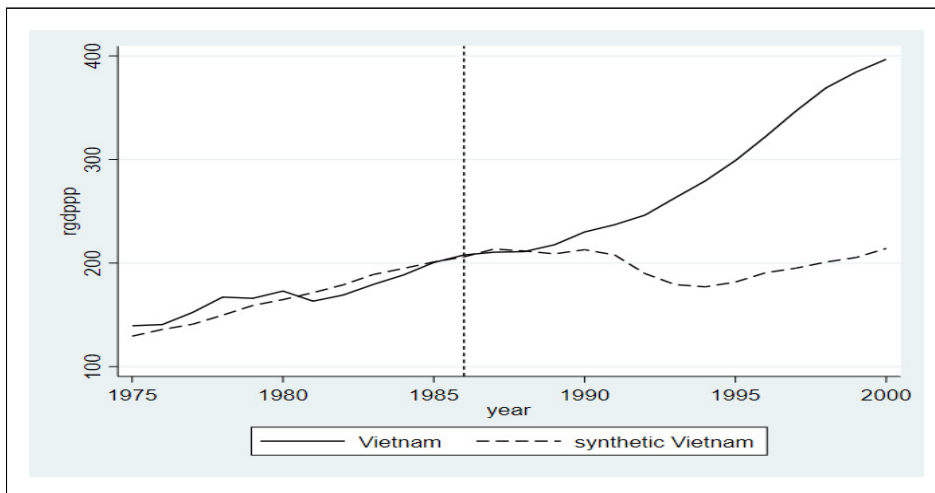
| 변수             | 베트남    | 합성대조군  |
|----------------|--------|--------|
| 1인당 GDP        | 167.18 | 164.98 |
| 인구성장률          | 2.06   | 2.29   |
| 1975년 중등학교 등록률 | 39.40  | 38.04  |
| 1980년 중등학교 등록률 | 42.00  | 41.85  |
| 1985년 중등학교 등록률 | 42.79  | 42.53  |

자료: Persson and Tabellini(2006)를 참고하여 저자 작성.

〈그림 3-1〉에는 도이머이 정책 시행으로 인해 1인당 GDP에 미친 영향이 나타나 있다. 그림에서 가로축은 연도를 의미하고, 세로축은 1인당 GDP를 나타낸다. 실선과 점선은 각각 실제 베트남과 합성대조방법으로 설정된 가상의 대조군의 1인당 GDP를 의미한다. 한편 세로 점선은 도이머이 정책이 시행된 1986년을 나타낸다. 앞 장에서 설명하였듯이, 합성대조방법은 처치 이전, 곧 도이머이 정책 시행 이전의 특성을 활용하여 가상의 대조군을 설정한다. 따라서 세로 점선 이전을 기준으로 좌측의 추이가 유사할 경우 대조군이 잘 설정되었다고 판단하게 된다. 〈그림 3-1〉에서 나타난 것처럼, 세로 점선을 기준으로 좌측, 곧 1986년 이전

에는 실제 베트남과 합성 베트남의 1인당 GDP 추세가 유사하게 나타난다. 이러한 추세에 관한 보다 자세한 수치는 <표 3-2>에 나타나 있다. 따라서 앞선 기술 통계량의 비교와 마찬가지로, 합성대조군을 통해 가상의 베트남인 합성 베트남이 비교적 합리적으로 잘 설정되었다고 판단할 수 있다.

<그림 3-1> 베트남 도이머이 정책이 1인당 GDP에 미친 영향



자료: Persson and Tabellini(2006)를 참고하여 저자 작성.

<표 3-2> 도이머이 정책 시행 이전 베트남 및 합성대조군의 1인당 GDP 비교

단위: 달러

| 연도   | 베트남   | 합성대조군 |
|------|-------|-------|
| 1975 | 139.4 | 129.4 |
| 1976 | 140.6 | 135.9 |
| 1977 | 152.2 | 140.9 |
| 1978 | 167.1 | 149.7 |
| 1979 | 165.9 | 159.1 |
| 1980 | 172.9 | 164.7 |
| 1981 | 163.2 | 171.4 |
| 1982 | 169.1 | 179.0 |
| 1983 | 179.4 | 189.0 |
| 1984 | 188.5 | 194.8 |
| 1985 | 200.5 | 201.0 |
| 1986 | 207.8 | 205.9 |

자료: Persson and Tabellini(2006)를 참고하여 저자 작성.

처치 이후 처치군과 대조군에서 큰 차이가 나타난다면 처치로 인한 차이가 발생하였다고 해석할 수 있다. <그림 3-1>을 살펴보면, 베트남 도이머이 정책은 1인당 GDP 증가에 기여했음을 확인할 수 있다. 도이머이 정책이 시행된 1986년 12월부터 약 2년 정도 지난 1989년부터 1인당 GDP에 효과가 나타나기 시작했는데, 이 시점에 1인당 GDP가 약 4.2% 증가하였다. 이러한 효과는 시간이 갈수록 강해지는데, 정책 시행 이후 약 10년이 지난 1997년에는 약 151달러의 1인당 GDP 증가에 기여한 것으로 나타나는데, 이는 1인당 GDP의 77.7% 증가분에 해당하는 것이다.

<표 3-3> 도이머이 정책 시행 이후 베트남 및 합성대조군의 1인당 GDP 비교

단위: 달러, %

| 연도   | 베트남(A) | 합성대조군(B) | 차이<br>((A-B)×100/B) |
|------|--------|----------|---------------------|
| 1987 | 210.5  | 213.5    | -1.4                |
| 1988 | 211.0  | 211.7    | -0.3                |
| 1989 | 217.6  | 208.9    | 4.2                 |
| 1990 | 230.0  | 212.9    | 8.0                 |
| 1991 | 237.0  | 207.8    | 14.1                |
| 1992 | 246.2  | 189.9    | 29.6                |
| 1993 | 262.9  | 179.2    | 46.7                |
| 1994 | 279.3  | 177.0    | 57.8                |
| 1995 | 298.9  | 181.6    | 64.6                |
| 1996 | 322.1  | 190.6    | 69.0                |
| 1997 | 346.6  | 195.0    | 77.7                |
| 1998 | 369.1  | 200.9    | 83.7                |
| 1999 | 384.4  | 205.4    | 87.1                |
| 2000 | 396.7  | 214.1    | 85.3                |

자료: Persson and Tabellini(2006)를 참고하여 저자 작성.

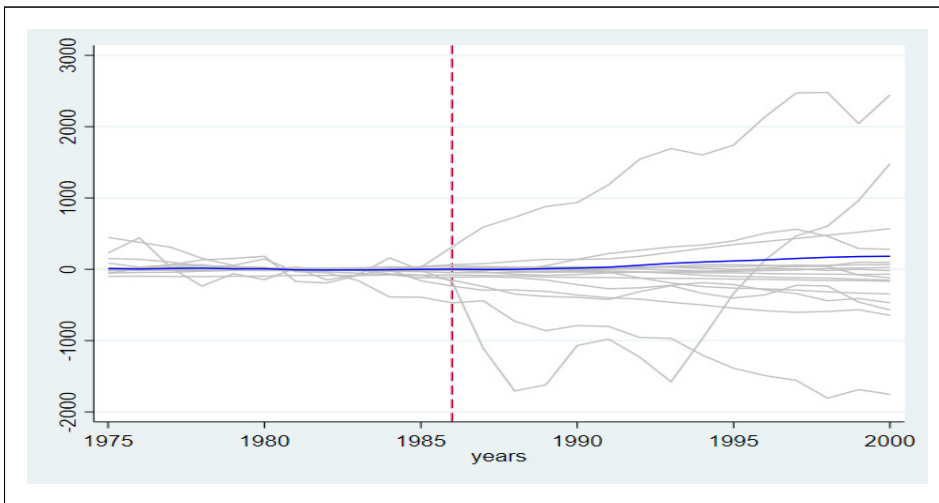
Abadie et al.(2010)에서는 처치효과가 처치에 기인하는 것인지 아니면 우연하게 발생한 것인지를 살펴보기 위해 일종의 위약 검정(Placebo test)을 수행하였다. 구체적으로는 대조 후보군 내에 있는 다른 모든 국가들에 대해서 실제 베트남



남의 도이머이 정책 시행 시점에 대해 합성대조방법을 적용하여 처치 효과를 살펴본다. 이를 통해 정책이 시행된 베트남과 정책이 시행되지 않은 대조 후보군 내 다른 국가들에서 처치군과 대조군의 결과변수 값 차이의 분포를 구할 수 있고, 베트남의 1인당 GDP의 증가가 도이머이 정책에 기인하는 것인지 파악할 수 있다.

〈그림 3-2〉에는 위약 검정의 결과가 제시되어 있다. 그림에서 가로축은 연도를 의미하고, 세로축은 베트남과 대조 후보군 내 다른 국가들에서의 처치군과 대조군의 결과변수 차이값을 나타낸다. 진한 실선은 실제 처치군인 베트남을 의미하며, 나머지 연한 실선은 대조 후보군 내 다른 국가의 효과를 보여 준다. 베트남의 경우를 살펴보면, 처치군과 대조군의 효과는 정(+)의 값을 갖는 것을 확인할 수 있다. 또한, 처치군과 대조군의 결과변수 값 차이는 아주 큰 값을 보이는 대조 후보군 내 몇몇 국가를 제외하고는 상대적으로 큰 값을 갖는 것으로 나타나 베트남 도이머이 정책이 1인당 GDP에 미치는 영향은 통계적으로 유의미한 결과를 나타낸다고 볼 수 있다. 즉, 베트남에서 1986년 이후 보이고 있는 1인당 GDP의 증가는 우연하게 발생한 것이 아닌 베트남 도이머이 정책 시행에 기인하는 것으로 볼 수 있다.

〈그림 3-2〉 베트남 도이머이 정책이 1인당 GDP에 미친 영향: 치환 검증



자료: Persson and Tabellini(2006)를 참고하여 저자 작성.

## 2. 농업분야 GDP에 미친 영향

앞 장에서 언급하였듯이, 베트남 도이머이 정책 시행 이전인 1986년 이전의 베트남 농업 관련 자료는 존재하지 않는다. 따라서 베트남 도이머이 정책 시행 이전의 데이터를 활용하여 도이머이 정책의 영향을 받지 않은 합성 베트남을 설정하여 베트남 도이머이 정책으로 인해 농업분야 GDP에 미친 영향을 파악할 수 없다는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 합성대조방법을 통해 나타난 베트남 도이머이 정책으로 개혁 및 개방으로 인한 1인당 GDP 증가 효과 그리고 1986년 이후 WDI를 통해 활용 가능한 전체 GDP 대비 농업 비중과 전체 인구를 활용하여 베트남 도이머이 정책으로 인한 농업분야 GDP 증가 효과를 간접적으로 살펴본다.

구체적으로는 도이머이 정책 시행 이후 실제 베트남 그리고 합성 베트남의 ① 1인당 GDP와 WDI의 ② 전체 GDP 대비 농업 비중 그리고 ③ 전체 인구를 곱해서 실제 베트남과 합성 베트남의 농업분야 GDP를 계산한다. 그리고 실제 베트남과 합성 베트남의 농업분야 GDP 차이를 계산하여 도이머이 정책 시행이 농업 GDP에 미친 영향을 살펴본다.

도이머이 정책으로 인해 1989년부터 농업 GDP에 효과가 나타나기 시작했는데, 1989년 전체 농업 GDP의 4%에 해당하는 2억 4천만 달러가 도이머이 정책 시행 이후 증가하였다. 1인당 GDP와 마찬가지로 이러한 효과는 시간이 갈수록 강해지는데, 정책 시행 이후 약 10년이 지난 1997년에는 도이머이 정책 시행으로 인해 전체 농업 GDP의 43.7%에 해당하는 30억 달러가 증가한 것으로 나타났다.

〈표 3-4〉 도이머이 정책 시행 이후 베트남 및 합성대조군의 농업 GDP 비교

단위: 백만 달러, %

| 연도   | 베트남(A) | 합성대조군(B) | 차이<br>((A-B)×100/B) |
|------|--------|----------|---------------------|
| 1987 | 5,444  | 5,522    | -1.4                |
| 1988 | 6,362  | 6,383    | -0.3                |
| 1989 | 6,097  | 5,853    | 4.0                 |
| 1990 | 6,052  | 5,602    | 7.4                 |
| 1991 | 6,665  | 5,844    | 12.3                |
| 1992 | 5,916  | 4,563    | 22.9                |
| 1993 | 5,683  | 3,874    | 31.8                |
| 1994 | 5,636  | 3,572    | 36.6                |
| 1995 | 6,090  | 3,700    | 39.2                |
| 1996 | 6,811  | 4,031    | 40.8                |
| 1997 | 6,897  | 3,881    | 43.7                |
| 1998 | 7,439  | 4,049    | 45.6                |
| 1999 | 7,717  | 4,123    | 46.6                |
| 2000 | 7,767  | 4,192    | 46.0                |

자료: WDI(<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>). 검색일: 2022. 7. 15.; Persson and Tabellini(2006)를 참고하여 저자 작성.



Part II

**농업분야 ODA가  
농업분야 GDP에 미치는 영향**





## 제4장

# 농업분야 공적개발원조







# 4

## 농업분야 공적개발원조

### 1. 공적개발원조 개념<sup>5)</sup>

공적개발원조(Official Development Assistance: ODA)는 한 국가의 정부 또는 공공기관이 제공하는 공적인 개발협력 재원 중의 하나로, 정부 또는 공공기관이 개발협력 대상국의 경제개발과 복지증진을 위해 제공하는 자금의 흐름을 의미한다.

공적개발원조는 전통적으로 지원 방식에 따라 양자원조(Bilateral aid)와 다자원조(Multilateral aid)로 구분되어 왔다. 공여국과 수원국 간의 직접거래를 의미하는데, 단순 증여, 기술 협력, 프로젝트 원조, 프로그램 지원, 양허성 공공차관 등이 이에 포함된다. 양자원조는 상환 의무에 따라 무상원조(Grants)와 유상원조(Loans)로 구분되기도 한다. 무상원조는 원조 자금을 대한 상환 의무가 없는 원조

<sup>5)</sup> 본 절은 차원규 외(2020), 차원규 외(2022)의 내용을 바탕으로 작성되었다.

로서 예산지원, 프로젝트 원조, 기술협력, 부채 경감 등을 포함한다. 한편, 유상원조는 원조 자금에 대한 상환 의무가 있는 원조 형태로, 양허성 차관, 혼합신용, 다자개발은행 협조 용자 등을 포함한다.

다자원조는 UN 기구, 세계은행그룹(World Bank Group) 등 국제기구 또는 다자기구 등을 분담금, 기여금 등의 출연금 및 국제기구, 가입비, 자본출자 등의 출자금의 형식으로 지원하여 다자기구를 통해 개발도상국의 경제발전 및 복지 증진을 도모하는 간접적인 형태의 지원을 의미한다.

2000년대 들어서는 공적개발원조를 구분하는 전통적인 두 축인 양자와 다자 원조 외에, 양자와 다자의 성격을 모두 지닌 다자성 양자(Multi-bilateral aid)라는 개념이 등장하였다. 이는 양자 성격의 개발 재원을 다자기구를 통해 수행하는 것을 의미한다. 즉, 공여국이 특정 국가, 지역, 분야 및 지원 목적 등을 지정하면서 다자기구를 통해 지원하는 원조로 정의된다.

〈표 4-1〉 지원 방식에 따른 공적개발원조 분류

| 구분    |        | 내용  |
|-------|--------|---|
| 지원 방식 | 양자     | 증여, 기술협력, 프로젝트 원조, 식량원조, 긴급재난구호, 양허성 공공차관, NGO를 통한 지원 등 |
|       | 다자성 양자 | 지정기여금으로 프로젝트, 프로그램 및 기금 지원 등                            |
|       | 다자     | 의무분담금, 자발적 기여금 등의 출연금 또는 출자금                            |
| 상환 의무 | 무상원조   | 예산지원, 프로젝트 원조, 기술협력, 부채 경감                              |
|       | 유상원조   | 양허성 차관, 혼합신용, 다자개발은행 협조 용자                              |

자료: 차원규 외(2020).

## 2. 농업분야 ODA 현황<sup>6)</sup>

지난 10년간 농업분야 개발원조 지출총액은 전반적으로 증가하고 있다. 2011

6) 본 절의 농림축산식품부 개발원조 관련 내용은 차원규 외(2022)의 내용을 참고하여 작성되었다.

년 농업 분야 개발원조 지출총액은 64억 달러에서 2020년 87억 달러로 약 23억 달러 가까이 증가하였다. 지원 방식별로 살펴보면, 다자원조와 양자원조를 통해 지원된 금액은 2011년에 각각 21억 달러, 42억 달러에서 2020년 각각 38억 달러, 50억 달러로 증가하였다. 2020년 기준 농업 분야 개발원조 지출 총액은 다자원조 형식이 43.2%, 양자 원조 형식이 56.8%를 차지하고 있다.

〈표 4-2〉 지원 방식별 농업부문 개발원조 지출총액 추이

단위: 백만 달러

| 구분 | 2011년  | 2012년  | 2013년  | 2014년  | 2015년  | 2016년  | 2017년  | 2018년  | 2019년  | 2020년  |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 다자 | 2136.8 | 1913.0 | 2513.4 | 2710.5 | 2507.0 | 2975.0 | 3286.1 | 3161.8 | 3546.3 | 3773.7 |
| 양자 | 4235.5 | 4068.6 | 4243.3 | 4654.4 | 4534.6 | 4554.7 | 4442.0 | 4331.8 | 4150.6 | 4965.5 |
| 전체 | 6372.3 | 5981.6 | 6756.7 | 7364.9 | 7041.6 | 7529.7 | 7728.1 | 7493.6 | 7696.9 | 8739.2 |

자료: OECD Stats(<https://stats.oecd.org/>). CRS Database. 검색일: 2022. 8. 10.

2020년 농업 원조 분야를 사업별로 살펴보면, 농업 개발 분야에 20억 달러로 가장 많은 원조액이 집중되었다. 다음으로는 농업정책/행정 분야에 16억 달러, 농업용 수자원에 12억 달러, 농업재정서비스 7억 달러, 농업연구 6억 달러, 농업 서비스 5억 달러 순으로 나타났다. 특히 농업 개발, 농업정책/행정, 농업용 수자원에는 약 49억 달러가 집중되어 전체 농업 분야 원조의 56%를 차지하였다.

2011년과 비교하면 농업재정서비스의 원조액은 2020년 7억 달러로 2011년 1.5억 달러 수준에서 약 4.5배가량 증가하여 가장 큰 폭으로 증가하였다. 다음으로 축산 분야 원조액은 2011년 1억 달러에서 2020년 3.6억 달러로 약 3.6배 증가하였고, 농업 서비스는 2011년 1.7억 달러에서 2020년 5억 달러로 약 3배 증가하였다. 이에 반해 농업 연구, 농업개혁, 산업/수출작물, 대체농업개발 분야의 원조액은 감소하는 추세를 보이고 있다. 특히 대체농업개발 분야의 원조액은 2011년 2.3억 달러 수준이었으나 2020년에는 1억 달러 수준으로 약 51.8% 정도 감소하였다. 산업/수출작물과 농업개혁 분야에 지원된 금액은 2011년에 각각 1.6억 달러, 3천 4백만 달러였으나, 2020년 1.4억 달러, 3천만 달러로 감소하였다.

〈표 4-3〉 농업부문별 개발원조 지출총액 추이

단위: 백만 달러

| 구분      | 2011년  | 2012년  | 2013년  | 2014년  | 2015년  | 2016년  | 2017년  | 2018년  | 2019년  | 2020년  |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 농업정책/행정 | 1112.4 | 947.4  | 1057.8 | 1094.3 | 1291.6 | 1510.9 | 1533.4 | 1383.6 | 1682.7 | 1599.2 |
| 농업개발    | 1607.7 | 1661.8 | 1875.4 | 2325.8 | 2256.4 | 2585.1 | 2428.6 | 2040.2 | 1671.2 | 2046.4 |
| 농경지자원   | 244.2  | 237.5  | 226.7  | 194.8  | 302.5  | 260.3  | 415.8  | 339.2  | 445.5  | 271.7  |
| 농업용 수자원 | 1080.3 | 929.4  | 1040.5 | 1097.1 | 1098.6 | 970.3  | 1060.5 | 1084.6 | 975.5  | 1223.3 |
| 농업 투입물  | 142.6  | 140.7  | 99.8   | 109.5  | 88.4   | 55.8   | 92.8   | 105.1  | 142.3  | 167.4  |
| 식량작물 생산 | 330.0  | 302.6  | 364.4  | 440.9  | 345.7  | 212.8  | 272.6  | 320.7  | 332.3  | 437.6  |
| 산업/수출작물 | 161.0  | 125.2  | 156.8  | 112.4  | 97.3   | 135.1  | 99.8   | 117.0  | 160.2  | 136.4  |
| 축산      | 100.6  | 114.9  | 146.9  | 278.5  | 167.2  | 189.9  | 206.7  | 253.4  | 274.4  | 358.6  |
| 농업개혁    | 33.9   | 46.2   | 50.5   | 34.1   | 23.7   | 32.4   | 26.7   | 20.3   | 18.6   | 29.6   |
| 대체농업개발  | 230.9  | 197.3  | 155.6  | 162.0  | 144.6  | 129.3  | 140.1  | 147.8  | 115.7  | 111.3  |
| 농업지도    | 116.1  | 80.8   | 91.5   | 108.8  | 88.7   | 101.7  | 102.1  | 169.3  | 132.6  | 145.0  |
| 농업교육/훈련 | 107.3  | 87.2   | 130.6  | 103.3  | 94.2   | 105.1  | 92.2   | 142.6  | 122.4  | 123.5  |
| 농업연구    | 610.5  | 587.8  | 689.0  | 706.8  | 542.8  | 569.8  | 574.4  | 561.9  | 589.6  | 606.8  |
| 농업 서비스  | 170.5  | 159.0  | 192.1  | 190.0  | 164.2  | 147.2  | 189.5  | 233.8  | 418.5  | 507.5  |
| 병해충 예방  | 25.1   | 20.7   | 45.9   | 37.4   | 31.3   | 29.5   | 47.3   | 43.9   | 36.1   | 33.1   |
| 농업재정서비스 | 148.4  | 195.7  | 253.7  | 149.5  | 146.4  | 304.1  | 254.1  | 300.1  | 349.6  | 670.4  |
| 농업 협동조합 | 80.0   | 88.1   | 94.0   | 115.5  | 106.2  | 117.1  | 113.9  | 160.7  | 163.2  | 130.1  |
| 가축/수의학  | 70.8   | 59.3   | 85.5   | 104.2  | 51.8   | 73.3   | 77.6   | 69.4   | 66.5   | 141.3  |
| 총계      | 6372.3 | 5981.6 | 6756.7 | 7364.9 | 7041.6 | 7529.7 | 7728.1 | 7493.6 | 7696.9 | 8739.2 |

자료: OECD Stats(<https://stats.oecd.org/>). CRS Database. 검색일: 2022. 8. 10.

2011년 4천 8백만 달러 수준이던 우리나라 농업분야 개발원조 지출총액은 2019년에는 1억 3천만 달러로 최고액을 기록하였다. 2020년 우리나라 농업분야 지출 총액은 2019년에 비해 감소한 9천만 달러 수준으로 나타났다. 2020년 농업 원조 분야를 사업별로 살펴보면 농업 개발 분야에 3천 9백만 달러로 가장 많은 원조액이 집중되었고, 다음으로는 농업교육/훈련 1천 2백만 달러, 농업용 수자원 9백만 달러, 농업정책/행정 8백만 달러 순으로 나타났다. 특히 농업 개발, 농업교육/훈련, 농업용 수자원에는 약 6천만 달러가 집중되어 전체 농업 분야 원조의 67%를 차지하는 것으로 나타났다.

〈표 4-4〉 우리나라 농업부문별 개발원조 지출총액 추이

단위: 백만 달러

| 구분      | 2011년 | 2012년 | 2013년 | 2014년 | 2015년 | 2016년 | 2017년 | 2018년  | 2019년  | 2020년 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|-------|
| 농업정책/행정 | 0.63  | 1.44  | 1.79  | 2.77  | 3.46  | 3.91  | 4.53  | 5.52   | 3.78   | 7.85  |
| 농업개발    | 23.23 | 31.70 | 42.28 | 52.74 | 63.48 | 46.89 | 45.42 | 46.28  | 49.76  | 38.61 |
| 농경지지원   | 0.23  | 2.97  | 0.79  | 1.43  | 1.31  | 2.36  | 0.56  | 2.88   | 0.77   | 0.54  |
| 농업용 수자원 | 9.17  | 9.10  | 13.51 | 8.38  | 6.76  | 13.64 | 13.68 | 45.83  | 45.95  | 9.13  |
| 농업 투입물  | 0.61  | 1.65  | 0.84  | 0.39  | 0.26  | 0.41  | 0.32  | 2.34   | 0.61   | 0.43  |
| 식량작물 생산 | 1.40  | 2.91  | 3.10  | 2.09  | 2.89  | 0.90  | 1.66  | 2.67   | 2.19   | 3.84  |
| 산업/수출작물 | 0.00  | 0.50  | 1.26  | 1.03  | 2.09  | 2.69  | 1.76  | 0.95   | 1.05   | 1.76  |
| 축산      | 5.69  | 5.54  | 9.02  | 3.61  | 1.66  | 0.89  | 0.94  | 0.33   | 3.12   | 3.25  |
| 농업개혁    | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00   | 0.00   | 0.00  |
| 대체농업개발  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00   | 0.00   | 0.34  |
| 농업지도    | 0.71  | 1.03  | 3.63  | 2.02  | 2.87  | 3.26  | 1.89  | 1.60   | 1.11   | 0.42  |
| 농업교육/훈련 | 4.67  | 4.16  | 5.54  | 9.55  | 7.59  | 8.71  | 5.61  | 5.25   | 11.71  | 12.33 |
| 농업연구    | 0.56  | 0.59  | 0.91  | 2.16  | 0.23  | 1.21  | 2.82  | 1.66   | 0.21   | 0.64  |
| 농업 서비스  | 0.12  | 0.03  | 0.47  | 0.70  | 0.21  | 1.54  | 1.35  | 2.16   | 6.07   | 4.92  |
| 병해충 예방  | 0.00  | 0.00  | 0.27  | 0.66  | 0.53  | 0.95  | 0.73  | 0.11   | 0.11   | 1.00  |
| 농업재정서비스 | 0.06  | 0.00  | 0.09  | 0.03  | 0.14  | 0.00  | 0.03  | 1.17   | 2.78   | 2.28  |
| 농업 협동조합 | 0.00  | 0.26  | 0.21  | 0.20  | 0.39  | 1.05  | 0.99  | 1.07   | 5.09   | 2.07  |
| 가축/수의학  | 0.58  | 0.51  | 1.80  | 3.73  | 0.37  | 0.00  | 0.00  | 0.12   | 0.13   | 0.00  |
| 총계      | 47.66 | 62.39 | 85.51 | 91.49 | 94.24 | 88.41 | 82.29 | 119.94 | 134.44 | 89.41 |

자료: OECD Stats(<https://stats.oecd.org/>). CRS Database. 검색일: 2022. 8. 10.

한편, 농림축산식품부의 공적개발원조 예산 규모는 2016년 225억 원 수준에서 지속적으로 상승하여 2022년에는 1,053억 원으로 2016년에 비해 약 5배가량 증가하였다. 지원 형태별로 살펴보면, 2016년 다자 원조와 양자 원조는 각각 61억 원, 165억 원에서 2022년에는 각각 158억 원, 895억 원으로 가파르게 증가하였다. 2022년 기준 다자 원조와 양자 원조는 농식품부 공적개발원조 확정액의 각각 15%, 85% 수준을 차지하고 있다.

〈표 4-5〉 농림축산식품부 지원 형태별 개발원조 예산 추이

단위: 억 원

| 구분 | 2016년 | 2017년 | 2018년 | 2019년 | 2020년 | 2021년  | 2022년  |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|
| 다자 | 60.7  | 89.0  | 93.3  | 100.2 | 164.4 | 166.0  | 158.0  |
| 양자 | 164.5 | 180.9 | 655.3 | 668.5 | 725.1 | 839.8  | 894.7  |
| 전체 | 225.1 | 269.9 | 748.7 | 768.7 | 889.5 | 1005.8 | 1052.7 |

주: 확정액 기준.

자료: 차원규 외(2020).

〈표 4-6〉은 2022년 기준 농식품부에서 추진 중인 다자 개발 협력 사업을 보여 준다. 다자 원조는 국제기구에 납부하는 국제기구 분담금이며, 다자성 양자 원조는 농업 가치사슬, 축산, 식량 원조, 농업생산 정보시스템 구축, 농촌개발, 기후 스마트 등 다양한 분야에 프로젝트 유형으로 추진되고 있다.

〈표 4-6〉 2022년 농림축산식품부 다자개발협력 사업목록

단위: 억 원

| 구분     | 내역 사업명   | 사업 유형 | '22년 예산 |
|--------|--|-------|---------|
| 다자     | (FAO) 유엔식량농업기구 의무분담금   | -     | 105.78  |
|        | (IFAD) 국제농업개발기금 의무분담금  | -     | 51.12   |
|        | (WFP) 세계식량계획 의무분담금   | -     | 1.13    |
| 다자성 양자 | (FAO) 수원국 쌀 가치사슬 발전을 위한 남남 및 삼각협력 사업                           | 프로젝트  | 7.0     |
|        | (FAO) 아시아 개도국 아프리카돼지열병 및 고영양 초국경 돼지 질병 통제 예방 역량 강화 기술지원 사업     | 프로젝트  | 14.15   |
|        | (FAO) 미래세대 스마트팜 지원사업   | 프로젝트  | 17.0    |
|        | (FAO) 유엔식량농업기구 자발적 분담금   | 기타    | -       |
|        | (WFP) 개도국 대상 식량원조 사업   | 프로젝트  | 518.57  |
|        | (IRRI) 인도네시아 내 쌀 생산과 농가소득 및 환경 지속가능성 증진을 위한 토양 영양 관리 디지털 도구 보급 | 프로젝트  | 11.14   |
|        | (IFPRI) 모잠비크의 식량안보 모니터링 강화를 위한 차세대 농업 생산정보 시스템 구축              | 프로젝트  | 5.0     |
|        | (UNDP) 태양광발전 기술을 활용한 캄보디아/미얀마 농업 및 농촌 개발사업                     | 프로젝트  | 21.69   |
|        | (ADB) 아태지역 농업 및 가치사슬 발전 사업                                     | 프로젝트  | -       |
|        | (ILRI) ICT 기반 인간-동물 환경의 공생관계 구축을 통한 베트남 건강증진사업                 | 프로젝트  | 9.11    |
|        | (GGGI) 세네갈의 기후 스마트농업 및 지속 가능한 가치사슬                             | 프로젝트  | 10.43   |
|        | (IFAD/GrowAsia) 디지털 솔루션을 통한 소농의 경제력 강화                         | 프로젝트  | 9.0     |

주: FAO(세계식량농업기구), IFAD(국제농업개발기금), WFP(세계식량계획), IRRI(국제미작연구소), UNDP(유엔개발계획), ADB(아시아개발은행), ILRI(국제축산연구소), GGGI(글로벌녹색성장연구소).

자료: 차원규 외(2022).

### 3. ODA가 경제 성장에 미치는 영향

개발 원조가 경제 성장 및 발전에 미치는 효과와 관련한 논의는 긍정론, 부정론, 조건부 긍정론으로 나뉜다. 본 절에서는 세 가지 주장을 간략하게 소개한다.

개발 원조가 경제 성장에 긍정적인 영향을 미친다는 주장을 뒷받침하기 위해 대표적으로 활용되는 경제 성장 모형은 해로드-도마 모형(Harrod-Domar Model)이다. 이에 따르면 국가가 성장하기 위해서는 높은 수준의 저축률이 필요한데, 저개발 국가에서는 필요 투자와 국내 저축 간의 차이를 민간 금융은 메우기 어렵기 때문에 목표 성장률을 달성하기 위해서는 개발 원조가 필요하다. 이와 함께 Sachs(2006)는 빈곤의 함정을 깨기 위해서는 충분한 수준의 개발 원조가 상당 기간 지원되어야 한다고 주장하였다. Sachs(2006)에 따르면 저개발 국가에서는 성장에 필요한 자본의 축적에 비해 인구 증가가 빠르게 일어나기 때문에 1인당 자본의 양이 줄어드는 빈곤의 함정에 빠지게 된다. 개발 원조는 이러한 빈곤의 함정을 깨고 자본이 축적되는 데 결정적인 역할을 함을 주장하였다.

이에 반해 Moyo(2009), Easterly(2001) 등은 개발 원조는 경제 성장에 긍정적인 영향을 끼칠 수 없을 뿐만 아니라, 부정적인 영향을 미칠 수도 있음을 지적하였다. Moyo(2009)는 개발 원조가 부패한 정권의 체제 유지에 사용되어 많은 실업자를 양산하고 빈곤을 더욱 심화시킬 수 있음을 지적하였다. 뿐만 아니라 개발 원조는 타 국가로부터의 투자를 감소시키고, 인플레이션을 조장하며, 자국의 수출을 억제하여 경제 성장에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 견해를 제시하였다. 한편, Easterly(2002)는 목표 성장률을 달성하기 위해 개발 원조를 통해 필요 투자와 국내 저축 간의 간극을 메워야 한다는 경제 성장 모형인 해로드-도마 모형을 비판하였다. 개발 원조가 경제 성장에 긍정적인 효과를 불러오기 위해서는 개발 원조가 투자로 직결되어야 한다. 그러나 수원국 입장에서는 투자에 따른 고수익이 보장되지 않기 때문에 개발 원조를 투자에 활용할 유인이 존재하지 않고, 따라서 더 많은 소비재 구입에 활용하기 때문에 개발 원조와 투자 간 양(+)의 상관관계

가 존재하지 않음을 지적하였다.

한편, 일부 학자는 수원국이 우수한 거시 경제적인 정책과 제도를 갖추고 있는 경우에는 개발 원조가 효과적일 수 있음을 주장하고 있다. Bauer(1972)는 개발 원조의 성과는 사회적 제도, 정치적 합의, 시장 잠재력에 달려 있음을 주장하였다. Isham et al.(1995) 및 Burnside and Dollar(2000)는 각각 시민적 자유 그리고 우수한 재정·금융 및 무역 정책 수행 여부가 개발 원조의 성과를 좌우한다는 견해를 제시하였다.



## 제5장

# 분석자료 및 분석방법





# 5

## 분석자료 및 분석방법

본 절에서는 농업부문 ODA가 농업분야 GDP에 미치는 영향을 분석하기 위해 사용된 연구방법과 자료를 소개한다. 그러나 농업부문 ODA는 내생적으로 결정 되기에 농업부문 ODA가 농업분야 GDP에 미치는 영향을 과대/과소 평가할 수 있다. 1절에서는 이를 완화하기 위해 사용된 주요 식별 전략(Identification Strategy)인 아렐라노 본드 추정법에 대해 소개한다. 2절에서는 분석을 위해 사용된 국제기구들에서 집계한 일반, 경제, 정치·사회의 다양한 분야에서의 자료에 대해 설명한다.

### 1. 분석방법

농업분야 공적개발원조(ODA)가 농업부문 GDP에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (1)과 같은 축약형(reduced-form) 모형을 추정한다.

$$(1) \quad GDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ODA_{i,t} + BX_{i,t} + \alpha_i + d_t + \epsilon_{i,t}$$

여기서 종속변수인  $GDP_{i,t}$ 는 국가  $i$ , 시점  $t$ 의 농업분야 GDP를 의미한다. 관심 변수인  $ODA_{i,t}$ 는 국가  $i$ , 시점  $t$ 의 농업분야 ODA를 가리킨다.  $X_{i,t}$ 는 시간에 따라 변하는(time-varying) 통제 변수의 벡터를 의미한다. 이러한 변수들에는 인구, 보건지출, 수출, 수입, 실업률, 인터넷 사용, 고용률, 물가상승률, 환율, 부패 통제, 정치 안정, 인간개발지수(HDI)이 포함된다.  $\epsilon_{i,t}$ 는 국가  $i$ , 시점  $t$ 의 앞선 변수들에 의해 설명되지 않는 고유오차(idiosyncratic error)를 의미한다.  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $B$ 는 추정해야 할 파라미터의 값들을 의미한다. 특히 본 실증 분석의 핵심 파라미터인  $\beta_1$ 는 농업분야 ODA가 농업부문 GDP에 미치는 영향을 가리킨다.

매년 모든 표본 국가에 발생하는 공통적인 충격(shocks)이 농업분야 ODA와 종속변수인 농업부문 GDP에 영향을 줄 경우,  $\beta_1$ 는 과대/과소 평가될 수 있다. 이러한 것을 통제하기 위해 연도의 고정효과를 나타내는  $d_t$ 를 포함하였다.

개별 국가의 관측되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)이 본 장의 관심 변수인 한 국가의 ODA와 상관되어 있다면 본 장의 핵심 추정치인  $\beta_1$ 은 편향될 수 있다. 따라서 개별 국가의 관찰되지 않은 이질성을 통제하기 위해 국가의 고정효과(fixed effects)를 의미하는  $\alpha_i$ 를 포함한다.

고정효과를 없애고 식 (1)을 추정하기 위하여 식 (2)와 같이 식 (1)을 차분(difference)하여 추정한다.

$$(2) \quad \Delta GDP_{i,t} = \beta_1 \Delta ODA_{i,t} + B \Delta X_{i,t} + \Delta d_t + \Delta \epsilon_{i,t}$$

이처럼 국가의 고정효과인  $\alpha_i$ 은 차분을 통해 소거된다. 하지만 여전히 식 (2)에 대해서는 최소자승법(Ordinary Least Squares: OLS) 추정을 통한  $\beta_1$ 는 편향되는 문제가 발생한다. 이런 경우, 농업분야 ODA가 농업부문 GDP에 미치는 영향은 과대 혹은 과소평가 되게 된다.  $\Delta ODA_{i,t} = ODA_{i,t} - ODA_{i,t-1}$ 이며

$\Delta\epsilon_{i,t} = \epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}$ 이고 두 개의 표현식에서  $ODA_{i,t-1}$ 과  $\epsilon_{i,t-1}$ 은 상관되어 있기 때문에 추정치  $\beta_1$ 의 편향 문제가 발생할 수 있게 된다. 시간에 가변하는 관측 가능한 변수, 개별 국가의 관측되지 않은 이질성, 때 시점별 모든 국가에 공통적으로 발생하는 충격은 통제가 되었지만, OLS 추정에서 같은 시간에 따라 가변하지만 관측되지 않은 변수가 존재할 경우 여전히  $\beta_1$ 이 편향되게 된다.

이 식을 보다 구체적으로 나타내면 다음과 같다.  $\Delta ODA_{i,t}$ 와  $\Delta\epsilon_{i,t}$ 가 정(+)  
의 상관관계가 있다면 농업부문 ODA가 농업분야 GDP에 미치는 영향을 가리키는  $\beta_1$ 은 OLS 추정 결과 과대 평가되게 된다. 마찬가지로  $\Delta ODA_{i,t}$ 와  $\Delta\epsilon_{i,t}$ 가 마이너스(-)의 상관관계가 있다면,  $\beta_1$ 은 OLS 추정 결과 과소 평가되게 된다.

이렇듯  $ODA_{i,t}$ 의 내생성(endogeneity) 문제는 농업분야 ODA의 효과를 정확하게 평가할 수 없기 때문에 정확성 제고를 위해 엄밀한 식별 전략(identification strategy)이 요구된다. 이를 위해 본 장에서는 도구변수법(Instrumental variables)을 사용한다. ODA의 변화량,  $\Delta ODA_{i,t}$ 에 대한 적절한 도구변수로는 ODA의 변화량과는 상관성이 있으면서  $\Delta\epsilon_{i,t}$ 와는 상관성이 없어야 한다.  $ODA_{i,t-2}$ 는  $\Delta\epsilon_{i,t}$ 와 무관하기 때문에  $ODA_{i,t-2}$ 를  $\Delta ODA_{i,t}$ 의 도구변수로 사용한다. 여기서  $ODA_{i,t-2}$  이외에도  $\Delta\epsilon_{i,t}$ 와 무관한 모든 도구변수를 활용하기 위해 일반적인 도구변수법을 적용하지 않고 아렐라노 본드(Arellano and Bond, 1991)의 일반화된 적률법(Generalized Method of Moments: GMM)을 사용한다. 일반적인 도구변수법은 모든 시점에 대해 통합하여 첫째 단계(First stage) 추정을 한다. 이에 반해, GMM 추정은 시점별로 첫째 단계 추정을 하는 차이가 있다.

아렐라노 본드 추정에서는 일반적인 도구변수(Instrumental variables)의 추정과는 달리 도구변수의 개수가 시점  $t$ 에 따라 달라진다. 여기에서는 이에 대해서 수학적 설명을 활용하여 보다 자세한 설명을 제시한다.

편의를 위해  $y_{i,t} = \alpha + \beta x_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t}$ 를 추정한다고 가정한다. 이에 대한 차분식은  $\Delta y_{i,t} = \beta \Delta x_{i,t} + \Delta\epsilon_{i,t}$ 로 나타낼 수 있다. 여기서  $\Delta x_{i,t} = x_{i,t} - x_{i,t-1}$ 이기

때문에 이에 대한 도구변수로  $x_{i,t-2}$ 를 고려할 수 있으며 이에 대한 첫째 단계 (first-stage) 추정은 다음과 같이 표현된다.

$$(3) \quad \Delta x_{i,t} = \tau_0 + \tau_1 x_{i,t-2} + \eta_{i,t}, \quad t = 2, \dots, T.$$

일반적인 도구변수 추정과 다르게 상술한 아렐라노 본드 추정에서는 도구변수의 수가 시점  $t$ 에 따라 달라지고 이에 따라서 계수들이 시점에 따라 달라진다. 즉, 아렐라노 본드(Arellano and Bond) 추정의 첫째 단계는 각 시점에 따라 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다.

식 (4)에서 나타난 것처럼 두번째 시점에서는 도구변수로  $x_{i,0}$ 만 활용된 반면, 세 번째 시점에서는 도구변수로  $x_{i,0}$  이외에도  $x_{i,1}$ 이 사용되었다. 마찬가지로 시점  $T$ 에는 도구변수로  $x_{i,0}, x_{i,1}, \dots, x_{i,T-2}$ 개가 활용될 수 있다. 이처럼 시점에 따라 도구변수의 개수가 달라지는 것 이외에도, 아렐라노 본드(Arellano and Bond) 추정에서는 시점에 따라 첫째 단계 추정이 따로 이루어지므로 도구변수의 계수도 다른 것을 확인할 수 있다.

$$(4) \quad \begin{aligned} \Delta x_{i,2} &= \tau_0^1 + \tau_1^1 x_{i,0} + \eta_{i,0} \\ \Delta x_{i,3} &= \tau_0^2 + \tau_1^2 x_{i,1} + \tau_1^2 x_{i,0} + \eta_{i,0} \\ &\vdots \\ &\vdots \\ \Delta x_{i,T} &= \tau_0^T + \tau_1^T x_{i,T-2} + \dots + \tau_{T-2}^T x_{i,0} + \eta_{i,0} \end{aligned}$$

본 절에서는 두 단계 적률법(Two-step generalized GMM)을 이용하여 추정하였다. 추정치의 표준편차를 위해서는 이분산(heteroscedasticity)에 대해 강건한 표준오차(robust standard error)를 추정하였다.<sup>7)</sup>

---

<sup>7)</sup> 오차항에 군집화(Cluster) 문제와 계열 상관성이 있을 경우 군집화된 표준오차(Cluster Standard error)를 사용하는 것이 바람직하나, 본 장에서 사용된 데이터상 국가별 수준에서의 군집이 적으므로

## 2. 분석자료

농업분야 ODA가 농업부문 GDP에 미치는 영향을 분석하기 위해 다양한 국제기구의 발표 자료를 활용하였다. <표 5-1>에는 분석에 활용한 변수의 출처와 설명이 제시되어 있다. 본 연구에서는 한 국가의 농업부문 총량적 경제 규모를 의미하는 WDI의 농림어업 GDP를 종속변수로 활용하였다. FAOSTAT에서 제시하는 수원국에서 수취한 농업부문 순 ODA 총액을 관심변수로 설정하였다. 앞 절에서 설명하였듯이, 농업부문 ODA 총액은 내생적으로 결정될 수 있다. 이를 통제하기 위한 변수로 일반, 경제, 정치·사회의 다양한 변수를 통제변수로 활용하였다. 이러한 변수들은 인구, 보건지출, 수출, 수입, 실업률, 인터넷 사용, 고용률, 물가상승률, 환율, 부패 통제, 정치 안정, 인간개발지수(HDI)를 포함하며, WDI, WGI, UNDP 등 다양한 국제기구의 발표 자료를 활용하였다.

<표 5-1> 변수 설명 및 출처

| 변수       | 설명                      | 출처      |
|----------|-------------------------|---------|
| 농림어업 GDP | 농림어업분야 GDP              | WDI     |
| 농업부문 ODA | 농업부문 수취 ODA 총액          | FAOSTAT |
| 인구       | ln(총 인구)                | WDI     |
| 보건지출     | GDP 중 보건지출 비중           | WDI     |
| 수출       | 수출 지수(2000=100)         | WDI     |
| 수입       | 수입 지수(2000=100)         | WDI     |
| 실업률      | 전체 노동인구 대비 실업 비중        | WDI     |
| 인터넷사용    | 전체 인구 대비 인터넷 사용자 비중     | WDI     |
| 고용률      | 15세 이상 생산가능 인구 중 취업자 비중 | WDI     |
| 물가상승률    | GDP 디플레이터               | WDI     |
| 환율       | 연평균 환율                  | WDI     |
| 부패 통제    | 부패 통제 지수                | WGI     |

(50개 미만) 군집화된 표준오차 사용이 정당화될 수 없다.

(계속)

| 변수    | 설명         | 출처   |
|-------|------------|------|
| 정치 안정 | 정치적 안정성 지수 | WGI  |
| HDI   | 인간개발지수     | UNDP |

자료: WDI(<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>). 검색일: 2022. 7. 15.; WGI(<http://info.worldbank.org/governance/wgi/>). 검색일: 2022. 7. 15.; UNDP(<https://hdr.undp.org/data-center/human-development-index#/indicies/HDI>). 검색일: 2022. 7. 15.; FAOSTAT(<https://www.fao.org/faostat/en/#data>). 검색일: 2022. 7. 15.

본 연구에서는 전술한 다양한 변수가 본격적으로 집계되기 시작한 2000년부터 가장 최신의 자료인 2010년까지를 분석 기간으로 설정하였다. 또한, 우리나라의 제3기 ODA 중점협력국 27개국 가운데 농림어업 GDP가 집계되지 않는 베트남을 제외한 26개국을 분석 대상으로 설정하였다. 아시아 11개국, 아프리카 7개국, 중앙아시아 4개국, 중남미 4개국 총 26개국으로 <표 5-2>에 제시되어 있다.

<표 5-2> 분석에 포함된 국가

| 지역    | 국가  |
|-------|---|
| 아시아   | 인도네시아, 캄보디아, 필리핀, 방글라데시, 몽골, 라오스, 네팔, 스리랑카, 파키스탄, 미얀마, 인도 |
| 아프리카  | 가나, 에티오피아, 르완다, 우간다, 탄자니아, 세네갈, 이집트                       |
| 중앙아시아 | 우즈베키스탄, 키르기스스탄, 우크라이나, 타지키스탄                              |
| 중남미   | 콜롬비아, 페루, 볼리비아, 파라과이                                      |

자료: 저자 작성.

분석에 활용된 총 546개 표본의 기초통계량은 <표 5-3>에 제시하였다. 종속변수인 농림어업 GDP 평균은 약 257억 달러, 관심 변수인 농업부문 ODA 규모는 평균 6억 8천만 달러였다. 그 밖에 통제 변수로 사용한 주요 변수인 인구는 약 9천 5백만 명, 보건지출 비중은 약 4.7%, 실업률은 4.9%, 고용률은 62.6%, 인터넷 사용률은 16.1% 수준으로 나타났다.



〈표 5-3〉 표본의 기초통계량: 2000~2020년

| 변수               | 평균     | 표준편차   |
|------------------|--------|--------|
| 농림어업 GDP(백만 달러)  | 25,741 | 62,135 |
| 농업부문 ODA(백만 달러)  | 677    | 1,410  |
| 인구(백만 명)         | 95.80  | 234.77 |
| 보건지출(%)          | 4.66   | 1.53   |
| 수출(2000=100)     | 375.25 | 333.56 |
| 수입(2000=100)     | 395.83 | 275.67 |
| 실업률(%)           | 4.94   | 3.40   |
| 인터넷사용(%)         | 16.11  | 17.54  |
| 고용률(%)           | 62.53  | 13.14  |
| 물가상승률(%)         | 9.07   | 9.39   |
| 환율(LCU per US달러) | 1,482  | 2,749  |
| 부패 통제            | -0.69  | 0.42   |
| 정치 안정            | -0.80  | 0.71   |
| HDI              | 0.60   | 0.11   |
| 표본 수             | 546    |        |

자료: WDI(<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>). 검색일: 2022. 7. 15.; WGI(<http://info.worldbank.org/governance/wgi/>). 검색일: 2022. 7. 15.; UNDP(<https://hdr.undp.org/data-center/human-development-index#/indicies/HDI>). 검색일: 2022. 7. 15.; FAOSTAT(<https://www.fao.org/faostat/en/#data>). 검색일: 2022. 7. 15.

〈표 5-4〉에는 분석에 활용된 26개 국가의 농업부문 ODA의 평균과 표준편차가 제시되어 있다. 인도가 2000~2020년 평균 31억 달러로 가장 큰 규모의 농업부문 ODA를 수여받고 있었고, 다음으로 키르기스스탄이 26억 달러, 방글라데시가 20억 달러로 뒤를 이었다. 반면, 몽골, 파라과이, 우크라이나가 2000~2020년 평균 가장 작은 규모의 농업부문 ODA 수여국으로 나타났고, 그 규모는 각각 7천 8백만 달러, 8천 6백만 달러, 1억 3천만 달러로 나타났다.

〈표 5-4〉 국가별 농업부문 ODA 기초통계량: 2000~2020년

단위: 백만 달러

| 국가     | 평균    | 표준편차  |
|--------|-------|-------|
| 방글라데시  | 2,083 | 1,219 |
| 볼리비아   | 317   | 266   |
| 캄보디아   | 495   | 228   |
| 콜롬비아   | 619   | 1,542 |
| 이집트    | 326   | 1,392 |
| 가나     | 403   | 469   |
| 인도     | 3,106 | 4,526 |
| 인도네시아  | 2,582 | 2,891 |
| 키르기스스탄 | 141   | 77    |
| 라오스    | 384   | 184   |
| 몽골     | 78    | 68    |
| 미얀마    | 443   | 741   |
| 네팔     | 419   | 323   |
| 파키스탄   | 895   | 585   |
| 파라과이   | 86    | 55    |
| 페루     | 365   | 300   |
| 필리핀    | 550   | 450   |
| 르완다    | 427   | 298   |
| 세네갈    | 258   | 152   |
| 스리랑카   | 432   | 449   |
| 타지키스탄  | 173   | 186   |
| 탄자니아   | 191   | 97    |
| 우간다    | 446   | 343   |
| 우크라이나  | 127   | 238   |
| 우즈베키스탄 | 507   | 972   |

자료: FAOSTAT(<https://www.fao.org/faostat/en/#data>). 검색일: 2022. 7. 15.

## 제6장

# 농업분야 ODA의 효과





# 6

## 농업분야 ODA의 효과

농업부문 ODA가 농업분야 GDP에 미치는 영향을 살펴보기 위해 다양한 추정전략(identification strategy)을 활용하여 분석하였다. <표 6-1>의 (1)열에서는 식 (1)에 대한 OLS 추정 결과가 제시하고 있고, (2)열에서는 식 (1)에서 시간에 따라 변하지 않는(time invariant) 개별 국가의 관찰되지 않은 특성을 통제한 고정 효과(Fixed Effect: FE) 추정 결과를 제시하고 있다. 고정 효과 추정은 식 (1)에서 개체별로 평균값을 빼서 개별효과를 제거한 추정으로 다음의 추정을 통해 계산된다.

$$(1) \quad GDP_{i,t} - \overline{GDP}_i = \beta_1(ODA_{i,t} - \overline{ODA}_i) + A(X_{i,t} - \overline{X}_i) + (\epsilon_{i,t} - \overline{\epsilon}_i)$$

마지막으로 (3)열에서는 식 (1)에서 시간에 불변하는 개별 국가의 관찰되지 않은 특성 이외에도 시간에 따라 변하는 개별 국가의 관찰되지 않은 특성을 도구변수를 활용하여 통제한 GMM 추정 결과를 제시하고 있다. OLS, FE, GMM 추정 모두에서 연도별 고정효과를 통해 연도에 따라 개별 국가의 농업분야 GDP에 공통적으로 영향을 미치는 효과를 통제하였다.

〈표 6-1〉 추정 결과: 농업부문 ODA가 농업분야 GDP에 미치는 영향

| 종속변수: 농업분야 GDP | (1)<br>OLS              | (2)<br>FE                | (3)<br>GMM            |
|----------------|-------------------------|--------------------------|-----------------------|
|                |                         |                          | 1.049***<br>(0.00753) |
| 농업부문 ODA       | 4.842**<br>(2.166)      | 0.828***<br>(0.238)      | 0.365***<br>(0.0981)  |
| 부패 통제          | 8,035**<br>(3,685)      | 1,020<br>(6,225)         | 1,209<br>(888.4)      |
| 고용률            | -1,280***<br>(197.0)    | -2,184<br>(2,254)        | -0.0698<br>(72.39)    |
| 환율             | 2.741***<br>(0.578)     | 2.818<br>(2.806)         | -0.0748<br>(0.145)    |
| 수출             | -6.857<br>(7.586)       | -4.460<br>(6.976)        | -0.157<br>(1.088)     |
| HDI            | 68,941***<br>(22,251)   | 88,033<br>(124,819)      | 419.8<br>(7,674)      |
| 보건지출           | 4,037***<br>(1,513)     | -3,396<br>(2,367)        | -697.4***<br>(219.3)  |
| 수입             | 88.08***<br>(17.49)     | 6.876<br>(10.22)         | 1.425<br>(1.418)      |
| 물가상승률          | -543.7***<br>(198.5)    | 16.69<br>(56.01)         | -3.416<br>(20.47)     |
| 인터넷 사용         | -399.1**<br>(202.0)     | -195.6<br>(201.7)        | 9.591<br>(25.75)      |
| 정치 안정          | 16,051***<br>(3,966)    | -1,431<br>(2,630)        | 162.3<br>(448.4)      |
| 실업률            | -2,249***<br>(685.7)    | -1,180<br>(1,358)        | 29.66<br>(134.7)      |
| ln(총인구)        | 36,339***<br>(3,747)    | -75,079<br>(63,751)      | -2,101***<br>(694.5)  |
| Constant       | -548,982***<br>(64,038) | 1.414e+06<br>(1.195e+06) |                       |
| 연도별 고정효과       | 통제                      | 통제                       | 통제                    |
| 관측치 수          | 441                     | 441                      | 422                   |
| R-squared      | 0.676                   | 0.346                    |                       |

주 1) 통계적 유의수준은 다음과 같음. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

2) 모든 표준오차는 robust standard error로 계산되었음.

3) GMM 추정에서는 전년도 농업분야 GDP가 독립변수로 활용되었음.

자료: WDI(<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>). 검색일: 2022. 7. 15.; WGI(<http://info.worldbank.org/governance/wgi/>). 검색일: 2022. 7. 15.; UNDP(<https://hdr.undp.org/data-center/human-development-index#/indicies/HDI>). 검색일: 2022. 7. 15.; FAOSTAT (<https://www.fao.org/faostat/en/#data>). 검색일: 2022. 7. 15.

첫 번째 추정 결과인 OLS 추정에서 농업부문 ODA의 추정치 4.842로 나타났다. 이는 농업부문 ODA가 농업분야 GDP에 미치는 영향은 정(+)의 관련성을 보이고 있음을 나타낸다. 구체적으로 농업부문 ODA가 1백만 달러 증가할 때, 농업분야 GDP는 4.8백만 달러 증가함을 의미한다. 또한, 이 추정치가 0과 같다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 하지만 이러한 추정치는 관측되지 않은 변수들을 통제하지 못한 결과로, 농업부문 ODA가 농업 분야 GDP에 미치는 효과를 과대 혹은 과소 평가했을 가능성이 존재한다.

다음으로 두 번째 추정 결과인 FE 추정에서 농업부문 ODA의 추정치가 0.828로 나타났다. 개별 국가의 시간에 따라 변하지 않는 변수를 통제함에 따라 OLS 추정과 비교하여 FE 추정에서는 농업부문 ODA의 효과가 대폭 작아지는 것으로 나타났다. 이는 OLS 추정에서는 시간에 따라 변하지 않는 변수를 통제하지 못해 농업부문의 ODA 효과는 과대 평가되었음을 의미한다. 한편, 이 추정치가 0과 같다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되었다. 하지만 고정효과 추정 역시 상술했던 것처럼 한계가 존재한다. 시간에 따라 변하는 개별 국가의 관찰되지 않은 특성을 통제하지 못했기 때문에, 여전히 농업부문 ODA가 농업분야 GDP에 미치는 효과를 과대 혹은 과소 평가했을 가능성이 존재하기 때문이다.

마지막으로 본 장의 핵심 추정 전략인 GMM 추정에서는 관심변수인 농업부문 ODA의 추정치가 통계적으로 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. GMM 추정에서 농업부문 ODA의 추정치는 0.365로 나타났는데, 이는 농업부문 ODA가 1백만 달러 증가할 때, 농업분야 GDP는 약 40만 달러 증가함을 의미한다. 이는 FE 추정에 비해서도 낮은 수치인데, 시간에 따라 변하는 개별 국가의 관찰되지 않은 특성으로 인해 FE 추정이 과대 평가되었음을 말해 준다. 일부 선행 연구는 원조가 저축의 감소를 일으켜 궁극적으로 경제성장에 부정적인 영향을 미친다고 주장하였다 (Lowley and Sackey, 2008; Mosley et al., 1987). 그러나 본 연구의 실증 분석 결과는 이러한 결과는 이들 선행 연구의 결과와는 달리, 해외의 농업부문 원조가 개발도상국의 농업분야 경제성장에 긍정적으로 작용하고 있음을 보여 준다.





## 참고문헌

- 권태진, 김영훈, 정정길, 박준기, 지인배, 김영운. (2004). 북한의 농업부문 개혁·개방 정책과 남북협력. 한국농촌경제연구원.
- 조동호. (2016). 중국과 베트남의 개혁·개방과 농업 및 농촌 변화사례가 북한에 주는 시사점. 이화여자대학교 산학협력단.
- 차원규, 허장, 박차미, 원지은. (2020). 농업분야 다자성 양자원조의 효과적 추진 방안. 한국농촌경제연구원.
- 차원규, 주경훈, 장혜진. (2022). 국제기구 농업협력사업 발전방안. 한국농촌경제연구원.
- Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003). "The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country." *American economic review*, 93(1). pp.113-132.
- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2010). "Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program." *Journal of the American statistical Association*, 105 (490). pp.493-505.
- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2014). "Comparative Politics and the Synthetic Control Method." *American Journal of Political Science*. 2014, Forthcoming. Formerly MIT Political Science Department Research Paper No. 2011-25.
- Arellano, M. & S. Bond. (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." *The review of economic studies*, 58(2). pp.277-297.
- Athey, S. & Imbens, G.W. (2017). "The state of applied econometrics: Causality and policy evaluation." *Journal of Economic perspectives*, 31(2). pp.3-32.
- Bauer, P. (1972). *Dissent on Development: Studies and debates in development economics*.
- Billmeier, A. & Nannicini, T. (2013). "Assessing economic liberalization episodes: A synthetic control approach." *Review of Economics and Statistics*, 95(3). pp.983-1001.
- Burnside, C. & Dollar, D. (2000). "Aid, policies, and growth." *American economic review*, 90(4). pp.847-868.

- Easterly, W.R. (2001). "The Middle Class Consensus and Economic Development." *Journal of Economic Growth*, 6(4). pp.317-335.
- Easterly, W.R. (2002). *The elusive quest for growth: economists' adventures and misadventures in the tropics*. MIT press.
- Giavazzi, F. & Tabellini, G. (2005). "Economic and political liberalizations." *Journal of monetary economics*, 52(7). pp.1297-1330.
- Isham, J., Kaufmann, D. & Pritchett, L. (1995). *Governance and Returns on Investment An Empirical Investigation*. World Bank Publications.
- James Riedel, & Turley, S.W. (1999). *The Politics and Economics of Transition to an Open Market Economy in Vietnam*.
- Loxley, J. & Sackey, H.A. (2008). "Aid effectiveness in Africa." *African Development Review*, 20(2). pp.163-199.
- Mosley, P., Hudson, J. & Horrell, S. (1987). "Aid, the public sector and the market in less developed countries." *The Economic Journal*, 97(387). pp.616-641.
- Moyo, D. (2009). *Dead aid: Why aid is not working and how there is a better way for Africa*. Macmillan.
- Nguyen Quang Tuyen. (2010). *Land Law Reforms in Vietnam – Past & Present*.
- Persson, T. & Tabellini, G. (2006). "Democracy and development: The devil in the details." *American Economic Review*, 96(2). pp.319-324.
- Ryoichi Yamazaki. (2000). "Recent Development of Agricultural Policy in Vietnam." *JIRCAS Journal*, 8. pp.21-31.
- Sachs, J.D. (2006). *The end of poverty: Economic possibilities for our time*. Penguin.
- Tran Thi Que. (1998). "Economic Reforms and Their Impact on Agricultural Development in Vietnam." *ASEAN Economic Bulletin*, 15(1). pp.30-46.
- Vinh Bao Ngoc, Nguyen Manh Hung & Phuong Thu Pham. (2021). "Agricultural Restructure policy in Vietnam and Practical Application for Sustainable Development in Agriculture." *Journal of Nanomaterials*.

#### 〈온라인 자료〉

- 외교부 국제경제동향 포털([https://www.mofa.go.kr/www/brd/m\\_4049/list.do](https://www.mofa.go.kr/www/brd/m_4049/list.do)).  
 검색일: 2022. 7. 15.
- WDI(<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>).

검색일: 2022. 7. 15.

WGI(<http://info.worldbank.org/governance/wgi>). 검색일: 2022. 7. 15.

UNDP(<https://hdr.undp.org/data-center/human-development-index#/indicies/HDI>). 검색일: 2022. 7. 15.

FAOSTAT(<https://www.fao.org/faostat/en/#data>). 검색일: 2022. 7. 15.

OECD Stats(<https://stats.oecd.org>). 검색일: 2022. 8. 10.





KREI

www.krei.re.kr

베트남 도이머이 정책이  
농업 GDP에 미치는 영향과  
농업분야 ODA가 농업분야  
GDP에 미치는 영향에 대한  
실증분석



**한국농촌경제연구원**

전라남도 나주시 빛가람로 601  
T. 1933-5500 F. 061) 820-2211

