



무상원조의 경제성 효과분석

2015. 9

무상원조의 경제성 효과분석

2015. 9

KOICA

책임연구원

마 재 신

주요 경력

- 이화여자대학교 국제학부 교수 (현)
- 세계무역기구 무역정책분석관 (전)

주요 연구실적

"R&D Promotion Policies of Developing Countries and Fairness in International Trade Relations", Journal of Economic Issues, March 2015.

"Globalization, Decentralization and Income Inequality: The Case of China", Economic Modelling, March 2013.

"Special and Differential Treatment of Developing Countries Regarding Export Promotion Policies under the WTO", The World Economy, December 2011.

"Neo-liberal Reform and Bipolarization of Income", Journal of Contemporary Asia, May 2011 (Juyoung Park 공저).

"Foreign Direct Investment Inflows and Economic Growth: The Case of Korea", Review of Development Economics, November 2010.

"The Development of Technology Intensive Industries of Korea", Journal of Contemporary Asia, August 2007 (Hyeon-ju Ahn 공저).

"Industrial Policy and Economic Development: The Experience of Korea", Journal of Economic Issues, March 2007.

한국무역사, 2006 (공저).

공동연구원

윤 상 철

주요 경력

- 단국대학교 무역학과 교수 (현)
- Journal of Korea Trade 편집장 (전)

주요 연구실적

"The Impacts of Offshoring on Productivity: Evidence in Korean Manufacturing", Journal of International Trade and Insurance, 2014.

"Technology Adoption and Skill Premium in the Knowledge Economy", Korean Economic Review, 2011.

"Unbalanced Endogenous Growth and International Trade: A Dynamic Heckscher–Ohlin–Samuelson Approach", Journal of Korea Trade, 2009.

"Special Treatment of Developing Countries in the Services Trade," International Studies Review, 2007 (공저).

"Endogenous Technology Gap with North–South Trade", Korean Economic Review, 2005.

"Economic Integration with Endogenous Technological Change in Knowledge-based Services: A New Economy", Journal of Economic Integration, 2004.

한국무역사, 2006 (공저).

연구보조원

홍 성 민

- 단국대학교 경제학과 석사과정

황 선 경

- 이화여자대학교 경제학과 석사과정

본 연구 보고서의 내용은 한국국제협력단의 공식적인 입장과 일치하지 않을 수 있음을 밝힙니다. 본 연구의 내용은 출처 및 집필자를 명시하는 한 인용할 수 있습니다.

※ 본 자료는 KOICA 홈페이지(<http://www.koica.go.kr>)를 통해서도 볼 수 있습니다.

목 차

국문요약	1
Executive Summary	3
I. 서론	6
II. 선행연구	8
1. ODA의 경제성장에 미치는 효과: 이론적 측면	8
2. ODA의 경제성장에 미치는 효과 계량분석: 전통적 방식	8
3. 정책 조건의 효과	9
4. 원조의 효과에 대한 검증: 최근의 주요 연구 방식	12
(1) 화란병 (Dutch disease)	12
(2) 변동성 (volatility)과 비선형 (non-linear) 효과	13
(3) 원조 확산 (aid proliferation)의 영향 검증	15
(4) 특정 국가에 대한 계량분석	16
(5) ODA의 유형별 효과 분석	18
(6) ODA전체와 무상원조의 효과 비교	19
III. 분석 모형	25
1. 일반적 경제성장 모형	25
2. 시계열 분석 모형	26
3. 패널 분석 모형	28
IV. 시계열자료 분석 결과	30
1. 분석 대상 국가	30
2. 변수 설명	31
3. 계량분석 방법	32
4. 분석 결과	32
(1) 베트남	32
(2) 탄자니아	55

V. 패널자료 분석 결과	78
1. 분석 대상 국가	78
2. 변수 설명	78
3. 계량분석 방법	78
4. 계량 분석 결과	79
(1) 순 ODA 전체의 경우	79
(2) 무상원조의 경우	88
(3) 지역별로 본 무상원조의 경제성장 효과	97
(4) 소득수준별로 본 무상원조의 경제성장 효과	105
VI. 정책적 함의	117
1. 선행 연구들의 정책적 함의	117
2. 본 연구에서 도출되는 정책적 함의	119
(1) 베트남 및 탄자니아에 대한 시계열분석의 정책적 함의	120
(2) 패널 분석의 정책적 함의	121
(3) 지역별 패널 분석의 정책적 함의	121
(4) 소득 수준별 패널 분석의 정책적 함의	122
VII. 결론	123
참고문헌	128
부록	132

표 목 차

【표 II.1】	ODA의 국가별 경제성장에 미치는 효과	17
【표 II.2】	ODA전체, 무상원조 및 유상원조가 경제성장에 미치는 효과	23
【표 IV.1】	베트남과 탄자니아 기본 통계	31
【표 IV.2】	1인당 GDP 및 GDP 중 차지 비중의 변화, 베트남 변화, 베트남	33
【표 IV.3】	베트남 ODA유입 전반적 추세	36
【표 IV.4】	베트남 ODA 유입 분야별 추세	37
【표 IV.5】	베트남에 대한 우리나라의 ODA지원 추세	38
【표 IV.6】	베트남 단위근 검증 결과, 1986-2013	40
【표 IV.7】	순 ODA 전체의 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 베트남, 기본 모형에 대한 OLS 결과	42
【표 IV.8】	순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 베트남, 기본 모형에 대한 OLS 결과	43
【표 IV.9】	순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 베트남, 비선형 효과 검증 모형에 대한 OLS 결과	45
【표 IV.10】	ARDL 공적분 검증 결과, 베트남의 경우	47
【표 IV.11】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 베트남, 기본 모형에 대한 OLS 분석 결과, 안정적 변수 사용	49
【표 IV.12】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 베트남, 비선형 효과 검증 모형에 대한 OLS 결과	51
【표 IV.13】	1인당 GDP 및 GDP 중 차지 비중의 변화, 탄자니아	56
【표 IV.14】	제조업 생산지수 변화 추세 (1985=100)	57
【표 IV.15】	탄자니아 ODA유입 전반적 추세	59
【표 IV.16】	탄자니아 ODA 유입 분야별 추세	60
【표 IV.17】	탄자니아에 대한 단위근 검증 결과, 1986-2013	62
【표 IV.18】	순 ODA 전체의 실질 GDP증가율에 미치는 효과: 탄자니아, 기본 모형에 대한 1차 차분 변수 사용 OLS 결과	64
【표 IV.19】	순 ODA 전체-1인당 실질 GDP증가율 간 관계에 대한 ARDL 공적분 검증 결과, 탄자니아	65

【표 IV.20】	순 ODA 전체의 1인당	66
【표 IV.21】	순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과	68
【표 IV.22】	무상원조-1인당 실질 GDP 증가율 간 관계에 대한 ARDL	70
	공적분 검증 결과: 탄자니아	
【표 IV.23】	무상원조의 1인당 실질 GDP증가율에 미치는 영향:	72
	오차수정 모형의 결과, 탄자니아	
【표 V.1】	순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 패널분석 1	81
【표 V.2】	순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 패널분석 2	82
【표 V.3】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 패널분석 1	89
【표 V.4】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 패널분석 2	90
【표 V.5】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 아시아	98
【표 V.6】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 아프리카	101
【표 V.7】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 중남미	103
【표 V.8】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: LDCs	107
【표 V.9】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: LMICs	109
【표 V.10】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: UMICs	112
【표 V.11】	무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: Fragile-Cs	114

국문요약

ODA가 수원국의 경제성장에 대해 실질적인 기여를 하는지 문제는 오랫동안 논란거리인 주제이다. 그 중 특히 무상원조의 경우 수원국 경제성장에 대해 그다지 의미 있는 기여를 하지 못할 것이라는 생각을 많은 이들이 해 왔다. 본 연구는 계량분석을 통해 무상원조가 우리나라 중점협력국들의 경제성장에 있어서 실질적으로 의미 있는 기여를 하는지에 대해 계량분석을 통해 밝히고자 한다.

이 목적을 위해 본 연구는 우리나라의 주요 중점협력국인 아시아의 베트남과 탄자니아에 대한 시계열 분석을, 그리고 42개 중점협력국들에 대한 패널분석을 시행한다. 계량분석을 행한 후에는 계량분석이 갖는 한계를 보완하기 위해 현지조사를 시행하고, 본 연구의 정책적 함의를 제시하고자 한다.

우선 시계열분석에 의해 2개 주요 중점협력국가들의 1986년-2013년 기간에 대해 분석 시에는 변수들의 안정성을 점검하기 위한 단위근 검증을 행한 후, 공적분 검증과 안정화된 변수들을 사용한 회귀분석 및 오차수정모형에 의한 분석을 시행한다. 베트남에 대한 분석의 결과는 다음과 같이 정리될 수 있다. 첫째, 무상원조는 베트남의 경제성장에 양(+)의 유의미한 영향을 준다. 둘째, 경제성장의 무상원조에 대한 수확체감 현상이 보인다. 그렇지만, 전환점을 계산해 보면, 현실적으로 무상원조는 항상 양의 경제성장 효과를 갖는 것으로 보인다. 셋째, 해외직접투자의 유입 역시 베트남의 경제성장에 양의 유의미한 영향을 주는 것으로 나타난다. 넷째, 정책변수로서 물가상승률을 사용했을 때, 무상원조의 경제성장에 대한 효과는 그러한 특정 정책을 사용하는 측면에 의해 영향 받지 않는다.

시계열분석을 적용한 또 다른 국가인 탄자니아에 대한 분석의 결과는 다음과 같이 정리될 수 있다. 첫째, 비선형 효과가 고려되었을 때, 무상원조는 탄자니아의 경제성장에 양의 유의미한 영향을 주어 왔다. 둘째, 무상원조/국내총소득의 비중이 커져감에 따라 무상원조의 경제성장에 대한 양의 효과는 점차 작아져가는 수확체감 현상이 발견된다. 셋째, 물가상승률의 저하와 수출확대는 경제성장에 양의 효과가 있다는 약한 증거가 발견된다. 넷째, 정책변수로서 물가상승률을 사용할 때, 무상원조의 경제성장에 대한 효과는 그러한 특정 정책 사용에 의해 영향 받지 않는다.

위와 같은 무상원조의 경제성장에 대한 효과는 ODA 전체의 경제성장에 대한 효과와 질적

으로 차이가 없는 것으로 나타난다. 베트남과 탄자니아에 있어서 ODA 중 경제 인프라의 비중이 여타 수원국 평균에 비해 높은 것은 무상원조나 ODA 전체의 이 두 나라 경제성장률에 대해 갖는 양의 유의미한 효과를 설명해 주는 이유들 중 하나인 것으로 보인다.

우리나라의 1996년-2013년 기간 중 42개 중점협력국들을 대상으로 한 패널분석 결과는 다음과 같이 정리될 수 있다. 첫째, 무상원조는 경제성장에 대해 양의 유의미한 효과를 갖는다. 둘째, 경제성장의 원조에 대한 수확체감 현상이 다소 발견된다. 셋째, 정책변수로서 물가 상승률을 사용할 때, 무상원조의 경제성장에 대한 효과는 그러한 정책 방향에 의해 영향 받지 않는다. 그리고 이러한 무상원조의 경제성장에 대한 효과는 ODA전체의 경제성장에 대한 효과와 질적으로 동일하다.

패널분석은 무상원조의 경제성장에 대한 효과가 대륙별로 차이가 난다는 것을 보여준다. 즉, 이러한 긍정적 효과는 아프리카 보다 아시아에서 더 크며, 라틴아메리카에서 가장 크게 나타난다. 무상원조의 경제성장에 대한 효과는 특정한 거시경제정책 조건에 따라 영향 받지 않는 것으로 나타난다. 그리고 원조에 대한 수확체감 현상이 아시아와 아프리카에서 다소 발견된다.

패널분석은 또한 무상원조의 경제성장에 대한 효과가 수원국의 소득 수준 별로 차이가 있음을 보여준다. 정책 조건이 고려되지 않을 때, 무상원조의 경제성장에 대한 긍정적 효과가 최빈국에서 발견된다. 정책조건이 고려되는 경우, 그러한 무상원조의 경제성장에 대한 긍정적 효과는 취약국에서도 발견된다. 중소득국가들에 있어서는 무상원조의 경제성장에 대한 효과가 유의미하게 발견되지는 않는다. 소득수준별로 별개로 분석하는 경우, 경제성장의 원조에 대한 수확체감 현상은 발견되지 않는다.

결론적으로, 베트남 및 탄자니아에 대한 시계열분석과 우리나라의 42개 중점협력국에 대한 패널분석 모두 무상원조가 수원국의 경제성장률에 양(+)의 유의미한 효과를 갖는다는 결과를 보여준다. 그리고 경우에 따라서는 무상원조의 수확체감 현상이 발견된다. 무상원조의 경제성장에 대한 효과는 일반적으로 거시경제정책 조건에 따라 영향 받지 않는 것으로 나타난다.

Executive Summary

Whether or not ODA, grant in particular, has been effective in economic growth of the recipients has been controversial. There appears to be a belief that grant is not so effective in raising economic growth rate. The current research tests the effectiveness of grant in economic growth of Korea's main development partners using econometric analyses.

For that purpose, this research performs time series analyses with respect to Vietnam in Asia and Tanzania in Africa as well as panel analyses covering 42 main development partners. After performing the econometric analyses, the research team undertook field trips to complement the results from the econometric analyses by understanding the institutional and qualitative factors that explain the effect of grant on economic growth.

When performing time series analyses, this research employs the unit root tests, cointegration tests, ordinary least squares estimations based on the stationary series and the error correction models. The empirical evidence on the case of Vietnam can be summarized in the following manner. First, grant has a positive and significant effect on economic growth of Vietnam. Second, when non-linearity is considered in the analysis, the effect of grant on economic growth is statistically significant and there is evidence of diminishing return to aid. Meanwhile, the calculated turning point shows that the increase in the ratio of grant/GDP in Vietnam actually has a positive effect on per capita real GDP growth rate. Third, FDI inflows are also revealed to have a positive and significant effect on economic growth of Vietnam. Fourth, when aid-policy interaction term is included in the econometric analysis, where policy is measured by inflation rate, the positive effect of grant (or ODA as a whole) on economic growth is revealed not to depend on specific policy condition.

The empirical evidence on the case of Tanzania can be summarized in the following manner. First, when the non-linear effect is considered, grant is revealed to have a positive and significant effect on economic growth of Tanzania and the positive effect of grant on per capita real GDP growth rate tends to decrease with the rise in grant/GDP ratio. Second, there is weak evidence on positive contribution of lower inflation rate and export expansion to economic growth. Third, aid-policy interaction term is revealed to be statistically insignificant. Therefore, we can conclude that the effect of grant on economic growth is not conditional upon specific policy conditions, when policy is measured by inflation rate. Fourth, the effect of grant on economic growth is qualitatively the same as that of ODA as a whole.

In Vietnam and Tanzania, the share of economic infrastructure in ODA is larger than that in the other countries in general. It may be one of the reasons behind the positive and significant contribution of grant and ODA as a whole in economic growth of those two countries.

The main results of the panel analysis for 42 main development partners of Korea during 1996–2013 are as follows. Among others, grant is revealed to have a positive and significant effect on economic growth. There are some evidence of diminishing return to aid. The positive effect of grant on economic growth is revealed not to be conditional upon macroeconomic policy expressed in terms of inflation rate. The conclusions from the panel analysis with respect to grant are qualitatively similar to those with respect to ODA as a whole.

The panel analysis shows significantly different effects of grant on economic growth by regions. The effect is larger in Asia than in Africa. Such an effect is in general the largest in Latin America. The effect of grant on economic growth is revealed not to be conditional upon specific macroeconomic policies. In some cases, diminishing return to aid is found in Asia and Africa.

The panel analysis also shows the positive effect of grant on economic growth by income levels. When policy condition is not considered, the positive and significant

effect of grant on economic growth is found in the least developed countries. Meanwhile, if policy condition is considered in the empirical works, the positive and significant effect of grant on economic growth is also found in the fragile states. Meanwhile, in the middle income developing countries, grant does not have a significant effect on economic growth. In addition, the effect of grant on economic growth is revealed to be conditional upon macroeconomic policies when they are measured by inflation rates. When analyzed by income levels, the non-linear effect of grant on economic growth is not found.

In conclusion, the results of both time series analysis with respect to Vietnam and Tanzania and panel analysis applied to 42 main development partners of Korea show that grant has a positive and significant effect on per capita real GDP growth rate of the recipients. Diminishing return to aid phenomenon is found in some cases. Meanwhile, the effect of grant on economic growth is in general revealed not to be conditional upon macroeconomic policy.

I. 서론

ODA가 수원국들의 경제성장에 효과가 있는지 (effectiveness)에 대해 논란이 계속되어 왔다. 1960년대 이래 ODA는 수원국의 국내저축 부족과 외환의 부족이라는 두 개의 겹을 줄임으로써 수원국의 경제성장에 기여한다는 점 (two gap model)이 일반적으로 통용되어 왔다. 그리고 ODA가 수원국의 경제성장 등에 효과가 있는지에 대해 1980년대 이래 많은 경험적 연구가 행해져 왔다. 경험적 연구의 경우 초기에는 ODA 총액이 수원국의 경제성장률에 영향이 있는지를 추정하는 방식으로 행해졌다. 그리고 이는 1990년대 후반 이후, 그리고 특히 Burnside and Dollar (2000)의 논문 발표 이후 상당 기간 동안 특정한 정책을 취하는 수원국에서만 ODA가 경제성장에 긍정적 영향을 미치는지에 대한 검증에 연구의 초점이 맞춰져 왔다.

2000년대 중후반 이후 ODA의 경제성 효과에 대한 경험적 연구는 비선형 효과 (non-linear effect), 화란병 (Dutch disease), 내생성 (endogeneity), ODA의 부문별로 상이한 효과 검증 등의 측면으로 진행이 되어 오고 있는 상황이다. 아울러, 자료의 선택에 있어서는 여러 국가들에 대한 패널 자료 (panel data)의 사용이 주를 이루는 가운데, 특정 수원국에 집중하여 시계열자료 (time series data)를 이용한 분석이 또한 다소 행해져 왔다.

무상원조 중 긴급구호, 식량원조와 같은 형태의 경우 경제성장에 영향을 주기 위한 목적을 갖는 것이 아니고, 또한 기술지원 (technical assistance)의 경우에는 상당히 오랜 기간이 경과된 후에야 경제성장에 유의미한 영향을 줄 수 있기 때문에 일반적으로 무상원조는 유상원조와는 달리 경제성장에 미치는 효과가 별로 없을 것이라는 인식을 갖는 경우가 많은 것으로 보인다. 따라서 지금까지 대부분의 경험적 연구는 ODA전체에 집중하였으며, 무상원조가 경제적으로 유의미한 (significant) 효과가 있는지에 대한 계량적 분석이 행해진 경우는 매우 적었다.

본 연구는 ODA가 수원국의 경제성장에 유의미한 영향을 미치는지에 대한, 그리고 특히 무상원조가 경제성장에 유의미한 영향을 주는지에 대한 계량분석을 행하는 데에 주요 목적이 있다. 이를 위해 우리나라의 주요 수원국들을 선택하고, 이 국가들 중 경제성장률이 높은 일부 국가들에 집중하여 시계열자료를 통한 분석을 시행함으로써 해당 수원국의 경제성장에 ODA, 특히 무상원조가 유의미한 영향을 주었는지에 대해 분석한다. 아울러, 우리나라의 중

점협력국 40개국 이상 수원국들을 대상으로 패널분석을 시행하여 시계열분석의 결과를 보완한다. 이러한 계량분석을 행한 후 무상원조가 경제성장에 유의미한 긍정적 영향을 미치는 수원국들에 대한 현지조사를 통해 구체적으로 어떠한 이유에서 무상원조가 긍정적 경제성장으로 이끄는지에 대한 질적 측면에 대한 조사를 시행하여 계량분석을 보완한다. 이 과정에서는 인터뷰 등에 의한 방법을 사용한다. 그리고 이러한 과정들로부터 정책적 함의를 또한 도출해낸다. 마지막으로 본 연구의 한계와 본 연구가 어떤 방향으로 확장되어 연구될 수 있겠는지에 대해 향후 가능한 연구과제들을 제시하고자 한다.

위와 같은 목적을 위해 본 연구는 여러 개 장으로 나누어 분석을 행한다. 우선, II장에서는 ODA의 경제성장에 미치는 효과에 대한 선행연구들을 정리한다. III장은 계량분석에 필요한 모형을 제시한다. IV장에서는 선택된 주요 수원국에 대한 시계열자료를 이용한 계량분석 결과를 제시하며, V장은 패널자료를 이용한 계량분석 결과를 보인다. 그리고 VI장은 II장, IV장과 V장으로부터 도출되는 정책적 함의를 제시한다. 마지막으로 VII장은 결론을 제시하며, 본 연구의 한계 및 향후 의미 있으리라 예상되는 연구과제들을 제시하고자 한다.

II. 선행연구

1. ODA의 경제성장에 미치는 효과: 이론적 측면

지난 수십 년간 경제성장모형으로서 관심을 많이 끌고 온 모형들은 Harrod-Domar 모형, Solow 경제성장 모형, 내생적 경제성장 모형 (endogenous economic growth model) 등이다. 이러한 모형들은 투자나 저축, 기술진보, 그리고 기술진보에 영향을 줄 수 있는 변수들인 국제무역, 해외직접투자 (FDI) 유입, 연구개발비 지출 등을 설명변수들로서 주목해 왔다.

ODA와 관련하여서는 수원국 내의 저축과 투자 간의 갭 (investment-savings gap), 그리고 무역적자에 따른 외환보유액의 부족이라는 외환 갭 (foreign exchange gap)을 해외원조 유입이 메워주는 측면에서 경제성장에 기여할 수 있다는 점이 1960년대 이래 지적되어 왔다 (Chenery and Strout, 1966). 2갭 모형을 수정하며, Bacha (1990)는 3갭 모형을 제시하였다. Bacha (1990)에 의하면, ODA는 개발도상국들이 직면하는 세 개의 제약을 완화해 줄 수 있다고 설명한다. 즉, 제한된 국내저축이 투자에 대해 가하는 제약, 수출액이 적음에 따라 자본재수입이 제약되는 점을 완화해 준다는 것이라는 기존의 2갭 모형과 더불어, 투자를 가능케 하는 재정적 측면의 보완을 가능케 한다는 점이라는 세 번째 측면이 또한 고려될 수 있다. 이 세 번째 측면은 ODA가 정부 재정지출을 가능케 하고 이를 통해 경제성장에 영향을 준다는 점을 강조한다 (Gomanee 등, 2005: 1058). ODA는 투자 증진을 통해 경제성장에 기여하리라고 기대되지만, 만약 ODA가 투자가 아니라 소비로 연결된다면 ODA는 경제성장에 기여하지 못할 수도 있다 (Dalgaard and Hansen, 2001: 19).

2. ODA의 경제성장에 미치는 효과 계량분석: 전통적 방식

ODA가 실제로 경제성장에 기여하는지를 검증하기 위해 일반적으로 사용되는 경제성장 모형의 설명변수들에 ODA를 표현하는 변수가 추가되는 방식으로 ODA의 경제성장에 미치는 효과가 추정 및 검증되어 왔다. 원조가 개발도상국의 경제성장에 기여하는지의 문제, 즉, 원조의 효과성에 대해서는 그 계량분석 결과들이 혼재되어 있다. 따라서 Rajan and Subramanian (2011: 106)은 기존의 계량분석 결과들이 원조유입과 빈곤국들의 경제성장 사

이에 양의 혹은 음의 현저한 영향을 보여주지 못한다고 결론지었다.

경제성장의 일반적인 계량분석에 대해 ODA액수가 경제성장의 설명변수로서 추가되는 전통적 방식의 원조가 경제성장에 미치는 효과에 대한 분석으로서 최근의 연구로는 Hodler and Knight (2011)를 예로 들 수 있다. 그들은 1962-2001년의 기간 중 114개 수원국에 대한 패널자료를 이용하여 2SLS와 GMM방식으로 추정하였다. 그들은 종속 측면에서 동일한 국가들에 있어서 원조가 경제성장에 유의미하게 기여함을 보여주었다. 그들의 연구결과에 따르면 아프리카에 있어서는 원조의 경제성장에 미치는 영향이 유의미하지 않았다. 그리고 국제무역은 일반적으로 경제성장에 별로 기여하지 않음을 보여주었다.

3. 정책 조건의 효과

국가 간 (cross-country) 효과적 개발원조 (effective development assistance (EDA)) 자료를 이용하여 Burnside and Dollar (2000)는 원조와 정책의 상호작용 항 (policy interaction term)이 경제성장에 유의미한 영향을 주지만, 원조 그 자체는 경제성장에 유의미한 영향을 주지 않는다는 점을 보였다. Burnside and Dollar (2000)의 연구에 있어서, 원조는 그 자체 항으로서도, 그리고 원조*정책의 상호작용항으로서도 설명변수로서 이용된다. Burnside and Dollar (2000)에 있어서 정책은 $1.28 + 6.85 \times \text{정부 예산 흑자분 (budget surplus)} + 1.40 \times \text{물가상승률} + 2.16 \times \text{무역의존도 (trade openness)}$ 로서 측정된다. 정책과 원조 간의 상호작용항, 원조*정책, 은 유의미하게 나타났다. 그들은 좋은 정책을 구사하는 수원국에 있어서만 원조가 양의 영향을 경제성장에 주며, 나쁜 정책 (bad policy)을 채택하는 국가들의 경우 원조가 경제성장에 긍정적 영향을 주지 못한다는 점을 보였다. 즉, 만약 나쁜 정책의 채택 때문에 원조가 투자로 귀결되지 않고 소비로 귀결된다면 원조가 유입된다 하더라도 경제성장에 긍정적 영향을 줄 수는 없다는 것이다. Burnside and Dollar (2000)의 연구는 2000년대 이후 많은 관련 연구를 촉발시켰으며, 원조는 좋은 정책을 채택하는 국가들에게 제공되어야 한다는 정책적 함의를 제공했다.

원조가 경제성장에 일정한 정책 조건 하에서만 유의미한 기여를 하는지를 검증하기 위한 연구들이 많이 행해졌고, 이러한 연구들은 모두 원조*(어떤 변수)라는 상호작용항을 사용하였다. 예를 들어 Burnside and Dollar (2000)와 더불어 Lensink and Morrissey (2000), Collier and Dollar (2002), 그리고 Rajan and Subramanian (2008)과 같은 연구들은 원

조 그 자체는 경제성장에 기여하지 않지만, 특정 정책 조건 하에서 원조는 경제성장에 긍정적으로 기여함을 보였다.

GMM을 사용하여 Hansen and Tarp (2001)는 Burnside and Dollar (2000)를 재검증하였다. Hansen and Tarp (2001)는 내생성 (endogeneity) 문제를 극복하기 위해 모든 설명 변수들에 대해 1기 시차를 갖는 (one-period lagged) 도구변수 (instrumental variables)를 사용하였으며, OLS와 도구변수 추정 모두 원조의 자승항 (aid square term)이 추가되는 경우 원조*정책의 상호작용항이 무의미해짐 (insignificant)을 보여주었다. 원조와 원조 자승항의 추정계수는 각각 양과 음으로 나타났다. 그렇지만, 원조-정책 상호작용항은 Burnside and Dollar (2000)의 경우와는 달리 무의미하게 나타남을 보였다. 이때 정책을 물가상승률, 예산흑자와 무역의존도의 어느 것으로 바꾸어도 그러한 결과는 질적으로 마찬가지였다. 원조 자승항과 상호작용항이 추정에서 제외되는 경우 원조/GDP의 1퍼센트 상승은 경제성장률을 0.25퍼센트만큼 증가시키는 것으로 나타났다. 제도의 질 (institutional quality)은 유의미하게 나타나지만, 정책 자승항 (square term)이나 M2/GDP로 나타나는 금융화 정도 (financial depth)는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

Hansen and Tarp (2001)에 있어서 총 국내투자 (gross domestic investment (GDI))와 해외직접투자(FDI)가 포함되는 경우, 원조와 원조 자승항은 통계적으로 무의미해지나, 각 변수의 1차 차분항 (first differenced terms)은 통계적으로 유의미해진다. 총 국내투자와 해외직접투자는 경제성장에 양의 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다.

Dalgaard and Hansen (2001)은 Burnside and Dollar (2000)가 이용한 1970-1993년 기간 중 56개 개발도상국 자료를 그대로 이용하였다. 그들은 종속변수로서 1인당 실질 GDP 증가율을 사용했으며, International Country Risk Guide로 측정된 제도의 질 변수와 M2/GDP라는 금융시장의 척도를 사용하였다. 그들의 연구에서 한 가지 흥미 있는 점은 ODA와 EDA 간의 상관계수가 0.98로서 매우 크다는 것이었다. 즉, 설사 EDA가 더 의미가 있다 하더라도 측정이 매우 힘든 상황에서 굳이 EDA를 사용하지 않고 ODA를 사용하더라도 별 문제가 없다는 의미를 지닌다.

Dalgaard and Hansen (2001)은 Burnside and Dollar (2000)에서 이용한 자료에서 5개의 관찰횟수가 제외되는 경우 원조와 원조 자승항은 무조건적으로 경제성장에 양의 영향을 주는 것을 보여서, Burnside and Dollar (2000)의 결과를 부정하였다. 그들의 연구결과에서 또 흥미 있는 점들 중의 하나는 원조 자승항에서 볼 수 있으며, 그들은 성장의 원조에 대

한 수확체감 (diminishing returns to aid)을 보여주었다. 그들의 연구결과에 따르면 원조의 효과성이 정책에 따라 영향 받는 측면은 통계자료에 대단히 민감하게 달라진다. Easterly 등 (2004)의 연구 결과 역시 정책이 원조의 효과성에 영향을 주지 않는다는 것을 보여주었다.

Rajan and Subramanian (2008)의 연구에 있어서도 원조는 그 자체항과 원조 자승항, 그리고 원조*정책의 상호작용항을 설명변수로서 이용한다. Rajan and Subramanian (2008)에 있어서 정책은 Sachs-Warner 무역정책지표로서 측정된다. 그들은 내생성 (endogeneity) 문제를 고려한 횡단면 및 패널분석 결과 모두에 있어서 원조와 성장 간에 강한 양(+)의 상관관계의 증거를 발견하지 못했다. 그리고 원조가 보다 좋은 정책이나 제도적 및 지리적 환경들에서 또는 어떤 종류의 원조가 다른 종류의 원조들보다 더 좋게 작용한다는 증거도 발견되지 않았다. 이러한 Rajan and Subramanian (2008)의 연구는 중기 및 장기의 시간대 (time horizons)와 1960년대부터 1990년대까지의 시한 (time periods)에 걸쳐서 수행되었다. 그리고 원조의 원천 (다자간 및 양자간), 원조의 유형, 원조의 영향시점 (동시대 및 다양한 시차), 표본 (특이요소의 포함 및 배제), 정책, 제도, 지리적 요소 등을 고려하여 매우 포괄적으로 분석하였지만, 원조의 성장에 대한 체계적인 영향을 파악하기 어렵다는 것을 발견하였다.

Askarov and Doucouliagos (2015)의 연구는 1990-2012년 간 모두 32개국의 이행경제 (transition economies)에서 개발원조가 경제성장을 촉진하는지에 대해서 초점을 두고 있다. 동 연구는 먼저 Burnside and Dollar (2000) 모형을 사용하여 추정한 후, 절충적인 Barro-type의 성장 모형을 사용하여 추정하였다. 두 모형 모두 연간 데이터와 5년 평균 데이터를 사용하여 추정하였다. 연간자료는 가능한 최대의 관측치를 추정케 함으로써 가설 검증력을 증가시키며, 5년 평균자료는 원조의 성장에 대한 단기효과를 포기해야 하지만 경기변동적인 움직임을 제거할 수 있게 한다. 그들의 다양한 방법으로 잠재적인 내생성 문제를 통제 한 후 수행한 추정의 결과, Burnside and Dollar (2000) 모형을 지지하는 증거는 발견되지 않았으나, 절충적인 Barro-type의 성장 모형을 지지하는 증거는 많이 발견하였다.

Askarov and Doucouliagos (2015)는 원조가 대체로 이행경제국가들에서 성장에 양(+)의 영향을 가진 것을 발견하였다. 그러나 원조의 효과성은 좋은 정책에 관해서 조건적이지 않았고, 원조의 비선형 성장효과에 관한 증거도 발견되지 않았다. 이들의 연구결과, 이행경제의 성장은 투자와 좋은 정책들에 의해서 야기되며, 특히 정부의 예산상황과 물가상승에 대한 통제가 매우 중요한 것으로 나타났다. 놀랍게도 일반적으로 개방성이 이행경제의 성장에

부정적인 영향을 가진 것으로 나타났다. 그러나 원유자원은 이들 국가들에서 성장에 중요한 것으로 나타나고 있다. Askarov and Doucouliagos (2015)의 연구는 여러 관련 변수들을 사용하는 매우 포괄적인 연구이며, 이행경제 수원국이라는 특성을 주목했다는 점에서 의미를 갖는다.

원조의 효과성을 높이기 위해 좋은 정책이 필요한지에 대해서는 위에서와 같이 연구결과들이 혼재되어 있다. 그리고 이런 연구결과들을 볼 때 반드시 Burnside and Dollar (2000)와 같은 결과가 지지된다고는 이야기할 수 없는 것으로 보인다.

4. 원조의 효과에 대한 검증: 최근의 주요 연구 방식

(1) 화란병 (Dutch disease)

원조의 효과성 문제에 대한 계량분석은 2000년대 후반 이후 여러 방향으로 진행되어 왔다. Corden and Neary (1982)와 Doucouliagos and Paldam (2009), Rajan and Subramanian (2011) 등에 의하면 소규모 개방경제하에서 단기간에 발생한 대규모 자본유입은 교역재 부문보다는 기존에 공급하지 못한 교육, 보건, 건설과 같은 비교역재 부문에 집중적으로 지출을 증가시키게 되고, 이는 비교역재 부문의 노동수요 증가로 인한 생산요소의 이동을 초래하는 자원이동 효과 (resource movement effect)와 비교역재 부문의 가격상승과 이로 인한 실질 환율 변화로 인한 지출효과 (spending effect)를 통하여 교역재 부문의 경쟁력을 악화시키게 된다. 특히 원조의 유입이 자국 화폐가치를 인상시켜 수원국에 화란병 현상을 유발할 수 있음을 강조한다.

Nkusu (2004)의 연구에서 제시된 수정된 화란병 모형은 초기 화란병 모형의 가정을 완화하여 대규모 자본유입에 따른 경제적 효과를 분석한다. 현실적으로 수원국들의 경제는 높은 구조적 실업이라는 문제를 가지고 있으며 대외 개방도 불완전하다. 이러한 현실을 반영하여 생산요소의 완전고용이라는 가정과 소규모 개방경제라는 가정을 완화하면 화란병 모형의 결과는 달라질 수 있다. 화란병 모형에서 완전고용과 소규모 개방경제라는 가정을 완화하고, 비교역재 시장에서의 수요 또는 공급의 높은 가격탄력성을 가정한다면, 원조와 같은 대규모 자본유입이 발생하더라도 자국 화폐가치 인상의 폭을 줄여 수출부문과 경제성장에 미치는 부정적인 영향을 완화시킬 수 있다고 주장한다.

Doucouliafos and Paldam (2009)의 경우 원조의 효과성은 별로 없는 것이 일반적이라고 주장하며, 그 이유를 화란병에서 찾는다. 즉, 원조 유입은 외환보유고를 증가시키며, 이는 환율을 인하시키고, 즉, 자국화폐 가격의 인상을 통해 수출을 감소시키게 된다. 혹은, 원조가 유입되는 부문에 있어서 노동수요의 증대를 통해 해당 부문에서 임금을 인상시킨다. 이는 여타 부문의 임금을 또한 인상시키며, 무역수지를 악화시키게 된다.

Rajan and Subramanian (2011) 역시 원조의 효과성이 없는 이유를 화란병에서 찾고 있다. 그들은 1980년대 초반부터 1990년대 후반의 기간 중 원조/GDP비율이 1퍼센트 증가 시, 제조업/GDP의 비율을 0.2-0.3퍼센트 떨어뜨리는 것을 보였다. 그들은 국가 내의 산업별 자료를 사용하고 있다. 그러나 그들의 연구는 특정 국가에 대한 분석을 정확하게 행하고 있다고 볼 수는 없다. 그들은 원조가 배후의 설명요인 (deep determinant)이지만, 환율을 매개변수로 파악하였다. 그들은 또한 내생성을 고려하고 있어서 낮은 성장률이 더 큰 규모의 원조유입으로 귀결될 수 있다는 점을 고려하였다.

Rajan and Subramanian (2011)은 원조가 실질환율에 미치는 영향을 검증하였고, 교역재 (traded good)의 비중에 대한 영향을 점검하였다. Rajan and Subramanian (2011)은 총 제조업에서 산업 i 가 차지하는 비중을 종속변수로 사용하였다. 독립변수들은 국가 고정효과 (country fixed effect), 산업 고정효과 (industry fixed effect), 총 제조업에서 산업 i 가 차지하는 초기 비중 (initial share), (원조/GDP)*환율변화가 사용되었다. 그들의 15-32개국 도구변수를 이용한 자료에 근거한 패널분석에 따르면 수원국들에 있어서 수출주도산업은 다른 산업들 보다 느리게 성장했다. International Country Risk Guide에서 측정되는 (제도의 질)*(수출 정도)의 상호작용항은 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다. 그들의 연구는 그다지 신뢰할 만하지 않은 것으로 보이는데, 그 이유는 그들이 유력한 설명변수들을 생략함으로써 추정결과를 신뢰할 수 없게 만들었다는 데에 있다.

(2) 변동성 (volatility)과 비선형 (non-linear) 효과

원조는 수원국의 공공 부문 투자를 통해 경제성장에 영향을 준다는 점에 몇몇 연구자들은 주목하였다. 또한, 원조는 경제성장에 대해 수확체감 방식으로 영향을 미칠 수 있다는 점에 대해서도 지난 10여 년간 몇 연구들이 행해져 왔다. 이 경우 원조의 경제성장에 대한 수확체감은 원조향 자체와 더불어 원조 자승항이 설명변수로 들어감으로써 검증된다. 이러한 두 가

지 측면에 대한 연구를 동시에 시도한 최근의 연구로서 Museru, Toerien and Gossen (이하 MTG) (2014)를 들 수 있다. 우선 MTG는 원조가 수원국의 공공부문 투자를 증가시킴으로써 경제성장에 영향을 주는 측면에 주목한다. 이에 관한 연구는 기존에도 몇 개가 있었으나, 특히 MTG는 원조-성장 관계를 다루는 연구들 중 공공부문 투자의 변동성을 고려한 첫 번째 연구이다. 공공부문의 투자는 원조, 정부 재정 수입 (government revenue)과 대외 차입 (external borrowing)에 의해 결정된다고 설명한다. MTG는 사하라 이남 26개국의 1992-2011년 기간 중 연간 패널자료를 이용한다. 이들 국가들은 가나, 모잠비크 탄자니아와 우간다 등을 포함한다. MTG의 분석은 각각 4년간의 자료로 구성되는 5개의 소 기간 (subperiods) 자료에 근거한다.

추정 시 일반적으로 사용되는 변수들에 대해 MTG는 원조의 변동성 (aid volatility), 정부 재정수입 변동성과 공공투자의 변동성을 추가적으로 고려한다. 변동성을 나타내는 변수들은 (각 관련 변수들)/(GDP의 증가율)의 표준편차로서 측정된다. MTG는 6개의 통계변수들을 고려하였으며, 이들은 원조 자송항을 포함하여 원조의 비선형 효과를 표현하였다. 아울러 그들은 행정조직의 질, 법과 질서, 그리고 부패의 정도를 나타내는 제도의 질을 표현하는 변수를 추가 고려하였다. 또한, 민주주의의 정도를 나타내는 변수를 고려하였다.

MTG의 GMM 추정결과에 따르면 전체 기간에 있어서 원조는 사하라 이남 아프리카 국가들에게 양의 유의미한 영향을 미치나, 원조 자송항은 유의미하게 나타나지 않는다. 원조의 변동성은 유의미하며 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 약 절반의 경우에 있어서 정치적 자유가 커질수록 양의 유의미한 영향을 경제성장에 미치는 것으로 나타났다. 그러나 남은 절반의 경우에는 유의미한 영향이 나타나지 않았다. 제도의 질은 양의 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한, 정부재정수입의 변동성과 공공부문의 투자의 변동성은 음의 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다.

다음으로 MTG는 세계적 금융위기 기간을 제외하고 1992-2007년의 기간을 대상으로 추정을 행하였다. 원조의 변동성은 이 기간에 대한 추정에 있어서도 경제성장에 음의 영향을 주어 Lensink and Morrissey (2000)와는 반대 결과를 보여 주었다. 따라서 MTG는 원조의 변동성을 줄이기 위해 다년간의 원조 약속 (multi-year aid promise)이 도움이 된다는 정책적 함의를 제시하였다. 원조는 이 기간에 있어서 대체로 절반의 경우 양의 유의미한 영향을, 다른 절반의 경우에는 통계적인 유의성을 보이지 않았다. 특히 공공투자 변수가 추정 시 포함되는 경우 원조는 유의미성을 잃게 된다. 그렇지만, 공공투자 변수는 유의미하게 나타나고,

MTG는 이를 원조 유입은 액수 (volume)의 측면에서 긍정적 영향을 주지만, 효율성의 측면에서는 유의미한 영향이 없다고 판단하였다.

(3) 원조 확산 (aid proliferation)의 영향 검증

수원국은 원조 공여국들을 위해 과도한 양의 보고서를 준비해야 하고, 매년 원조 공여국들로부터 방문하는 많은 출장단들과 면담을 해야 한다. 그러한 상황에서 원조의 효과성은 약화될 수 있다. 이것이 많은 수의 원조 공여국들과 프로젝트들이 수원국 정부의 원조유입 관리능력을 압도하는 원조확산 (aid proliferation)의 문제이다. 원조확산의 문제가 있는 경우 원조유입은 원조를 받아들이는 과정에서 거래비용을 증가시킬 수 있고, 이로 인해 원조의 효과성을 감소시킬 수 있다 (Kimura 등, 2012: 1). Kimura 등 (2012)은 원조확산이 수원국의 경제적 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 위해 그들은 수원국의 원조확산지수 (aid proliferation index)를 독립변수로 사용하였다.

Kimura 등 (2012)에 있어서 원조확산은 수원국 당 공여국들의 수로 정의되며, 이 값은 시간 경과에 따라 지속적으로 증가되어 왔다. 또한, 1970년대-2000년대의 기간 중 수원국 당 양자간 원조 프로젝트의 수는 계속 증가해 왔다. 즉, 사하라 이남 아프리카에 있어서 수원국 당 양자간 DAC 원조 사업 수의 평균값은 1970년의 10.5 개 사업으로부터 1982년 40.8 개 사업, 그리고 1998년에는 203.3 개 사업으로 수가 증가해 왔다. 이 수는 동아시아 (남아시아)의 경우 1970년 16.5 (28.1) 개 사업으로부터 1982년 31.6 (61.0) 개 사업, 그리고 1988년 121.1 (246.2)개 사업으로 증가해 왔다.

Kimura 등 (2012)은 원조확산이 수원국들의 경제성장을 줄인다는 가설을 검증하였다. 그들은 원조확산이 사하라 사막 이남 아프리카보다는 동아시아에서 더욱 심각한 문제라는 점에 착안하였다 (Kimura 등, 2012: 3). 그들은 1974-2001년 기간 중 63개국의 자료를 사용하였고, 1인당 GDP증가율을 원조, 원조의 집중도를 나타내는 허핀달 지수 (Herfindahl index), 국가별 고정효과, 연도별 고정효과, 제도의 질, 국내 거주 종족의 다양성 (ethnic fractionalization), 원조*정책의 상호작용항과 원조*열대지방 위치 상호작용항 등에 대해 회귀 분석하였다. 정책은 1기 시차를 둔 $M2/GDP$ 에 의해 측정되었다. 시스템 GMM에 의해 저자들은 허핀달 지수와 원조 간의 상호작용 항이 양의 유의미한 영향을 주는지에 대해 분석하였다. 즉, 원조가 더 집중적인 경우 경제성장에 양의 영향을 주는지를 검증하였다. 원조와

허핀달 지수 간의 상호작용항은 일부 국가들에서 유의미하게 나타났다.

(4) 특정 국가에 대한 계량분석

ODA의 경제성장에 미치는 효과에 대한 연구들은 대체로 여러 국가들, 특히 사하라 이남 아프리카 국가들을 대상으로 횡단면분석, 혹은 패널분석을 시행한다. 그렇지만, 특정 국가의 경우에 대해 시계열분석을 시행하는 연구들도 다소 찾아볼 수 있다.

예를 들어, Lloyd 등 (2001)은 1970-1997년 기간 중 가나 (Ghana)에 대한 분석을 행하였다. 그들의 augmented Dickey-Fuller (ADF) test에 의한 안정성 (stationarity) 검증 결과에 따르면 관련 변수들은 모두 $I(0)$ 이거나 $I(1)$ 과정을 따른다. Autoregressive Distributive Lags (ARDL) 방식의 공적분검증은 관련 변수들이 공적분관계를 이루고 있음을 보여주었다. 1983년 경제개혁조치 이후를 더미변수로 사용한 오차수정모형 (error correction model)에 따르면 수출, 원조와 공공부문의 투자는 1983년 이래 가나의 경제성장에 기여했다. 특히, 원조는 1983년 이래 가나의 경제성장의 절반 정도를 설명하였다. 원조-정부투자의 상호작용항의 양의 추정계수는 원조가 경제성장에 있어서 정부투자의 효과성에 기여하고 있음을 알려 주었다. 반면, 민간부문의 투자가 경제성장에 기여하고 있다는 근거는 보이지 않았다. Lloyd 등 (2001)의 연구에서 단점은 경제개혁조치 이후 관찰횟수가 너무 적다는 것이다.

Islam (1992)은 방글라데시 (Bangladesh)의 1972-1988년 기간에 대해 분석하며, ODA가 경제성장에 별 영향이 없으며, Gounder (2001) 경우 피지 (Fiji)에 대한 계량분석을 통해 ODA가 경제성장에 양의 영향을 주었다는 결론을 제시하였다. 또한, Feeny (2005)는 1965-1999년 기간 중 파푸아뉴기니 (Papua New Guinea (PNG))에 있어서 원조 전체가 경제성장에 유의미한 영향을 주지 않았다는 결론을 제시하였다. 이들의 연구에 대한 정리는 다음 주제인 ODA전체와 무상원조의 효과 대비 관련 주제에서 행하기로 한다.

Fasaya and Onakoya (2012)는 1970-2010년 기간 중 나이지리아 (Nigeria)에 대해 분석하였다. ADF 단위근 검증 결과에 따르면 관련 변수들은 $I(0)$ 와 $I(1)$ 이 혼재된 결과를 보였다. Johansen 공적분 검증과 오차수정모형은 원조 유입과 그것의 자승항이 나이지리아의 경제성장에 유의미한 영향을 준다는 것이었다. 그러나 그들은 적합하지 않은 공적분 검증을 사용하였기에, 그들의 연구결과는 신뢰하기에 곤란하다.

Adams and Atsu (2014)는 1970-2011년 기간 중 가나에 대해 ARDL 공적분검증을 시행

하였다. 오차수정모형은 단기적으로 ODA가 1인당 GDP 증가율에 대해 양의 영향을 주나, 장기적으로는 음의 영향을 준다는 것을 보였다. 투자와 정부소비는 경제성장에 양의 관계가 있으나, 금융화 정도 (financial depth)와 국제무역은 경제성장에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

Girma (2015)는 1974–2011년 기간 중의 에티오피아 (Ethiopia)에 대해 분석하였다. ARDL 공적분 검증을 통해 그는 원조가 에티오피아의 경제성장에 음의 영향을 주나, 건전한 거시경제정책을 사용하는 경우에는 원조가 경제성장에 양의 효과를 미치는 것을 보였다.

Mah (2015)는 1990–2012년 기간 중의 탄자니아 (Tanzania)에 대해 분석하였다. 그는 ARDL 공적분 검증을 경제성장률, 투자, 수출과 원조유입액에 대해 적용하였고, 오차수정모형은 수출증가가 경제성장에 양의 영향을 유의미하게 주었음을 보여주었다. 투자나 원조유입은 경제성장에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났으나, 원조가 투자의 큰 부분을 차지하나 투자가 추가적인 변수로 사용되었으며, 이 연구는 분석기간이 짧았다는 약점을 지니고 있다.

위에서 정리된 계량분석 결과들을 저자, 국가 및 효과별로 간략히 살펴보면 다음 <표 II.1>과 같다.

<표 II.1> ODA의 국가별 경제성장에 미치는 효과

저자	국가	ODA의 경제성장에 미치는 효과
Islam (1992)	Bangladesh	영향 없음
Gounder (2001)	Fiji	+ 영향
Lloyd 등 (2001)	Ghana	+ 영향
Feeny (2005)	PNG	영향 없음
Fasanya and Onakoya (2012)	Nigeria	+ 영향
Adams and Atsu (2014)	Ghana	단기적 +영향 장기적 -영향
Girma (2015)	Ethiopia	- 영향
Mah (2015)	Tanzania	영향 없음

(5) ODA의 유형별 효과 분석

ODA의 각 유형들은 경제성장에 대해 별개의 영향을 줄 수 있다. 이러한 점에 주목하여 몇 연구가 행해져 왔다. Gounder (2001)는 1968-1996년 기간 중 시계열자료를 이용하여, 피지(Fiji)에 대한 원조와 경제성장과의 관계를 실증 분석하였다. 특히 무상원조와 유상원조, 기술적 지원, 양자간 원조와 다자간 원조 등과 같은 원조 유입의 구성요소들을 통해 원조와 경제성장 사이의 장기 및 단기적 관계를 추정하였다. 분석결과는 동 분석기간 중 피지에서 총 원조 유입과 그의 구성요소 중 양자간 원조, 무상원조, 그리고 기술적 지원이 경제성장에 양의 유의미한 영향을 준다는 것을 보였다.

Feeny (2005)는 1965-1999년 기간 중 시계열자료를 이용하여, 파푸아뉴기니(Papua New Guinea)에 있어서 원조가 경제성장에 미치는 효과에 대해 분석과 함께, 해외원조를 다양한 구성요소로 세분하여 서로 다른 유형의 원조가 경제성장에 미치는 효과를 분석하였다. 분석결과는 동 분석기간 중 파푸아뉴기니에 제공된 총원조가 GDP성장을 증가시키지는 않았으나, 프로젝트 원조의 경우는 경제성장에 양의 유의미한 영향을 주었다는 것을 보였다. 이는 세분화된 원조 유형에 대한 분석이 원조의 경제성장에 대한 효과성에 대한 실증연구에 있어서 중요하다는 점을 시사해 준다.

Choi (2014)는 인도(India), 스리랑카(Sri Lanka), 방글라데시(Bangladesh), 파키스탄(Pakistan)과 네팔(Nepal), 이상 남아시아 5개국들의 1995-2012년 기간에 대한 패널분석을 통해 ODA를 경제부문과 사회적 부문으로 나누어 분석하였다. 이를 위해 Choi (2014)는 1인당 GDP증가율을 (경제원조)/GDP, (사회부문 원조)/GDP, 거버넌스 지수, 국가 고정효과와 특정시간 효과변수에 대해 분석하였다. 경제부문원조는 인프라스트럭처와 생산을 위한 원조로 또한 나누어 분석하였다. 거버넌스 지수는 Freedom House의 정치적자유와 시민의 권리(political freedom and civil rights)로서 측정하였다. 분석 결과에 따르면 남아시아에 있어서 경제 분야 원조는 항상 경제성장에 양의 유의미한 영향을 주었다. 특히, 인프라스트럭처에 대한 경제적 원조는 경제성장에 양의 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면, 거버넌스 지수는 통계적 유의성을 보이지 않았다.

(6) ODA전체와 무상원조의 효과 비교

유상원조와 무상원조 간의 차이, 혹은 ODA전체와 무상원조간의 차이가 가능하나, 이들 간의 경제성장에 미치는 별개의 효과에 대한 엄밀한 계량분석은 별로 이루어지지 않았다. Islam (1992)은 1972-1988년 기간 방글라데시 (Bangladesh)의 시계열자료를 이용하였고, OLS기법을 적용하여 추정한 결과 저축율과 같은 국내적 요인은 경제성장에 양의 유의미한 영향을 준다는 것을 보였다. 원조 전체와 같은 대외적 요인은 방글라데시의 경제성장에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 보고하였다. 또한, 원조를 무상원조와 유상원조로 나누어 보았을 때 유상원조는 양의 유의미한 영향을 주나, 무상원조는 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는다는 결과를 보였다. 그러한 의미에서 Islam (1992)은 유상원조는 무상원조보다 보다 효율적으로 사용되며, 그 이유로서 무상원조는 상환해야 하는 자금이 아니므로, 정부당국자가 받아들인 무상원조를 사용함에 있어서 부패를 더 감당하기 쉽다고 보았다. 원조를 분해해 보았을 때, 저자들은 상품원조나 프로젝트원조보다 식량원조가 보다 더 효과적임을 보였으나, 이는 직관적으로 그럴듯하지 않다. Islam (1992)은 시계열자료 분석에 있어서 필수적인 안정성 검증을 행하지 않았다는 중요한 오류를 갖고 있다.

1968-1996년 기간 중 피지 (Fiji)에 대한 ARDL방식의 공적분 검증을 통해 Gounder (2001)는 ODA전체, 양자간 원조 (bilateral aid), 무상원조와 기술적 지원이 피지의 경제성장에 유의미한 영향을 주는 것임을 보였다. 그러나 유상원조는 피지의 경제성장에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 또한, 수출과 사적 투자 (private investment)가 경제성장에 긍정적으로 기여하는 것으로 나타났다.

Feeny (2005)는 1965-1999년 기간 중 파푸아뉴기니에 있어서 원조가 경제성장에 미치는 효과에 대해 분석하였다. 그의 ARDL 공적분검증 결과에 의하면 원조 전체는 경제성장에 유의미한 영향을 주지 않았다. 또한, 무상원조나 유상원조 모두 해당 기간 파푸아뉴기니의 경제성장에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

1978-1999년 기간 중의 개발도상국들에 있어서 경제성장과 원조 간의 상관관계수에 대한 연구를 통해 Nunnenkamp 등 (2005)은 원조가 유상원조의 형태이건 무상원조의 형태이건 경제성장과 관계에 있어서 큰 차이가 없다 ("It does not make a big difference for economic growth whether aid comes in the form of grant or loan")고 결론지었다. 그리고 그들은 그 이유로서 무상원조는 부패 정도가 심한 국가들에 있어서 낭비되기 쉽지만, 유

상원조의 경우 잘 관리되지 않는 경우 과도한 외채부담으로 이어질 수 있기 때문에 경제성장에 미치는 효과에 있어서 어느 하나가 일방적으로 우위에 있다고 볼 수 없다는 점을 들었다.

Cordella and Ulku (2004)는 원조 공여국들이 이타적 (altruistic)이며, 그들이 수원국들의 경제성장에만 관심을 갖는다고 가정하였다. 그들의 분석은 1975-1995년 기간 중 69개국의 3년간 평균 기간의 7회 관찰 자료에 근거하였다. EDA를 유상원조의 무상원조적 성격 부분 (grant element) + 기술지원 (technical assistance)을 제외한 공적 무상원조로 측정하였으며, 이때 양허성 (concessionality) 변수는 EDA/ODA의 비율로 정의하였다. 따라서 높은 양허성은 무상원조에 근접하는 것으로 이해될 수 있다. 설명변수들의 내생성을 고려하여, 그들은 설명변수들의 1기 시차를 둔 변수들을 도구변수로 사용하였다.

Cordella and Ulku (2004)의 OLS 추정 결과에 따르면, EDA 자체는 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았으며, 양허성변수의 계수는 (양허성)*(정책) 항과 (예산 흑자)*(정책) 항이 추가될 때 양의 통계적으로 유의미한 결과를 보였다. 이들의 연구결과는 무상원조적 성격 부분이 커질수록 (higher grant element) 1인당 경제성장률이 커진다는 것으로서 흥미를 끈다. 이외에도, 그들의 연구결과에 따르면, 해당 국가의 대외채무가 커질수록 1인당 경제성장률은 더 작아지는 것으로 나타났다. 그들의 GMM 추정에 의한 연구에서 상호작용항들이 추가되었을 때, 양허성 변수의 계수는 통계적으로 유의미하며, 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 전반적으로, 그들의 분석에 의하면 양허성의 경제성장에 미치는 영향은 좋은 정책을 가진 국가일수록, 더 부유한 국가일수록, 그리고 대외채무가 적은 국가일수록 더 커지는 경향을 보였다. 무역의존도는 경제성장에 양의 영향을 주는 것으로 나타났으며, 정부예산 변수와 통화공급량 (M2/GDP) 항들은 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다. 아울러, 유아사망률이 높을수록 경제성장률이 낮아지는 것으로 나타났다.

ODA의 경제성장에 미치는 효과를 다루는 대부분의 관련 연구들은 원조유입이 경제성장에 영향을 주는 직접적인 경로에 주목하지 않았다. 반면, Gomanee 등 (2005: 1057)은 비록 수원국의 모든 투자가 원조 때문은 아니며, 모든 원조가 투자진흥을 의도하는 것은 아니라는 점을 인정하면서도, 원조는 투자진흥을 통해 경제성장에 영향을 준다고 지적하였다. 수원국에 있어서 원조가 국내에서 차지하는 비중이 크다 보니, 국내 투자의 많은 부분이 원조 때문이고, 따라서 그들은 대부분의 원조-경제성장 문제를 다루는 문헌들이 투자를 무시하는 점에 주목하였다. 그들은 1970-1997년 기간 중 25개 사하라 이남 아프리카 국가들에 대한 자료를 이용하였고, 경제성장에 단기나 중기적 영향을 주지 않을 것으로 예상되는 기술적 지원 부분

을 제외한 통계자료를 사용하였다. 그리고 그들은 원조가 투자를 통해 경제성장에 미치는 영향에 대한 계량분석을 시행하였다. 그들은 정책 지표들을 통제변수로 사용하였으나, 원조*정책 상호작용항들은 분석 시 설명변수로 포함시키지 않았다.

그들의 분석에 있어서는 투자의 역할이 중심이 되는 바, 원조와 투자변수가 분석 시 모두 사용되는 경우, 원조의 일부는 투자로 사용되기 때문에 이중계산 (double counting) 문제가 발생할 수 있다고 지적하면서, 그들은 이 문제를 극복하는 방법으로서 생성된 설명변수들 (generated regressors)을 제시하였다 (Gomanee 등, 2005: 1057). Gomanee 등 (2005)의 연구는 Burnside and Dollar (2010)의 연구와 대비될 수 있다. 예를 들어, 후자 역시 원조가 투자에 영향을 준다는 점을 인식했으나, 정책이 투자의 생산성에 영향을 준다는 점에서 원조*정책 상호작용항을 사용하는 대신 투자변수는 설명변수에서 제외한 바 있다. 반면, 전자는 생성된 투자변수를 사용하는 대신 원조*정책의 상호작용항은 제외하였다. Gomanee 등 (2005)은 또한 원조에 대한 수확체감을 표현하기 위해 원조 자승항을 사용하였으며, 통제변수들로서 (생성된) 투자, 초기 소득과 인적자본 (human capital)을 사용하였다. 그들은 정책 변수로서 물가상승률, (정부의 소비 (government consumption))/GDP와 수입액/GDP를 사용하였다. 정치적 상황을 나타내는 변수로서는 민주주의의 정도가 사용되었다.

Gomanee 등 (2005)은 원조의 경제성장에 미치는 효과를 검증하기 위해 식량원조, 긴급 구호와 기술적 지원을 제외한 순 ODA와 무상원조 변수를 사용하였다. 그들의 패널분석 추정 결과에 따르면, 원조는 경제성장에 유의미한 양의 영향을 준다. 그리고 원조는 투자와 수입액/GDP에 양의, 유의미한 영향을 주지만, 그 중 투자만이 경제성장에 영향을 주는 것으로 나타났다. 패널분석에서 투자 변수가 제외되는 경우, 무상원조 변수는 양의 유의미한 영향을, 그리고 무상원조 자승항은 음의 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 무상원조가 순 ODA 전체로 대체되는 경우에도 계량분석 결과는 대체로 동일했다. 평균적으로, 원조/GNP 비율이 1퍼센티지 포인트 증가 시 경제성장률은 0.25 퍼센티지 포인트 정도 증가하는 것으로 나타났다. 무상원조와 순ODA가 경제성장에 거의 비슷한 영향을 주는 것으로 나타났기에, 그들은 무상원조와 유상원조가 경제성장에 거의 동일한 영향을 준다고 결론지었다. 물가상승률은 경제성장에 음의 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 원조의 영향을 제외한, 생성된 투자 변수는 경제성장에 양의 영향을 주는 것으로 나타났다.

Gomanee 등 (2005)의 연구는 여러 관련 변수들을 사용하는 매우 포괄적인 연구이며, 투자의 역할에 주목했다는 점에서 큰 의미를 지니나, 생성된 투자 변수라는 것이 매우 자의적일

수 있기에, 전체 연구 결과의 신뢰성을 떨어뜨릴 수 있으며, 많은 국가들을 대상으로 패널분석을 하다 보니, 특정 국가에 집중한 연구결과를 보이지 못했고, 사하라 이남 아프리카 국가들에 한정된 연구라는 점에서, 그리고 우리나라의 ODA공여가 집중되어 있는 아시아 주요 수원국들이 분석 대상에서 제외되었다는 점에서 우리나라의 ODA정책에 대해 갖는 의미는 제한적일 수 있다.

Tezanos 등 (2013)의 연구는 1992-2007년 기간 중 32개 라틴아메리카와 캐리비안 수원 국가들 중 자료가 결여된 12개국들을 제외한 20개 국가들에 대한 자료를 사용하여, 높은 불평등수준 지역에 있어서 원조의 의도된 영향을 정밀하게 규정하기 위해서 불평등이 조정된 1인당 GDP성장률과 관련하여 원조의 효과성을 평가하였다. Tezanos 등 (2013)은 정책 지표들을 통제변수로 사용하였으며, 원조*정책 상호작용항을 분석 시 설명변수로 포함시켰다. 또한 원조에 대한 수확체감을 표현하기 위해 원조 자승항을 사용하였다. 추가적 통제변수들로서 초기 소득과 인적자본(human capital) 및 1차 에너지생산(primary energy production) 등이 사용되었다. 그들은 정책변수로서 물가상승률, 교역조건 변동성과 원조변동성 등을 사용하였다. 정치적 상황을 나타내는 변수로서는 부패에 대한 통제와 자살율의 정도가 사용되었다.

Tezanos 등 (2013)은 원조의 경제성장에 미치는 효과를 검증하기 위해 공적 개발 원조(ODA)를 무상원조와 유상원조로 분류하여 두 유형 모두를 독립변수로 사용하였다. 그들의 패널분석 추정결과에 따르면, 총괄적으로 ODA는 경제성장에 유의미한 양의 영향을 준다. 그리고 무상원조와 유상원조 모두 경제성장에 유의미한 영향을 주지만, 그 중 유상원조가 경제성장에 주는 영향이 무상원조의 경우 보다 큰 것으로 나타났다. 그리고 ODA는 덜 부패된 국가들에서 보다 효과적인 것으로 나타났다. 보다 정밀하게는 평균적으로 무상원조 비율이 1퍼센티지 포인트 증가 시 경제성장률은 0.28 퍼센티지 포인트 정도 증가하는 것으로, 유상원조 비율이 1 퍼센티지 포인트 증가 시 경제성장률은 0.44 퍼센티지 포인트 정도 증가하는 것으로 나타나고 있다. 물가상승률은 경제성장에 음의 영향을 주는 것으로 나타났다.

Tezanos 등 (2013)의 연구는 여러 관련 변수들을 사용하는 매우 포괄적인 연구이며, 높은 1인당 소득수준 및 불평등수준이 아주 높은 개도국지역의 수원국이라는 특성을 주목했다는 점에서 큰 의미를 지니나, 라틴아메리카와 캐리비안 국가들에 한정된 연구라는 점에서, 그리고 우리나라의 ODA공여가 집중되어 있는 아시아 주요 수원국들이 분석 대상에서 제외되었다는 점에서 우리나라의 ODA정책에 대해 갖는 의미는 제한적일 수 있다.

이재은 (2014)은 한국이 수원국이었던 시기에 대해 무상원조 유입과 유상원조 유입이 한국의 경제성장에 미친 영향을 대비하였다. Johanssen 공적분 기법을 적용하였고, 무상원조는 경제성장과 항상 양의 장기적 관계가 있었으나, 유상원조의 경우, 우수한 정책이 뒷받침될 때 경제성장에 양의 영향을 미쳤다는 것을 발견하였다.

아래의 <표 II.2>는 위에서 살펴 본 ODA전체, 무상원조 및 유상원조의 경제성장에 미치는 효과에 대해 계량분석을 시행한 결과들을 정리하여 보여준다. 계량분석을 행한 연구들의 수가 매우 제한적이고, 또한 일부 연구들은 분석 방식에 큰 결함이 있다는 한계가 있으나, 이 표에 정리된 결과들을 보자면 기존 몇 개의 계량분석 결과들은 대체로 ODA전체와 무상원조가 경제성장에 양의 유의미한 영향을 주는 것으로 나타나고 있다는 것을 알 수 있다.

<표 II.2> ODA전체, 무상원조 및 유상원조가 경제성장에 미치는 효과

저자	ODA전체	무상원조	유상원조
Islam (1992)	영향 없음	영향 없음	+ 영향
Gounder (2001)	+ 영향	+ 영향	영향 없음
Cordella and Ulku (2004)	<양허성 클수록 + 영향 커짐>		
Feeny (2005)	영향 없음	영향 없음	영향 없음
Nunnenkamp (2005)	n.a.	+ 관계	+ 관계
Gomanee 등 (2005)	+ 영향	+ 영향	n.a.
Tezanos 등 (2013)	+ 영향	+ 영향	+ 영향
이재은 (2014)	n.a.	+ 영향	정책 조건 시 + 영향

n.a.: 추정 결과 제시 없음 (not available)

지금까지 정리한 관련 선행 연구결과들은 대부분 ODA전체의 효과를 분석하고 있다. 위의 <표 II.2>에 보이는 몇 연구들은 ODA전체 뿐 아니라 무상원조의 경우에 국한한 경제성장에 미치는 효과에 대한 분석을 시행하고 있으나, 그 중 Islam (1992)는 시계열분석 기법을 잘못 사용하고 있고, Nunnenkamp (2005)는 상관계수만 살펴보고 있는 문제점이 있으며, Cordella and Ulku (2004)의 경우 무상원조에 국한한 연구라고 할 수는 없다. 그러한 점에서 이 연구들을 제외하면, 사실상 Gounder (2001), Feeny (2005), Gomanee 등 (2005)의

연구가 무상원조의 경제성장에 미치는 효과에 국한한 연구라고 볼 수 있다. 즉, 무상원조의 경제성장에 미치는 효과를 분석한 연구는 세계 전체적으로도 매우 적다.

아울러, 이러한 연구들은 수원국 일반, 혹은 아프리카를 대상으로 한 연구들이 대부분이며, 우리의 중점협력 대상국들을 분석 대상으로 한 연구는 전무한 형편이다. 또한, ODA 혹은 무상원조가 의미 있게 경제성장에 기여했을 가능성이 큰, 높은 경제성장률을 보이고 있는 수원국들에 초점을 맞추는 연구는 거의 전무한 상황이다. 아울러, 국가마다 갖고 있는 특성이 매우 다르지만, 특정 국가에 대해 ODA전체와 무상원조의 경제성장에 미치는 효과를 비교하는 연구는 Gounder (2001)의 피지 (Fiji)에 대한 연구 등에 불과할 정도이다.

III. 분석 모형

ODA는 물론 수원국의 경제성장만을 목표로 하지 않는다. 수원국의 기본적인 보건, 교육, 극심한 빈곤 퇴치, 긴급재난 시 생명유지를 가능하게 하는 긴급구호 활동 등이 역시 매우 큰 중요성을 지닌다. 본 연구는 그와 같은 모든 목표들을 다루지 않고, ODA가 수원국의 경제성장에 미치는 영향에 집중하며, 그러한 점에서 연구 목표는 한정적이다.

본 연구는 ODA전체 혹은 무상원조가 높은 경제성장률을 유지하고 있는, 우리나라의 일부 중점협력 대상국들을 대상으로 한 분석을 행하고자 한다. 이를 위해 관련 기존 연구들에 기반을 두며, 주요 경제성장 모형들을 연구 대상 수원국들에 보다 적합한 모형으로 수정하여 제시하고자 한다.

1. 일반적 경제성장 모형

경제성장을 설명하는 모형들로서 20세기 후반 이래 주목을 많이 받아 온 모형들은 Harrod-Domar 모형, Solow모형, 내생적 성장 모형 (endogenous economic growth model) 등이라고 할 수 있다. Harrod-Domar 모형에서는 저축률(투자율) 제고가 경제성장에 큰 영향을 줄 수 있다. Keynes거시경제학의 특성을 반영한 Harrod-Domar 모형은 1950년대 중반 이후 보다 엄밀하게 제시된 Solow모형 출현 이후 연구자들의 관심을 상당히 잃게 되었다. Solow 경제성장 모형은 다음과 같은 생산함수로부터 출발하며, 기본적으로 가계 (households)와 기업들 (firms)로 구성되는 2부문 경제를 가정한다.

$$Y = f(K, L) \quad (\text{식 1})$$

여기에서 Y , K , L 은 각각 생산량, 자본량, 노동량을 나타낸다. 한계생산성 체감을 가정하며, 이 가정으로 인해 경제발전 단계가 높은 국가의 경제성장률이 낮아지기 쉬우며, 경제발전 단계가 낮은 국가의 경제성장률이 높아지기 쉽기 때문에, 이에 따라 시간 경과와 더불어 국가들 사이에 수렴 (convergence)현상이 발생한다는 설명이 가능해진다. Solow모형에 있어서 투자의 증가는 단기적으로 성장률을 높이는 효과를 갖게 되며, 생산성의 증가는 경제성장률을 항구적으로 높일 수 있다. 이와 같이 경제성장률에 큰 영향을 줄 수 있는 생산성 증가는 외

생적 (exogenous)으로 주어지며, 생산성 증가가 어떻게 이루어지느냐에 대한 설명은 행해지지 않았다.

1980년대 중반 이후 내생적 경제성장 모형이 제시, 발전되었고, 이는 Solow 성장모형에서 외생적으로 처리되었던 생산성이 어떻게 모형 내부에서 결정되는지를 설명하였다. 그리고 내생적 경제성장 모형을 발전시킨 학자들은 국가의 생산성은 국제무역의 진전이나 해외직접투자유입과 같은 세계화 (globalization)의 측면, 교육과 같은 인적자본의 측면, 그리고 연구개발 (R&D)과 같은 측면에 의해 결정된다는 점에 주로 주목해 왔다 (Barro and Sala-i-Martin, 2004: 23-80, 205-317, 433-460). 특히, 내생적 경제성장모형이 주목하고 있는 연구개발과 같은 경우 경제발전 단계가 높은 국가들에서 주로 의미를 더 갖게 되기 쉽다. 본 연구의 분석 대상 국가들의 경우 무역의존도나 해외직접투자의 유입 정도가 경제규모에 비해 상당히 큰 경우가 많으므로 본 연구에서 분석의 대상으로서 주목한다.

2. 시계열 분석 모형

Gomanee 등 (2005), Kimura 등 (2012)과 Museru 등 (2014)은 ODA가 경제성장에 미치는 효과에 대해 지금까지 연구된 주요 변수들을 거의 모두 사용하여 계량 분석을 행했으므로, 본 연구는 우선 그들의 분석 모형에 근거하여 연구를 진행한다. 이들의 연구는 앞에서 설명한 주요 경제성장모형을 다소 변형하여 원조 변수가 주요 변수로 사용된다. 본 연구의 분석 대상 국가들 경우 세계화의 진전 정도, 즉, 국제무역에 대한 의존도 및 해외직접투자의 유입 정도가 큰 편이기 때문에 이러한 변수들을 동시에 고려하여 수원국들의 경제성장을 설명하는 기본 모형을 설정한다. 또한, 우선 시계열분석을 특정 국가에 대해 시행하기에 적합하도록 다음 (식 2)를 설정한다.

$$Y(t) = f(aid(t), GLOB(t), inv(t)) \quad (\text{식 2})$$

여기에서 Y는 (1인당) 실질 GDP 증가율, aid는 (순 ODA (혹은 무상원조) 유입액)/GDP, GLOB는 세계화 정도로서 본 연구에서는 수출액/GDP로 정의될 수 있는 수출의존도와 (순 FDI 유입액)/GDP로 측정된다. inv는 국내 투자로서 총자본형성 (gross capital formation)/GDP로서 측정될 수 있다. aid의 추정계수는 원조의 경제성장에 대한 효과성이 있는 경우 양의 부호를 보일 것으로 예상된다. GLOB를 나타내는 변수들은 국제무역의 경우

나 해외직접투자의 경우나 그 값이 커짐에 따라 세계화의 긍정적인 효과로 인해 경제성장에 긍정적인 영향을 미칠 것이므로 추정계수의 부호가 양수로 예상된다. 투자가 경제성장에 긍정적 영향을 미칠 경우 inv변수의 추정계수는 물론 양의 부호로 예상된다.

위의 (식 2)는 원조의 경제성장에 미치는 효과를 분석하는 단순하며 전통적인 모형에 해당한다. 위의 전통적인 모형에 대해 2000년대 이후 연구가 많이 진행된 세부적인 내용들을 반영하여 정책, 정책*원조의 상호작용항, 그리고 원조 자승항의 영향을 고려하는 경우 다음과 같은 확장된 모형을 고려할 수 있다.

$$Y(t) = f(aid(t), aid(t)^2, GLOB(t), inv(t), policy(t), aid*policy(t)) \quad (\text{식 } 3)$$

위의 (식 3)에서 원조변수 자체와 원조 자승항 (aid^2)은 원조의 비선형 효과를 나타내며, aid의 추정계수가 양수이며, 원조 자승항의 추정계수가 음수로 추정되는 경우, 경제성장률의 원조에 대한 수확체감의 존재를 나타내는 셈이 된다. policy는 정책변수로서, 연구자에 따라서 다양한 정책이 사용되나, 거의 모든 연구자들이 물가상승률 (inflation rate)을 이 정책 변수에 포함시킨다. 또한, 통화정책과 재정정책이라는 거시경제의 수요관리정책 (demand management policy)의 목표가 결국 물가 관리와 실업률 관리라고 볼 수 있으며, 이 중 실업률 변수는 농업 부문의 비중이 매우 큰 개발도상국들에 있어서 농업 부문의 위장실업 (disguised unemployment)이 광범위하게 존재할 수 있기 때문에 실업률 측정이 정확하지 않는 경우가 일반적이라고 할 수 있다. 따라서 상대적으로 측정치에 대한 신뢰도가 더 크다고 판단되는 물가상승률을 건전한 수요관리정책 구사의 척도로 보아 사용하기로 한다. 물가상승률 자체는 총수요 진작으로 인해 단기적으로 경제성장률에 긍정적인 영향을 줄 수도 있고, 반면 거시경제의 불안정성으로 인해 부정적 영향을 줄 수도 있다.

원조의 경제효과성에 대한 연구들에 있어서 원조가 경제성장에 미치는 효과가 정책 조건에 따라 달라진다고 하는 Burnside and Dollar (2000) 이후의 많은 연구들에 있어서 대체로 좋은 정책은 안정적이고 낮은 물가상승률의 유지라고 할 수 있다. 따라서 물가상승률이 낮을수록 원조의 경제성장률에 미치는 효과는 더 커진다고 할 수 있다. 물론 원조의 경제성장률에 미치는 영향이 정책 조건에 의해 영향을 받지 않는 경우에는 aid*policy 변수의 추정계수가 통계적 유의성을 지니지 않게 될 것이다.

3. 패널 분석 모형

선택된 특정 수원국에 대한 시계열분석을 시행한 후, 관찰횟수를 훨씬 많이 확보할 수 있으며, 또한 원조의 유형별효과를 검증하기 위해 여러 국가들의 자료를 이용한 패널분석을 추가적으로 시행해 보기로 한다. 이를 위해 Rajan 등 (2008), Tezanos 등 (2013) 과 Askarov 등 (2015)의 ODA의 효과성을 다룬 모형에 세계화의 영향을 검증하는 Barro-type의 경제성장 모형을 혼합하여, 우리나라의 중점협력 수원국의 경제성장을 설명하는 패널분석 모형을 다음과 같이 제시한다.

$$Y = f(aid, policy, GLOB, X) \quad (\text{식 4})$$

여기에서 Y는 1인당 실질 GDP 증가율, aid는 (순 ODA (혹은 무상원조)유입액)/GDP, policy는 정책변수로 (식 3)에서와 같이 물가상승률을 이 정책변수로 사용한다. GLOB는 세계화 정도로서 국제무역의 경우 무역의존도 즉, (수입액+수출액)/GDP, 수출액/GDP로 정의될 수 있는 수출의존도, 혹은 평균관세율 등으로 측정될 수 있다. 또한, (순 FDI 유입액)/GDP가 추가로 고려된다. X는 경제성장과 관련된 통제변수 벡터로서 총자본형성/GDP과 연간 인구증가율로 측정된다. aid의 추정계수는 원조의 경제효과성이 있는 경우 양의 부호를 보일 것으로 예상되며, 정책변수인 물가상승률 자체는 총수요 진작으로 인해 단기적으로 경제성장률에 긍정적인 영향을 줄 수도, 거시경제의 불안정성으로 인해 부정적 영향을 줄 수도 있다. GLOB를 나타내는 변수들은 세계화의 긍정적인 효과로 인해 경제성장에 긍정적인 영향을 미칠 것이므로 추정계수의 부호가 양수로 예상된다. 투자가 경제성장에 긍정적 영향을 미칠 경우 국내투자변수의 추정계수는 물론 양의 부호로 예상된다. 개발도상국인 수원국들에서 인구증가율은 경제성장에 부정적인 영향을 줄 것으로 예상된다.

위의 (식 4)는 원조의 경제성장에 미치는 효과를 분석하는 단순하며 전통적인 모형에 해당한다. 위의 전통적인 모형에 대해 2000년대 이후 연구가 많이 진행된 세부적인 내용들을 반영하여 정책, 정책*원조의 상호작용항, 그리고 원조 자승항의 영향을 고려하는 경우 다음과 같은 확장된 모형을 고려할 수 있다.

$$Y = f(aid, aid2, aid*policy, policy, GLOB, X) \quad (\text{식 5})$$

(식 5)는 (식 3)에서와 같이 원조변수 자체와 원조 자승항은 원조의 비선형 효과를 나타내며, aid의 추정계수가 양수이며, 원조 자승항의 추정계수가 음수로 추정되는 경우, 경제성장률의 원조에 대한 수확체감의 존재를 나타내는 셈이 된다. 위의 (식 5)에 있어서, 원조의 경제성장률에 미치는 영향이 정책 조건에 의해 영향을 받지 않는 경우에는 aid*policy 변수의 추정계수가 통계적 유의성을 지니지 않게 될 것이다.

원조-경제성장의 분석에서 중요한 쟁점은 원조의 내생성에 관한 잠재적 문제를 다룰 필요성이다. 만약 원조와 경제적 성과 사이에 역의 인과관계가 존재한다면, OLS 추정치는 편향될 것이다. 물론 내생성에 관한 모든 의구심을 제거하는 것은 거의 불가능하다 (Rajan and Subramanian, 2008) 할 수 있으나, 이러한 내생성의 문제를 극복하기 위하여 다음과 같은 방법을 사용할 수 있다. 첫째, 회귀분석 시 수원국들이 경험한 폭넓은 산출변동을 통제한 후에 원조의 경제성장에 미치는 영향을 분리하기 위해서 국가 및 시간 고정효과들 (country and time fixed effects)을 포함하여 분석하는 방법을 사용할 수 있다. 둘째, 회귀분석 시 설명력이 크나, 오차항과 독립적일 수 있는 도구변수 (instrumental variables) 들을 사용할 수 있다. 특히 내부적 도구변수를 생성하기 위해서 GMM분석을 사용할 수 있다.

(식 2), (식 3), (식 4), (식 5)를 대상으로 추정하며 검증해야 할 주요 가설들은 다음과 같다.

가설 1: ODA전체는 수원국 경제성장에 유의미하게 기여한다.

가설 2: 무상원조는 수원국 경제성장에 유의미하게 기여한다.

가설 3: 경제성장은 원조에 대해 수확체감 현상을 보인다. 즉, 비선형 효과가 존재한다.

가설 4: 수출증진, 국내투자, 해외직접투자유입은 경제성장에 긍정적으로 기여한다.

가설 5: 원조의 경제성장에 미치는 효과는 정책 조건에 의존한다.

가설 6: 원조의 경제성장에 미치는 효과는 주요 지역별로 차이를 보인다.

가설 7: 원조의 경제성장에 미치는 효과는 해당 수원국의 소득별로 차이를 보인다.

IV. 시계열자료 분석 결과

1. 분석 대상 국가

특정 국가에 대한 시계열 분석은 매 국가마다 상당한 시간을 필요로 하기에, 여러 국가들에 대한 분석을 하기에 곤란하며, 일부 국가를 선택하여 엄밀한 분석을 시행하여야 한다. 따라서 분석 대상 국가의 선정에 위한 기준이 필요하다. 본 연구에서는 우리나라의 ODA정책에 더 의미를 던져줄 수 있도록 하기 위해 중점협력국가를 첫 번째 선택 기준으로 삼기로 한다. 둘째, (순 ODA 유입액)/GDP의 비율이 최근 1% 이상인 국가로 한정하여, 해당 국가에서 ODA가 상당히 중요한 비중을 차지할 수 있는 국가를 분석 대상으로 한다. 셋째, 수원국들 중 비교적 높은 성장률 (예: 지난 20여년간 연평균 실질 GDP증가율이 5-6% 이상인 국가)을 보여 온 국가들에 대해 분석한다. 이러한 국가들에서 실제로 다른 요인보다 무상원조 (혹은 ODA)가 빠른 경제성장률 달성에 기여했는지를 보고자 하는 목적에서이다. 넷째, 가급적 우리나라에 있어서 ODA의 큰 비중을 차지하는 아시아와 아프리카를 분석 대상으로 선택하고자 한다. 예를 들어, 2008-2013년 기간 중 우리나라의 ODA액수 중 아시아는 54.5%, 아프리카는 18.7%를 차지하여 이 두 대륙이 차지하는 비중은 3/4에 달했다. 다섯째, 시계열분석은 관찰횟수의 제약을 크게 받는다. 따라서 최근 25년 이상의 관찰이 가능한 국가들에 대해 분석하고자 한다. 이를 통해 최소한의 자유도 (degrees of freedom)를 확보할 수 있을 것으로 기대한다.

위의 기준을 적용시켰을 때, 시계열분석을 시행하기에 적합한 수원국으로서 본 연구는 아시아의 베트남, 그리고 아프리카의 탄자니아를 선택하였다. 첫째, 이 국가들은 우리나라의 중점협력국이거나, 2015년 중반 이후 중점협력국으로 추가될 것으로 예상되는 국가들에 해당한다. 둘째, 이 국가들의 (순 ODA 유입액)/GDP의 비율이 최근 1% 이상을 계속 유지하고 있다. 셋째, 이 국가들은 최근 20년간 연평균 실질 GDP증가율이 5% 이상에 해당하는 매우 높은 경제성장률을 유지해 왔다. 넷째, 위의 국가들은 모두 아시아와 아프리카에 소재한다. 다섯째, 이 국가들의 연도별 자료들에 대한 관찰횟수는 모든 변수들에 있어서 적어도 25년 이상이 가능하며, 최소한의 자유도가 확보될 수 있다. 위의 국가들에 대한 기본적인 자료는 다음 <표 IV.1>과 같다.

〈표 IV.1〉 베트남과 탄자니아 기본 통계

변수	베트남	탄자니아
우리나라의 무상원조액 (2013) (단위: 백만원)	29,538	7,991
우리나라의 무상원조액 순위 (2013)	아시아 1위	아프리카 4위
우리나라의 유무상원조액 총액 순위 (2012)	7.9%	5위
연평균 실질 GDP 증가율 (1986-2013)	6.5%	5.3%
(순 ODA 유입액)/GDP (2013)	2.5%	7.9%

자료 출처:

우리나라의 무상원조액 및 순위: 한국국제협력단, 2013년 대외무상원조실적 통계

우리나라의 유무상원조 총액 순위: <http://www.odakorea.go.kr> (2015.04.21 다운로드)

연평균 실질 GDP증가율 및 (순 ODA)/GDP: 세계은행, <http://data/worldbank.org/indicators> (2015.04.21. 다운로드)

베트남은 최근 우리나라의 유무상원조 총액 및 무상원조 공여액수에 있어서 모두 아시아에서 1위의 수원국이며, 1980년대 후반 경제개혁 이후 높은 경제성장률을 기록해 왔기 때문에 베트남에 대해 우선 분석한다. 아프리카의 주요 수원국들 중 탄자니아의 경우 우리나라의 유무상원조 총액 및 무상원조 총액에 있어서 아프리카 내의 국가들 중 최근 4-5위 정도를 차지하는 주요 수원국들 중 하나이다. 또한, 지난 20여 년간 높은 경제성장률을 달성하고 있는 국가이기 때문에 탄자니아에 대해 분석해 보고자 한다.

2. 변수 설명

시계열분석에 있어서 우선 경제성장률의 경우 주로 1인당 실질 GDP증가율을 사용해 본다. aid변수의 경우 OECD자료를 이용하여 (순 ODA 유입액 및 무상원조유입액)/GDP로 측정한다. 효과적 원조액 (EDA)를 대안으로 고려할 수도 있으나, Dalgaard and Hansen (2001)이 보였듯, EDA와 ODA간의 상관관계수가 거의 1에 가까운 상황에서 계산이 자의적일 수 있고, 자료 취득이 곤란한 EDA를 사용할 특별한 이유는 없는 것으로 보인다. 정책변수는 물가상승률을, 그리고 투자 (inv)변수는 (총 고정 자본형성)/GDP를, 그리고 국제무역의 경우 각 국가들에서 수출증진에 노력하고 있는 점을 반영하여 수출의존도, 즉 수출액/GDP 비율을 우선 사용한다. 해외직접투자는 (순 해외직접투자 유입액 (net FDI inflows))/GDP를 사용한다.

ODA 및 무상원조 유입액을 제외한 다른 통계자료는 모두 세계은행 자료를 이용한다.

3. 계량분석 방법

시계열 자료를 사용하는 경우 변수의 수준 (level) 자체를 이용하여 회귀분석을 시행하는 것은 변수들의 불안정성 (non-stationarity) 문제 때문에 분석 결과를 믿을 수 없다고 하는 가성회귀 (spurious regression)의 문제가 발생하기 쉽다. 따라서 불안정성을 점검하기 위해 각 변수들에 대한 단위근 검증 (unit root test)을 시행한다. 대부분의 시계열자료들은 불안정적인 모습을 보이기 쉽다. 적어도 한두 개의 변수들이 불안정성을 보이게 되는 경우 Pesaran, Shin and Smith에 의한 ARDL에 의한 분산한계 (variance bounds) 방식의 공적분 검증을 시행한다. 이는 설사 변수들이 $I(0)$ 와 $I(1)$ 이 혼재된 모습이며, 표본의 개수가 적다 하더라도 (small sample size) 공적분 검증을 행할 수 있다.

공적분 검증을 통해 관련변수들 간의 장기균형관계 (long run equilibrium relationship)의 유무를 확인할 수 있다. 또한, 공적분 여부에 따라 공적분이 되어 있지 않다면 해당 변수 자체 혹은 1차 차분 형태를 이용하여 (식 2)와 (식 3)에 대해 회귀분석을 시행한다. 또한, 비선형 효과를 고려하여 회귀분석을 시행한다. 만약, 각 변수들 간에 공적분이 되어 있는 경우라면 오차수정모형을 통해 오차 수정향을 확인하여 공적분 여부를 재확인하고, 또한 인과관계를 확인할 수 있다.

4. 분석 결과

(1) 베트남

1) 개혁 이후 경제발전의 전반적 추세

1.1) 경제개발 전략과 정책 방향

1986년 경제개혁 (Doi Moi) 이전 중앙계획경제 하에서 베트남 정부는 중공업 우선 정책을 추구했다. 그러나 일상 필수품의 부족과 경제 정체로 인해 이러한 목표는 달성될 수 없었다. 경제개혁 이후 정부는 중공업 추구정책을 포기하고 소비재 생산에 중점을 두게 되었다. 베트

남은 2020년까지 공업화된 국가의 단계에 이르고자 하는 목표를 세웠다. 1994년 공산당 회의에서 채택된 “공업화와 현대화”의 목표는 바로 이를 위한 것이라고 할 수 있다. 경제개혁 이후 국제무역액이 증가하고 해외직접투자 유입이 급증하게 되었다. 베트남은 ASEAN의 일원으로서 아세안자유무역지대 (AFTA)를 형성하였고, 2007년 1월 WTO의 회원국이 되어 세계무역체제에 완벽하게 편입되었다 (Ishida and Fujita, 2010: 167-168).

베트남 정부는 1991-2000년 제 1차 10개년 경제 개발 계획 및 2001-2010년 제 2차 10개년 경제 개발 계획을 완료한 후, 2011-2020년 기간 중 제 3차 10개년 경제 개발 계획을 추진 중이다. 제 3차 10개년 경제 개발 계획 기간 중에는 민간부문의 발전 심화, 공기업의 효율성 강화 등을 목표로 하고 있으며, 보다 고도의 경제구조 진입을 가능하게 하는 과학기술 발전 등에 특히 주목하고 있는 상황이다.

1.2) 경제 구조

도이모이 이후 베트남은 고도의 경제성장을 기록해 왔다. 연평균 실질 GDP증가율은 1986-2013년 기간 중 6.5 퍼센트에 달했다. 고도경제성장 결과 1인당 GDP는 1985년 239 달러에서 2013년 1,911달러로 증가하였다. 동 기간 중 각 분야가 GDP에서 차지하는 비중도 변화하여, 다음의 <표 IV.2>가 보여주는 바와 같이 농업/GDP의 비중은 1985년 40.2%에서 2013년 18.4%로 감소하였으며, 광공업/GDP의 비율은 1985년 27.4%에서 2013년 38.3%로 증가하였다.

<표 IV.2> 1인당 GDP 및 GDP 중 차지 비중의 변화, 베트남

	연도			
	1985	1995	2005	2013
1인당 GDP (US\$)	239	288	700	1,911
농업 비중 (%)	40.2	27.2	19.3	18.4
광공업 비중 (%)	27.4	28.8	38.1	38.3

자료: World Bank, World Development Indicators 2015.

주요 산업의 측면에서 보자면, 의류산업이 경제개혁 이후 베트남의 제조업을 상당 기간 이끌어 왔다. 도이모이 (Doi-Moi) 이전에는 국영기업들이 의류산업의 기반이었으나, 경제개혁 이후에는 민간기업의 역할이 두드러지게 되었고, 베트남-미국 간 양자무역협정 이후 대미 수출 뿐 아니라 외국인 투자기업에 의한 의류생산도 급증하게 되었다. 의류산업 관련한 최근의 산업정책 방향은 원재료의 국내생산을 증진하고, 국내에서 섬유부터 의류까지의 생산이 모두 이루어지는 섬유산업을 발전시키는 것이다 (Ishida and Fujita, 2010: 184-185). 최근에는 보다 더 부가가치가 높은 전자 및 기계 산업의 발전이 두드러지고 있으며, TV수상기 생산은 2010년 2.8백만 대에서 2013년 3.1백만 대로, 그리고 오토바이 조립도 동 기간 중 3.5백만 대에서 3.7백만 대로 증가하였다 (General Statistics Office of Vietnam, 2014).

산업별 고용 측면에 있어서, 노동력 비중의 중심을 농업부문으로부터 공업과 서비스부문으로 바꾸어 가는 것이 베트남 발전계획의 목표 중의 하나였다. 노동력의 고용 비중은 농림수산업의 비중이 1990년 73.0%에서 2004년 58.7%로, 다시 2013년에는 46.8%로 감소했으며, 반면 공업의 비중은 동 기간 중 9.0%로부터 12.7%로, 그리고 2013년에는 14.0%로 증가했다. 그리고 서비스산업의 비중은 동 기간 중 15.7%로부터 23.9%, 2013년에는 38.7%로 증가했다 (Ishida and Fujita, 2010: 180-181; General Statistics Office of Vietnam, 2014).

15세 이상 인구의 문자 해독률은 1989년 88%에서 2009년 94%로 증가하였다. 1980년대 후반 문자 해독률은 당시 1인당 GDP에 비해 매우 높은 수준이었고, 이와 같이 높은 문자 해독률은 베트남의 고도경제성장 초기 단계에 있어서 고도성장을 가능케 한 원동력의 하나였을 것으로 짐작된다. 해당 연령층에 있어서 고등교육기관 등록률 (tertiary school enrollment ratio)은 1986년 불과 2%였으나, 200년 9%, 2013년 25%로 폭발적으로 증가한다 (World Bank, 2015). 아울러 대학원생들의 수도 최근 2010년 67,388명에서 2013년 101,681명으로 급증하고 있다 (General Statistics Office of Vietnam, 2014). 이와 같이 인적자본 (human capital)의 강화되는 양상은 향후 베트남의 산업구조를 보다 기술집약적 산업으로 변모케 하는 주춧돌이 될 것으로 예상된다.

1.3) 해외직접투자 패턴

경제개혁 이후 FDI 유입이 급증해 왔다. 그에 따라 2013년 경우 활동하고 있는 사업체 373,212개 중 100% 외국인 소유기업의 개수는 8,632개로서 2.3%, Joint Venture는 1,588개로서 0.4%를 차지하였다. 외국인 투자기업들이 총고용에서 차지하는 비중은 2009

년 22.0%에서 2013년 26.6%로 증가하여, FDI 유입이 베트남 경제에서 매우 큰 고용효과를 보이고 있음을 알 수 있다. 등록된 FDI의 액수는 1991년 13억 달러에서 2000년 28억 달러, 2013년 224억 달러로 증가하였다.

투자국 기준으로 보았을 때, 2013년 말 기준 유효한 사업의 누적 건수는 건수 자체와 금액 기준 모두에 있어서 한국이 1위를 차지한다. 즉, 한국은 전체사업 건수 17,768건 중 4,190건을 차지하여 거의 1/4를 차지하며, 금액 기준으로도 2,527억 달러 중 한국인 투자자들의 투자액수가 377억 달러에 달해 거의 1/7 정도를 차지한다 (General Statistics Office of Vietnam, 2014).

1.4) 무역 구조

베트남의 경우 2011년까지 대체로 무역적자가 지속되어 왔다. 수출증가에 힘입어 2012년 이래 소규모의 무역흑자가 보이고 있다. 2013년에는 수출액과 수입액이 각각 1,320억 달러 정도씩에 해당할 정도로 무역액이 급증해 왔다.

수출액의 증가와 더불어 주요 수출상품 구조도 크게 바뀌어 왔다. 섬유·의류의 수출은 여전히 수출을 주도하고 있어서 2010년 112억 달러에서 2013년 179억 달러로 증가하였고, 전자제품과 그 부품의 수출액은 2010년 36억 달러에서 106억 달러로, 그리고 전화기 및 그 부품 수출액은 2010년 23억 달러에서 2013년 213억 달러로 급증하였다. 2013년의 경우 그 외에 신발류 수출이 84억 달러, 쌀과 수산물 수출액이 각각 66억 달러와 67억 달러를 기록하였으며, 목재 및 목재제품의 수출이 56억 달러에 달하였다. 의류 수출을 가능하게 하기 위하여 섬유의 수입이 증가하여 2010년 54억 달러에서 2013년 84억 달러의 수입을 기록하게 되었다 (General Statistics Office of Vietnam, 2014).

2) 무상원조 유입 패턴

2.1) ODA 유입 구성 추세

베트남에 대한 순ODA유입액은 아래 <표 IV.3>에 보이는 바와 같이 1986년 1.9억 달러에서 2013년 41억 달러로 급증하였다. 세계전체의 개도국 순 ODA 유입액에서 베트남으로 유입되는 순 ODA 유입액의 차지 비중은 1986년 약 0.5%에서 2013년 약 2.7%로 크게 증가했다. 즉, 전 세계 ODA 수원국 중 베트남은 주요 수원국 중 하나가 된 셈이다. 이 비율은 2013년

수원국 전체의 전반적인 비율 0.64%에 비해 상당히 높은 비율에 해당한다. 무상원조는 1986년 1.3억 달러에서 2013년에는 10.2억 달러로 증가했다. 순 ODA/GNI 비율은 1995년 4.1%에 이르렀으나, 그 후 다소 낮아져서 2013년에는 2.5%를 기록하였다. 무상원조/GNI 비율은 1995년 약 2.8%에서 2013년에는 약 0.6%로 감소하였다.

〈표 IV.3〉 베트남 ODA유입 전반적 추세

항목	연도			
	1986	1995	2005	2013
순 ODA 유입액 (백만 달러)	191	835	1,913	4,085
무상원조 유입액 (백만 달러)	134	574	822	1,019
순ODA/GNI (%)	n.a.	4.07	3.38	2.51
개도국 전체의 순ODA/GNI (%)	1.45	0.90	1.19	0.64

출처: OECD, <http://stats.oecd.org>

2.2) 무상원조 유입 분야별 구성 추세

다음의 〈표 IV.4〉는 베트남에 유입된 ODA의 액수가 분야별로 어떻게 배분되었는지를 보여준다. 베트남 ODA유입액 중 사회 인프라가 차지하는 비중은 2005년-2013년 기간 중 약 22%였으나, 수원국 전체적으로 보자면 그 비중은 31-38%를 차지하였다. 반면, 베트남 ODA 유입액 중 경제 인프라가 차지하는 비중은 2005년-2013년 기간 중 약 47-54%로서 수원국 전체의 해당 비중, 11-19%보다 훨씬 더 높게 나타난다. 따라서 이 비율만 놓고 보자면 베트남에 유입된 ODA는 경제 인프라, 특히 교통통신 인프라 구축에 특히 큰 비중으로 집중되고, 그것이 경제성장률을 높이는데 도움이 되고 있다고 짐작해 볼 수 있다. 그러나 이는 미래의 보다 엄밀한 계량분석에 의해 검증되어 보아야 할 사안으로 보인다. 베트남에서 경제 인프라에 행해지는 ODA의 비중은 최근 10여 년간 점점 더 커지는 추세이다. 생산 자체가 차지하는 비중은 2005년에는 약 14%로 제법 규모가 있었으나, 2010년대에는 비중이 낮아졌다.

〈표 IV.4〉 베트남 ODA 유입 분야별 추세

(단위: 백만 달러)

분야	베트남			수원국 전체		
	2005	2010	2013	2005	2010	2013
사회인프라	361 (22.3)	511 (22.1)	807 (21.8)	29,581 (30.8)	43,820 (38.1)	42,396 (37.7)
교육	126	137	195	5,242	9,758	8,242
물 공급과 위생	60	141	370	4,637	5,195	5,508
경제인프라	754 (46.6)	1,116 (48.2)	1,997 (53.9)	10,574 (11.0)	20,307 (17.6)	20,861 (18.5)
교통통신	685	801	1,588	5,509	8,782	9,689
에너지	48	277	375	3,342	8,274	7,416
생산	233 (14.4)	177 (7.6)	308 (8.3)	5,271 (5.5)	9,056 (7.9)	8,018 (7.1)
농림수산	108	122	235	3,297	6,573	5,515
광공업 및 건설	117	47	65	1,446	1,540	1,449
무역과 관광	8	8	8	528	943	1,054
기타	269	512	596	50,698	41,898	41,255
총액	1,617	2,316	3,708	96,124	115,081	112,530

출처: OECD, <http://stats.oecd.org>

주: () 안의 값은 총액에서 해당 분야가 차지하는 비중 (%)

2.3) 한국의 베트남에 대한 무상원조 추세

2015년 4월 30일 현재 우리나라의 베트남에 대한 ODA지원 승인 누적액은 20.1억 달러로서 총 ODA승인 누적액의 19.6%를 차지하여, 베트남은 누적액 기준 우리나라 제 1의 수원국이다. ODA집행 누적액 기준으로도 20.2%를 차지하여 역시 우리나라의 가장 중요한 수원국이다.

다음의 〈표 IV.5〉는 최근 10여년간 베트남에 대한 우리나라의 ODA지원 추세를 보여 준다. 2005년 전체 수원국 중 베트남은 우리나라의 여덟 번째 수원국이었으나, 2010년과 2012년에는 계속 가장 중요한 수원국이었다. 2013년의 경우 베트남의 ODA유입액 37.1억 달러 중

우리나라로부터의 수원액은 2.3억 달러로서 우리나라는 베트남 수원액의 6.3%를 차지하여, 주요 공여국 중 하나라고 볼 수 있다. 우리나라의 총 양자간 무상원조 중 베트남이 차지하는 비중은 2012년 4.7%를 차지하였다.

〈표 IV.5〉 베트남에 대한 우리나라의 ODA지원 추세

(단위: 백만 달러)

연도	무상원조	유상원조	합계	우리나라 ODA 내 비중 (%)	수원국 중 순위
2005	12.3	3.0	15.3	3.3	8위
2010	32.4	63.6	96.0	10.6	1위
2012	33.9	166.4	200.3	16.9	1위

출처: 국무조정실 개발협력정책관실, <http://www.odakorea.go.kr>

2.4) 한국의 대 베트남 ODA 전략

우리나라 정부는 “베트남 협력전략 2011-2015”를 수립하였고, 이는 ODA의 방향과 기본 틀을 제공해 왔다. 동 협력전략에 따르면 우리나라의 베트남에 대한 ODA는 베트남의 “균형 있고 지속적인 발전과 빈곤 감소에 공헌”하고, “양국간 우호와 교류협력을 증진코자” 하는 데에 ODA 전략의 목표를 두고 있다. 구체적으로는 1. 환경 및 녹색성장, 2. 기술 직업 훈련, 3. 도로 등 교통인프라, 이상 3개 분야를 중점분야로 선정하여 ODA를 추진해 왔다. 무상원조와 유상원조의 방향에 있어서 역량강화는 무상원조 중심, 인프라 구축은 유상원조 중심으로 각 중심 방향을 설정하여 추진해 왔다 (“베트남 협력전략 2011-2015”).

베트남에서는 2011-2020년 기간 중 제 3차 10개년 사회 경제 개발 전략이 추진되어 오고 있으며, 이를 통해 2020년까지 1인당 GDP 3,200 달러 달성 및 현대화된 산업국가로 도약을 추진해 오고 있다. 또한, 이를 위해 1) 사회주의 시장 경제체제 확립, 2) 고급인력 육성, 3) 인프라 확충 이라는 3대 정책목표를 설정한 바 있다 (“베트남 협력전략 2011-2015”). 우리나라의 “베트남 협력전략 2011-2015”는 이 3대 정책목표 중 2) 고급인력 육성 및 3) 인프라 확충의 2개 정책목표에 적합한 ODA 중점분야를 “기술 직업 훈련” 및 “도로 등 교통 인프라 확충”에 설정하여, 베트남의 장기적 경제성장 전략을 적절한 방향 하에 지원해 오고 있는 셈이다.

향후 베트남의 지속적 경제성장을 위해 인적 자본을 개발하는 것이 베트남의 생산력 강화 측면에서 필수적이라 할 수 있다 (Ishida and Fujita, 2010: 210). 따라서 베트남의 경제성장을 돕기 위한 측면에서 무상원조의 방향은 이와 같이 지속적으로 인적 자본 강화 지원 측면이 강조되어야 할 것으로 보인다.

3) 기본 통계량

베트남의 경제개혁이 시작된 1986년부터 2015년 5월 현재 통계자료가 가능한 가장 최근 연도인 2013년까지 28년간의 연도별 자료에 대해 통계자료를 수집하여 분석에 이용하였다. 대부분의 변수들에 대해 자연 로그 (natural logarithm)를 취했으며, 이는 탄력성을 직접 보여주는 효과가 있기 때문이다. 그러나 해석의 편리함 측면을 고려하여 경우에 따라서는 자연 로그를 취하지 않고 사용하였다.

시계열분석에 사용되는 변수들은 다음과 같이 정의된다. YGR: 실질 GDP증가율, PCYGR: 1인당 실질 GDP증가율, EXPY: 수출액/GDP, ODAY: 순 ODA 유입액/GDP, GRANTY: 무상원조 유입액/GDP, ODAYSQ: ODAY*ODAY, GRANTYSQ: GRANTY*GRANTY, FDIY: FDI 순 유입액/GDP, GKY: 총고정자본형성/GDP, INFL: GDP디플레이터로 측정된 물가상승률, ODAPO: ODAY*INFL, GRANTPO: GRANTY*INFL. 총자본형성은 총 고정 자본형성 (gross fixed capital formation) + 재고 변화 (changes in inventory)로 구성된다. 변수의 앞에 1이 붙은 경우 해당 변수의 자연 로그 형태임을 의미한다. ODAPO와 GRANTPO는 원조의 경제성장에 대한 기여 효과가 정책에 조건부인지 (conditional upon policy)를 검증하기 위해 도입하였다.

〈표 IV.6〉는 각 변수들에 대해 안정성을 검증하기 위해 단위근 검증을 행한 결과이다. 검증은 일반적인 augmented Dickey-Fuller (ADF) test와 Phillips-Perron (PP) test를 사용하였으며, 추세항 (trend term)은 포함하지 않으며, 절편 (intercept)은 포함된 경우의 결과들을 아래 표는 표현하고 있다.

〈표 IV.6〉 베트남 단위근 검증 결과, 1986–2013

변수	ADF test		PP test	
	수준 형태	1차 차분 형태	수준 형태	1차 차분 형태
IYGR	-3.654**	-4.756***	-2.921*	-4.985***
IPCYGR	-5.980***	-4.066***	-8.690***	
IEXPY	-2.291	-5.429***	-3.118**	-5.518***
IODAY	0.013	-6.448***	-2.625*	-7.608***
IGRANTY	-1.708	-1.976	-1.708	-4.030***
ODAY	-2.551	-11.274***	-3.295**	
GRANTY	-1.901	-5.298***	-1.901	-5.298***
ODAYSQ	-2.078	-11.862***	-4.071***	
GRANTYSQ	-2.534	-6.700***	-2.465	-7.089***
IFDIY	-3.716**	-7.318***	-23.503***	
IGKY	-1.878	-4.135***	-1.878	-4.150***
IINFL	-2.388	-6.449***	-3.587**	-6.441***
IODAPO	-4.364***		-5.233***	
IGRANTPO	-2.817*	-5.086***	-5.954***	

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

위의 표에서 보듯, PP test의 결과 IGRANTY, GRANTY, GRANTYSQ와 IGKY 변수의 경우 어떤 유의수준에서도 I(1)의 성격을, 그리고 다른 변수들은 1–10 퍼센트 유의수준에서 I(0)의 성격을 지닌다고 볼 수 있다. ADF test는 일부 변수에서는 PP test와 질적으로 동일한 결과를, 다른 일부 변수에서는 다소 다른 결과를 보여준다. 그와 같이 두 검증 결과가 약간 다른 결과를 보여주는 경우 PP test의 결과를 따라 본 절에서는 각 변수별로 안정성에 대해 가정하기로 한다. 후에 사용할 공적분 검증 경우에는 각 변수에 대한 가정은 그리 중요하지 않게 되기에, 위의 가정이 민감한 문제는 아니다.

4) 순 ODA 전체의 경우

순 ODA 전체의 경우 10퍼센트 유의수준에서 $I(0)$ 라 판단할 수 있고, PP test의 결과를 보면 IGKY를 제외한 모든 설명변수들은 $I(0)$ 라고 가정할 수 있다. IGKY를 제외한 다른 설명변수들을 사용시 변수들 자체를 이용하는 경우의 OLS 결과도 신뢰할 수 있다. IGKY를 설명변수의 하나로서 동시에 사용하는 경우의 회귀분석 결과의 신뢰성은 떨어진다.

4.1) 기본 모형

각 변수 자체를 사용하여 기본 모형에 대해 OLS 추정을 한 결과는 <표 IV.7>과 같이 나타난다. <표 IV.7>을 통해 순 ODA 전체의 실질 GDP 증가율에 미치는 효과를 보자면, (1)과 (2)를 볼 때, 순 ODA 전체와 FDI 유입은 베트남의 경제성장에 양 (+)의 영향을 미치는 것으로 보이며, 이는 5퍼센트 유의수준에서 유의하다. 또한, FDI 유입은 1퍼센트 유의수준에서 유의미한 양의 영향을 실질 GDP 증가율에 보여 온 것으로 나타났다. 그러나 수출, 물가상승률, 그리고 국내투자는 베트남에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않았다. 조정된 결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 0.53 정도이다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성 (joint significance)을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

<표 IV.7>에서 정책-원조 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과를 (3)과 (4)가 보여준다. IODAY의 추정계수는 양의 부호를 보이기는 하나 통계적으로 유의미해지지 않으며, 또한 IODAPO항의 추정계수는 양의 부호이기도 하지만, 그 추정된 계수가 매우 작으며, 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 순 ODA 전체가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-원조 상호작용항은 유의미하지 않으며, 원조의 경제성장률에 미치는 효과가 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 IV.7〉 순 ODA 전체의 실질 GDP 증가율에 미치는 효과:
베트남, 기본 모형에 대한 OLS 결과

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
상수항	3.550*** (5.826)	3.084*** (3.814)	3.648*** (6.457)	3.444*** (4.917)
IODAY	0.234** (2.274)	0.264** (2.424)	0.188 (1.257)	0.221 (1.337)
IEXPY	-0.169 (-1.637)	-0.187* (-1.771)	-0.212* (-1.806)	-0.219* (-1.826)
IFDIY	0.080*** (2.847)	0.078** (2.749)	0.077** (2.722)	0.076** (2.636)
IINFL	0.020 (0.326)	0.052 (0.729)		
IGKY		0.166 (0.882)		0.092 (0.507)
IODAPO			0.006 (0.303)	0.001 (0.058)
조정된 결정계수	0.532	0.528	0.532	0.516
D.W.	1.508	1.546	1.508	1.520
F 통계량	8.684***	7.036***	8.675***	6.768***

주: () 안의 값은 추정된 계수의 t 통계량을 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

〈표 IV.8〉의 OLS 추정 결과에 따르면, 순 ODA 전체와 FDI 유입은 베트남의 1인당 실질 GDP증가율에 양 (+)의 영향을 미치는 것으로 보이며, 이는 10퍼센트 유의수준에서 유의하다. 또한, FDI유입은 1퍼센트 유의수준에서 유의미한 양의 영향을 1인당 실질 GDP 증가율에 보여 온 것으로 나타났다. 그러나 수출, 물가상승률, 그리고 국내투자는 베트남에서 1인당 실질 GDP증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않았다. 조정된 결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 0.74 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 상당히 높은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

〈표 IV.8〉 순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과:
베트남, 기본 모형에 대한 OLS 결과

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
상수항	3.688*** (3.831)	2.839** (2.235)	3.792*** (4.271)	3.379*** (3.081)
IODAY	0.282* (1.735)	0.336* (1.967)	0.185 (0.786)	0.251 (0.972)
IEXPY	-0.136 (-0.834)	-0.169 (-1.021)	-0.211 (-1.147)	-0.227 (-1.206)
IFDIY	0.185*** (4.193)	0.182*** (4.097)	0.180*** (4.068)	0.178*** (3.963)
IINFL	0.013 (0.135)	0.071 (0.639)		
IGKY		0.303 (1.024)		0.186 (0.657)
IODAPO			0.015 (0.502)	0.006 (0.175)
조정된 결정계수	0.741	0.741	0.743	0.737
D.W.	1.540	1.503	1.538	1.508
F 통계량	20.293***	16.478***	20.558***	16.126***

주: () 안의 값은 추정된 계수의 t 통계량을 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

〈표 IV.8〉에서 정책과 원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과를 (3)과 (4)가 보여준다. IODAY의 추정계수는 양의 부호를 보이기는 하나 통계적으로 유의미해지지 않으며, 또한 IODAPO항의 추정계수는 양의 부호이기는 하나 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 순 ODA 전체가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 원조의 1인당 실질 경제성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 IV.7〉과 〈표 IV.8〉의 결과를 종합해 보자면, 경제성장률 변수를 어떻게 사용하건 관계없이, 순 ODA 전체는 대체로 베트남의 경제성장률에 양의 영향을 주며, 원조의 경제성장

물에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는다. 순 ODA 전체 변수 이외에는 FDI 유입이 경제성장에 양의 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다.

4.2) 비선형 효과 검증 모형

비선형 효과는 원조와 원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차 함수 모양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 ODAY 변수와 그 자승항($ODAY*ODAY$)은 로그를 취하지 않고 그 변수들 자체를 사용한다. 이 때 OLS 추정을 한 결과는 <표 IV.9>와 같이 나타난다. 여기에서 종속 변수는 로그를 취한 1인당 실질 GDP 증가율이다.

<표 IV.9>에 있어서 유형 (1)과 유형 (2)에 의하면 ODAY의 계수는 양의 부호로 추정되며, 10퍼센트 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. ODAYSQ의 계수는 음의 부호로 추정되며, 역시 10퍼센트 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 이 두 변수의 추정계수들은 5퍼센트 유의수준에서는 통계적으로 유의미하게 나타나지 않으므로 순 ODA 전체의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 하는 약한 증거 (weak evidence)가 있는 정도로 해석할 수 있을 것 같다. 이러한 부호(즉, ODAY의 계수는 양의 부호, ODAYSQ의 계수는 음의 부호)는 비선형 효과의 존재를 보여주는 다른 연구들과 질적으로 같다.

<표 IV.9>의 추정결과에서 나타내 주는 비선형 효과는 (순 ODA)/GDP의 비율이 일정한 값 이상이 되는 경우 (순 ODA)/GDP의 비율 증가가 1인당 실질 GDP증가율에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 것을 의미하기 때문에 그와 같이 긍정적 영향에서 부정적 영향으로 바뀌는 전환점 (turning point)을 파악하는 것이 의미 있다. 유형 (1)과 유형 (2)의 추정결과는 거의 비슷한 전환점의 값을 보여준다. 즉, 베트남의 경우 (순 ODA)/GDP의 비율이 약 3.9-4 퍼센트가 될 때까지는 (순 ODA)/GDP 비율의 증가가 지속적으로 경제성장률에 긍정적으로 기여하나, 그 비율을 초과하는 경우에는 (순 ODA)/GDP 비율의 증가가 경제성장률에 부정적인 영향을 줄 수도 있다는 점을 의미한다. 최근 베트남의 (순 ODA)/GDP 비율은 약 2.5퍼센트로서 전환점보다 현저하게 작기 때문에 ODA 유입액의 증가는 베트남의 경제성장률 증가에 기여하고 있다고 해석할 수 있다.

FDIY의 계수는 양의 부호를 보이는 것으로 추정되며, 1퍼센트 유의수준에서도 통계적으로 유의미하다. EXPY와 GKY의 추정계수는 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지 않

〈표 IV.9〉 순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과:
베트남, 비선형 효과 검증 모형에 대한 OLS 결과

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
상수항	0.808 (0.523)	1.852 (2.123)	2.424 (1.321)	1.084 (0.635)
ODAY	74.151* (2.031)	61.373* (1.871)	49.936 (1.077)	41.007 (0.858)
ODASQ	-929.839* (-1.907)	-783.834* (-1.739)	-658.880 (-1.139)	-469.574 (-0.798)
IEXPY	-0.280 (-1.445)	-0.317 (-1.692)	-0.350 (-1.649)	
IFDIY	0.184*** (4.065)	0.183*** (4.079)	0.182*** (3.951)	0.163*** (3.525)
IGKY	0.276 (0.931)	0.153 (0.602)	0.120 (0.436)	0.051 (0.180)
IINFL	0.098 (0.823)			
IODAPO			0.012 (0.356)	-0.012 (-0.381)
조정된 결정계수	0.737	0.741	0.730	0.709
D.W.	1.640	1.671	1.682	1.447
F 통계량	13.610***	16.438***	13.176***	14.159***

주: () 안의 값은 추정된 계수의 t 통계량을 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

는 것으로 나타난다. ODAY와 정책변수의 상호작용항 (즉, IODAPO)은 일반적으로 사용되는 어떤 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 그리고 이와 같이 상호작용항을 추가해서 회귀분석하는 경우에는 ODAY 및 ODAYSQ 변수의 유의성이 크게 떨어지며, 전반적인 설명력이 떨어진다. 이러한 결과를 정리해 보자면, 앞의 표들과 마찬가지로 ODA는 경제성장에 대체로 양의 영향을 주나, 경제성장의 원조에 대한 수확체감의 증거가 다소 보인다고 할 수 있다. 다른 변수들의 영향은 앞의 표들의 결과와 질적으로 동일하다. 또한, 원조-정책 상

호작용항은 역시 앞의 표들과 마찬가지로 통계적으로 유의미하지 않다.

5) 무상원조 경우

5.1) 공적분 검증 결과

앞에서 단위근 검증 결과 무상원조와 직접 관련된 변수들은 모두 I(1)의 성격을 보였다. 따라서 무상원조와 관련된 변수들에 대한 분석 경우에는 변수들 자체를 갖고 회귀분석한 결과를 믿을 수는 없다. 따라서 우선 각 관련된 변수들 사이에 장기균형관계가 있는지를 공적분 검증 (cointegration test)을 통해 점검해 본다. 모든 변수들이 같은 차수로 적분되어 있는 (integrated of the same order) 경우에는 일반적으로 사용되는 Johansen test 방식을 사용할 수 있으나, 무상원조-경제성장 관계에 관련된 변수들은 서로 다른 차수로 적분되어 있는 (integrated of different orders) 상황이므로, 본 연구에서는 그러한 경우에 공적분 관계를 검증할 수 있는 Pesaran, Shin and Smith (2001)의 ARDL variance bounds test를 공적분 검증 시 사용한다. 이 공적분 검증 방식은 변수들이 서로 다른 차수로 적분되어 있을 수 있으며, 또한 표본의 수가 제한되어 있는 경우 (a limited number of observations)인 경우 적용하기에 적합하다. 이 검증에 따르면, 만약 y 가 피설명변수이고, X 가 k 개 변수들로 구성된 설명변수 벡터라고 할 때, 다음과 같은 조건부 ARDL모형이 제시될 수 있다.

$$dy(t) = b_0 + b_1y(t-1) + b_2X(t-1) + \sum_{i=1}^s c_i dy(t-i) + \sum_{j=0}^t e_j dX(t-j) + u(t) \quad (\text{식 } 6)$$

위의 식에서 u 는 일반적으로 가정되는 오차항이다. ARDL 공적분 검증은 (식 7)에 대해 OLS 추정을 행한 뒤 얻어지는 F통계량을 계산하는 방식으로 시행될 수 있다. 즉, 1기 시차를 갖는 변수들의 결합 유의성을 검증하기 위해 계수 $b_1 = b_2 = 0$ 라는 귀무가설을 설정하고, 이를 검증하기 위해 F 통계량을 계산한다.

위와 같이 계산되는 F 통계량은 표준적인 분포를 따르지 않으며 (non-standard distribution), 1) 변수들이 I(0) 혹은 I(1)인지 여부, 2) 설명변수들의 개수, 3) ARDL 모형이 절편 (intercept)을, 혹은 추세항 (trend) 등을 갖는지 여부, 그리고 4) 관찰횟수 (number of observations)에 의존한다 (Narayan, 2005: 1981). Narayan (2005)은 적은 규모의 표본 수를 갖는 자료에 대한 임계치들 (critical values)을 제공한다. 이 공적분 검증에서는 설명변수들이 I(0)나 I(1)의 성격을 갖고 있을 때에 따라 정해지는 두 개의 임계치에 따라 검증

결과가 달라진다. 하한 (lower bound)은 모든 설명변수들이 $I(0)$ 라고 가정하며, 상한 (upper bound)은 모두 $I(1)$ 이라고 가정한다. 만약 계산된 F 통계량의 값이 임계치의 상한보다 크다면, 공적분이 되어 있지 않다고 하는 귀무가설은 기각된다 (Ang, 2010: 202).

〈표 IV.10〉은 무상원조-경제성장 관련 변수들에 대한 ARDL 공적분 검증 결과를 보여준다. (식 6)에서 최적 시차 (optimal number of lags)는 Akaike Information 기준에 따라 선택된 결과가 〈표 IV.10〉에 나타난다.

〈표 IV.10〉 ARDL 공적분 검증 결과, 베트남의 경우

	관련 변수들	추정된 F 통계량	귀무가설 기각 여부
(1)	IPCYGR, IGRANTY, IFDIY, IINFL, IGKY	3.246	5%유의수준: $CVL < F < CVU$ 1%유의수준: $F < CVL$
(2)	IPCYGR, IGRANTY, IFDIY, IEXPY, IGKY	3.554	5%유의수준: $CVL < F$ 1%유의수준: $F < CVL$
(3)	IPCYGR, IGRANTY, IFDIY, IGKY, IGRANTPO	3.241	5%유의수준: $CVL < F$ 1%유의수준: $F < CVL$
(4)	IPCYGR, GRANTY, GRANTYSQ, IFDIY, IGKY	5.350	5%유의수준: $CVU < F$ 1%유의수준: $CVL < F < CVU$
(5)	IPCYGR, GRANTY, GRANTYSQ, IFDIY, IGRANTPO	1.709	5%유의수준: $F < CVL$ 1%유의수준: $F < CVL$

주: F: 추정된 F 통계량의 값

CVL: 하한 임계치(lower bound critical value)

CVU: 상한 임계치(upper bound critical value)

위의 〈표 IV.10〉에 의하면, 기본 모형을 고려하는 유형 (1)–(3)에 있어서, 1 퍼센트 유의수준에서 관련되는 변수들 사이에는 공적분 관계가 없다고 하는 귀무가설이 기각되지 않는다. 계산된 F통계량의 값이 CVU보다 큰 경우 귀무가설이 기각되지만, 어느 경우라 하더라도 5퍼센트 유의수준에서도 계산된 F통계량의 값은 결론내리기 곤란한 영역 (inconclusive range)에 위치하고 있는 것으로 나타나, 귀무가설이 기각된다고 하는 근거는 찾기 곤란하다. 즉, 1 퍼센트나 5 퍼센트 유의수준에서 무상원조-경제성장 관련 변수들 사이에 공적분 관계가 성립한다고 보기에는 곤란한 것으로 볼 수 있다.

비선형관계 여부를 검증하기 위한 유형 (4)에 있어서 계산된 F통계량은 1 퍼센트 유의수준에서는 결론내리기 곤란한 영역에 위치하고 있다. 앞의 기본 모형과 일관성을 유지하기 위해 유형 (4)에 있어서도 무상원조-경제성장 관련 변수들 사이에 공적분 관계가 존재하지 않는다고 가정하기로 한다. 유형 (5)에 있어서는 계산된 F통계량이 상식적으로 고려될 수 있는 어떤 유의수준에서도 임계치의 하한 값보다 작게 나타나서, 귀무가설은 기각된다. 즉, 무상원조-경제성장 관련 변수들 사이에 공적분 관계는 없는 것으로 나타난다.

5.2) 기본 모형 적용 결과

〈표 IV.10〉에 나타나듯, ARDL 공적분 검증 결과 관련 변수들 사이에 대체로 공적분관계가 없는 것으로 가정할 수 있으므로, 관련 변수들에 대해 모두 $I(0)$ 가 되도록 필요한 경우 변형시킨 후 안정적인 (stationary) 변수들을 이용하여 회귀분석을 행하기로 한다. 단위근 검증시 IGKY와 IGRANTY가 $I(1)$ 으로 나타났으므로, 이 변수들에 대해 1차 차분을 취해주고, 그와 같이 1차 차분된 변수들의 앞에 d 를 붙여 표기하기로 한다. 이 두 변수는 1차 차분 형태를 사용하며, 여타의 $I(0)$ 로 나타난 변수들에 대해서는 수준 자체를 이용하여 OLS방식으로 회귀분석을 기본 모형에 대해 취해준 결과는 아래의 〈표 IV.11〉에 나타난다.

〈표 IV.11〉의 (1) 추정 유형에 의하면, 우선, 무상원조는 1인당 실질 GDP 증가율에 긍정적인 영향을 미치며, 이는 1% 유의수준에서도 유의미하게 나타난다. FDI 유입 역시 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미한 양의 영향을 베트남의 1인당 실질 GDP 증가율에 주는 것으로 나타난다. 또한, 추정계수 부호로만 보자면, 물가상승률이 낮을수록, 그리고 국내투자율이 커져갈수록 1인당 실질 GDP 증가율에 긍정적 영향을 미치지만, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하지는 않는 것으로 나타난다. 조정된 결정계수로 살펴 본 변수들의 설명력, F통계량 모두 만족스러우며, 오차항들의 1차 시계열상관도 없는 것으로 나타나, 대체로 회귀분석의 고전적 가정 (classical assumptions in regression analysis)들을 충족시키고 있다.

〈표 IV.11〉의 (2) 추정 유형은 물가상승률 변수를 제외시키고, 대신 수출의존도를 추가하여 회귀분석했을 때의 추정 결과를 보여준다. 무상원조는 양의 영향을 1인당 실질 GDP 증가율에 주며, 이는 1% 유의수준에서도 통계적으로 유의미한 것으로 나타난다. (1) 유형에 의한 추정과 마찬가지로 FDI 유입 역시 5% 유의수준에서 1인당 실질 GDP 증가율에 양의 영향을 미친다. 수출의존도의 추정계수는 양의 부호를 보이기는 하나, 어떠한 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지는 않다. 국내투자변수의 추정계수는 양의 부호를 보이며, 10% 유의수준

〈표 IV.11〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과:
베트남, 기본 모형에 대한 OLS 분석 결과, 안정적 변수 사용

변수	(1)	(2)	(3)
상수항	2.346*** (17.179)	1.492* (1.851)	2.284*** (18.225)
dlGRANTY	0.508*** (3.006)	0.504*** (3.000)	0.414** (2.308)
IEXPY		0.162 (1.021)	
IFDIY	0.182*** (3.586)	0.156** (2.360)	0.137** (2.104)
IINFL	-0.054 (-0.830)		
dlGKY	0.749 (1.668)	1.066* (1.864)	0.731 (1.684)
dlGRANTPO			0.020 (1.375)
조정된 결정계수	0.587	0.593	0.608
D.W.	1.813	1.632	1.776
F 통계량	10.234***	10.479***	11.067***

주: () 안의 값은 추정된 계수의 t 통계량을 나타냄. d는 1차 차분 변수를 표현. GRANTPO는 GRANTY*IINFL의 상호작용항.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타난다. 이 (2) 유형 역시 전반적인 설명력은 매우 만족스러운 편이다.

〈표 IV.11〉의 (3) 추정 유형은 물가상승률과 수출의존도를 제외시키고, 대신 원조-정책 상호작용항을 추가해서 회귀분석했을 때의 추정 결과를 보여 준다. 그 결과는 앞의 두 유형에 대한 분석 결과와 질적으로 거의 동일하다. 즉, 무상원조는 양의 영향을 1인당 실질 GDP 증가율에 주며, 이는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타난다. FDI 유입 역시 5% 유의수준에서 1인당 실질 GDP 증가율에 양의 영향을 미친다. 국내투자의 추정계수는 양의 부호를 보이기는 하나, 어떠한 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지는 않다. 원조-정책

상호작용항은 일반적으로 사용되는 어떠한 유의수준 하에서도 통계적으로 유의미하지 않다. 따라서 무상원조의 베트남 경제성장에 대한 영향은 베트남 정부의 거시경제정책 조건에 의해 영향 받지 않는다고 할 수 있다. 앞의 (1)–(3) 유형에 의한 추정 결과들을 보면 무상원조 및 FDI 유입이라는 두 개의 설명변수들을 제외한 다른 변수들의 베트남 경제성장에 대한 설명력은 대체로 별로 없는 것으로 보인다.

위에서 살펴 본 바와 같이 각 변수들을 안정적인 변수로 변형시켜 OLS로 추정했을 때 모든 추정 유형에 있어서 수정된 결정계수는 높은 수준이며, 사용되는 설명변수들의 결합된 설명력은 F통계량으로 보았을 때 매우 좋은 것으로 나타난다. 아울러, 1차 시계열 상관은 존재하지 않는 것으로 판단할 수 있다. 다른 통제변수들을 바꿔 보아도 이와 같이 비슷한 결과가 나오는 이유는 특히 베트남의 경제성장을 설명함에 있어서 무상원조와 FDI 유입이라는 두 개 설명 변수의 설명력이 매우 좋기 때문인 것으로 보인다. 아울러, 경우에 따라서는 이 두 개의 변수에 추가하여 국내투자 변수가 어느 정도 경제성장을 설명하는 효과가 또한 있는 것으로 보인다.

5.3) 비선형 효과 검증 모형 적용 결과

비선형 효과는 원조와 원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 비선형 효과를 검증하기 위해 GRANTY 변수와 그 자승항 (GRANTYSQ)은 로그를 취하지 않고 그 변수들 자체를 사용한다. 이 때 OLS 추정을 한 결과는 <표 IV.12>와 같이 나타난다. 추정시 종속 변수는 로그를 취한 1인당 실질 GDP 증가율이다.

<표 IV.12>에 있어서 유형 (1)과 유형 (2)에 의하면 무상원조 변수의 추정 계수는 양의 부호로 추정되며, 1% 유의수준에서도 통계적으로 유의미하게 나타난다. 무상원조 자승항의 추정 계수는 음의 부호로 추정되며, 역시 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 따라서 무상원조가 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 해석할 수 있다. 이러한 부호 (즉, 무상원조의 계수는 양의 부호, 무상원조 자승항의 계수는 음의 부호) 는 비선형 효과의 존재를 보여주는 다른 연구들과 질적으로 같다.

<표 IV.12>의 추정결과에서 나타내 주는 비선형 효과는 무상원조/GDP의 비율이 일정한 값 이상이 되는 경우 무상원조의 증가가 1인당 실질 GDP증가율에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 것을 의미하기 때문에 그와 같이 긍정적 영향에서 부정적 영향으로 바뀌는 전환점을 파악하는 것이 의미심장할 수 있다. 유형 (1)과 유형 (2)의 추정결과는 거의 비슷한 전환점의 값

〈표 IV.12〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과:
베트남, 비선형 효과 검증 모형에 대한 OLS 결과

설명 변수	(1)	(3)
상수항	2,395*** (19,938)	2,366*** (17,925)
dGRANTY	128,634*** (4,199)	104,855*** (2,830)
dGRANTYSQ	-2237,613*** (-3,988)	-1905,695*** (-2,848)
IFDIY	.240*** (7,372)	.188** (2,646)
dIGKY	.808* (1,962)	
IGRANTPO		.011 (.715)
조정된 결정계수	.668	.619
D.W.	1.816	1.587
F 통계량	14,078***	11,549***

주: () 안의 값은 추정된 계수의 t 통계량을 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

을 보여준다. 즉, 베트남의 경우 무상원조/GDP의 비율이 전년도로부터 약 2.7-2.8 퍼센트 증가할 때까지는 무상원조/GDP비율의 증가가 지속적으로 1인당 GDP증가율에 긍정적으로 기여함을 알 수 있다. 실제로 1년 사이에 무상원조/GDP가 갑자기 그 정도 비율만큼 증가하는 경우는 전혀 없다고 볼 수 있으므로, 베트남의 경우 원조의 경제성장에 대한 기여가 수확 체감을 보이기는 하지만, 사실상 항상 긍정적 기여를 함을 알 수 있다.

FDIY의 계수는 양의 부호를 보이는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서도 통계적으로 유의미하다. 국내투자의 추정계수는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타난다. GRANTY와 정책변수의 상호작용항 (즉, IGRANTPO)은 일반적으로 사용되는 어떤 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 이와 같은 결과를 정리해 보자면, 앞의 표들과 마

찬가지로 무상원조는 경제성장에 양의 영향을 주나, 경제성장의 무상원조에 대한 수확체감의 증거가 보인다고 할 수 있다. 다른 변수들의 영향은 앞의 표의 결과와 질적으로 동일하며, 무상원조-정책 상호작용항은 통계적으로 유의미하지 않다.

6) 베트남에 대한 계량분석의 결론

지금까지 살펴 본 베트남 시계열 자료를 이용한 계량분석의 결과를 종합해 보자면 다음과 같다. 첫째, ODA 전체는 경제성장률에 대체로 양(+)의 영향을 미친다. 무상원조만 보았을 때 무상원조는 경제성장에 양(+)의, 그리고 통계적으로 유의미한 영향을 미친다.

둘째, 비선형 효과가 고려되는 경우 무상원조의 경제성장에 미치는 효과는 특히 통계적으로 유의미하며, 경제성장률의 무상원조에 대한 수확체감 현상이 보인다. 그러나 전환점을 추정해 보았을 때, 현실적으로 무상원조/GDP의 비율은 전환점보다 작은 값이기 때문에 베트남에서 무상원조/GDP의 증가는 항상 1인당 실질 GDP증가율에 긍정적 영향을 미쳐온 것으로 보인다.

셋째, 무상원조 (또는 ODA전체) 이외에도 FDI 유입이 항상 경제성장에 양의 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 경우에 따라 베트남의 국내투자가 경제성장에 양의 통계적으로 유의미한 영향을 준다는 근거가 다소 발견된다. 그러나 물가상승률 저하나 수출증가가 경제성장에 긍정적인 영향을 미쳐왔다는 증거는 발견되지 않는다.

넷째, 정책변수를 물가상승률로 보고 원조-정책 상호작용항을 추가해 볼 때, 이 상호작용항은 어느 경우에도 통계적으로 유의미하게 나타나지 않는다. 즉, 무상원조 (또는 ODA 전체)의 경제성장에 대한 긍정적인 영향은 특정한 거시경제정책 사용에 의해 영향 받지 않는다.

7) 현지조사 결과

시계열자료를 이용한 계량분석은 과학적인 분석 방법을 이용한 결론을 제시해 준다는 점에서 장점이 있으나, 수량화할 수 없는 질적인 부분, 그리고 조사 대상 기간에 걸친 일관된 통계자료가 없는 변수들에 대한 분석을 행할 수 없다는 점에서 한계를 갖는다. 따라서 계량분석이 갖는 그러한 한계를 보완하기 위해 본 연구진은 KOICA의 담당 연구원과 더불어 베트남에 대한 현지조사를 행하였다. 현지조사 방문팀은 책임연구원 마재신, 공동연구원 윤상철, KOICA연구개발팀의 김지현박사로 구성되었고, 연구팀은 2015년 7월 6일-7월 9일의 기

간 중 베트남 하노이의 관계기관들에 대한 방문을 통한 인터뷰를 통해 현지조사를 진행하였다. 인터뷰 대상 기관은 Development Strategy Institute (DSI), KOICA 베트남 사무소, Ministry of Planning and Investment, GIZ (Deutsche Gesellschaft für Internationale Zusammenarbeit), Ho Chi Minh National Academy of Politics였으며, 현지 전문가들은 대체로 다음과 같은 의견을 제시하였다 (〈부표 1〉 참조).

베트남은 공여국들에게 “donor’s darling”으로 불릴 정도로 수원국으로서 인기 있는 국가인 바, 그 이유는 베트남이 ASEAN 내에서 영향력이 크며, 시장규모가 큰 편이고, 성장잠재력이 크며, 원조의 효과성이 큰 국가로 인식되며, 지정학적으로 좋은 위치에 있고, 베트남이 빈곤퇴치 및 시장개혁정책을 추구해 왔기 때문인 것으로 보인다 (DSI 및 GIZ측 의견).

전반적으로 베트남 정부는 잘 조직화되어 있고 (well-organized), 강력한 리더십에 의해 이끌어지고 있으며 (호치민 아카데미 및 GIZ 측 공통 의견), 정치지도자들이 전략적 비전을 잘 제시해 왔고 (호치민 아카데미 측 의견), 베트남 정부 부처 중 기획투자부 (Ministry of Planning and Investment)가 ODA유입 관련 업무를 관할하고 있으며, 동 부처는 여타 수원국들에 비해 ODA를 효율적으로 관리하고 있는 편이고 (MPI, DSI 및 GIZ의 공통 의견), 그렇기에 ODA가 경제성장에 크게 기여하는 데에 도움이 되고 있다. 특히 개혁 이후 초기 개발 재원이 몹시 부족하던 시기에 ODA는 베트남 경제성장의 초석을 놓는 데에 크게 기여했다 (DSI 측 의견). 정책의 측면에서 정부정책이 큰 변화 없이 오랜 기간 일관성을 유지하고 있는 점과 대외개방 정책을 적극적으로 추구하고 있는 점도 원조의 경제성장에 대한 긍정적 효과를 이끌어 내고 있는 것으로 보인다 (GIZ 측 의견).

ODA 중 무상원조는 베트남의 제도, 정책, 법제 개선, 외국 전문가들의 자문, 정책 지도자 및 관리자들과의 역량 강화 등 기술적 지원 (technical assistance) 측면에서 특히 기여하였으며, 이를 통해 해외직접투자 유치 활성화, 그리고 경제성장에 기여했다는 의견을 베트남 내 전문가들은 피력하였다 (MPI, DSI, 호치민아카데미 및 GIZ의 공통적인 의견). ODA의 여러 부문 중 인프라 구축 (특히 교통 등 분야) 및 FDI와 개방/개혁 관련 정책 개선 (MPI와 DSI의 의견), 지도자 급 인사들에 대한 정책 관련 역량 강화를 위한 기술적 지원 (호치민 아카데미의 의견) 등이 베트남에서는 특히 경제성장에 기여하고 있는 것으로 베트남 측의 여러 부처 및 기관들은 응답하였고, 이는 향후 우리나라의 베트남에 대한 원조 계획 수립 시 특히 중요한 시사점을 준다.

지금까지 베트남에 대해 행해진 ODA의 문제점들로서 베트남 정부 관계자는 ODA 약정액

(commitment)에 비해 실제 집행 (implementation)이 상당히 적었던 점, 조건이 추가되기 때문에 융통성 (flexibility)이 불가해서 시행상 어려운 점, 과학기술의 역량 부족과 같은 흡수 능력 (absorptive capacity)의 부족, 인프라 유지비용의 부족, ODA의 시행이 많은 경우 공여국들의 자국 이익 차원에서 이루어지며 (특히 tied aid 경우), 베트남 측의 이익을 우선시하지 않는 점, ODA는 자본형성에는 기여하나, 생산성 증가에는 크게 기여하고 있지 못하는 점, 공여국들이 베트남의 장기발전계획에 따라 장기적 관점에서 ODA를 공여하지 않고 연도별로 ODA예산을 집행하기에 장기발전 계획과 일관성이 부족한 점, ODA를 얻기 위한 지방 정부들 사이의 지나친 경쟁, ODA 관련 정부 예산 배분에 있어서 중앙정부와 지방정부들 간의 약간의 갈등과 같은 점이 있음을 베트남 정부 측은 지적하였으며, 따라서 그러한 점에 대한 향후 적극 고려가 필요한 것으로 보인다. 또한, ODA의 효율성 증진을 위해 모니터링이 보다 더 엄밀하게 행해져야 한다는 의견도 베트남 측으로부터 표명되었다.

예를 들어 영국의 DFID가 2016년 베트남에 대한 양자간 원조에서 철수 예정이듯, 베트남에 대한 공여국들이 줄고 있는 추세이며, 이와 같이 ODA가 줄어가면, 베트남의 경제성장에 부정적 효과가 예상되기에, ODA가 지속되는 것이 매우 중요하다는 의견을 베트남 측은 표명하였다 (DSI 측 의견).

부문별로는 베트남에서 ODA가 인프라 강화 및 인적 자본 강화 등에 이용되는 데에 중점이 주어져 왔으며, 현재 무상원조를 베트남 인재양성에 집중적으로 사용되는 측면을 중요시하고 있다. 2011-2020년의 제 3차 10개년 계획 기간 중 정책 개선, 인프라 보완, 과학기술 발전 및 인재 양성 분야를 베트남 정부 측은 강조하고 있으며, 그 중에서도 정책 개선이 가장 중요시되고 있다 (DSI 측 의견). 또한, 과거 베트남에 대한 무상원조가 법제 마련 등이 중심이었다면, 향후에는 보다 민간부문 발전을 위한 정책 개발 중심으로 ODA의 목표 전환이 필요하며, 또한 베트남 측에서 ODA를 공여 받을 때 부문별 우선순위를 확실히 설정할 필요가 있다는 의견도 표명되었다 (호치민 아카데미 측). 따라서 우리나라의 베트남에 대한 무상원조는 베트남의 이와 같은 장기 경제개발 계획 목표에 맞추어 방향이 정해지는 것이 효율적인 것으로 판단된다.

한국의 베트남에 대한 무상원조에 한정해 볼 때, 일본이나 세계은행 등의 ODA 공여 규모에 비해 상대적으로 ODA 공여 규모가 작기는 하지만, 그럼에도 불구하고, 베트남의 경제성장에 한국의 ODA공여가 큰 기여를 해 온 것으로 베트남 정부 측은 판단하고 있으며, 앞으로도 한국 정부로부터 베트남에 대한 무상원조를 포함한 ODA가 지속적으로 유지 및 증대되기

를 베트남 정부 측은 희망하였다 (DSI측 의견). 한국의 베트남에 대한 무상원조는 베트남 증권거래소 설립 건, 지도자 역량 강화 사업 등과 같이 베트남의 개혁 정책 수립, 시행 과정에 있어서 시장이 보다 활성화될 수 있는 효율적인 제도 발전 등의 측면에서 기여해 온 것으로 보인다 (KOICA 베트남 사무소 측 의견). 향후 공기업 개혁, 부패 청산, 그리고 특히 정책 관련 지도자 역량 강화 등의 측면에서 우리나라로부터 무상원조의 지원이 강화되기를 기대한다는 의견도 표명되었다(호치민 아카데미 측 의견).

(2) 탄자니아

1) 개혁 이후 경제발전 추세

1.1) 경제개발 전략과 정책 방향

탄자니아는 니에레레 (Nyerere)대통령의 오랜 집권 기간 동안 사회주의 체제 하에서 내포적 경제발전 전략 (inward-oriented economic development strategy)을 추구해 왔으나, 현저한 경제성장을 이루지 못하였다. 1986년 이래 시장 지향적 경제개혁 조치가 취해졌고, 그 이후 사하라 이남 아프리카에서 가장 높은 경제성장을 보이고 있는 국가들 중 하나이다.

1.2) 경제 구조

니에레레 대통령 집권 시 추구했던 내포적 경제성장 전략이 포기되고, 시장 지향적이며 외연적 경제성장 전략이 채택되면서 탄자니아의 경제성장률이 빨라졌다. 그 결과 연평균 실질 GDP 증가율은 1986-2013년 기간 중 5.3%에 달했다. 고도경제성장 결과 1인당 GDP는 1990년 172달러로부터 2013년 913달러에 이르게 되었다. 동 기간 중 각 분야가 GDP에서 차지하는 비중도 변화하여, 다음의 <표 IV.13>이 보여주는 바와 같이 농업/GDP의 비중은 1990년 46.0%에서 2013년 33.8%로 감소했고, 광공업/GDP의 비율은 1990년 17.7%에서 2013년 23.2%로 증가하였다(World Bank, 2015).

주요 제조업의 생산 장기추세 측면에서 보자면, 아래의 <표 IV.14>에 나타나듯, 저소득 개발도상국들 중의 많은 국가들에서 발전하고 있는 섬유·의류 산업은 현저한 발전 모습을 보여주고 있지 못한다. 즉, 1985년 대비 2012년의 섬유 및 가죽 산업의 생산지수는 1.86배에 지나지 않으며, 2006년에 비해 2012년에는 오히려 감소하고 있음을 알 수 있다. 예를 들어 미

〈표 IV.13〉 1인당 GDP 및 GDP 중 차지 비중의 변화, 탄자니아

(단위: US\$, %)

	연도			
	1990	2000	2010	2013
1인당 GDP	172	308	708	913
농업	46.0	33.5	32.2	33.8
광공업	17.7	19.2	21.1	23.2

출처: World Bank, World Development Indicators 2015.

국이 아프리카에 대해 부여하고 있는 아프리카 성장 기회법 (Africa Growth Opportunities Act)에 따른 섬유·의류산업의 발전 기회를 탄자니아는 살리지 못하고 있다. 또한, 중화학공업에 속하는 기계류와 화학제품 산업의 경우도 1985년 대비 별다른 생산 증가를 보이지 못하고 있다. 이는 지난 20여 년간의 고도성장에도 불구하고 아직 탄자니아 경제의 발전 단계는 제조업의 경우 부가가치가 낮은 경공업이 이끌어가는 모습이라 할 수 있다.

최빈국의 공업에 있어서 중요시될 수 있는 식품·가공 산업의 경우 1985년 대비 생산지수가 약 4.6배에 이르고 있다. 아울러, 요업 및 비금속 제품 산업 역시 동 기간 중 생산지수가 약 5.8배에 이르는 급속 발전을 보여주었다. 중화학공업으로서는 예외적으로 기초금속 산업 경우 동 기간 중 약 3.0배로 생산지수가 향상되었다.

15세 이상 인구의 문자 해독률은 1988년 59퍼센트에서 2010년 68퍼센트로 증가하였다. 1980년대 후반 탄자니아의 문자 해독률은 당시 1인당 GDP에 비해 비교적 높은 수준이었고, 이와 같이 비교적 높은 기초교육 수준은 탄자니아의 고도경제성장 초기단계에 있어서 고도 성장을 뒷받침했을 것으로 추정된다. 해당 연령층에 있어서 초등학교 순 등록률 (primary school net enrollment ratio)은 1990년 51%로부터 2000년 53%, 그리고 2013년 83%로 증가하여 특히 2000년대 이후 초등학교 수준의 교육 기회가 급상승하고 있는 것은 탄자니아의 장기 경제발전 과정에 있어서 중등학교 총등록률 (secondary school gross enrollment ratio)도 1991년 불과 5%의 매우 낮은 수준으로부터 2013년 33%로 급증하여 탄자니아의 향후 공업화 과정에 필요한 인적 자본 제공에 있어서 긍정적 요인으로 작용할 것으로 보인다 (World Bank, World Development Indicators 2015). 그러나 대학 교육 이상의 교육을 받

〈표 IV.14〉 제조업 생산지수 변화 추세 (1985=100)

산업	연도	
	2006	2012
식음료 및 담배	314	458
섬유 및 가죽	271	186
목제품	256	374
종이 및 종이제품	74	360
화학제품	96	129
요업 및 비금속제품	320	576
기초금속	135	298
기계 및 부품	56	91

출처: National Bureau of Statistics of Tanzania (2015)

은 이들의 비율이 성인의 2.3%에 불과한 것은 (National Bureau of Statistics of Tanzania (2012)) 장기적인 경제발전 과정에 있어서 걸림돌로 작용할 것이기 때문에 향후 인적 자본 확충에 대한 강조가 필요한 상황이다.

1.3) 해외직접투자 패턴

FDI 순 유입액은 1990년대 초반까지 미미했다. 1990년의 경우 동 액수는 1만 달러에 불과한 수준이었으나, 1990년대 중반부터 증가하기 시작하여, 2000년 4.6억 달러, 그리고 2013년에는 18.7억 달러를 기록하였다. 그에 따라 (FDI 순 유입액)/GDP의 비율은 1990년 0.0%에서 2000년 2.7%, 그리고 2013년 5.6%로 증가했다 (World Bank, 2015).

총리실 산하 탄자니아 투자센터 (Tanzania Investment Centre)의 최근 보고에 따르면, 2011년 외국인 민간투자 (foreign private investment)의 유입액 구성은 제조업 17.7%, 광업 (mining and quarrying) 33.1%, 전기 및 가스 17.0%, 숙박업 13.5%로서 대부분을 차지하였다. 2011년 해외직접투자의 저장 (FDI stock)을 산업별로 보면, 광업 41.2억 달러, 제조업 15.2억 달러, 숙박업 8.7억 달러, 금융 및 보험 7.6억 달러로서 이들 산업에 외국인 투자자들이 주로 관심을 보여 온 것을 확인할 수 있다. 또한, 2008-2011년 기간 중 투자국들

의 연평균 비중을 보면, 남아공 (31.2%), 캐나다 (22.5%), 영국 (19.0%)로서 이들이 탄자니아의 주요 3대 투자국들에 해당하며, 이들 3개국의 비중 합은 73%에 이른다 (Tanzania Investment Centre, 2012).

탄자니아투자센터가 2011년 행한 서베이 결과에 따르면, 외국인투자자들은 전기 공급 측면에 있어서 70% 내외가 부정적 인식을 표명하여, 전기 공급의 확충이 경제성장 및 투자유치에 긴요함을 알 수 있다. 다음으로 투자자들이 부정적 인식을 많이 갖는 분야는 항구에서 무역 대상 상품 처리시의 원활치 못한 상황 (cargo clearance)이어서, 약 60%의 투자자들은 이에 대한 부정적 인식을 표명하였다. 반면, 금융서비스, 항공운송, 텔레컴에 대해서는 60-80%의 투자자들이 긍정적 인식을 표명하였다 (Tanzania Investment Centre, 2012).

1.4) 무역 구조

1986년 시장 중심의 개혁 이후 탄자니아 정부는 과거의 자급자족 중심으로부터 시장개방의 방향으로 정책 전환을 이루었다. 그리고 1990년대 이래 수출 주도형 경제성장 전략을 추구해왔다. 이로 인해 무역액이 증진되었으나, 수입은 지속적으로 수출액보다 현저히 커서 무역적자가 지속되고 있다. 수입액은 1986년 9.4억 달러, 2000년 15.2억 달러, 2014년 123.9억 달러로 증가해 왔으며, 수출액은 1986년 3.6억 달러, 2000년 7.3억 달러, 그리고 2014년 46.5억 달러로 증가해왔다 (UNCTAD, statistical data set, 2015). 재화무역의 적자액은 2014년 77.4억 달러에 달했다.

재화 및 서비스 무역이 GDP에서 차지하는 무역의존도는 수출의존도가 1990년 12.6%에서 2014년 19.5%로 증가했음에도 불구하고, 수입의존도가 1990년 37.5%에서 2014년 29.9%로 감소하여, 무역의존도 전체는 1990년 50.1%에서 2014년 49.4%로서 대체로 비슷한 수준을 유지하고 있다. 2012년 농산물과 광물 수출은 각각 재화수출의 약 1/3 씩 차지하였으며, 제조업 수출은 재화수출의 16%를 차지하였다 (WTO, 2013: A4-383~387, A4-398; World Bank, 2015).

2014년 수출상품의 구성비를 보면, 금 수출이 9.0억 달러로서 총 수출의 거의 20%를 차지하였다. 그리고 동 (copper) 수출이 2.2억 달러로서 이 두 개의 광물이 총 재화 수출의 약 1/4을 차지하였다. 다음으로 커피 2.0억 달러, 해산물 1.7억 달러, 면화 1.5억 달러, 채소 1.4억 달러 등 농수산물 수출이 거의 20%를 차지했다. 이와 같이 탄자니아의 수출은 아직 1차 산업 제품 수출에 대한 의존도가 큰 편이다 (UNCTAD, statistical data set, 2015).

2) 무상원조 유입 패턴

2.1) ODA유입 구성 추세

탄자니아에 대한 순ODA유입액은 아래 <표 IV.15>에서 1986년 6.6억 달러에서 2013년 34.3억 달러로 급증하였다. 세계전체의 개도국 순 ODA 유입액에서 탄자니아로 유입되는 ODA 유입액의 차지 비중은 1986년 약 1.8%에서 2013년 약 2.3%로 역시 증가했다. 즉, 전 세계 ODA 수원국 중 탄자니아는 지속적으로 주요 수원국 중 하나였다. 무상원조는 1986년 6.4억 달러에서 2013년에는 24.5억 달러로 증가했다. 순 ODA/GNI비율은 1995년 17.0%에 이르렀으나, 그 후 다소 낮아져서 2013년에는 10.5%를 기록하였다. 2013년 무상원조가 순 ODA 액수에서 차지하는 비중은 1986년 97%에서 2013년 71%로 약간 낮아졌다. 무상원조/GNI는 2013년 약 7.4%를 기록하여 전에 비해 다소 감소하는 추세이다.

<표 IV.15> 탄자니아 ODA유입 전반적 추세

항목	연도			
	1986	1995	2005	2013
순 ODA 유입액 (백만 달러)	661	871	1,499	3,430
무상원조 유입액 (백만 달러)	641	710	1,219	2,449
ODA/GNI (%)	n.a.	16.99	10.84	10.45
개도국 전체의 순ODA/GNI (%)	1.45	0.90	1.19	0.64

출처: OECD, <http://stats.oecd.org>

공여국/기관 별로 보자면 2007-2011년의 5개년 경우 IDA 23.8%, 미국 15.5%, 일본 13.0%, 영국 9.8%의 순서이다. 대 탄자니아 원조의 효과성에 대해 KOICA 탄자니아사무소는 “빠르지는 않지만, 점진적인 개선이 나타나고 있는 것”으로 판단하고 있다 (OECD/DAC 원자료로부터 재구성, 현지조사 시 KOICA 탄자니아사무소 제공 자료, 2015. 7.27.)

2.2) 무상원조 유입 분야별 구성 추세

다음의 <표 IV.16>은 탄자니아에 유입된 ODA의 액수가 분야별로 어떻게 배분되었는지를 보여준다. 탄자니아 ODA유입액 중 사회 인프라가 차지하는 비중은 2005년-2013년 기간 중 약 40-63%였으나, 수원국 전체적으로 보자면 그 비중은 31-38%를 차지하였다. 한편, 탄자니아 ODA 유입액 중 경제 인프라가 차지하는 비중은 2005년-2013년 기간 중 2005년 약 18%로부터 2013년 약 27%로 상승한다. 이는 수원국 전체의 해당 비중(11-19%)보다 평균적으로 7-8% 정도 더 높은 비중이며, 이 비율만 놓고 보자면 탄자니아에 유입된 ODA는 경제 인프라 구축에 특히 큰 비중으로 집중되고, 그것이 경제성장률을 높이는 데 기여하고 있다고

<표 IV.16> 탄자니아 ODA 유입 분야별 추세

(단위: 백만 달러)

	탄자니아			수원국 전체		
분야	2005	2010	2013	2005	2010	2013
사회인프라	417 (40.4)	1,0791 (63.0)	736 (42.2)	29,581 (30.8)	43,820 (38.1)	42,396 (37.7)
교육	36	58	46	5,242	9,758	8,242
물 공급과 위생	36	136	89	4,637	5,195	5,508
경제인프라	188 (18.2)	375 (21.9)	477 (27.3)	10,574 (11.0)	20,307 (17.6)	20,861 (18.5)
교통통신	158	155	170	5,509	8,782	9,689
에너지	5	186	190	3,342	8,274	7,416
생산	25 (2.4)	84 (4.9)	143 (8.2)	5,271 (5.5)	9,056 (7.9)	8,018 (7.1)
농림수산	11	73	110	3,297	6,573	5,515
광공업 및 건설	4	5	10	1,446	1,540	1,449
무역과 관광	9	6	24	528	943	1,054
기타	401	175	390	50,698	41,898	41,255
총액	1,031	1,713	1,746	96,124	115,081	112,530

출처: OECD, <http://stats.oecd.org>

주: () 안의 값은 총액에서 해당 분야가 차지하는 비중 (%)

집약해 볼 수 있다. 탄자니아에서 경제 인프라에 행해지는 ODA의 비중은 최근 10여 년간 점점 더 커지는 추세이다. 생산 자체가 차지하는 비중은 2005년에는 약 2%에서 2013년 약 8%로 커지는 추세이다.

2.3) 한국의 탄자니아에 대한 무상원조 추세

2015년 4월 30일 현재 우리나라의 탄자니아에 대한 ODA 지원 승인액은 4.6억 달러로서 총 ODA 승인액의 4.3%를 차지하여, 탄자니아는 누적액 기준 우리나라의 제 7위에 해당하는 주요 수원국 중 하나이다. ODA 집행액 기준으로도 3.8%를 차지하여 역시 우리나라의 세계 전체 기준 제 7위의, 그리고 아프리카에 국한했을 때 가장 중요한 수원국이다.

2012년의 경우 우리나라의 탄자니아에 대한 무상원조 및 유상원조액은 각각 13백만 달러와 38백만 달러, 총 51백만 달러로서 우리나라의 당해 연도 총 양자간ODA 공여액의 4.3퍼센트를 차지하여 우리나라에게 다섯 번째로 중요한 수원국에 해당하였으며, 아프리카에서는 가장 중요한 수원국에 해당하였다. 2013년의 경우 탄자니아의 ODA유입액 17.5억 달러 중 우리나라로부터의 수원액은 51백만 달러로서 우리나라는 탄자니아 수원액의 2.9%를 차지하였다. 우리나라의 총 양자간 무상원조 중 탄자니아가 차지하는 비중은 2012년 1.8%에 해당했다.

KOICA의 탄자니아에 대한 지원 현황을 1992년-2012년 기간 중 사업형태로 보자면 총 누적액 5,829만 달러 중 개발조사를 포함한 프로젝트 지원이 2,137만 달러로서 약 36.7%를 차지했으며, 연수생 초청이 765만 달러로서 13.1%, 물자지원이 282만 달러로서 4.8%, 기타 45.4%를 차지하였다. KOICA는 1991-2012년 기간 중 대체로 보건, 농업, 교육의 3개 분야에 총 지원의 약 3/4을 집중해 왔다 (현지조사 시 KOICA 탄자니아사무소 제공 자료, 2015. 7.27.)

2.4) 한국의 대 탄자니아 ODA 전략

2015년 6월 현재 아프리카 국가들 중 8개국에 대한 국가협력전략 (CPS)이 세워져 있다. 탄자니아는 우리나라의 주요 수원국 중 하나임에도 불구하고, 2014년까지 중점협력국에서 제외되어 있었던 관계로 국가협력전략 자체가 부재한 상태에서 ODA가 행해져 왔다. 2015년 탄자니아가 중점협력국들 중 하나로 새로 선정되었으므로, 탄자니아에 대한 정교한 국가협력 전략 수립이 시급한 상황이다.

3) 기본 통계량

탄자니아에서도 시장 지향적인 경제개혁이 1986년경부터 시작되었으므로 2015년 4월말 현재 통계자료가 가능한 가장 최근 연도인 2013년까지 28년간의 연도별 자료에 대해 통계자료를 수집하여 분석에 이용하였다. 변수들에 대해 로그를 취하는 경우, 탄력성을 파악할 수 있는 장점이 있으나, 탄자니아의 일부 변수들, 즉, 경제성장을 관련 변수들은 일부 연도들에 있어서 음(-)의 값을 갖기 때문에 로그를 취할 수 없다. 따라서 탄자니아의 관련 변수들에 대해 로그를 취하지 않았다. 계량분석에 사용되는 변수들은 베트남의 경우와 마찬가지로 정의된다.

〈표 IV.17〉는 각 변수들에 대해 안정성을 검증하기 위해 단위근 검증을 행한 결과이다. 검증은 일반적인 ADF test와 PP test를 사용하였으며, 추세항은 포함하지 않으며, 절편은 포함된 경우의 결과들을 아래 표는 표현하고 있다.

〈표 IV.17〉 탄자니아에 대한 단위근 검증 결과, 1986–2013

변수	ADF test		PP test	
	수준 형태	1차 차분 형태	수준 형태	1차 차분 형태
YGR	-2.696*	-3.077**	-2.661*	-8.178***
PCYGR	-2.655*	-2.901*	2.620	-8.237***
EXPY	-1.485	-3.346**	-1.314	-3.346**
ODAY	-2.440	-8.779***	-2.491	-9.311***
GRANTY	-4.246***		-4.245***	
ODAYSQ	-2.622	-9.652***	-2.786*	-9.763***
GRANTYSQ	-4.983***		-4.983***	
FDIY	-.600	-6.932***	-2.130	-28.301***
GKY	-1.238	-7.888***	-1.476	-7.678***
INFL	-1.607	-4.323***	-1.607	-4.328***
ODAPO	-1.978	-4.650***	-1.148	-4.650***
GRANTPO	-1.557	-5.393***	-1.557	-5.393***

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

위의 표에서 보듯, 탄자니아의 경우 Phillips-Perron test의 결과 GRANTY와 GRANTYSQ 변수의 경우 어떤 유의수준에서도 $I(0)$ 의 성격을, 그리고 다른 변수들은 1-5% 유의수준에서 $I(1)$ 의 성격을 지닌다고 볼 수 있다. ADF test는 대부분의 변수들에 있어서 Phillips-Perron test와 질적으로 동일한 결과를, 일부 변수에서는 다소 다른 결과를 보여 준다. 그와 같이 두 test결과가 약간 다른 결과를 보여주는 경우 베트남의 경우와 마찬가지로 Phillips-Perron test의 결과를 따라 본 절에서는 각 변수별로 안정성에 대해 가정하기로 한다.

4) 순 ODA 전체의 경우

4.1) 실질 GDP증가율 결정에 대한 기본 모형 적용 경우

엄밀한 분석을 행하기에 앞서서 우선 실질 GDP 증가율에 대해 그 결정요인을 OLS로 분석한 결과를 보기로 한다. 각 변수들이 모두 5퍼센트 유의수준에서 $I(1)$ 이라고 가정할 수 있으므로, 1차 차분을 취한 후 OLS를 시행한 결과를 다음 <표 IV.18>은 보여 준다.

<표 IV.18>을 통해 탄자니아에 있어서 순 ODA 전체의 실질 GDP 증가율에 미치는 효과를 보자면, (1)과 (2)의 경우, 순 ODA 전체, 수출과 FDI 유입은 탄자니아의 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 물가상승률의 감소가 실질 GDP 증가율에 긍정적으로 기여하며, 이러한 영향은 5-10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다. 또한, 국내투자는 실질 GDP 증가율에 양의 영향을 주는 것으로 나타나며, 이는 10퍼센트 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타난다. 그러나 조정된 결정계수는 0.3 이하로서 대체적인 설명력은 낮은 것으로 보인다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 표현하는 F통계량은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타난다.

<표 IV.18>에서 정책-원조 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과를 (3)과 (4)가 보여준다. 이 경우 전반적인 설명력은 조금 더 떨어지는 것으로 나타난다. 순 ODA 전체, 수출, FDI 유입과 더불어 물가상승률도 통계적인 유의미성을 잃게 된다. 국내투자는 양의 영향을 미치는 것으로 나타나며, 10퍼센트 유의수준에서 통계적으로 유의미하다. 정책-원조 상호작용항은 어떠한 상식적으로 그럴듯한 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지 않다. 즉, 원조의 경제성장률에 미치는 효과가 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여 준다. 이와 같은 <표 IV.18>의 결과는 각 변수들에 대한 1차 차분을 통해 관련 변수들의 영향

〈표 IV.18〉 순 ODA 전체의 실질 GDP증가율에 미치는 효과:
탄자니아, 기본 모형에 대한 1차 차분 변수 사용 OLS 결과

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
상수항	-0.035 (-0.155)	-0.038 (-0.172)	-0.030 (-0.128)	-0.043 (-0.189)
ODAY	-5.394 (-0.711)	-7.672 (-0.954)	-4.328 (-0.298)	-9.319 (-0.709)
EXPY	11.627 (0.981)	14.020 (1.224)	11.156 (0.884)	14.380 (1.205)
FDIY	10.357 (0.860)		10.972 (0.836)	
INFL	-0.095* (-2.037)	-0.104** (-2.323)	-0.081 (-0.699)	-0.119 (-1.143)
GKY	13.158* (1.993)	13.352* (2.036)	13.629* (1.796)	12.823* (1.716)
ODAPO			-0.093 (-0.137)	0.102 (0.161)
조정된 결정계수	0.278	0.287	0.243	0.254
D.W.	2.419	2.438	2.410	2.448
F 통계량	3.005**	3.614**	2.390*	2.769**

주: () 안의 값은 추정된 계수의 t 통계량을 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

을 쉽게 보여주는 장점이 있긴 하나, 공적분 검증 등의 엄밀한 시계열 분석 기법을 사용하지 않은 것이기에 그 결론을 신뢰할 수는 없다.

4.2) 공적분 검증 결과

앞에서 단위근 검증 결과 무상원조를 표현하는 변수들을 제외한 다른 변수들은 5%나 1% 유의수준에서 I(1)의 성격을 보였다. 따라서 관련 변수들 사이에 장기 균형관계가 있는지를 공적분 검증을 통해 점검한다. 관련 변수들에 대한 관찰 횟수가 적은 (small sample size) 경

〈표 IV.19〉 순 ODA 전체-1인당 실질 GDP증가율 간 관계에 대한
ARDL 공적분 검증 결과, 탄자니아

	관련 변수들	추정된 F 통계량	귀무가설 기각 여부
(1)	PCYGR, ODAY, EXPY, INFL, GKY	4.368	10%유의수준: $CVU < F$ 5%유의수준: $CVU < F$ 1%유의수준: $CVL < F < CVU$
(2)	PCYGR, ODAY, EXPY, INFL, GKY, ODAPO	5.784	10%유의수준: $CVU < F$ 5%유의수준: $CVU < F$ 1%유의수준: $CVU < F$
(3)	PCYGR, ODAY, ODAYSQ, EXPY, INFL	2.819	10%유의수준: $CVL < F < CVU$ 5%유의수준: $F < CVL$ 1%유의수준: $F < CVL$
(4)	PCYGR, ODAY, ODAYSQ, EXPY, INFL, ODAPO	0.272	10%유의수준: $F < CVL$ 5%유의수준: $F < CVL$ 1%유의수준: $F < CVL$

주: F: 추정된 F 통계량의 값

CVL: 하한 임계치 (lower bound critical value)

CVU: 상한 임계치 (upper bound critical value)

우이므로, 이러한 경우 공적분 관계를 검증할 수 있는 ARDL variance bounds test를 공적분 검증 시 사용한다. 〈표 IV.19〉는 순ODA 전체-경제성장 관련 변수들에 대한 ARDL 공적분 검증 결과를 보여준다. 최적 시차는 Akaike information 기준에 따라 선택되었다.

4.3) 기본 모형의 경우

위의 〈표 IV.19〉에 따르면, 기본 모형을 고려하는 유형 (1)에 있어서, 5퍼센트 유의수준에서 계산된 F통계량의 값이 CVU보다 크게 나타나고, 따라서 관련되는 변수들 사이에는 공적분 관계가 없다고 하는 귀무가설이 기각된다. 즉, 5%나 10% 유의수준에서 순 ODA 전체-경제성장 관련 변수들 사이에 공적분 관계가 성립한다고 볼 수 있다. 유형 (2)는 순 ODA 전체-정책 상호작용항이 추가되는 경우의 결과를 나타낸다. 상식적으로 생각하는 어떤 유의수준에서도 계산된 F값은 CVU보다 크기 때문에 공적분 관계가 없다고 하는 귀무가설은 기각된다. 이와 같은 결과들은 비선형 효과를 고려하지 않는 경우 관련 변수들 사이에 대체로 공적분 관계가 성립함을 알 수 있다. 공적분 관계가 존재하기 때문에 오차수정 모형을 추정하

며, 그 추정 결과는 다음 <표 IV.20>에 나타난다.

**<표 IV.20> 순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 영향:
탄자니아, 오차수정모형 추정 결과**

설명 변수	(a)	(b)
상수항	-0.224 (-0.896)	-0.048 (-0.258)
EC(t-1)	-1.151** (-3.028)	-0.911*** (-3.748)
dODAY	4.920 (0.582)	13.511 (1.383)
dEXPY	7.654 (0.832)	5.233 (0.597)
dINFL	-0.188*** (-4.683)	0.003 (0.026)
dGKY	10.206 (1.689)	8.875 (1.573)
dODAYPO		-0.826 (-1.324)
조정된 결정계수	0.614	0.667
D.W.	1.890	1.932
F 통계량	3.547**	5.172***

주: 좌변의 변수는 dPCYGR. EC는 오차수정항 (error correction term). 시차는 최대 2까지 시도되었음. 최적 시차 선택은 Akaike information criterion에 따름. () 안의 값은 추정된 계수의 t 통계량을 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

위의 <표 IV.20>에서 유형 (a)의 오차수정 모형 추정 결과를 보자면 오차수정항의 추정계수는 -1.151로서 음의 값을 갖고, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다. 따라서 공적분 관계가 있다고 하는 ARDL 공적분 검증 결과를 재확인해준다. 그러나 순 ODA 전체와 수출은 1인당 실질 GDP 증가율의 통계적으로 유의미한 원인이 되지 않는 못한다. 물가상승률이 감소하는 경우 1인당 실질 GDP 증가율의 상승의 원인이 되며, 이러한 관계는 1% 유의수준에서

도 통계적으로 유의미할 정도로 현저한 인과관계를 보여준다. 국내투자는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하지는 않으나, 그 추정계수는 양의 부호를 갖고 1인당 실질경제성장률에 대해 원인이라고 할 수 있는 약한 증거를 보여준다고 볼 수 있다.

위 표의 유형 (b)에서는 원조-정책 상호작용항이 추가된다. 원조-정책 상호작용항을 추가해 본 경우 전반적인 결과는 상호작용항이 없는 유형 (a)에 비해 상대적으로 만족스럽지 못하다. 오차수정항은 -0.911 로서 0과 -1 사이의 값을 갖고, 1% 유의수준에서도 통계적으로 유의미하다. 10% 유의수준에서는 어느 변수도 통계적으로 유의미하지 않으나, 국내투자가 1인당 경제성장률 변화의 원인이 된다고 하는 약한 증거가 보이는 셈이다. 원조-정책 상호작용항은 통계적으로 유의미하지 않다.

4.4) 비선형 효과 검증 경우

앞의 <표 IV.19>에서 유형 (3)과 유형 (4)는 비선형 효과의 존재 유무를 검증한다. 우선 유형 (3)에서 ODAY, EXPY와 INFL 변수에 비선형 효과를 나타내기 위한 ODAYSQ 항이 추가되는 경우 공적분 검증을 시행해 보았을 때 계산된 F 값은 2.819로서 5% 유의수준에서 CVL보다 작게 나타나서 공적분 관계가 없다고 하는 귀무가설은 기각되지 않는다. 유형 (4)는 위의 유형 (3)에 순 ODA 전체-정책 상호작용항이 추가되는 경우의 공적분 검증 결과이며, 상식적으로 생각할 수 있는 어떠한 유의수준에서도 계산된 F값은 CVL보다 작게 나타나서, 공적분 관계가 없다는 귀무가설이 기각되지 않는다. 따라서 ODAYSQ항이 추가되는 경우 대체로 공적분 관계는 없는 것으로 판단할 수 있다.

공적분 관계가 없는 것으로 판단되는 변수들에 대해 1차 차분을 취함으로써 관련 변수들을 안정적인 변수들로 변환하고, 이들을 이용하여 OLS 회귀분석을 시행한 결과가 <표 IV.21>에 나타난다. 이 표의 결과에 따르면, 우선 원조-정책 상호작용항이 고려되지 않는 경우, 순 ODA 전체와 그 자승항의 추정계수들은 각각 양과 음이어서 베트남의 경우와 같으며, 각각 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다. 수출과 물가상승률은 각각 양과 음의 영향을 1인당 경제성장률에 주는 것으로 나타나며, 이는 5% 유의수준에서 모두 통계적으로 유의미하다.

〈표 IV.21〉 순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과:
탄자니아, 비선형 효과 검증 모형에 대한 OLS 결과, 1차차분 변수 사용

설명 변수	(1)	(2)
상수항	-0.122 (-0.557)	-0.148 (-0.680)
dODAY	55.654* (1.808)	46.276 (1.485)
dODAYSQ	-162.347* (-1.747)	-178.619* (-1.933)
dEXPY	25.449** (2.497)	25.218** (2.512)
dINFL	-0.147*** (-3.233)	-0.250** (-2.747)
dODAYPO		0.710 (1.297)
조정된 결정계수	0.261	0.283
D.W.	2.485	2.468
F 통계량	3.297**	3.056**

주: () 안의 값은 추정된 계수의 t 통계량을 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

순 ODA 전체-정책 상호작용항을 추가하여 회귀분석을 시행하는 경우 순 ODA 전체와 그 자승항의 추정계수의 부호는 앞의 경우 추정 시와 같다. 순 ODA 전체의 추정계수는 10% 유의수준에서 유의미하지 않으나, 그 자승항은 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다. 수출은 양의 영향을, 그리고 물가상승률은 음의 영향을 주며, 각각 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다. 순 ODA 전체-정책 간의 상호작용항의 추정계수는 상식적으로 고려 가능한 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지 않다. 즉, 원조의 경제성장에 대한 영향은 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 결과를 보여준다.

위 표의 결과들은 순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 대한 비선형 효과가 존재한다는 (비교적 약한) 증거를 보여준다. 비선형 효과가 있는 경우의 전환점은 약 (13-)17%로 나타

난다. 즉, 전년 대비 순 ODA/GDP가 (13-)17 퍼센트만큼 증가할 때까지는 1인당 실질 GDP 증가율에 긍정적 영향을 주는 셈이므로, 현실적으로 탄자니아의 경우 원조에 대한 수확체감이 존재한다 하더라도 순 ODA의 증가는 1인당 실질 GDP 증가율에 항상 긍정적 영향을 미치는 것으로 파악할 수 있다. 수출이 탄자니아의 경제성장에 긍정적인 영향을 주고 있다는 결과는 원조의 자승향을 고려하지 않고 있는 Mah (2015)의 결과와 질적으로 같다.

5) 무상원조의 경우

5.1) 공적분 검증 결과

앞에서 단위근 검증 결과 무상원조와 관련된 변수들(즉, GRANTY와 GRANTYSQ)은 모두 흔히 고려하는 어떤 유의수준에서도 I(0)의 성격을, 여타 변수들의 경우 5%나 1% 유의수준에서 I(1)의 성격을 보였다. 따라서 우선 각 관련된 변수들 사이에 장기균형 관계가 있는지를 공적분 검증을 통해 점검해 본다. 모든 변수들이 같은 차수로 적분되어 있는 (integrated of the same order) 경우에는 일반적으로 사용되는 Johansen test 방식을 사용할 수 있으나, 무상원조-경제성장 관계에 관련된 변수들은 서로 다른 차수로 적분되어 있으며, 표본 수가 적은 (small sample size) 상황이므로, 본 연구에서는 그러한 경우에 공적분 관계를 검증할 수 있는 ARDL variance bounds test를 공적분 검증 시 사용한다.

〈표 IV.22〉는 무상원조-경제성장 관련 변수들에 대한 ARDL 공적분 검증 결과를 보여준다. (식 6)에서 최적 시차는 Akaike Information 기준에 따라 선택된 결과가 표에 나타난다.

위의 〈표 IV.22〉에 따르면, 기본 모형을 고려하는 유형 (1)에 있어서, 5% 유의수준에서 계산된 F통계량의 값이 CVU보다 크게 나타나고, 따라서 관련 변수들 사이에는 공적분 관계가 없다고 하는 귀무가설이 기각된다. 즉, 5%나 10% 유의수준에서 무상원조-경제성장 관련 변수들 사이에 공적분 관계가 성립한다고 볼 수 있다.

위의 표에서 유형 (2)는 원조-정책 상호작용항이 추가되는 경우의 결과를 나타낸다. 이 경우 유의수준에 따라 공적분 검증의 결과는 달라진다. 1% 유의수준에서 계산된 F값은 CVL보다 작기 때문에 공적분 관계가 없다고 하는 귀무가설은 기각되지 않으나, 5%나 10% 유의수준에서 계산된 F값은 CVL과 CVU의 사이에 있기 때문에 어떤 결론을 내릴 수 없는 영역에 있다고 볼 수 있다. 따라서 이 경우 일단 공적분 관계가 없다고 간주하여 각 변수들을 안정적으로 변환시킨 후 안정적인 변수들을 이용하여 OLS로 회귀분석을 시행해 보자면 다음과 같다.

〈표 IV.22〉 무상원조-1인당 실질 GDP 증가율 간 관계에 대한
ARDL 공적분 검증 결과: 탄자니아

	관련 변수들	추정된 F 통계량	귀무가설 기각 여부
(1)	PCYGR, GRANTY, EXPY, INFL, GKY	5.206	10%유의수준: CVU < F 5%유의수준: CVU < F 1%유의수준: CVL < F < CVU
(2)	PCYGR, GRANTY ,EXPY, INFL, GKY, GRANTPO	3.498	10%유의수준: CVL < F < CVU 5%유의수준: CVL < F < CVU 1%유의수준: F < CVL
(3)	PCYGR, GRANTY, GRANTYSQ, EXPY, INFL	4.148	10%유의수준: CVU < F 5%유의수준: CVL < F < CVU 1%유의수준: F < CVL
(4)	PCYGR, GRANTY, GRANTYSQ, EXPY, INFL, GRANTPO	5.628	10%유의수준: CVU < F 5%유의수준: CVU < F 1%유의수준: CVL < F < CVU

주: F: 추정된 F 통계량의 값

CVL: 하한 임계치 (lower bound critical value)

CVU: 상한 임계치 (upper bound critical value)

$$dPCYGR(t) = \frac{0.498}{(0.961)} - \frac{4.702}{(-1.164)} GRANTY(t) + \frac{20.760^*}{(1.794)} dEXPY(t) \\ - \frac{0.135^{**}}{(-2.323)} dINFL(t) + \frac{6.622}{(1.293)} dGFKY(t) + \frac{0.246}{0.819} dGRANTPO(t)$$

조정된 결정계수 = 0.266 D.W. = 2.494 F = 2.889**

괄호 안의 값은 추정된 계수의 t 통계량을 나타냄.

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

이 회귀분석 결과를 보자면 GRANTY와 EXPY의 추정계수는 어떤 그럴듯한 유의수준 하에서도 통계적으로 유의미하게 나타나지 않는다. 즉, 무상원조와 국내투자는 1인당 실질 GDP 증가율에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 그러나 수출증가는 1인당 실질 GDP 증가율에 양의 영향을, 그리고 물가상승률은 음의 영향을 주는 것으로 나타나며, 이들은 각각 10%와 5% 유의수준에서 유의미한 것으로 나타난다. 무상원조-정책 간의 상호작용항은 통계

적으로 유의미하게 나타나지 않는다.

〈표 IV.22〉에서 유형 (3)과 유형 (4)는 비선형 효과의 존재 유무를 검증한다. 우선 유형 (3)에서 GRANTY, EXPY와 INFL 변수에 비선형 효과를 나타내기 위한 GRANTYSQ 항이 추가되었을 때, 공적분 검증을 해 보았을 때 계산된 F값은 4.148로서 10% 유의수준에서는 CVL보다 크게 나타나서 공적분 관계가 없다고 하는 귀무가설은 기각되나, 5% 유의수준에서는 결론내릴 수 없는 영역에 위치하며, 1% 유의수준에서는 CVL보다 낮게 나타나서 귀무가설이 기각되지 않는다. 본 연구에서는 무상원조 변수를 사용하는 본 연구에서 다른 대부분의 결과들과 유사한 시도를 하기 위해 공적분 관계가 있는 것으로 가정하고 분석해 보기로 한다.

유형 (4)는 여기에 무상원조-정책 상호작용항이 추가되는 경우의 공적분 검증 결과이며, 이 경우 10%나 5% 유의수준에서 계산된 F값은 CVU보다 크게 나타나서, 공적분 관계가 없다는 귀무가설이 기각된다. 1% 유의수준에서는 계산된 F값이 CVU와 CVL의 사이에 존재한다. 따라서 이 경우 공적분 관계가 있다고 해석하는 것이 별 무리가 없는 것으로 보인다. 유형 (3)과 유형 (4)에서 GKY변수가 생략되어 있는 이유는 GKY변수까지 포함되는 경우 변수들에 대한 관찰횟수에 비해 고려되는 변수들의 개수가 과다하여 추정이 불가해지기 때문이다.

5.2) 오차수정 모형 적용 결과

위의 〈표 IV.22〉에서 보자면, 기본 모형을 탄자니아에 대해 적용시킨 경우인 유형 (1), 그리고 비선형 관계를 검증하기 위한 유형 (3)과 유형 (4)에 있어서 관련 변수들 사이에 대체로 공적분 관계가 있는 것으로 나타나므로, 이 세 유형에 대해 오차수정 모형을 적용시켜 보며, 오차수정 모형의 추정 결과는 다음의 〈표 IV.23〉에 나타난다.

위의 〈표 IV.23〉에서 유형(a)의 오차수정 모형 추정 결과를 보자면 오차수정항의 추정계수는 -0.869로서 0에서 -1 사이에 위치하며 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다. 따라서 공적분 관계가 있다고 하는 공적분 검증 결과를 재확인해준다. 그러나 무상원조나 수출은 1인당 실질 GDP 증가율의 원인이 되지 못한다. 물가상승률이 감소하는 경우, 그리고 국내투자가 증가하는 경우 1인당 실질 GDP 증가율의 상승의 원인이 되며, 이러한 관계는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다.

〈표 IV.23〉 무상원조의 1인당 실질 GDP증가율에 미치는 영향:
오차수정모형, 탄자니아

변수	(a)	(b)	(c)
상수항	-0.009 (-0.035)	-0.132 (-0.663)	-0.243 (-0.566)
EC(t-1)	-0.869** (-2.952)	-0.916** (-2.889)	-0.591 (-1.205)
dGRANTY	-0.410 (-0.213)	44.248** (2.186)	53.426 (1.635)
dGRANTYSQ		-88.806* (-2.104)	-104.489* (-1.922)
dEXPY	0.968 (0.097)	-1.549 (-0.147)	-2.672 (-0.230)
dINFL	-0.179*** (-5.238)	-0.153*** (-4.442)	-0.156 (-0.973)
dGKY	12.708** (3.004)		
dGRANTPO			0.116 (0.109)
조정된 결정계수	0.697	0.527	0.642
D.W.	1.642	2.161	1.748
F 통계량	4.680**	3.781**	3.387*

주: 좌변의 변수는 dPCYGR. EC는 오차수정항 (error correction term). 시차는 최대 2까지 시도되었음. 최적 시차 선택은 Akaike information criterion에 따름.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

위 표의 유형 (b)에서는 무상원조의 자승항이 추가되고, 국내투자 변수가 제외된 경우이며, 이때 가장 흥미 있는 점은 무상원조와 무상원조 자승항의 추정계수들이 각각 양과 음의 부호를 갖는 것으로 나타나며, 각각 5%와 10% 유의수준에서 유의미하게 나타난다는 것이다. 이는 유형 (a)의 결과와 대비된다. 즉, 무상원조 자승항이 포함되지 않을 경우 무상원조는 경제성장의 원인이 되지 않는 것으로 나타나서 Mah (2015)와 질적으로 동일한 결과를 보인다.

그러나 비선형 효과가 고려되어 무상원조의 자승항이 포함되는 경우, 무상원조는 경제성장의 원인이 되며, 또한, 비선형 효과가 존재하기 때문에 경제성장의 원조에 대한 수확체감 현상이 발견되어, 무상원조가 증가함에 따라 1인당 실질 GDP 증가율에 양의 영향을 미치지만, 증가폭은 점점 감소해 간다는 것을 이 결과는 알려 준다. 무상원조/GDP의 전환점 값은 약 70% 정도이기 때문에 탄자니아에 있어서 현실적으로 무상원조 증가가 1인당 실질 GDP 증가율에 음(-)의 영향을 주는 경우는 없다고 할 수 있다. 오차수정항의 추정계수는 0과 -1 사이에 위치할 뿐만 아니라 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 즉, ARDL 공적분 검증 결과를 지지해 준다. 아울러, 물가상승률이 낮아짐에 따라 1인당 경제성장률을 상승시키는 원인이 됨을 알 수 있다.

위의 표에서 유형 (c)는 유형 (b)에 무상원조-정책 상호작용항을 추가해 본 경우이며, 전반적인 결과는 유형 (b)에 비해 만족스럽지 못하다. 무상원조 자승항만 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하며, 무상원조-정책 상호작용항을 포함한 어떠한 다른 변수들도 일반적으로 고려되는 어떠한 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지 못하다. 대체로 경제성장의 무상원조에 대한 비선형 효과 관련 약한 증거가 발견되는 정도라고 볼 수 있다. 무상원조/GDP의 전환점 추정치는 앞의 유형 (b)와 거의 같다.

6) 탄자니아에 대한 계량 분석의 결론

탄자니아에 있어서 무상원조 및 순 ODA 전체의 경제성장에 미치는 효과에 관한 본 절의 회귀분석과 오차수정 모형의 분석 결과들을 정리해 보자면 다음과 같다. 첫째, 비선형 효과가 고려되지 않는 경우 무상원조 및 순 ODA 전체는 경제성장에 대해 긍정적 효과를 보이지 않는다.

둘째, 비선형 효과가 고려되는 경우 무상원조는 경제성장에 양의 통계적으로 유의미한 영향을 미치며, 그러한 경제성장에 대한 양의 효과는 무상원조/GDP 비율이 증가함에 따라 점차 작아짐을 알 수 있다. 즉, 경제성장의 원조에 대한 수확체감 현상이 발견된다.

셋째, 물가상승률의 저하와 수출증가가 경제성장에 긍정적인 영향을 미쳤다는 약간의 증거가 발견된다. 해외직접투자 유입 변수가 추가 고려된 분석들은 회귀분석의 경우나 오차수정모형 추정의 경우나 마찬가지로 유의미한 결과들을 보여주지 않는 것으로 나타나서, 보고 대상에서 제외되었다.

넷째, 무상원조-정책 간의 상호작용항은 어떤 경우에도 유의미하게 나타나지 않는다. 따라서 무상원조의 경제성장에 대한 효과는 적어도 거시경제정책 조건에 의해 영향을 받지 않는다고 판단할 수 있다.

다섯째, 계량분석 시 무상원조의 경제성장에 대해 미치는 효과에 대한 이러한 결론과 순 ODA 전체의 효과에 대한 결론은 질적으로 대체로 동일하다.

7) 현지조사 결과

앞에서 행한 계량분석이 갖는 문제점들을 보완하기 위해 본 연구진은 탄자니아에 대한 현지조사를 행하였다. 현지조사 방문팀은 책임연구원 마재신과 공동연구원 윤상철의 2인으로 구성되었고, 연구팀은 2015년 7월 27일-7월 31일의 기간 중 탄자니아 다르에스살람의 관계기관들에 대한 방문을 통한 인터뷰를 진행하였다. 인터뷰 대상 기관은 KOICA 탄자니아사무소, UNDP 탄자니아사무소, 탄자니아재무부, JICA 탄자니아사무소, Policy Research for Development (REPOA), International Growth Centre 탄자니아사무소와 Economic and Social Research Foundation (ESRF)를 방문하여 인터뷰를 진행하였으며, 현지 전문가들은 다음과 같은 의견을 제시하였다 (<부표 2> 참조).

탄자니아는 사하라 이남 아프리카의 국가들 중 지난 30여 년간 가장 빠른 경제성장을 보이는 국가들 중의 하나이며, 그 이유로서 현지 전문가들은 다양한 의견을 개진하였다. 우선 1980년대 후반 이후의 정책 개혁 및 물가상승률 저하에서 드러나듯 거시경제 정책의 안정적인 운용, 그리고 경제개혁 조치를 지원하기 위한 목적에서 세계은행 등 원조 공여기관들의 ODA 지원 (IGC측 의견), 광업 및 관광업에 대한 국내투자 및 해외투자의 활발한 유입 (REPOA측 의견), 그리고 이에 따른 금 채굴과 같은 광업 및 관광업의 발전 등이 제시되었다. 아울러, 대규모의 ODA가 경제 인프라 건설에 투입되었고, 이것이 고용증진 및 충수요확대로 귀결되었으며, 농업 관개시설 확충은 농업생산 증대로 귀결되었고, 이를 통해 경제성장의 기반이 마련되었다 (IGC 및 ESRF 측 의견). 아울러, 해외직접투자 환영 정책 구사 또한 성장을 제고의 이유 중 하나로 거명되었다 (재무부 의견).

또한, 탄자니아 고도 경제성장의 비경제적 이유로서는 주변국들과 외교관계가 원만하며, 정치적 안정성이 유지됨에 따라 해외투자자들을 유치하기에 적합한 조건이 형성되었고, 지정학적으로 5개의 내륙국들 (landlocked countries)에 국경이 면해 있음에 따라 이들 국가들의

국제무역 시 해양을 통한 수송을 위해 탄자니아를 이용하는 것이 유리하다는 점 등도 지적되었다 (IGC측 의견).

탄자니아의 향후 경제성장에 있어서 기회로서 인식되는 점은 우선 농업 및 광업, 관광업에 유리한 천혜의 조건이 주어져 있다는 점이다. 그리고 천연가스전 발견에 따라 가스가 향후 본격적으로 생산되고, 그에 따라 전기 공급이 증대될 것으로 예상되는 점은 향후 탄자니아 경제에 긍정적 요인으로 작용할 것으로 예측되었다. 중국의 임금 상승에 따라 공산품 생산시설의 탈 중국 현상이 향후 탄자니아에 긍정적으로 작용할 수 있을 것이라는 점은 흥미로운 지적이었다 (IGC측 의견).

탄자니아의 향후 고도 경제성장을 유지하는 데에 대한 제약조건으로서 거명되는 요인들은 저렴하고 안정적인 전기 공급의 부족 (IGC측 의견), 숙련노동의 부족 (IGC 및 ESRF 측 의견) 등이 제시되었다. 또한, 값싼 중국제품의 대량 유입에 따른 국내산업의 고사가 심각한 문제라는 의견 (IGC측 의견)과 그것이 국내생산자들의 경쟁력을 장기적으로 향상시키는 데에 기여할 것이라는 의견 (ESRF 측 의견)이 대립되었다.

탄자니아 정부는 공식적으로 Vision 2025의 계획 하에서 2025년까지 중간 정도 단계의 개발도상국에 진입하겠다는 목표를 갖고 있으며, 공업화 (industrialization)를 지향하고 있고, 특히 그 시점까지 중화학공업 발전을 도모하고 있다 (탄자니아 재무부 의견). 정부 뿐 아니라 관련 연구소 및 국제기구 등 인터뷰 대상 기관 모두 지금까지와 같은 광산물 자체의 수출이 아니라 가공된 형태의 광업제품과 같이 보다 부가가치가 높은 산업이 발전되어야 한다는 점에서는 이견이 없었다 (재무부 및 ESRF 측 등 의견).

그러나 실제로 경제구조 전환이 현저히 이루어지고 있지 않고 있으며 (IGC측 의견), 정부가 제조업 발전에 대해 특정 산업을 선택하여 발전시키려는 복안이 있다기 보다는 제조업을 전반적으로 발전시키겠다는 다소 막연한 접근법 (wholistic approach)을 갖고 있다는 점은 탄자니아의 제한된 생산요소들을 고려할 때 향후 체계적인 제조업 발전에 대한 의구심을 갖게 하는 점이다. 다만, ESRF측이 제시했던 석유화학 관련 산업 및 농가공산업 (agro-processing industry)에 대한 강조는 탄자니아의 천연가스 부존 및 농업에 있어서의 비교우위의 존재와 같은 점을 고려 시 의미 있는 제안으로 보인다.

앞에서 살펴 본 계량분석의 결과 무상원조 (및 ODA전체)는 탄자니아의 경제성장에 긍정적으로 기여함을 알 수 있었다. 원조의 경제성장에 대한 긍정적 효과를 가능케 하는 제도적 요인으로서 과거 니에레레 (Nyerere)대통령에 의한 언어의 통일, 정치적 안정성, 국가 정체

성이 아프리카 내에서는 가장 강한 편인 점 등이, 아울러 전자시스템이 구축되어 ODA가 효율적으로 관리되고 있는 점 등이 지적되었다 (KOICA탄자니아사무소 및 UNDP 측 의견).

반면, 탄자니아에 있어서 ODA가 경제성장에 미치는 긍정적 효과를 감소시키는 제도적 요인으로서 부패, 부족 이기주의, 원조에 대한 의존성 심화 같은 점이 지적되고 있다 (KOICA 탄자니아 사무소, IGC, REPOA, ESRF 등 의견).

지금까지 탄자니아에 대해 행해진 ODA의 문제점들로서는, 조건이 부과되기 때문에 융통성 (flexibility)이 불가해서 시행상 어려운 점, 과거 건설된 인프라의 장기적인 유지관리가 만족스럽지 않은 점, 공여국들의 ODA액수가 연도별로 규모가 현저히 달라짐에 따른 예측불가능성 (unpredictability) 등이 특히 정부 측으로부터 지적되었다 (탄자니아 재무부 측 의견). 반면, 비정부 기관에서는 원조의 경제성장에 대한 기여도를 저하시키는 요인으로서 관료들의 형식성 (bureaucracy) 및 정부의 부패를 거명하였다 (IGC 및 ESRF 측 의견).

또한, 탄자니아 정부 측은 ODA가 수원국 정부의 자율성에 따라 집행될 수 있도록 예산 지원 (budget support) 형식의 비중이 커져야 한다고 보았으며 (재무부 측 의견), ESRF측 전문가들 주 일부는 탄자니아 측에서 자율성을 갖고 탄자니아 내부의 인력 등에 대한 활용을 할 수 있도록 강조되어야 한다는 입장을 표명하기도 하였다. 반면, 다수의 비정부 관계자들은 예산 지원 형식의 경우 투명성 (transparency)에 대한 믿음을 가질 수 없다는 점 및 정부예산 사용 시 비효율성을 거명하며 그에 반대하는 입장을 보였다 (JICA, REPOA, ICG, ESRF 측 의견).

무상원조의 미래 방향에 대해 탄자니아의 향후 경제성장을 지원하기 위해서는 무상원조가 향후 역량 강화, 다양한 단계에 있어서 기술 및 경영 능력 개발을 위한 훈련 프로그램에 대한 지원 (IGC 측 의견), 직업훈련시설의 설비현대화 및 확대, 그리고 공업고등학교의 설립 운영에 대한 지원 등을 통해 제조업 발전에 필요한 중간 기술 수준을 갖춘 기술자들의 공급을 지원할 수 있는 방향으로 강조가 이루어져야 한다는 점 등이 지적되었다 (ESRF 측 의견). 아울러, 경제성장에도 불구하고, 빈곤 및 심각한 소득불균형이 지속되고 있으므로, 소득불균형 완화 방향으로 향후 ODA는 강조점이 주어져야 할 것으로 UNDP측은 지적하였다.

우리나라의 탄자니아에 대한 무상원조는 조세청 (Tanzanian Revenue Authority)에 대한 전자정부사업 지원 (2010-2012년 기간 중 326만 달러 지원), cargo management system 설립 지원 사업 등에 있어서 특히 탄자니아의 경제성장에 의미 있는 기여를 했다고 보인다. 특히 cargo management system 설립 사업의 경우 우수 사업으로 선정되었고, 세

계은행의 후속 사업으로 이어지는 성과를 보이기도 했다 (KOICA 탄자니아 사무소 의견).

한국의 탄자니아에 대한 향후 적절한 ODA 방향에 대해 한국 등 선진국에서 탄자니아의 잠재력 있는 학생들이 학업을 행할 수 있는 장학금 지원 형태의 확대, 그리고 전기, 도로, 항만 등 경제 인프라 건설 지원 등의 방향에서 ODA가 주로 행해지는 것이 적합할 것 같다는 의견이 제시되었다 (IGC 측 의견). 아울러, 탄자니아 내에 만족스러운 기술교육이 거의 이루어지고 있지 않으므로, 한국의 고도경제성장 과정에 있어서 필요한 기술자들을 공급해 온 바와 같은 공업고등학교 설립 및 운영 과정상의 기술지원이 필요하며, 아울러 직업훈련교육의 시설기자재 현대화에 대한 지원의 필요성이 제시되었다 (ESRF 측 의견).

KOICA 탄자니아사무소에서는 한국의 탄자니아에 대한 무상원조는 특히 역량 강화 차원의 기술지원에 강점이 있지 않을까 하는 의견을 표명하였다. 또한 향후 국가협력전략 수립에 있어서 교육, 농업, 의료보건, 식수/관개용수 등에 대한 지원에 대한 강조가 필요하지 않을까 하는 의견을 제시하였다. 아울러, 한국의 탄자니아에 대한 향후 ODA에 있어서 무상원조와 유상원조가 잘 연계되어 운용되는 경우 원조의 효과성이 더 커질 수도 있을 것이라는 의견이 표명되었다 (KOICA 탄자니아사무소의 의견). JICA의 경우 탄자니아에 대한 원조는 경제성장 등의 주요 타깃을 갖고 있으며, 이를 위해 탄자니아의 향후 산업정책 방향 제시 등의 측면에서 지원을 행하고 있다. 이는 개별 산업에 대한 분석에 강점이 있는 일본의 특성을 반영하는 것으로 보이며, 이와 비교하여 한국의 경우 고도경제성장을 가능하게 했던 정책적 측면의 기술적 지원이 우리나라의 상황에 적합한 무상원조의 방향으로서 또한 강조될 수 있을 것으로 보인다.

V. 패널자료 분석 결과

1. 분석 대상 국가

2013년 기준 KOICA 대외무상원조실적 상위 49개국 중 1996-2013년의 분석기간 중 천재지변이나 전쟁 등을 경험한 나라들을 제외하고, 통계자료 수집이 가능한 42개의 중점협력 수원국들을 대상으로 통계자료를 수집하여 패널분석을 시행한다 (〈부표 3〉 참조). 아울러 분석대상국들을 주요 지역별 및 소득수준별 등의 차이에 따라 분류한 후, 이에 따른 패널분석을 시행하여 유의한 차이점을 비교분석한다.

2. 변수 설명

패널분석에 있어서 종속변수로는 1인당 실질 GDP 증가율을 사용한다. 독립변수로는 먼저 aid변수의 경우 OECD자료를 이용하여 (순 ODA 유입액)/GDP과 무상원조유입액/GDP을 사용한다. 정책변수는 GDP 디플레이터를 이용한 물가상승률을, 그리고 투자(inv)변수는 총자본형성/GDP를, 그리고 국제무역의 경우 각 국가들에서 수출증진에 노력하고 있는 점을 반영하여 수출의존도 (즉, (상품과 서비스 수출액)/GDP)를 사용한다. 해외직접투자는 해외직접투자 유입액/GDP를, 그리고 인구(POP)변수로는 인구증가율을 사용한다. ODA 및 무상원조 유입액을 제외한 다른 통계자료는 모두 세계은행 자료를 이용한다.

3. 계량분석 방법

패널자료의 분석에서 널리 사용되고 있는 방식 중에서 정태적 추정 기법으로 고정효과모형 (fixed effects model: FEM)와 확률효과모형 (random effects model: REM) 추정을, 그리고 동태적 추정 기법으로는 시스템 일반화 적률법(System Generalized Methods of Moments: System GMM)을 사용하여 패널데이터의 분석을 시행하여 추정하며 주요 가설을 검증한다.

먼저 정태적 분석방법으로 고정효과모형(FEM)과 확률효과모형(REM)을 사용하여 회귀분석을 한 후에 Hausman 검정을 통하여 가장 적절한 분석방법을 모색한다. 고정효과와 확률효과 회귀결과를 비교하는 Hausman에 의해 개발된 검정 통계량은 점근적 분포를 갖는다. 만일 고정효과모형과 확률효과모형 추정량들이 크게 다르지 않다는 귀무가설이 기각된다면, 확률효과가 하나 또는 그 이상의 회귀변수들과 상관될 가능성이 있기 때문에 확률효과모형은 적절치 않게 된다.

동 연구의 순 ODA 전체 및 무상원조전체에 대한 패널분석 자료는 42개 국가들에 대한 18년간의 관찰치라는 관점에서 단기패널(short panel)이며, 또한 중요한 동태적 구성요소를 가지고 있다. 따라서 무상원조-경제성장의 관계를 분석하는 최적의 분석방법을 찾고 정태적 추정식의 추정결과를 입증하기 위하여 시스템 일반화 적률법 (System GMM)분석을 추가한다.

시스템 일반화 적률법 (System GMM)의 추정에 대한 타당성은 과다식별 제한의 타당성(validity of the over-identifying restrictions)에 대한 Sargan 검증과 Arellano and Bond의 1차 차분 오차항(the first differenced residuals)에 대한 일차 및 이차 자기상관(first order and second order autocorrelation)검증을 통해 검증한다.

동 연구의 무상원조 전체에 대한 지역별 및 소득수준별 패널분석 자료는 9-18개 국가들에 대한 18년간의 관찰치라는 관점에서 단기패널(short panel)이 아닌 장기패널(long panel)이다. 이 경우 정태적 분석방법으로 고정효과모형과 확률효과모형으로 추정되는 모수값에는 별 차이가 없을 수 있다. 여기서는 편의상 고정효과모형을 사용하여 분석하기로 한다.

4. 계량 분석 결과

(1) 순 ODA 전체의 경우

여기서는 우리나라의 중점협력 수원국들의 경제성장을 설명하는 패널분석 모형을 다음과 같이 제시한다.

$$Y(t) = f[ODA(t), ODA(t-1), INF(t), EXP(t), FDI(t), GCF(t), POP(t)] \quad (\text{식 } 7)$$

$$Y(t) = f[ODA(t), ODA(t-1), ODA(t-1)^2, ODA(t-1)*Policy(t-1), INF(t), EXP(t), FDI(t), GCF(t), POP(t)] \quad (\text{식 } 8)$$

여기서 계량분석에 사용되는 변수들은 다음과 같이 정의된다.

Y: 1인당 실질 GDP 증가율

ODA: 순ODA유입액/GDP

INF(=Policy): GDP디플레이터로 측정된 물가상승률

EXP: 상품과 서비스 수출액/GDP

FDI: FDI유입액/GDP

GCF: 총자본형성/GDP

위의 (식 7)과 (식 8)에 있어서, 원조변수 자체와 원조 자승항 ($ODA(t-1)^2$)은 원조의 비선형 효과를 나타내며, $ODA(t-1)$ 의 추정계수가 양수이며, 원조 자승항의 추정계수가 음수로 추정되는 경우, 경제성장률의 원조에 대한 수확체감의 존재를 나타내는 셈이 된다. 원조의 경제성장률에 미치는 영향이 정책 조건에 의해 영향을 받지 않는 경우에는 $ODA(t-1)*Policy(t-1)$ 변수의 추정계수가 통계적 유의성을 지니지 않게 될 것이다.

순 ODA 전체 패널분석에 사용되는 변수들에 대한 기본통계량과 변수들 간 상관계수는 <부표 4>와 <부표 5>에 나타나는 바와 같다. 각 변수 자체를 사용하여 기본 모형에 대해 패널추정을 한 결과는 <표 V.1>과 <표 V.2>와 같이 나타난다. <표 V.1>의 (1)과 (2)와 같이 나타난 고정효과 모형의 추정 결과에 따르면, 순 ODA 전체의 유입은 주요 수원국들의 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보이며, 이는 1% 유의수준에서 유의하다. 통제변수인 총자본형성(GCF)과 수출(EXP)은 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 또한, 해외직접투자 유입(FDI)은 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그밖에 인구증가율(POP)은 주요 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 0.16 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 상당히 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

〈표 V.1〉 순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 패널분석 1

종속변수: GDP per capita Growth rate

	FE (1)	FE (2)	RE (3)	RE (4)	system GMM (5)	system GMM (6)
GDP _{t-1}					0.281*** (0.014)	0.261*** (0.019)
ODA _t	-0.018 (0.040)		-0.035 (0.037)		-0.025 (0.016)	
ODA _{t-1}	0.117*** (0.040)	0.109*** (0.036)	0.103*** (0.037)	0.082*** (0.028)	0.049* (0.029)	0.070*** (0.023)
INF	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
EXP	0.079*** (0.020)	0.079*** (0.020)	0.034** (0.013)	0.035*** (0.014)	0.095*** (0.013)	0.096*** (0.011)
FDI	0.075** (0.035)	0.076** (0.035)	0.109*** (0.031)	0.106*** (0.031)	0.070*** (0.012)	0.088*** (0.011)
GCF	0.189*** (0.028)	0.189*** (0.028)	0.156*** (0.024)	0.159*** (0.024)	0.202*** (0.011)	0.184*** (0.015)
POP	-0.217 (0.239)	-0.214 (0.238)	-0.149 (0.202)	-0.154 (0.205)	-0.273 (0.211)	-0.380** (0.153)
상수항	-4.117*** (1.025)	-4.969*** (1.064)	-2.044** (0.849)	-2.187** (0.843)	-5.165*** (0.764)	-4.895*** (0.595)
Sargan					1.0000	1.0000
m1					-3.6648***	-3.5141***
m2					-1.6773*	-2.8246*
관찰회수	714	714	714	714	714	714
결정계수	0.157	0.157	0.187	0.184		
F통계량	17.70***	20.64***				
Wald χ^2			134.47***	133.00***	11877.47***	10979.06***
GMM-type instruments for differenced equation					L2GDP	L2GDP

Standard instruments for differenced equation					DODA LDODA DINF DEXP DFDI DGDG DPOP	LDODA DINF DEXP DFDI DGDG DPOP
GMM-type instruments for level equation					LDGDP	LDGDP

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

비선형 효과를 파악하기 위한 원조 자승항과 정책과 원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 <표 V.2>의 (1)과 (2)와 같이 나타난다. 이 경우 ODA_{t-1} 의 계수는 그 값이 보다 증가된 양(+)의 부호로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

〈표 V.2〉 순 ODA 전체의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 패널분석 2

종속변수: GDP per capita Growth rate

	FE (1)	FE (2)	RE (3)	RE (4)	system GMM (5)	system GMM (6)
GDP_{t-1}					0.280*** (0.026)	0.260*** (0.012)
ODA_t	-0.056 (0.042)		-0.068 (0.042)		-0.087*** (0.015)	
ODA_{t-1}	0.307*** (0.086)	0.251*** (0.075)	0.251*** (0.071)	0.131** (0.052)	0.287*** (0.034)	0.222*** (0.036)
$ODA2_{t-1}$	-0.004** (0.002)	-0.003** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
$ODA_{t-1} * policy$	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001** (0.000)

INF	-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
EXP	0.080*** (0.020)	0.081*** (0.020)	0.035*** (0.014)	0.038*** (0.014)	0.082*** (0.020)	0.126*** (0.019)
FDI	0.076** (0.035)	0.079** (0.035)	0.103** (0.031)	0.103** (0.032)	0.075*** (0.011)	0.086*** (0.013)
GCF	0.191*** (0.028)	0.193*** (0.028)	0.157*** (0.024)	0.161*** (0.024)	0.192*** (0.012)	0.179*** (0.018)
POP	-0.211 (0.238)	-0.205 (0.238)	-0.176 (0.207)	-0.182 (0.208)	-0.707*** (0.284)	-0.649 (0.449)
상수항	-4.842*** (1.067)	-4.969*** (1.064)	-2.226*** (0.853)	-2.378*** (0.864)	-4.487*** (0.864)	-5.738*** (1.227)
Sargan					1.0000	1.0000
m1					-3.584***	-3.558***
m2					-1.575	-1.687*
관찰회수	714	714	714	714	714	714
결정계수	0.165	0.163	0.186	0.182		
F통계량	14.58***	16.17***			15490.23***	8139.29***
Wald χ^2			137.08***	133.55***		
GMM-type instruments for differenced equation					L2GDP	L2GDP
L2GDP Standard instruments for differenced equation					DODA LDODA LDODA2 LDODA2* policy DINF DEXP DFDI DGDG DPOP	LDODA LDODA2 LDODA2* policy DINF DEXP DFDI DGDG DPOP
GMM-type instruments for level equation					LDGDP	LDGDP

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

비선형 효과는 원조와 원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차함수 모양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 ODA_{t-1} 변수와 그 자승항 (ODA_{t-1}^2) 변수를 사용한다. 이 때 ODA_{t-1}^2 의 계수는 음(-)의 부호로 추정되며, 역시 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 이 ODA_{t-1}^2 변수의 추정계수는 각각 -0.003와 -0.004로서 크게 나타나지 않으므로 순 ODA 전체의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 하는 약한 증거 (weak evidence)가 있는 정도로 해석할 수 있을 것 같다. 이러한 부호, 즉, ODA_{t-1} 의 계수는 양의 부호, ODA_{t-1}^2 의 계수는 음의 부호, 는 비선형 효과의 존재를 보여주는 다른 연구들과 질적으로 같다.

정책-원조 상호작용항인 $ODA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 양의 부호이기는 하나 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 순 ODA 전체가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 원조의 1인당 실질 경제 성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 V.2〉의 (1)과 (2)의 추정식에서 통제변수인 총자본형성(GCF)과 수출(EXP)은 1인당 실질 GDP 성장률에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 또한, 해외직접투자 유입(FDI)은 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그밖에 인구증가율(POP)은 주요 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 결정계수는 (1)과 (2)에서 각각 0.17과 0.16 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

〈표 V.1〉과 〈표 V.2〉의 결과를 종합해 보자면, 순 ODA 전체는 전체적으로 주요 수원국들의 경제성장률에 양(+)의 영향을 주며, 원조-경제성장의 관계에서 비선형 효과가 존재한다. 그러나 원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는다.

확률효과 모형의 추정 결과는 〈표 V.1〉과 〈표 V.2〉의 (3)과 (4)에 나타나 있다. 〈표 V.1〉의 확률효과 모형의 추정 결과에 따르면, 기본적으로 고정효과 모형의 추정 결과와 크게 다르지 않게 나타났다. 결정계수는 (3)과 (4)에서 모두 0.18 정도여서 설명변수들의 경제성장률에

대한 설명력은 상당히 낮은 것으로 나타났다. 또한, Wald χ^2 통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

비선형 효과를 파악하기 위한 원조 자승항과 정책과 원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 <표 V.2>의 (3)과 (4)와 같이 나타난다. 이 경우 ODA_{t-1} 의 계수는 그 값이 보다 증가된 양(+)의 부호로 추정되며, 1퍼센트 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

비선형 효과를 추정한 결과, ODA_{t-1}^2 의 계수는 음(-)의 부호로 추정되나, <표 V.2>의 (4)에서만 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 이 ODA_{t-1}^2 변수의 추정 계수는 각각 -0.002로서 순 ODA 전체의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 하는 약한 증거가 있다고 보인다. 이러한 부호 (즉 ODA_{t-1} 의 계수는 양의 부호, ODA_{t-1}^2 의 계수는 음의 부호)는 비선형 효과의 존재를 보여주는 다른 연구들과 질적으로 같다.

정책과 원조간의 상호작용항인 $ODA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 양의 부호이기는 하나 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 순 ODA 전체가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 원조의 1인당 실질 경제 성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

<표 V.2>의 확률효과 모형의 추정 결과에 따르면, 기본적으로 고정효과 모형의 추정 결과와 크게 다르지 않게 나타났다. 결정계수는 (3)과 (4)에서 모두 0.18 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 상당히 낮은 것으로 나타났다. 또한, Wald χ^2 통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

고정효과와 확률효과와 회귀결과를 비교하는 Hausman에 의해 개발된 검정 통계량은 점근적 χ^2 분포를 갖는다. 만일 고정효과 모형과 확률효과 모형 추정량들이 크게 다르지 않다는 귀무가설이 기각된다면, 확률효과가 하나 또는 그 이상의 회귀변수들과 상관될 가능성이 있기 때문에 확률효과 모형은 적절치 않게 된다. 여기서 시행한 Hausman 검정 결과는 귀무가설이 분명히 기각된다. 그 결과 우리는 확률효과 모형을 기각하고, 고정효과 모형을 채택할 수 있다.

동 연구의 패널분석 자료는 42개 국가들에 대한 18년간의 관찰치라는 관점에서 단기패널(short panel)이며, 또한 중요한 동태적 구성요소를 가지고 있다. 따라서 원조-경제성장의 관계를 분석하는 최적의 분석방법을 찾고 정태적 추정식의 추정 결과를 입증하기 위하여 시스템 일반화 적률법(System GMM)분석을 추가하였다.

〈표 V.1〉의 (5)와 (6)에 나타나 있는 시스템 일반화 적률법 (System GMM) 추정 결과에 따르면, 순 ODA 전체의 유입은 주요 수원국들의 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보이며, 각각 10%와 1%의 유의수준에서 유의하다. 통제변수인 총자본형성(GCF), 해외직접 투자유입(FDI), 수출(EXP)은 1인당 실질GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 그러나 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그밖에 인구증가율(POP)은 (5)의 추정식에 의하면 주요 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있으나, (6)의 추정식에 의하면 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

이 시스템 일반화 적률법 (System GMM)의 추정에 대한 타당성은 과다식별제한의 타당성(validity of the over-identifying restrictions)에 대한 Sargan 검증과 Arellano and Bond의 1차 차분 오차항에 대한 일차 및 이차 자기상관(first order and second order autocorrelation)검증을 통해서 검증한다. 〈표 V.1〉의 추정식 (5)와 (6)에서는 모두 일차 자기상관(first order autocorrelation)이 없다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하나, 추정식 (5)에서만 이차 자기상관(second order autocorrelation)이 없다는 귀무가설은 기각하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 (5)와 (6)에서 모두 과다식별 제한에 대한 타당성은 Sargan 검증에 의해 기각되지 않는 것으로 나타났다.

비선형 효과를 파악하기 위한 원조 자승항과 정책과 원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 〈표 V.2〉의 (5)와 (6)과 같이 나타난다. 이 경우 ODA_{t-1} 의 계수는 그 값이 보다 증가된 양(+)의 부호로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

비선형 효과는 원조와 원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차함수 모양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 $ODAt-1$ 변수와 그 자승항 (ODA^2_{t-1}) 변수를 사용한다. ODA^2_{t-1} 의 계수는 음(-)의 부호로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 이 ODA^2_{t-1} 변수의 추정계수는 각각 -0.005와 -0.003으로서 크게 나타나지 않으므로 순 ODA 전체의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 하는 약한 증거가 있는 정도로 해석할 수 있을 것 같다. 이러한 부호 (즉, ODA_{t-1} 의 계수는 양의 부호, ODA^2_{t-1} 의 계수는 음의 부호)는 비선형 효과의 존재를 보여주는 다른 연구들과 질적으로 같다.

정책과 원조간의 상호작용항인 $ODA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 즉, 순 ODA 전체가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-원조의 상호작용항은 유의미하며, 원조의 1인당 실질 경제 성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라진다는 것을 보여준다.

〈표 V.2〉의 (5)와 (6)의 추정식에서 통제변수인 총자본형성(GCF), 해외직접투자유입(FDI), 수출(EXP)은 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 그러나 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그밖에 인구증가율(POP)은 (5)의 추정식에 의하면 주요 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있으나, (6)의 추정식에 의하면 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

이 시스템 일반화 적률법(System GMM)의 추정에 대한 타당성은 과다식별제한의 타당성에 대한 Sargan 검증과 Arellano and Bond의 1차 차분 오차항에 대한 일차 및 이차 자기상관 검증을 통해서 검증한다. 〈표 V.2〉의 추정식 (5)와 (6)에서는 모두 일차 자기상관이 없다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하나, 추정식 (5)에서만 이차 자기상관이 없다는 귀무가설은 기각하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 (5)와 (6)에서 모두 과다식별제한에 대한 타당성은 Sargan 검증에 의해 기각되지 않는 것으로 나타났다.

〈표 V.1〉과 〈표 V.2〉의 결과를 종합해 보자면, 순 ODA 전체는 전체적으로 주요 수원국들의 경제성장률에 양(+)의 영향을 주며, 원조-경제성장의 관계에서 비선형 효과가 존재한다. 아울러 원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지는 것을 보여준다.

정태적 분석모형으로 채택된 고정효과모형과 동태적 분석모형인 시스템 일반화 적률법(System GMM)의 추정을 종합적으로 검토한 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 순 ODA 전체의 유입은 우리의 중점협력 수원국들의 경제성장에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 〈식 V.1〉의 추정에서 순 ODA 전체의 유입이 GDP 대비 1% 증가할 경우, 고정효과 모형에서는 1인당 실질 GDP증가율이 0.11-0.12% 증가하는 것으로, 시스템 일반화 적률법(System GMM)의 추정에서는 0.05-0.07% 증가하는 것으로 나타난다. 그러나 〈식 V.2〉의 추정에서는 고정효과 모형의 경우에는 1인당 실질 GDP 증가율이 0.21-0.25% 증가하는 것으로, 시스템 일반화 적률법(System GMM)의 추정에서는

0.22-0.29% 증가하는 것으로 나타난다.

둘째, 고정효과 모형에서는 정책-원조의 상호작용항은 유의미하지 않으나, 시스템 일반화 적률법 (System GMM)의 추정에서는 정책-원조의 상호작용항은 유의미하다는 것을 보여준다.

셋째, 순 ODA 전체의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 하는 약한 증거가 있는 것을 보여준다. 즉, 경제성장의 원조에 대한 수확체감의 증거가 다소 보인다고 할 수 있다.

넷째, 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

다섯째, 총자본형성(GCF)와 해외직접투자 유입(FDI)과 수출(EXP)의 추정계수는 모두 양(+)의 부호를 보이는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서도 통계적으로 유의미하다.

여섯째, 인구증가율(POP)은 일부 시스템 일반화 적률법 (System GMM)의 추정에서 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있으나, 고정효과 모형의 추정식에서는 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지 않는 것으로 나타난다.

(2) 무상원조의 경우

여기서는 우리나라의 중점협력 수원국들의 경제성장을 설명하는 패널분석 모형을 다음과 같이 제시한다.

$$Y(t) = f[GRA(t)], GRA(t-1), INF(t), EXP(t), FDI(t), GCF(t), POP(t) \quad (\text{식 } 9)$$

$$Y(t) = f[GRA(t)], GRA(t-1), GRA(t-1)^2, GRA(t-1)*Policy(t-1), \\ INF(t), EXP(t), FDI(t), GCF(t), POP(t) \quad (\text{식 } 10)$$

여기서 계량분석에 사용되는 변수들은 앞서와 같으며, GRA는 (무상원조(Grants)유입액)/GDP로 정의된다. 위의 (식 9)와 (식 10)에 있어서, 무상원조 변수 자체와 무상원조 자승항 ($GRA(t-1)^2$)은 무상원조의 비선형 효과를 나타내며, $GRA(t-1)$ 의 추정계수가 양수이며, 무상원조 자승항의 추정계수가 음수로 추정되는 경우, 경제성장률의 무상원조에 대한 수확체감의 존재를 나타내는 셈이 된다. 무상원조의 경제성장률에 미치는 영향이 정책 조건에 의해 영향 받지 않는 경우에는 $GRA(t-1)*Policy(t-1)$ 변수의 추정계수가 통계적 유의성을 지니지

않게 될 것이다.

무상원조의 패널분석에 사용되는 변수들에 대한 기본통계량과 변수들 간 상관계수는 <부표 4>와 <부표 5>에 나타나는 바와 같다. 각 변수 자체를 사용하여 기본 모형에 대해 패널추정을 한 결과는 <표 V.3>과 <표 V.4>와 같이 나타난다. <표 V.3>의 (1)과 (2)에 나타나 있는 고정효과 모형의 추정 결과에 따르면, 무상원조의 유입은 주요 수원국들의 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보이며, 이는 각각 5%와 1% 유의수준에서 유의하다. 통제변수인 총자본형성(GCF)과 수출(EXP)은 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 또한 해외직접투자의 유입은 경제성장에 양(+)의 영향을 미치며, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타났다.

〈표 V.3〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 패널분석 1

종속변수: GDP per capita Growth rate

	FE (1)	FE (2)	RE (3)	RE (4)	system GMM (5)	system GMM (6)
GDP _{t-1}					0.301*** (0.022)	0.263*** (0.013)
GRA _t	0.058 (0.105)		0.075 (0.099)		-0.054 (0.072)	
GRA _{t-1}	0.242** (0.104)	0.251*** (0.103)	0.259*** (0.099)	0.284*** (0.094)	-0.056 (0.086)	0.035 (0.042)
INF	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
EXP	0.074*** (0.020)	0.075*** (0.020)	0.036** (0.013)	0.036*** (0.014)	0.095*** (0.012)	0.098*** (0.010)
FDI	0.064* (0.034)	0.064* (0.034)	0.106*** (0.031)	0.105*** (0.031)	0.077*** (0.010)	0.077*** (0.012)
GCF	0.181*** (0.028)	0.182*** (0.028)	0.152*** (0.024)	0.152*** (0.024)	0.199*** (0.012)	0.193*** (0.016)
POP	-0.196 (0.239)	-0.193 (0.239)	-0.101 (0.201)	-0.086 (0.200)	-0.613* (0.318)	-0.476** (0.185)
상수항	-3.483*** (0.976)	-3.473*** (0.978)	-1.963** (0.831)	-1.966** (0.843)	-4.282*** (0.658)	-4.499*** (0.532)

Sargan m1 m2	L2GDP				1.0000 -3.766*** -1.471	1.0000 -3.477*** -1.721*
관찰회수 결정계수 F통계량 Wald χ^2	714 0.153 17.19***	714 0.153 20.02***	714 0.189 134.69***	714 0.188 133.36***	714 11213.52***	714 9749.84***
GMM-type instruments for differenced equation					L2GDP	L2GDP
L2GDP Standard instruments for differenced equation					DGRA LDGRA DINF DEXP DFDI DGDG DPOP	LDGRA DINF DEXP DFDI DGDG DPOP
GMM-type instruments for level equation					LDGDP	LDGDP

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

〈표 V.4〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 패널분석 2

종속변수: GDP per capita Growth rate

	FE (1)	FE (2)	RE (3)	RE (4)	system GMM (5)	system GMM (6)
GDP _{t-1}					0.271*** (0.013)	0.279*** (0.015)
GRAt	0.004 (0.109)		-0.013 (0.106)		-0.227*** (0.063)	
GRA _{t-1}	0.687*** (0.251)	0.688*** (0.240)	0.722*** (0.216)	0.710*** (0.192)	0.279** (0.128)	0.251* (0.138)

GRA ² _{t-1}	-0.020* (0.011)	-0.020* (0.010)	-0.021** (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.011** (0.005)	-0.008* (0.005)
GRA _{t-1} *policy	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)
INF	-0.003** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
EXP	0.070*** (0.020)	0.070*** (0.020)	0.038*** (0.014)	0.038*** (0.013)	0.098*** (0.014)	0.108*** (0.013)
FDI	0.066* (0.034)	0.066* (0.034)	0.106*** (0.031)	0.106** (0.031)	0.073*** (0.013)	0.077*** (0.012)
GCF	0.176*** (0.028)	0.176*** (0.028)	0.147*** (0.024)	0.147*** (0.024)	0.185*** (0.016)	0.187*** (0.013)
POP	-0.203 (0.239)	-0.202 (0.239)	-0.157 (0.202)	-0.158 (0.201)	-0.004 (0.349)	-0.219 (0.329)
상수항	-3.496*** (0.983)	-3.495*** (0.982)	-2.034** (0.836)	-2.035*** (0.835)	-5.290*** (0.954)	-5.349*** (1.044)
Sargan m1 m2					1.0000 -3.580*** -1.524	1.0000 -3.598*** -1.683*
관찰회수 결정계수 F통계량 Waldχ ²	714 0.158 13.84***	714 0.158 15.59***	714 0.198 141.35***	714 0.197 141.55***	714 4135.18***	714 6379.22***
GMM-type instruments for differenced equation					L2GDP	L2GDP
L2GDP Standard instruments for differenced equation					DGRA LDGRA LDGRA2 LDGRA2*policy DINF DEXP DFDI DGDG DPOP	LDGRA LDGRA2 LDGRA2*policy DINF DEXP DFDI DGDG DPOP

GMM-type instruments for level equation					LDGDP	LDGDP
--	--	--	--	--	-------	-------

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그밖에 인구증가율(POP)은 주요 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 .15 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 상당히 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

비선형 효과를 파악하기 위한 무상원조 자승항과 정책과 무상원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 <표 IV.4>의 (1)과 (2)와 같이 나타난다. 이 경우 GRA_{t-1} 의 계수는 그 값이 크게 증가된 양(+)의 부호로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

비선형 효과는 무상원조와 무상원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차함수 모양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 GRA_{t-1} 변수와 그 자승항 (GRA^2_{t-1}) 변수를 사용한다. 이 때 GRA^2_{t-1} 의 계수는 음(-)의 부호로 추정되며, 역시 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 이 GRA^2_{t-1} 변수의 추정계수는 모두 -0.020로 나타나 무상원조전체의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 존재하고 있다고 해석할 수 있을 것 같다. 이러한 부호(즉, GRA_{t-1} 의 계수는 양의 부호, GRA^2_{t-1} 의 계수는 음의 부호)는 비선형 효과의 존재를 보여주는 다른 연구들과 질적으로 같다.

정책-무상원조 상호작용항인 $GRA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 무상원조 전체가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 원조의 1인당 실질경제성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 V.4〉의 (1)과 (2)의 추정식에서 통제변수인 총자본형성(GCF)과 수출(EXP)은 1인당 실질 GDP증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여온 것으로 나타났다. 또한, 해외직접투자 유입(FDI)은 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 각각 1%와 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그밖에 인구증가율(POP)은 주요 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 0.16 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서 설명변수들의 설명력이 높다.

〈표 V.3〉과 〈표 V.4〉의 결과를 종합해 보자면, 무상원조는 전체적으로 주요 수원국들의 경제성장률에 양(+)의 영향을 주며, 무상원조-경제성장의 관계에서 비선형 효과가 존재한다. 그러나 무상원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는다.

확률효과 모형의 추정 결과는 〈표 V.3〉과 〈표 V.4〉의 (3)과 (4)에 나타나 있다. 〈표 V.3〉의 확률효과 모형의 추정 결과에 따르면, 기본적으로 고정효과 모형의 추정 결과와 크게 다르지 않게 나타났다. 결정계수는 (3)과 (4)에서 모두 0.19 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 상당히 낮은 것으로 나타났다. 또한, Wald χ^2 통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

비선형 효과를 파악하기 위한 무상원조 자승항과 정책과 무상원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 〈표 V.4〉의 (3)과 (4)와 같이 나타난다. 이 경우 $GRAt-1$ 의 계수는 그 값이 크게 증가된 양(+)의 부호로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

비선형 효과는 무상원조와 무상원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. GRA^2_{t-1} 의 계수는 음(-)의 부호로 추정되며, 〈표 V.4〉의 (3)과 (4)에서 모두 5퍼센트 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 특히, 이 $GRA2t-1$ 변수의 추정계수는 각각 -0.021로서 무상원조 전체의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 존재한다고 보인다. 이러한 부호 (즉, GRA_{t-1} 의 계수는 양의 부호, GRA^2_{t-1} 의 계수는 음의 부호)는 비선형 효과의 존재를 보여주는 다른 연구들과 질적으로 같다.

정책과 무상원조간의 상호작용항인 $GRA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 무상원조가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 무상원조의 1인당 실질 경제 성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 V.4〉의 확률효과 모형의 추정 결과에 따르면, 기본적으로 고정효과 모형 추정 결과와 크게 다르지 않게 나타났다. 결정계수는 (3)과 (4)에서 모두 0.20 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 상당히 낮다. 또한, Wald χ^2 통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

고정효과와 확률효과 회귀결과를 비교하는 Hausman에 의해 개발된 검정 통계량은 점근적 χ^2 분포를 갖는다. 만일 고정효과 모형과 확률효과 모형 추정량들이 크게 다르지 않다는 귀무가설이 기각된다면, 확률효과가 하나 또는 그 이상의 회귀변수들과 상관될 가능성이 있기 때문에 확률효과 모형은 적절치 않게 된다. 여기서 시행한 Hausman 검정 결과에 따르면 귀무가설이 분명히 기각된다. 그 결과 우리는 확률효과 모형을 기각하고, 고정효과 모형을 채택할 수 있다.

동 연구의 패널분석 자료는 42개 국가들에 대한 18년간의 관찰치라는 관점에서 단기패널이며, 또한 중요한 동태적 구성요소를 가지고 있다. 따라서 원조-경제성장의 관계를 분석하는 최적의 분석방법을 찾고 정태적 추정식의 추정 결과에 입증하기 위하여 시스템 일반화 적률법 (System GMM)분석을 추가하였다.

〈표 V.3〉의 (5)와 (6)에 나타나 있는 시스템 일반화 적률법 (System GMM) 추정 결과에 따르면, 무상원조의 유입은 앞서 살펴본 고정효과 모형과 확률효과 모형에서와는 달리 주요 수원국들의 경제성장률에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 통제변수인 총자본형성(GCF), 해외직접투자의 유입(FDI)과 수출(EXP)은 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 그러나 물가상승률(INF)은 경제성장률에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그밖에 인구증가율(POP)은 주요 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 각각 5%와 10% 유의수준에서 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 무상원조와 인구증가율(POP)에 대한 분석결과는 정태적 분석모형인 고정효과 모형과 확률효과 모형 추정결과와 상반되게 나타나고 있다.

〈표 V.3〉의 추정식 (5)와 (6)에서는 모두 일차 자기상관이 없다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하나, 추정식 (5)에서만 이차 자기상관이 없다는 귀무가설은 기각하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 (5)와 (6)에서 모두 과다식별 제한에 대한 타당성은 Sargan 검증에 의해 기각되지 않는 것으로 나타났다.

비선형 효과를 파악하기 위한 무상원조 자승항과 정책과 무상원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 〈표 V.4〉의 (5)와 (6)과 같이 나타난다. 이 경우 GRA_{t-1} 의 계수는 그 값이 크게 증가된 양(+)의 부호로 추정되며, 각각 5%와 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

비선형 효과는 무상원조와 무상원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차 함수 모양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 GRA_{t-1} 변수와 그 자승항 (GRA_{t-1}^2) 변수를 사용한다. GRA_{t-1}^2 의 계수는 음(-)의 부호로 추정되며, 역시 각각 1%와 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 이 GRA_{t-1}^2 변수의 추정 계수는 각각 -0.011와 -0.008로 나타나 무상원조의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 해석할 수 있을 것 같다. 이러한 부호 (즉, GRA_{t-1} 의 계수는 양의 부호, GRA_{t-1}^2 의 계수는 음의 부호)는 비선형 효과의 존재를 보여주는 다른 연구들과 질적으로 같다.

정책과 무상원조간의 상호작용항인 $GRA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 양의 부호이기는 하나 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의성을 보이지 않는다. 즉, 무상원조가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 무상원조의 1인당 실질 경제 성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 V.4〉의 (5)과 (6)의 추정식에서 통제변수인 총자본형성(GCF), 해외직접투자 유입(FDI), 수출(EXP)은 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 그러나 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그밖에 인구증가율(POP)은 주요 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

이 시스템 일반화 적률법 (System GMM)의 추정에 대한 타당성은 과다식별 제한의 타당성에 대한 Sargan 검증과 Arellano and Bond의 1차 차분 오차항에 대한 일차 및 이차 자기상관 검증을 통해서 검증한다. 〈표 V.4〉의 추정식 (5)와 (6)에서는 모두 일차 자기상관이 없다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하나, 추정식 (5)에서만 이차 자기상관이 없다는 귀무

가설은 기각하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 (5)와 (6)에서 모두 과다식별제한에 대한 타당성은 Sargan 검중에 의해 기각되지 않는 것으로 나타났다.

〈표 V.3〉과 〈표 V.4〉의 결과를 종합해 보자면, 무상원조는 전체적으로 주요 수원국들의 경제성장률에 양(+)의 영향을 주며, 무상원조-경제성장의 관계에서 비선형 효과가 존재한다. 무상원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

정태적 분석모형으로 채택된 고정효과모형과 동태적 분석모형인 시스템 일반화 적률법(System GMM)의 추정을 종합적으로 검토한 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 무상원조의 유입은 우리의 중점협력 수원국들의 경제성장률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 〈식 V.3〉의 추정에서 무상원조의 유입이 GDP 대비 1% 증가할 경우, 고정효과모형에서는 1인당 실질 GDP증가율이 0.24-0.25% 증가하는 것으로, 시스템 일반화 적률법(System GMM)의 추정에서는 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지 않는 것으로 나타난다. 그러나 〈식 V.4〉의 추정에서는 고정효과 모형의 경우에는 1인당 실질 GDP증가율이 0.69% 증가하는 것으로, 시스템 일반화 적률법(System GMM)의 추정에서는 0.25-0.28% 증가하는 것으로 나타난다.

둘째, 정책-무상원조의 상호작용항은 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지 않는 것으로 나타난다. 즉, 무상원조전체가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 무상원조의 1인당 실질경제성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

셋째, 무상원조의 경제성장률에 미치는 비선형 효과가 있다고 하는 증거가 있는 것을 보여준다. 즉, 경제성장의 무상원조에 대한 수확체감의 증거가 나타나고 있다고 할 수 있다.

넷째, 물가상승률(INF)은 경제성장률에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

다섯째, 총자본형성(GCF)과 해외직접투자 유입(FDI)과 수출(EXP)의 추정계수는 모두 양(+)의 부호를 보이는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서도 통계적으로 유의미하다.

여섯째, 인구증가율(POP)은 일부 시스템 일반화 적률법(System GMM)의 추정에서 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있으나, 고정효과 모형의 추정에서는 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지 않는 것으로 나타난다.

(3) 지역별로 본 무상원조의 경제성장 효과

여기서는 우리나라의 42개 중점협력 수원국들을 지역별로 아시아, 아프리카, 중남미의 세 그룹을 대상으로 무상원조의 경제성장 효과를 고정효과 모형에 의해 패널분석을 시행한다 (〈부표 8〉 참조).

1) 아시아 지역

아시아 지역 패널분석에 사용되는 변수들에 대한 기본통계량과 변수들 간 상관계수는 〈부표 9〉와 〈부표 10〉에 나타난 바와 같다. 각 변수 자체를 사용하여 기본 모형에 대해 패널추정을 한 결과는 〈표 V.5〉와 같이 나타난다.

〈표 V.5〉의 (1)과 (2)에 나타나 있는 고정효과 모형의 추정 결과에 따르면, 무상원조의 유입은 아시아 지역 중점협력 수원국들의 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보이며, 이는 10% 유의수준에서 유의하다. 통제변수인 총자본형성(GCF)은 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 또한 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 추정식 (2)에서 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 해외직접투자 유입(FDI), 수출(EXP), 인구증가율(POP)은 아시아지역 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 0.26 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

비선형 효과를 파악하기 위한 무상원조 자승항과 정책과 무상원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 〈표 V.5〉의 (3)과 (4) 같이 나타난다. 이 경우 GRA_{t-1} 의 계수는 그 값이 크게 증가된 양(+)의 부호로 추정되며, 각각 5%와 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

비선형 효과는 무상원조와 무상원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차 함수 모양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 GRA_{t-1} 변수와 그 자승항 (GRA_{t-1}^2) 변수를 사용한다. 이 때 GRA_{t-1}^2 의 계수는 음(-)의 부호이기는 하나 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하게 나타나고 있지 않다. 따라서 아시아 지역 중점협

력 수원국들에서 무상원조의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 해석할 수 없다.

정책-무상원조 상호작용항인 $GRA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 무상원조 전체가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 무상원조의 1인당 실질경제성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 V.5〉의 (3)과 (4)의 추정식에서 통제변수인 총자본형성(GCF)은 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 또한 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 해외직접투자 유입(FDI), 수출(EXP), 인구증가율(POP)은 아시아지역 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 결정계수는 (3)과 (4)에서 모두 0.27 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

〈표 V.5〉의 결과를 종합해 보자면, 무상원조는 전체적으로 아시아 지역 중점협력 수원국들의 경제성장률에 양(+)의 영향을 준다. 그러나 무상원조-경제성장의 관계에선 비선형 효과가 존재하지 않으며, 또한 무상원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는다.

〈표 V.5〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 아시아

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)
GRA_t	-0.476 (0.747)		-0.890 (0.777)	
GRA_{t-1}	1.415* (0.745)	1.306* (0.723)	5.533** (2.471)	4.577* (2.328)
GRA_{t-1}^2			-1.506* (0.833)	-1.230 (0.798)
$GRA_{t-1} * policy$			0.002 (0.022)	0.003 (0.022)
INF	-0.038 (0.017)	-0.039** (0.017)	-0.041** (0.017)	-0.043** (0.001)

EXP	0.023 (0.027)	0.025 (0.027)	0.027 (0.027)	0.029 (0.014)
FDI	0.057 (0.056)	0.055 (0.056)	0.057 (0.056)	0.052 (0.056)
GCF	0.197*** (0.048)	0.203*** (0.047)	0.211*** (0.049)	0.220*** (0.048)
POP	-0.408 (0.534)	-0.404 (0.533)	-0.399 (0.535)	-0.391 (0.535)
상수항	-1.892 (2.188)	-2.322 (2.078)	-3.752* (2.393)	-4.165* (2.368)
관찰회수	187	187	187	187
결정계수	0.260	0.258	0.275	0.269
F통계량	8.47***	9.84***	7.04***	7.74***

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

2) 아프리카 지역

아프리카 지역 패널분석에 사용되는 변수들에 대한 기본통계량과 변수들 간 상관관계수는 <부표 11>과 <부표 12>에 나타나는 바와 같다. 각 변수 자체를 사용하여 기본 모형에 대해 패널추정을 한 결과는 <표 V.6>과 같이 나타난다.

<표 V.6>의 (1)과 (2)에 나타나 있는 고정효과 모형의 추정 결과에 따르면, 무상원조 전체의 유입은 아프리카 지역 중점협력 수원국들의 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보이며, 이는 10% 유의수준에서 유의하다. 통제변수인 총자본형성(GCF)은 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여온 것으로 나타났다. 또한, 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 해외직접투자 유입(FDI), 수출(EXP), 인구증가율(POP)은 아프리카 지역 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는다.

결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 0.16 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 상당히 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1%

유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

비선형 효과를 파악하기 위한 무상원조 자승항과 정책과 무상원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 <표 V.6>의 (3)과 (4)와 같이 나타난다. 이 경우 GRA_{t-1} 의 계수는 그 값이 크게 증가된 양(+)의 부호로 추정되며, 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

비선형 효과는 무상원조와 무상원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차 함수 모양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 $GRAt-1$ 변수와 그 자승항 (GRA^2_{t-1}) 변수를 사용한다. 이 때 추정식 (3)에서 GRA^2_{t-1} 의 계수는 음(-)의 부호 이기는 하나 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하게 나타나고 있지 않다. 그러나 추정식 (4)에서는 GRA^2_{t-1} 의 계수는 음(-)의 부호로 추정되며, 역시 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 따라서 이 경우에는 아시아 지역 중점협력 수원국들에서 무상원조의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 해석할 수 있다.

정책-무상원조 상호작용항인 $GRA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 무상원조가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 무상원조의 1인당 실질경제성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

<표 V.6>의 (3)과 (4)의 추정식에서 통제변수인 총자본형성(GCF)은 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 또한, 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 해외직접투자 유입(FDI), 수출(EXP), 인구증가율(POP)은 아시아 지역 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 결정계수는 (3)과 (4)에서 모두 0.17 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 상당히 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

<표 V.6>의 결과를 종합해 보자면, 무상원조는 전체적으로 아프리카 지역 중점협력 수원국들의 경제성장률에 양(+)의 영향을 주며, 추정식 (4)에서 무상원조-경제성장의 관계에서 비선형 효과가 존재한다. 그러나 무상원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는다.

〈표 V.6〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 아프리카

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)
GRA_t	0.083 (0.113)		0.031 (0.116)	
GRA_{t-1}	0.212* (0.112)	0.224* (0.111)	0.663** (0.284)	0.684** (.273)
GRA_{t-1}^2			-0.019 (0.012)	-0.020* (0.011)
$GRA_{t-1} * policy$			-0.003 (0.004)	-0.004 (0.004)
INF	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.002)	-0.004*** (0.001)
EXP	-0.013 (0.039)	-0.011 (0.008)	-0.027 (0.039)	-0.027 (0.039)
FDI	0.071 (0.060)	0.071 (0.060)	0.069 (0.060)	0.068 (0.060)
GCF	0.232*** (0.045)	0.234*** (0.045)	0.219*** (0.045)	0.220*** (0.045)
POP	-0.121 (0.284)	-0.116 (0.283)	-0.132 (0.283)	-0.131 (0.283)
상수항	-2.405* (1.382)	-2.414* (1.381)	-2.117 (1.405)	-2.111 (1.402)
관찰회수	306	306	306	306
결정계수	0.160	0.158	0.170	0.170
F통계량	7.62***	8.82***	6.35***	7.15***

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

3) 중남미 지역

순 ODA 전체 패널분석에 사용되는 변수들에 대한 기본통계량과 변수들 간 상관계수는 〈부표 13〉과 〈부표 14〉에 나타난 바와 같다. 각 변수 자체를 사용하여 기본 모형에 대해 패널 추정을 한 결과는 〈표 V.7〉과 같이 나타난다.

〈표 V.7〉의 (1)과 (2)에 나타나 있는 고정효과 모형 추정 결과에 따르면, 무상원조의 유입은 중남미 지역 중점협력 수원국들의 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보이며, 이는 5% 유의수준에서 유의하다. 통제변수인 수출(EXP), 총자본형성(GCF), 해외직접투자 유입(FDI)은 1인당 실질 GDP 증가율에 각각 1%, 5%와 10%의 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여준 것으로 나타났다. 특히 인구증가율(POP)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 물가상승률(INF)은 중남미 지역 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 .25 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

비선형 효과를 파악하기 위한 무상원조 자승항과 정책과 무상원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 〈표 V.7〉의 (3)과 (4)와 같이 나타난다. 이 경우 GRA^2_{t-1} 의 계수는 그 값이 크게 증가된 양(+)의 부호로 추정되나, 1인당 실질 GDP 성장률에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

비선형 효과는 무상원조와 무상원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차함수 모형에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 GRA_{t-1} 변수와 그 자승항 (GRA^2_{t-1}) 변수를 사용한다. 이 때 GRA^2_{t-1} 의 계수는 음(-)의 부호이기는 하나 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하게 나타나고 있지 않다. 따라서 중남미지역 중점협력 수원국들에서 무상원조전체의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 해석할 수 없다.

정책-무상원조 상호작용항인 $GRA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 무상원조전체가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 무상원조의 1인당 실질경제성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 V.7〉의 (3)과 (4)의 추정식에서 통제변수인 수출(EXP)과 총자본형성(GCF)은 1인당 실질 GDP 증가율에 각각 1%와 5%의 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 특히 인구증가율(POP)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 해외직접투자 유입(FDI)과 물가상승률(INF)은 중남미 지역 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미

〈표 V.7〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: 중남미

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)
GRA_t	-0.828 (2.556)		-1.289 (2.675)	
GRA_{t-1}	5.454** (2.671)	5.010** (2.286)	11.060 (7.249)	9.562 (6.530)
GRA_{t-1}^2			-6.070 (6.527)	-5.329 (6.326)
$GRA_{t-1} * policy$			0.049 (0.242)	0.070 (0.237)
INF	0.008 (0.033)	-0.008 (0.001)	0.003 (0.034)	-0.003 (0.034)
EXP	0.131*** (0.045)	0.123*** (0.044)	0.131*** (0.045)	0.134*** (0.044)
FDI	0.230* (0.126)	0.229* (0.126)	0.208 (0.132)	0.211 (0.131)
GCF	0.169** (0.071)	0.171** (0.071)	0.171** (0.072)	0.174** (0.071)
POP	-4.775*** (1.626)	-4.817*** (1.615)	-4.796*** (1.639)	-4.872*** (1.627)
상수항	1.003 (3.964)	0.927 (3.944)	0.542 (4.026)	0.519 (4.014)
관찰회수	153	153	153	153
결정계수	0.246	0.245	0.251	0.250
F통계량	6.39***	7.48***	5.03***	5.67***

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

결정계수는 (3)과 (4)에서 모두 .25 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

〈표 V.7〉의 결과를 종합해 보자면, 전체적으로 추정식 (1)과 (2)에서는 무상원조는 중남미 지역 중점협력 수원국들의 경제성장률에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있으나, 추정식 (3)과 (4)에서는 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 무상원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는다.

4) 요약

지역별로 본 무상원조의 경제성장 효과에 대한 고정효과 모형 추정을 종합적으로 검토한 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 무상원조의 유입은 전반적으로 모든 지역별 중점협력 수원국들의 경제 성장에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 〈표 V.5〉, 〈표 V.6〉과 〈표 V.7〉의 추정식 (1)과 (2)에서 나타난 바에 의하면 무상원조의 유입이 GDP 대비 1% 증가할 경우, 아시아지역은 1인당 실질 GDP증가율이 1.3-1.5%, 아프리카지역은 0.2%, 그리고 중남미지역은 5.0-5.4% 증가하는 것으로 나타난다. 그러나 〈표 V.5〉, 〈표 V.6〉과 〈표 V.7〉의 추정식 (3)과 (4)에서 나타난 바에 의하면 무상원조의 유입이 GDP 대비 1% 증가할 경우, 아시아 지역은 1인당 실질 GDP증가율이 4.6-5.5%, 아프리카 지역은 0.7% 증가하나 중남미 지역은 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하지 않는 것으로 나타난다. 따라서 무상원조의 경제 성장 효과는 중남미 지역에서 가장 크게 나타나지만 통계적으로 유의하지 않은 경우도 있다. 그러나 아시아 지역에서의 무상원조의 경제성장 효과가 아프리카의 경우 보다 크게 높게 나타나고 있는 점이 중요한 시사점이라 하겠다.

둘째, 정책-무상원조의 상호작용항은 모든 지역에서 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 무상원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는다.

셋째, 아시아와 아프리카 지역에서는 일부 추정식에서 무상원조의 경제 성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 하는 약한 증거가 있는 것을 보여준다. 즉, 경제성장의 원조에 대한 수확 체감의 증거가 다소 보인다고 할 수 있다.

넷째, 아시아와 아프리카 지역에서 인플레이션(INF)은 경제 성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 통계적으로 유의미하게 나타난다.

다섯째, 총자본형성(GCF) 추정계수는 모든 지역에서 양(+)의 부호를 보이는 것으로 추정되며, 1% 또는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다. 특히 총자본형성(GCF)이 GDP 대비 1% 증가할 경우, 아시아 지역은 1인당 실질 GDP 증가율이 0.20-0.22%, 아프리카 지역은 0.22-0.23%, 그리고 중남미 지역은 0.17% 증가하는 것으로 나타난다.

여섯째, 중남미 지역에서는 다른 지역과는 다르게 수출(EXP)과 해외직접투자유입(FDI)이 경제성장에 각각 1%와 10%의 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 특히 인구증가율(POP)이 경제성장에 통계적으로 유의미한 음(-)의 영향을 미치는 점과 물가상승률(INF)이 경제성장에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 점이 다른 지역과의 두드러진 차이점이다.

(4) 소득수준별로 본 무상원조의 경제성장 효과

여기서는 우리나라의 42개 중점협력 수원국들을 대상으로 OECD (2013) 자료에 의거하여 소득수준별로 최빈국들 (Least Developed Countries: LDCs), 하위 중소득국가들 (Lower Middle Income Countries: LMICs), 상위 중소득국가들 (Upper Middle Income Countries: UMICs)의 세 그룹으로 분류하고, LDCs와 LMICs 중에서 취약국들 (Fragile Countries: Fragile-Cs)을 별도로 분류하여 총 네 그룹을 대상으로 무상원조의 경제성장 효과를 고정효과모형을 사용하여 패널분석을 시행한다 (〈부표 15〉 참조).

1) 최빈국들 (LDCs)

최빈국들은 2007년 세계은행이 추정한 1인당 GNI가 \$935 이하의 국가들로 분류된다. 이들 국가들은 2011년 OECD 추정에 의하면 ODA/GDP 비중이 7-10%이며, ODA중 무상원조의 비중은 81-88% 수준인 것으로 나타나고 있다. 최빈국들 패널분석에 사용되는 변수들에 대한 기본통계량과 변수들 간 상관계수는 〈부표 16〉과 〈부표 17〉에 나타나는 바와 같다. 각 변수 자체를 사용하여 기본 모형에 대해 패널추정을 한 결과는 〈표 V.8〉과 같이 나타난다.

〈표 V.8〉의 (1)과 (2)에 나타나 있는 고정효과모형의 추정 결과에 따르면, 무상원조의 유입은 최빈국들(LDCs)에 속한 중점협력 수원국들의 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보이며, 이는 1% 유의수준에서 유의하다. 통제변수인 총자본형성(GCF)은 1인당 실질

GDP증가율에 5% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 또한, 인구증가율(POP)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 수출(EXP)과 해외직접투자 유입(FDI)은 최저개발국가들(LDCs)에 속한 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 .20 정도여서 설명변수들의 경제성장율에 대한 설명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

비선형 효과를 파악하기 위한 무상원조 자승항과 정책-무상원조 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 <표 V.8>의 (3)과 (4)와 같이 나타난다. 이 경우 GRA_{t-1} 의 계수는 그 값이 보다 증가된 양(+)의 부호로 추정되나, 10%의 유의수준에서는 통계적으로 유의미하게 나타나고 있지 않다.

그러나 정책-무상원조 상호작용항인 $GRA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타나고 있다. 즉, 무상원조 전체가 종속변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의 상호작용항은 유의미하며, 무상원조의 1인당 실질 경제성장률에 미치는 효과 역시 거시경제정책 조건에 의해 달라진다는 것을 보여준다.

비선형 효과는 무상원조와 무상원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차 함수 모양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 GRA_{t-1} 변수와 그 자승항 (GRA_{t-1}^2) 변수를 사용한다. 이 때 GRA_{t-1}^2 의 계수는 음(-)의 부호이기는 하나 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하게 나타나고 있지 않다. 따라서 최빈국들(LDCs)에 속한 중점협력 수원국들에서 무상원조의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 해석할 수 없다.

<표 V.8>의 (3)과 (4)의 추정식에서 통제변수인 총자본형성(GCF)과 수출(EXP)은 1인당 실질 GDP 증가율에 각각 5%와 10%의 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 또한 물가상승률(INF)과 인구증가율(POP)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 각각 5%와 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 해외직접투자 유입(FDI)은 최빈국들(LDCs)에 속한 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 결정계수는 (3)과 (4)에서 모두 0.22 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유

의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

〈표 V.8〉의 결과를 종합해 보자면, 무상원조는 정책-무상원조의 상호작용항을 고려하지 않는 경우, 최빈국들(LDCs)에 속한 중점협력 수원국들의 경제성장률에 양(+)의 영향을 준다. 그리고 정책-무상원조의 상호작용항을 고려하는 경우, 무상원조의 경제성장률에 미치는 긍정적 효과는 거시경제정책 조건에 의해 촉진되고 있는 것으로 나타났다.

〈표 V.8〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: LDCs

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)
GRA_t	-0.150 (0.288)		-0.069 (0.291)	
GRA_{t-1}	1.083*** (0.289)	1.011*** (0.253)	1.239 (0.765)	1.179 (.721)
GRA_{t-1}^2			-0.045 (0.073)	-0.042 (0.072)
$GRA_{t-1} * policy$			0.019** (0.008)	0.019** (0.008)
INF	-0.024 (0.014)	-0.024* (0.014)	-0.031** (0.015)	-0.032** (0.015)
EXP	0.052 (0.034)	0.051 (0.036)	0.060* (0.035)	0.060* (0.035)
FDI	-0.020 (0.047)	-0.020 (0.047)	-0.003 (0.047)	-0.002 (0.047)
GCF	0.095** (0.038)	0.093** (0.037)	0.085** (0.038)	0.083** (0.037)
POP	-0.590*** (0.215)	-0.591*** (0.215)	-0.572*** (0.213)	-0.572*** (0.212)
상수항	0.437 (1.311)	0.379 (1.303)	-0.069 (1.473)	-0.072 (1.469)
관찰회수	204	204	204	204
결정계수	0.200	0.200	0.224	0.224
F통계량	6.60***	7.68***	5.88***	6.64***

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

2) 하위 중소득국가들 (Lower Middle Income Countries: LMICs)

하위 중소득국가들은 2007년 세계은행이 추정한 1인당 GNI가 \$936-\$3,705 사이의 국가들로 분류된다. 이들 국가들은 2011년 OECD 추정 ODA/GDP 비중이 평균 0.9%이며, ODA 중 무상원조의 비중은 43% 수준인 것으로 나타나고 있다. 하위중소득국가들 패널분석에 사용되는 변수들에 대한 기본통계량과 변수들 간 상관계수는 <부표 18>과 <부표 19>에 나타나는데 바와 같다. 각 변수 자체를 사용하여 기본 모형에 대해 패널추정을 한 결과는 <표 V.9>와 같이 나타난다.

<표 V.9>의 (1)과 (2)에 나타나 있는 고정효과모형의 추정 결과에 따르면, 무상원조의 유입은 하위 중소득국가들(LMICs)에 속한 중점협력 수원국들의 경제성장에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 통제변수인 수출(EXP)과 총자본형성(GCF)은 1인당 실질 GDP 증가율에 각각 5%와 1%의 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 특히 최저개발국가들(LDCs)에 속한 중점협력 수원국들에서와 상반되게 인구증가율(POP)이 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타났다. 또한, 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 해외직접투자 유입(FDI)은 하위중소득국가들(LMICs)에 속한 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 0.27 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

비선형 효과를 파악하기 위한 무상원조 자승항과 정책-무상원조 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 <표 V.9>의 (3)과 (4)와 같이 나타난다. 이 경우 무상원조 전체의 유입(GRA_{t-1})은 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

비선형 효과는 무상원조와 무상원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차 함수 모양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 GRA_{t-1} 변수와 그 자승항 (GRA_{t-1}^2) 변수를 사용한다. 이 때 GRA_{t-1}^2 의 계수는 음(-)의 부호이기는 하나 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하게 나타나고 있지 않다. 따라서 하위 중소득국가들

(LMICs)에 속한 중점협력 수원국들에서 무상원조 전체의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 해석할 수 없다.

정책-무상원조 상호작용항인 $GRA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 무상원조 전체가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 무상원조의 1인당 실질 경제 성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 V.9〉의 (3)과 (4)의 추정식에서 통제변수인 수출(EXP)과 총자본형성(GCF)과 인구증가율(POP)은 1인당 실질 GDP 증가율에 모두 5% 또는 1%의 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 또한, 물가상승률(INF)은 경제성장에 통계적으로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 그러나 해외직접투자 유입(FDI)은 하위 중소득국가들(LMICs)에 속한 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP 성장률에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

결정계수는 (3)과 (4)에서 모두 .27 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 편이다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

〈표 V.9〉의 결과를 종합해 보자면, 무상원조는 전체적으로 하위 중소득국가들(LMICs)에 속한 중점협력 수원국들의 경제성장률에 영향을 주지 않으며, 무상원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는 것으로 나타났다.

〈표 V.9〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: LMICs

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)
GRA_t	0.048 (0.111)	0.014 (0.115)		
GRA_{t-1}	0.133 (0.111)	0.139 (0.110)	0.359 (0.291)	0.368 (0.281)
GRA_{t-1}^2	-0.008 (0.012)	-0.008 (0.011)		
$GRA_{t-1} * policy$	-0.005 (0.004)	0.005 (0.004)		

INF	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.003* (0.001)
EXP	0.069** (0.030)	0.070** (0.030)	0.063** (0.030)	0.063** (0.030)
FDI	0.033 (0.060)	0.033 (0.060)	0.036 (0.060)	0.036 (0.060)
GCF	0.214*** (0.054)	0.214*** (0.054)	0.205*** (0.054)	0.205*** (0.054)
POP	2.035*** (0.614)	2.050** (0.612)	2.014*** (0.614)	2.018*** (0.612)
상수항	-8.127*** (1.684)	-8.139*** (1.681)	-7.734*** (1.709)	-7.733*** (1.705)
관찰회수	255	255	255	255
결정계수	0.267	0.267	0.274	0.274
F통계량	12.15***	14.19***	9.70***	10.96***

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

3) 상위 중소득국가들 (Upper Middle Income Countries: UMICs)

상위 중소득국가들은 2007년 세계은행이 추정한 1인당 GNI가 \$3,706-\$11,455 사이의 국가들로 분류된다. 이들 국가들은 2011년 OECD 추정 ODA/GDP 비중이 0.2%이며, ODA 중 무상원조의 비중은 55% 수준인 것으로 나타나고 있다. 상위 중소득국가들 패널분석에 사용되는 변수들에 대한 기본통계량과 변수들 간 상관계수는 <부표 20>과 <부표 21>에 나타나는 바와 같다. 각 변수 자체를 사용하여 기본 모형에 대해 패널추정을 한 결과는 <표 V.10>과 같이 나타난다.

<표 V.10>의 (1)과 (2)에 나타나 있는 고정효과 모형의 추정 결과에 따르면, 무상원조의 유입은 상위 중소득국가들(UMICs)에 속한 중점협력 수원국들의 경제성장에 추정식 (1)에서는 t 기에는 음(-)의 영향을, $t-1$ 기에는 양(+)의 유의미한 영향을 주는 것으로, 추정식 (2)에서는 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 통제변수인 수출(EXP)과 해외직접투자 유입(FDI)은 1인당 실질 GDP 증가율에 각각 1%와 5%의 유의수준에서 유의미한 양(+)

의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 또한, 물가상승률(INF)과 인구증가율(POP)은 경제성장
에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1퍼센트 유의수준에서 통계적으로 유의미하게
나타난다. 그러나 총자본형성(GCF)은 상위 중소득국가들(UMICs)에 속한 중점협력 수원국들
에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

결정계수는 (1)과 (2)에서 각각 0.24와 0.28 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설
명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계
량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

비선형 효과를 파악하기 위한 무상원조 자승항과 정책-무상원조 상호작용항이 설명변수
로서 추가되는 경우의 추정 결과는 <표 V.10>의 (3)과 (4)와 같이 나타난다. 이 경우 GRA_{t-1}
의 계수는 그 값이 보다 증가된 양(+)의 부호로 추정되나, 추정식 (3)에서는 양(+)의 유의미
한 영향을 주는 것으로, 추정식 (4)에서는 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나
타났다.

비선형 효과는 무상원조와 무상원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차 함수 모
양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 GRA_{t-1} 변수와
그 자승항 (GRA_{t-1}^2) 변수를 사용한다. 이 때 GRA_{t-1}^2 의 계수는 음(-)의 부호이기는 하나 어
떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하게 나타나고 있지 않다. 따라서 상위 중소득국가들
(UMICs)에 속한 중점협력 수원국들에서 무상원조의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다
고 해석할 수 없다.

정책-무상원조 상호작용항인 $GRA_{t-1}^2 * Policy$ 항의 추정계수는 어떠한 유의수준에서도 통
계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 무상원조가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의
상호작용항은 유의미하지 않으며, 무상원조의 1인당 실질경제성장률에 미치는 효과 역시 정
책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

<표 V.10>의 (3)과 (4)의 추정식에서 통제변수인 수출(EXP)과 해외직접투자 유입(FDI)은
1인당 실질 GDP 성장률에 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로, 물가상승률
(INF)과 인구증가율(POP)은 경제성장에 통계적으로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난
다. 그러나 총자본형성(GCF)은 상위 중소득국가들(UMICs)에 속한 중점협력 수원국들에서 1
인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 결정계수
는 (3)과 (4)에서 각각 0.25와 0.21 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교
적 낮은 것으로 나타났다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의

수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

〈표 V.10〉의 결과를 종합해 보자면, 무상원조는 전체적으로 상위 중소득국가들(UMICs)에 속한 중점협력 수원국들의 경제성장률에 추정식 (3)에서만 통계적으로 양(+)의 영향을 주며, 무상원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는 것으로 나타났다.

〈표 V.10〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: UMICs

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)
GRA_t	-12.251*** (3.559)	-12.305*** (3.576)		
GRA_{t-1}	9.531*** (3.480)	2.773 (0.032)	19.901** (7.795)	11.532 (7.577)
GRA_{t-1}^2	-8.531 (6.895)	-6.389 (7.025)		
$GRA_{t-1} * policy$	-0.017 (0.063)	-0.042 (0.064)		
INF	-0.085*** (0.032)	-0.112*** (0.032)	-0.088** (0.032)	-0.115*** (0.032)
EXP	0.161*** (0.037)	0.158*** (0.037)	0.165*** (0.037)	0.162*** (0.038)
FDI	0.173** (0.073)	0.148** (0.074)	0.155** (0.075)	0.037* (0.076)
GCF	0.028 (0.062)	0.070 (0.062)	0.024 (0.063)	0.062 (0.063)
POP	-3.288*** (1.023)	-3.519*** (1.044)	-3.473*** (1.027)	-3.687*** (1.048)
상수항	-9.021*** (2.485)	-9.024*** (2.522)	0.680 (2.571)	-0.159 (2.618)
관찰회수	255	255	255	255
결정계수	0.241	0.282	0.251	0.213
F통계량	10.58***	13.23***	8.60***	7.83***

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

4) 취약국들 (Fragile Countries: Fragile-Cs)

취약국들은 2007년 세계은행이 추정한 1인당 GNI가 \$3,705 이하의 국가 중에 불안정 정도가 높은 국가들로 분류된다. 이들 국가들은 2011년 OECD 추정 ODA/GDP 비중이 2-7%이며, ODA중 무상원조의 비중은 66-88% 수준인 것으로 나타나고 있다. 취약한 국가들 패널분석에 사용되는 변수들에 대한 기본통계량과 변수들 간 상관계수는 <부표 22>와 <부표 23>에 나타나는 바와 같다. 각 변수 자체를 사용하여 기본 모형에 대해 패널추정을 한 결과는 <표 V.11>과 같이 나타난다.

<표 V.11>의 (1)과 (2)에 나타나 있는 고정효과모형의 추정 결과에 따르면, 무상원조의 유입은 취약국들(Fragile-Cs)에 속한 중점협력 수원국들의 경제성장에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 통제변수인 총자본형성(GCF)은 1인당 실질 GDP 증가율에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 특히 인구증가율(POP)이 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타났다. 또한, 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 수출(EXP)과 해외직접투자 유입(FDI)은 취약국들(Fragile-Cs)에 속한 아시아 지역 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 나타났다.

결정계수는 (1)과 (2)에서 모두 .28 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 편이다. 또한, 설명변수들의 결합 유의미성을 점검하는 F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

비선형 효과를 파악하기 위한 무상원조 자승항과 정책과 무상원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우의 추정 결과는 <표 V.11>의 (3)과 (4)와 같이 나타난다. 이 경우 GRA_{t-1} 의 계수는 그 값이 크게 증가된 양(+)의 부호로 추정되며, 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다.

비선형 효과는 무상원조와 무상원조 자승항을 사용함으로써 검증할 수 있다. 2차 함수모양에 대한 추정을 통해 비선형 효과를 파악하기 위해, 다른 변수들과는 달리 GRA_{t-1} 변수와 그 자승항 (GRA_{t-1}^2) 변수를 사용한다. 이 때 GRA_{2t-1} 의 계수는 음(-)의 부호이기는 하나 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의미하게 나타나고 있지 않다. 따라서 취약국들(Fragile-Cs)에 속한 중점협력 수원국들에서 무상원조의 경제성장에 미치는 비선형 효과가 있다고 해석할 수 없다.

정책-무상원조 상호작용항인 $GRA_{t-1} * Policy$ 항의 추정계수는 어떠한 유의수준에서도 통계적 유의성을 보이지 않는다. 즉, 무상원조가 설명변수로서 사용되는 경우 정책-무상원조의 상호작용항은 유의미하지 않으며, 무상원조의 1인당 실질 경제 성장률에 미치는 효과 역시 정책 조건에 의해 달라지지 않는다는 것을 보여준다.

〈표 V.11〉의 (3)과 (4)의 추정식에서 통제변수인 총자본형성(GCF)은 1인당 실질 GDP 성장률에 1% 유의수준에서 유의미한 양(+)의 영향을 보여 온 것으로 나타났다. 특히 인구증가율(POP)이 경제성장에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타났다. 또한, 물가상승률(INF)은 경제성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 수출(EXP)과 해외 직접투자 유입(FDI)은 취약국들(Fragile-Cs)에 속한 아시아 지역 중점협력 수원국들에서 1인당 실질 GDP 증가율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 결정계수는 (3)과 (4)에서 모두 .29 정도여서 설명변수들의 경제성장률에 대한 설명력은 비교적 낮은 것으로 나타났다. 또한, F통계량은 1% 유의수준에서도 유의미한 것으로 나타나서, 설명변수들의 설명력이 높다.

〈표 V.11〉의 결과를 종합해 보자면, 무상원조는 무상원조 자승항과 정책-무상원조 간의 상호작용항이 설명변수로서 추가되는 경우 취약국들(Fragile-Cs)에 속한 중점협력 수원국들의 경제성장률에 양(+)의 영향을 주며, 무상원조의 경제성장률에 미치는 효과는 적어도 물가 상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 달라지지 않는다.

〈표 V.11〉 무상원조의 1인당 실질 GDP 증가율에 미치는 효과: Fragile-Cs

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)
GRA_t	0.055 (0.113)	0.010 (0.116)		
GRA_{t-1}	0.170 (0.113)	0.178 (0.112)	0.596** (0.297)	0.603** (0.286)
GRA_{t-1}^2	-0.018 (0.012)	-0.018 (0.012)		
$GRA_{t-1} * policy$	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)		
INF	-0.004** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.003** (0.002)	-0.003** (0.001)

EXP	-0.010 (0.047)	-0.009 (0.047)	-0.026 (0.048)	-0.026 (0.048)
FDI	0.052 (0.152)	0.057 (0.152)	0.036 (0.153)	0.037 (0.152)
GCF	0.343*** (0.056)	0.344*** (0.056)	0.325*** (0.058)	0.325*** (0.057)
POP	1.980*** (0.605)	1.990*** (0.603)	2.001*** (0.605)	2.003*** (0.603)
상수항	-8.949*** (1.832)	-8.956*** (1.829)	-8.670*** (1.857)	-8.667*** (1.853)
관찰회수	238	238	238	238
결정계수	0.285	0.284	0.294	0.294
F통계량	12.36***	14.43***	9.92***	11.21***

주: () 안의 값은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

** 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

*** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

5) 요약

소득수준별로 본 무상원조의 경제성장 효과에 대한 고정효과모형 추정을 종합적으로 검토한 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 정책-무상원조의 상호작용항을 고려하지 않는 경우, 무상원조 전체의 유입은 중점협력 수원국들 중 최빈국들(LDCs)의 경제성장에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 아울러 무상원조는 정책-무상원조의 상호작용항을 고려하는 경우, 무상원조의 유입이 취약국들(Fragile-Cs)의 경제성장에 5%의 유의수준에서 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히 무상원조의 유입이 GDP 대비 1퍼센트 증가할 경우, 최빈국들(LDCs)은 1인당 실질 GDP증가율이 1.0-1.1%, 취약국들(Fragile-Cs)은 0.6% 증가하는 것으로 나타난다. 그러나 <표 V.9>와 <표 V.10>의 (2)와 (4)의 추정식에서 나타난 바에 의하면 중소득국가들(MICs)로의 무상원조 유입은 경제성장에 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 따라서 무상원조의 경제성장 효과는 최빈국들(LDCs)에서 가장 크게 나타나며, 취약국들(Fragile-Cs)에서도 통계적으로 유의미하게 나타나고 있는 점이

중요한 시사점이라 하겠다.

둘째, 정책-무상원조의 상호작용항은 오직 최빈국들(LDCs)에서만 통계적으로 5% 유의수준에서 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 무상원조의 경제성장률에 미치는 효과는 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 최빈국들(LDCs)에 있어서 거시경제정책 조건에 의해 유의한 영향을 받는다고 하겠다.

셋째, 모든 소득수준별 국가들에서 무상원조 전체의 경제성장률에 미치는 비선형 효과는 없는 것으로 나타났다. 즉, 경제성장의 무상원조에 대한 수확체감의 증거가 다소 보인다고 할 수 없다.

넷째, 모든 소득수준별 국가들에서 물가상승률(INF)은 경제성장률에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되며, 통계적으로 유의미하게 나타난다.

다섯째, 총자본형성(GCF) 추정계수는 상위 중소득국가들(UMICs)을 제외한 모든 국가들에서 양(+)의 부호를 보이는 것으로 추정되며, 통계적으로 유의미하다.

여섯째, 수출(EXP) 추정계수는 취약국들(Fragile-Cs)을 제외한 모든 국가들에서 양(+)의 부호를 보이는 것으로 추정되며, 통계적으로 유의미하다.

일곱째, 해외직접투자 유입(FDI) 추정계수는 오직 상위 중소득국가들(UMICs)에서만 양(+)의 부호를 보이는 것으로 추정되며, 통계적으로 유의미하다.

여덟째, 특히 인구증가율(POP)은 최빈국들(LDCs)과 상위 중소득국가들(UMICs)의 경제성장률에 통계적으로 유의미한 음(-)의 영향을 미치지만, 하위 중소득국가들(LMICs)과 취약국들(Fragile-Cs)의 경제성장률에는 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

VI. 정책적 함의

1. 선행 연구들의 정책적 함의

원조 유입이 수원국의 경제성장에 주는 영향에 대해 다수의 경험적 연구 결과들이 축적되어 있다. II장에서 정리된 선행 연구결과들은 대체로 다음과 같은 정책적 함의를 제공하고 있다.

첫째, 무상원조와 유상원조의 효과를 별개로 계량 분석한 선행연구는 매우 적기 때문에 일반적인 결론을 얻기는 곤란하다. 이 문제와 관련한 예외적인 연구들인 Cordella and Ulku (2004)와 Gomanee 등 (2005)의 연구결과 등은 흥미롭다. 우선 Cordella and Ulku (2004)의 패널자료에 대한 계량분석 결과에 따르면 유효개발원조(EDA) 자체는 수원국의 1인당 경제성장률에 유의미한 영향을 주지 않지만, 양허성 요인(concessionality)이 클수록 경제성장에 양의 유의미한 결과를 줄 수 있다는 것이다. 즉, 무상원조 경향이 클수록 경제성장에 미치는 긍정적 효과는 더 커진다는 것이어서 많은 이들의 선입견과는 다소 다른 결과를 제시해 준다. 아울러, Gomanee 등 (2005)의 25개 사하라 이남 국가들의 1970년-1997년의 기간에 대한 패널 분석 결과에 따르면 순 ODA 총액 자체나 무상원조는 1인당 경제 성장률에 양의 유의미한 영향을 주며, 각 변수의 자승항(square term)은 유의미한 음의 부호를 갖는 것으로 나타나, ODA 총액의 효과나 무상원조만의 효과나 질적으로 차이가 없음을 보여주었다. 이와 같이 무상원조와 유상원조의 효과를 별개로 계량 분석한 선행연구 결과들은 무상원조의 경제성장 효과가 유상원조의 경제성장 효과 못지않게 의미를 갖는다는 것을 보여주고 있다.

둘째, Burnside and Dollar (2000)는 원조와 정책의 상호작용항(policy interaction term)이 경제성장에 유의미한 영향을 주지만, 원조 그 자체는 경제성장에 유의미한 영향을 주지 않는다는 점을 보였다. 그러나 2000년대 이후 행해진 많은 다른 연구들에서 원조-정책 상호작용 항은 Burnside and Dollar (2000) 등의 경우와 달리 무의미하게 나타남을 보였다(Hansen and Tarp, 2001; Dalgaard and Hansen, 2001; Rajan and Subramanian, 2008; Askarov and Doucouliagos, 2015). 이와 같이 원조의 효과성을 높이기 위해 좋은 정책이 필요한지에 대해서는 연구 결과들이 혼재되어 있다.

셋째, ODA유입이 주로 비교역재 관련된 분야에 사용되는 경우, 해당 부문의 임금 상승으로 인해 교역재 산업이 위축될 수 있으며, 그로 인해 무역적자가 발생하며, 아울러 원조의 유

입이 자국 화폐가치 인상을 발생시켜 무역적자가 심화되는 화란병 (Dutch disease)이 발생하기 쉽고, 그 경우 ODA 유입은 경제성장에 단기적으로 부정적 영향을 주기 쉽다. 반면, ODA 유입이 교육 및 기술 훈련에 사용될 경우 중장기적으로 수원국 노동력의 기술수준 향상으로 인해 교역재 등에 있어서 생산증가로 귀결되어 ODA의 긍정적 성장 효과가 발생하기 쉽다 (Rajan and Subramanian, 2011).

넷째, Gomanee 등 (2005)이 지적하듯, 원조는 수원국 내의 투자를 통해 생산 활동을 진작시키는 경우가 일반적이라고 볼 수 있다. 따라서 원조의 경제성장 효과 측면에 국한하여 표현하자면, ODA의 유입이 수원국 내의 소비가 아니라 투자로 연결되도록 최대한 방향의 조정이 도움이 될 것이다. 구체적으로는 ODA 유입이 제조업 생산설비 확충에 사용되는 경우 생산역량 증진으로 인해 긍정적 성장 효과가 발생하기 쉽다 (Rajan and Subramanian, 2011).

다섯째, 2차 세계 대전 이후 지속적 경제성장을 경험한 거의 모든 국가들에서 GDP 중, 그리고 수출 중, 제조업의 비중이 크게 증가되어 왔다. 따라서 제조업 부문의 생산 역량 증대와 생산성 향상을 타깃으로 할수록 ODA의 긍정적 효과는 커지기 쉽다 (Johnson, Ostry, and Subramanian, 2007).

여섯째, 사하라 이남 아프리카 국가들을 대상으로 한 연구에 따르면 (Museru 등, 2014), 원조의 변동성이 클수록 수원국 내 공공투자의 변동성이 커지고, 그로 인해 성장률을 낮추기 쉽다. 따라서 개별 수원국의 입장에서 보는 원조유입의 변동성이 작을수록 수원국의 경제성장에 미치는 효과는 긍정적이기 쉽다

일곱째, 위의 Museru 등 (2014)의 연구에 따르면, 제도의 개선이 이루어질수록 수원국의 경제성장률은 높아지기 쉽다. 따라서 법의 지배 등과 같은 측면에서 제도 개선에 대한 지속적 노력이 행해질 필요가 있다. 그러나 Kimura 등의 연구 (2012: 7-8)는 같은 아프리카 지역에 대한 연구라 하더라도 제도적 요인이 수원국의 경제성장에 그리 중요한 요인이 아닐 수도 있는 것으로 나타나서, 향후 이에 집중한 별개의 연구 결과로 보충되어야 할 것으로 보인다.

여덟째, 원조확산 (aid proliferation)이 경제성장률을 낮추는 경향을 사하라 이남 국가들에 대한 연구가 보여준다 (Kimura 등, 2012). 따라서 수원국의 부족한 원조 흡수능력 (aid-absorptive capacity)를 고려했을 때, 원조확산에 따라 경제성장률이 낮아지는 경향을 줄이기 위해 경제성장 효과 측면에서는 개별 수원국에 대한 ODA의 액수 및 건당 규모를 크게, 그리고 수원국 수를 더 줄이는 방향이 더 적합할 것으로 보인다. 관련하여 Kimura 등 (2012: 7)이 지적하듯, 원조확산을 줄이기 위한 목적의 원조공여에 대한 국가간 공조 (international

aid coordination)가 도움이 될 것으로 보인다.

아홉째, 원조의 예측 불가능성 (aid unpredictability)으로 인해 장기적인 생산설비 투자계획을 수립하기 어려워지고, 미리 약속되었던 원조 (aid commitment)가 실제 집행 (disbursement)되지 않는 경우가 많아질수록 그와 같은 생산설비 확충과 같은 공공투자 (public investment)가 이루어지지 않고, 따라서 장기적인 발전계획을 세우기도 곤란해진다. 그리고 미리 세워 두었던 투자계획이 성과를 낼 수 없게 되어서 그 전의 원조도 장기적인 효과를 보기 힘들게 된다. 또한, Agenor and Aizenman (2010)의 연구가 보여주듯, 원조의 변동성이 클수록 근로자들은 생산성이 높은 공업 부문에서 일하는 것을 회피하려 하고, 따라서 경제성장률을 낮추게 다고도 볼 수 있다. 예를 들어 Kodama (2012)의 연구는 원조의 20-33% 정도는 원조의 예측 불가능성 때문에 사라져 버리게 된다는 것을 시뮬레이션을 통해 보인 바 있다. 이는 원조의 예측이 가능하도록 해야 하고, 원조 약정액에 근접하게 실제 집행이 이루어지게 노력해야 함을 의미한다.

2. 본 연구에서 도출되는 정책적 함의

시계열 분석 및 패널 분석을 통하여 얻은 동 연구의 계량 분석 결과의 함의는 다음과 같다. 무엇보다도 다양한 계량 분석 결과에서 공통적으로 무상원조가 수원국의 경제성장에 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난다는 점이다. 아울러 이러한 무상원조의 경제성장 효과는 경우에 따라 원조에 대한 수확체감 (diminishing return to aid) 현상을 보이고 있지만, 대체로 물가상승률로 살펴 본 거시경제정책 조건에 의해서는 유의미한 영향을 받고 있지 않은 것으로 나타난다. 이와 함께, 이러한 무상원조의 경제성장 효과와 ODA전체의 경제성장 효과에 대한 결론은 질적으로 대체로 동일하다.

그러나 무상원조의 경제성장에 미치는 긍정적 효과는 주요 지역별로 상당한 차이를 보이며, 해당 수원국들의 소득수준별로는 매우 뚜렷한 차이를 나타내 보이고 있다. 먼저, 지역별로 살펴 본 무상원조의 경제성장 효과는 아시아 지역에서 아프리카 지역에서 보다 상당히 높게 나타나고 있으며, 중남미 지역의 경우는 경제성장 효과가 가장 높게 나타나지만 통계적으로 유의하지 않은 경우도 있다. 소득수준별로 살펴 본 무상원조의 경제성장 효과는 최빈국들(LDCs)의 경제성장에 유의한 양(+)의 영향을 미치나, 중소득국가들(MICs)로의 무상원조의 유입은 경제성장에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 그리고 최빈국들

(LDCs)에서는 무상원조의 경제성장 효과가 물가상승률로 살펴 본 거시경제정책 조건에 의해 상당한 영향을 받게 나타나는 점이 주목된다.

(1) 베트남 및 탄자니아에 대한 시계열분석의 정책적 함의

아시아와 아프리카에서 우리나라의 가장 중요한 수원국에 해당하며, 또한 경제성장률이 높게 나타나는 베트남과 탄자니아의 1986년-2013년 기간에 대해 집중적으로 살펴 본 시계열 분석 결과의 함의는 다음과 같다. 먼저 이 두 나라에 있어서 ODA 전체와 무상원조는 경제성장에 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 미친다. 그리고 ODA 전체와 무상원조에 대한 수확체감 현상이 이 두 나라 모두 다소 나타나고 있으며, 물가상승률이라는 특정한 거시경제정책 조건에 의해서는 통계적으로 유의미한 영향을 받고 있지 않은 것으로 나타나고 있다.

통제변수들이 경제성장에 미치는 영향의 경우는 국별로 다소 상이한 결과를 보인다. 베트남은 FDI 유입이 항상 경제성장에 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으나, 탄자니아에서는 물가상승율의 저하와 수출 증가가 경제성장에 긍정적인 영향을 미쳤다는 약간의 증거가 발견된다. 이와 함께, 시계열 분석 시 무상원조의 경제성장에 대해 미치는 효과에 대한 이러한 결론은 순 ODA 전체의 효과에 대한 결론과 질적으로 대체로 동일하다.

베트남과 탄자니아의 부문별 ODA의 비중을 보자면 수원국 전체 평균에 비해 경제 인프라, 특히 교통통신 인프라, 형성이 ODA에서 차지하는 비중이 현저히 높게 나타나서, 경제 인프라에 ODA가 많이 행해진 것이 경제성장에 특히 도움이 된 것으로 잠정적으로 판단할 수 있으나, 이는 향후 보다 장기적인 통계자료가 확보되는 시점에 계량분석을 통해 엄밀하게 검증되어야 할 부분이다. 또한, 베트남 및 탄자니아에 대한 본 연구진의 현지조사에 의하면, 우리나라의 해당국들에 대한 무상원조는 여러 선진국들 중 특히 우리나라에 비교우위가 있는 분야에 더 집중하여 여타 공여국들에 대비하여 정책 개발에 대한 지원 및 인적 자원 역량 강화 측면 등에 중점이 주어지는 것이 수원국 경제성장률 제고 측면에서 적절할 것으로 보인다.

(2) 패널 분석의 정책적 함의

우리나라의 42개 중점협력 수원국들을 대상으로 1996-2013년간의 자료를 집중하여 살펴 본 패널분석 결과의 함의는 다음과 같다. 우선 무상원조가 경제성장에 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 미친다는 패널 분석 결과를 확인할 수 있다. 아울러 경제성장의 무상원조에 대한 수확체감의 증거가 다소 나타나고 있으며, 물가상승률로 측정된 거시경제정책 조건에 의해서 통계적으로 유의한 영향을 받고 있지 않은 것으로 나타난다.

그리고 통제변수들이 경제성장에 미치는 영향의 경우는 물가상승률의 저하, 총자본형성, 해외직접투자 유입과 수출 증가는 항상 경제성장에 통계적으로 유의미한 양의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으나, 인구증가율은 대체로 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타난다. 이와 함께, 패널 분석 시 무상원조의 경제성장에 대해 미치는 효과에 대한 이러한 결론은 순 ODA 전체의 효과에 대한 결론과 질적으로 대체로 동일하다.

(3) 지역별 패널 분석의 정책적 함의

지역별로 본 무상원조의 경제성장 효과에 대한 패널 분석 결과는 우선 무상원조의 유입은 전반적으로 모든 지역별 중점협력 수원국들의 경제성장에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있으나, 그 효과는 지역별로 상당한 차이가 있다. 아시아 지역에서 무상원조의 경제성장 효과가 아프리카의 경우 보다 크게 높게 나타나고 있는 점과 중남미 지역에서의 경제성장 효과가 가장 높게 나타나지만 통계적으로 유의하지 않은 경우도 있다는 점이 중요한 시사점이라 하겠다.

그리고 무상원조의 경제성장 효과는 적어도 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 통계적으로 유의한 영향을 받지 않는다. 또한 아시아와 아프리카지역에서는 일부 추정식에서 경제성장의 원조에 대한 수확체감의 증거가 있다는 점을 보여준다.

이와 함께 통제변수들이 경제성장에 미치는 영향의 경우, 지역별로 상이한 차이점들이 나타나고 있다. 물가상승률이 아시아와 아프리카 지역에서 경제성장에 유의미한 음(-)의 영향을 미치나, 중남미에서는 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 총자본형성은 모든 지역에서 양의 영향을 미치는 것으로 추정되나, 수출 증가와 해외직접투자 유입은 오직 중남미 지역에서만 경제성장에 유의미한 양의 영향을 보여준다. 특히 중남미에서

는 인구증가율이 경제성장에 유의미한 음의 영향을 미치는 점이 다른 지역과의 두드러진 차이점이다.

(4) 소득 수준별 패널 분석의 정책적 함의

소득 수준별로 본 무상원조의 경제성장 효과에 대한 패널 분석 결과는 다음과 같다. 무상원조는 정책-무상원조의 상호작용항을 고려하지 않는 경우, 소득수준이 가장 낮은 최빈국들(LDCs)의 경제성장에서만 통계적으로 유의한 양의 영향을 준다. 또한, 정책조건을 고려할 경우 일부 최빈국들이 포함된 취약국들에서도 무상원조의 경제성장 효과가 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 중소득국가들(MICs)에서는 무상원조의 경제성장 효과가 통계적으로 유의미한 양의 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다.

아울러 오직 최빈국들(LDCs)에서만 무상원조의 경제성장 효과가 물가상승률로 측정된 거시경제정책 조건에 의해 통계적으로 유의미한 영향을 받는다는 점이 주목해야 할 정책적 시사점이다.

그러나 모든 소득수준별 국가들에서 무상원조의 경제성장에 미치는 비선형 효과는 없는 것으로 나타났다. 즉, 경제성장의 무상원조에 대한 수확체감의 현저한 증거가 발견되지 않는다.

통제변수들이 경제성장에 미치는 영향의 경우, 소득수준별로 상이한 차이점들이 나타난다. 모든 소득수준별 국가들에서 물가상승률은 경제성장에 유의미하게 음의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 총자본형성은 상위 중소득국가들을 제외한 모든 국가들에서 유의미하게 양의 영향을 미치나, 해외직접투자 유입은 오직 상위 중소득국가들에서만 유의미한 양의 부호를 보인다. 수출 증가는 취약국들을 제외한 모든 국가들에서 유의미하게 양의 영향을 미친다. 그러나 인구증가율은 최빈국들과 상위 중소득국가들의 경제성장에 유의미한 음의 영향을 미치지만, 하위 중소득국가들과 취약국들의 경제성장에는 유의미한 양의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

VII. 결론

본 연구는 무상원조가 수원국의 경제성장에 의미있는 기여를 하는지에 대해 계량 분석을 행한다. 우선 계량 분석을 시도한 선행 연구 결과들을 보자면 기존 몇 개의 계량 분석 결과들은 ODA가 경제성장에 유의미한 영향을 주는지에 대해 혼합된 결과 (mixed evidence)를 보여 주는 것으로 나타난다. 무상원조에 한정하여, 혹은 특정 국가에 한정하여 분석한 소수의 연구 결과들은 무상원조가 수원국의 경제성장에 긍정적이며, 유의미한 (significant) 영향을 주는 것을 보여주고 있다. 이러한 연구들은 수원국 일반, 혹은 아프리카를 대상으로 한 연구들이 대부분이며, 우리의 중점협력 대상국들을 분석 대상으로 한 연구는 전무한 형편이다. 본 연구는 우리나라에 있어서 중요한 의미를 지니는 중점협력국들을 중심으로 국가별 자료, 혹은 패널자료를 사용하여 무상원조가 수원국의 경제성장에 의미 있는 기여를 하는지에 대해 검증하였다.

시계열 자료를 이용하여 분석하는 경우, 아시아의 베트남과 아프리카의 탄자니아를 분석 대상으로 선택하였다. 이 두 국가는 우리나라의 주요 수원국들이며, 또한 지난 30여 년간 고도 경제성장을 달성해 온 국가들이다. 분석 기법으로서는 단위근 검증, 공적분 검증, 안정화된 변수들을 사용한 OLS 및 오차수정 모형 등을 사용하였다. 베트남의 시계열 자료를 이용한 계량분석 결과를 종합해 보자면 다음과 같다. 첫째, 무상원조는 경제성장에 양(+)의, 그리고 통계적으로 유의미한 영향을 미친다. 둘째, 비선형 효과가 고려되는 경우 무상원조의 경제성장에 미치는 효과는 특히 통계적으로 유의미하며, 경제성장률의 무상원조에 대한 수확체감 현상이 보인다. 그러나 전환점을 추정해 보았을 때, 현실적으로 베트남에서 무상원조/GDP의 증가는 항상 1인당 실질 GDP증가율에 긍정적 영향을 미쳐온 것으로 보인다. 셋째, 무상원조 (또는 ODA 전체) 이외에도 FDI 유입이 경제성장에 양의 유의미한 영향을 미친다. 넷째, 정책변수를 물가상승률로 보고 원조-정책 상호작용항을 추가해 볼 때, 무상원조(또는 ODA 전체)의 경제성장에 대한 긍정적인 영향은 특정한 거시경제정책 사용에 의해 영향을 받지 않는 것으로 나타난다.

탄자니아의 시계열 자료를 이용한 계량분석 결과를 종합해 보자면 다음과 같다. 첫째, 비선형 효과가 고려되는 경우 무상원조는 경제성장에 양의 통계적으로 유의미한 영향을 미치며, 그러한 경제성장에 대한 양의 효과는 무상원조/GDP 비율이 증가함에 따라 점차 작아짐

을 알 수 있다. 둘째, 물가상승율의 저하와 수출증가가 경제성장에 긍정적인 영향을 미쳤다는 약간의 증거가 발견된다. 셋째, 무상원조-정책 간의 상호작용항은 어떤 경우에도 유의미하게 나타나지 않는다. 따라서 무상원조의 경제성장에 대한 효과는 적어도 물가관리 관련 거시경제정책 조건에 의해 영향 받지 않는다. 계량 분석 시 무상원조의 경제성장에 대해 미치는 효과에 대한 이러한 결론과 순 ODA 전체의 효과에 대한 결론은 질적으로 두 나라 모두 대체로 동일하다.

통계자료의 부족으로 인해 계량 분석을 행할 수는 없었으나, 한정된 자료를 갖고 판단해보자면, 베트남과 탄자니아의 경우 부문별로 볼 때, ODA에서 경제 인프라가 차지하는 비중이 수원국 평균에 비해 현저히 크며, 이 점이 고도의 경제성장으로 이끈 요인 중 하나가 아닐까 하고 짐작해 보게 한다. 그렇지만, 이는 향후 충분한 통계자료가 축적되는 시점에 계량 분석을 통해 엄밀하게 점검되어야 할 부분이다. 현지조사 시 베트남과 탄자니아 내의 현지 전문가들은 우리나라의 해당국 무상원조가 갖는 경제성장 효과에 대해 긍정적으로 평가하였으며, 유지 및 확대되기를 희망하였다.

우리나라의 42개 중점협력 수원국들을 대상으로 1996-2013년 기간의 자료를 통해 살펴본 패널 분석의 주요 결과는 다음과 같다. 우선 무상원조가 경제성장에 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 미친다. 아울러 경제성장의 무상원조에 대한 수확체감의 증거가 다소 나타나고 있으며, 이러한 효과는 물가상승률로 측정된 거시경제정책 조건에 의해 유의미한 영향을 받고 있지 않는다. 패널 분석 시 무상원조의 경제성장에 대해 미치는 효과에 대한 이러한 결론은 순 ODA 전체의 효과에 대한 결론과 질적으로 대체로 동일하다.

지역별로 무상원조의 경제성장에 대한 패널분석 결과를 보자면, 그 효과는 지역별로 상당한 차이가 있다. 아시아 지역에서 무상원조의 경제성장 효과가 아프리카의 경우 보다 현저히 높게 나타나고 있으며, 중남미 지역에서 무상원조의 경제성장 효과가 가장 높게 나타나지만 통계적으로 유의미하지 않은 경우도 있다. 그리고 무상원조의 경제성장 효과는 물가상승률이 정책변수로서 이용되는 경우 정책 조건에 의해 통계적으로 유의미한 영향을 받지 않게 나타난다. 또한, 아시아와 아프리카지역에서는 일부 추정식에서 경제성장의 무상원조에 대한 수확체감의 증거가 보인다.

소득 수준별로 본 무상원조의 경제성장 효과에 관한 패널 분석 결과를 보면, 무상원조는 정책조건을 고려하지 않는 경우 소득수준이 가장 낮은 최빈국들(LDCs)의 경제성장에서만 통계적으로 유의미한 양의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 또한, 정책조건을 고려하면 일부 최

빈국들이 포함된 취약국들에서도 무상원조의 경제성장 효과가 통계적으로 유의미하게 나타난다. 그러나 중소득국가들(MICs)에서는 무상원조의 경제성장 효과가 통계적으로 유의미한 양의 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 아울러 최빈국들에서만 물가상승률로 측정된 거시경제정책 조건에 의해 무상원조의 경제성장 효과가 통계적으로 유의미한 영향을 받는 것으로 나타났다. 그러나 소득수준별 국가들에서 무상원조의 경제성장에 미치는 비선형 효과는 없는 것으로 나타났다.

본 연구는 무상원조의 우리나라에 있어서 중요한 수원국들 경제성장에 미치는 효과를 계량 분석했다는 점에서 의미가 있으나, 또한 여러 한계를 지니고 있다. 첫째, 무상원조에는 여러 목표가 있다. 긴급구호, 기초적인 보건 및 교육기회의 제공, 환경 보전 등 여러 가치를 생각할 수 있다. 그러나 본 연구는 그러한 다른 목표들을 다루지 않고, 무상원조가 수원국의 경제성장에 미치는 영향만 분석한다는 점에서 연구 목표가 한정적이다. 둘째, 본 연구는 ODA 전체 혹은 무상원조가 수원국의 경제성장에 미치는 영향을 다루고 있기 때문에, 비정부기구(NGO)에 의한 원조가 수원국의 경제성장에 미치는 영향을 다루지 않는다. NGO의 원조가 수원국에 미치는 영향은 본 연구의 결론과 다를 수 있다. 셋째, 본 연구는 연구 기간의 제약으로 인해 무상원조의 각 분야가 (예를 들어 경제 인프라, 사회 인프라, 생산 부문 등) 경제성장에 미치는 영향을 충분히 다루지 못했다. 또한, 패널자료 이용 시 주요 지역별, 주요 소득수준별 및 유형별 패널분석을 통하여 무상원조의 경제성장 효과에 대한 보다 세밀한 분석이 필요하다. 넷째, 본 연구는 우리나라의 중점협력국들 중 연구기간의 한계로 인해 여러 수원국 각각에 대해 분석한 결과를 제시하지 못하였으며, 본 연구에서 다루지 못한 수원국들에 대한 연구 결과는 양과 질 측면에서 다를 가능성이 물론 있다.

본 연구는 무상원조가 수원국 경제성장에 기여하느냐를 계량 분석으로 행하였다는 점에서 국내에서 행해진 연구로서는 예외적인 연구 사례에 해당한다. 향후 연구는 더 세부적인 주제들에 대한 계량 분석으로 더 심화되어야 할 것으로 보인다. 본 연구는 짧은 분석 기간의 한계로 인해 아래와 같은 많은 세부적 주제들을 향후의 계량 분석에 의한 연구 과제들로 제시하고자 한다.

첫째, 지역별 및 국가별 정치·경제·사회적 여건이나 개발 정도의 차이가 무상원조의 경제성장 효과에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 보다 세밀한 분석이 필요하다. 이와 관련하여 특정 대륙을 선택하여 해당 대륙 내의 지역들마다 본 연구와 같은 무상원조의 해당 지역 및 국가의 경제성장에 미치는 영향을 분석할 필요가 있을 것이다. 예를 들어 아시아를 동남아시아

아, 남아시아, 서아시아, 혹은 이행경제권 (transition economies) 등으로, 그리고 아프리카를 동아프리카, 서아프리카, 북아프리카 등으로 나누어 각각 비교 분석할 필요가 있다. 이는 향후 우리나라의 국가협력전략을 과학적으로 수립하는 데에 있어서 중요한 자료로 사용될 수 있다.

둘째, 무상원조의 분야별(sector) 및 유형별(type) 차이가 경제성장에 미치는 효과에 대한 연구가 행해질 필요가 있다. 예를 들어, 사회 인프라에 대한 원조와 경제 인프라에 대한 원조의 경제성장에 미치는 효과는 다를 수 있기 때문이다.

셋째, 무상원조의 공여적 측면에서 특정 공여국 및 공여국 그룹별 무상원조에 대한 정책 및 관행의 차이가 무상원조의 경제성장 효과에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 비교분석도 향후 무상원조의 효과적 수행에 중요한 정책적 자료로 사용될 수 있다.

넷째, 해당 수원국에 있어서 우리나라의 무상원조가 상당한 비중을 차지하는 매우 적은 수의 국가를 선택하여, 해당 수원국에 있어서 우리나라의 무상원조가 그 국가의 경제성장에 의미 있는 기여를 해 왔는지에 대해 분석할 수 있을 것이다.

다섯째, 본 연구는 원조-정책 상호작용항에 대한 연구가 핵심이 아니었기 때문에, 관련 정책으로서 일단 물가상승률을 고려하였으나, Burnside and Dollar (2000)의 연구와 마찬가지로 재정정책 (fiscal policy) 혹은 무역정책 (trade policy)을 나타내 주는 변수들을 사용해 특정 정책 조건 하에서만 무상원조가 경제성장에 유의미한 영향을 주는지에 대해 점검할 필요가 있다.

여섯째, 계량경제학의 기술적 측면에 있어서 본 연구에서는 내생성 (endogeneity)에 대한 고려가 충분히 행해지지 않은 부분이 있으므로, 향후의 연구에서는 이 측면에 집중한 연구가 진행될 필요가 있다.

일곱째, 장기간의, 예를 들어 약 50년 이상, 통계자료가 가능한 일부 국가에 있어서는 시기별로 무상원조가 경제성장에 미치는 효과가 현저하게 다를 수 있으므로, 이와 같은 구조변화 (structural break)의 가능성에 대한 검증이 가능할 것이다.

여덟째, 거버넌스의 효율성, 법에 의한 지배, 부패의 정도와 같은 수원국별 제도의 차이가 무상원조의 경제성장에 미치는 효과에 어떻게 영향을 주는지에 대한 경험적 연구가 의미 있을 것으로 보인다.

아홉째, 무상원조가 수원국 경제성장에 주는 경로에 대한 심층적 분석이 가능하다. 즉, 무상원조가 수원국의 국내 투자에, 혹은 생산성변화에 얼마나 영향을 주는지에 대한 계량분석

이 필요할 것이다.

열째, 본 연구에서는 무상원조가 수원국의 ‘경제성장’에 미치는 효과에 대한 계량분석을 행하였으나, 경제성장이 아니라 수원국의 빈곤율 감소, 소득불평등 완화, 혹은 보다 광범위한 인간개발지수 (Human Development Index)의 개선과 같은 다른 주요 사회적 변수들에 미치는 효과에 대한 계량분석이 또한 매우 의미 있는 향후 연구과제가 될 것으로 보인다.

참고문헌

개발협력정책관실, <http://www.odakorea.go.kr>

이재은, Differential Impact of Grants vs. Loans on Economic Growth of Recipient Nations, 이화여자대학교 박사학위 논문, 2014.

한국국제협력단, 2013년 대외무상원조실적 통계.

Adams, S. and F. Atsu, “Aid Dependence and Economic Growth in Ghana”, *Economic Analysis and Policy*, Vol. 44, 2014: 233–242.

Agenor, P. and J. Aizenman, “Aid Volatility and Poverty Traps”, *Journal of Development Economics*, Vol. 91, 2010: 1–7.

Ang, J. B., “Does Foreign Aid Promote Growth? Exploring the Role of Financial Liberalization”, *Review of Development Economics*, Vol. 14, 2010: 197–212.

Askarov, Z. and H. Doucouliagos, “Development Aid and Growth in Transition Countries”, *World Development*, Vol. 66, 2015: 383–399.

Bacha, E., “A Three-gap Model of Foreign Transfers and the GDP growth Rate in Developing Countries”, *Journal of Development Economics*, Vol. 32, 1990: 279–296.

Barro, R. and X. Sala-i-Martin, *Economic Growth*, The MIT Press: Cambridge, 2004.

Burnside, C. and D. Dollar, “Aid, policies and Growth”, *American Economic Review*, Vol. 90, 2000: 847–868.

Chenery, H. B. and A. Stout, “Foreign Assistance and Economic Development”, *American Economic Review*, Vol. 56, 1966: 679–733.

Choi, Yoon Jung, “Foreign Aid in South Asia Allocation and Economic Impact”, *남아시아연구 (South Asia Review)*, Vol. 20, 2014.: 197–226.

Collier, P. and D. Dollar, “Aid Allocation and Poverty Reduction”, *European Economic Review*, Vol. 46, 2002: 1475–1500.

- Cordella, T. and H. Ulku, “Grants versus Loans”, IMF working paper number wp/04/161, 2014.
- Corden, W. M. and J. P. Neary, “Booming Sector and De-industrialization in a Small Open Economy”, *Economic Journal*, Vol. 92, 1982: 825–848.
- Dalgaard, C. and H. Hansen, “On Aid, Growth and Good Policies”, *Journal of Development Studies*, 2001: 17–41.
- Dalgaard, C. et al., “On the Empirics of Foreign Aid and Growth”, *Economic Journal*, Vol. 114, 2004: F191–F216.
- Doucouliaqos, H. and M. Paldam, “The Aid Effectiveness Literature: The Sad Results of 40 Years of Research”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 23, 2009: 433–61.
- Easterly, W., “Aid, Policies, and Growth: Comment”, *American Economic Review*, Vol. 94, 2004: 774–780.
- Fasaya, I. O. and A. B. O. Onakoya, “Does Foreign Aid Accelerate Economic Growth? An Empirical Analysis for Nigeria”, *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 2, 2012: 423–431.
- Feeny, S., “The Impact of Foreign Aid on Economic Growth in Papua New Guinea”, *Journal of Development Studies*, 2005: 1092–1117.
- General Statistics Office of Vietnam (GSO), *Statistical Handbook of Vietnam 2014*, GSO: Hanoi, 2014.
- Girma, H., “The Impact of Foreign Aid on Economic Growth: Empirical Evidence from Ethiopia (1974–2011) Using ARDL Approach”, *Journal of Research in Economics and International Finance*, Vol. 4, 2015: 1–12.
- Gomanee, K., S. Girma, and O. Morrissey, “Aid and Growth in Sub-Saharan Africa, Accounting for Transmission Mechanisms”, *Journal of International Development*, Vol. 17, 2005: 1055–1075.

- Gounder, R., “Aid–growth Nexus: Empirical Evidence from Fiji”, *Applied Economics*, Vol. 33, 2001: 1009–1019.
- Hansen, H. and F. Tarp, “Aid and Growth Regressions”, *Journal of Development Economics*, Vol. 64, 2001: 547–570.
- Hodler, R. and D. S. Knight, “Ethnic Fractionalisation and Aid Effectiveness”, *Journal of African Economies*, Vol. 21, 2011: 65–93.
- Ishida, A. and M. Fujita, “Industrialization in Vietnam Concurrent with the Process of International Integration”, in N. Amakawa, ed. *Industrialization in Late–Developing ASEAN Countries*, NUS Press: Singapore, 2010.
- Islam, A., “Foreign Aid and Economic Growth: An Econometric Study of Bangladesh”, *Applied Economics*, Vol. 24, 1992: 541–544.
- Johnson, S., J. Ostry and A. Subramanian, “Prospects for Sustained Growth in Africa: Benchmarking the Constraints”, *IMF Working Papers*, 2007.
- Kimura, H., Y. Mori and Y. Sawada, “Aid Proliferation and Economic Growth: A Cross–country Analysis”, *World Development*, Vol. 40, 2012: 1–10.
- Kodama, M., “Aid Unpredictability and Economic Growth”, *World Development*, Vol. 40, 2012: 266–272.
- Lensink, R. and O. Morrissey, “Aid Instability as a Measure of Uncertainty and a Positive Impact of Aid on Growth”, *Journal of Development Studies*, Vol. 36, 2000: 31–49.
- Lloyd, T., O. Morrissey, and R. Osei, “Aid, Exports and Growth in Ghana”, *CREDIT Research Paper No. 01/01*, University of Nottingham, 2001.
- Mah, J. S., “Export Expansion and Economic Growth in Tanzania”, *Global Economy Journal*, Vol. 15, 2015: 173–185.
- Museru, M., F. Toerien, and S. Gossen, “The Impact of Aid and Public Investment on Economic Growth in Sub–Saharan Africa”, *World Development*, Vol. 57,

2014: 138–147.

Narayan, P. K., “The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests”, *Applied Economics*, Vol. 37, 2005: 1979–90.

National Bureau of Statistics of Tanzania, <http://www.nbs.go.tz>, June 21, 2015.

Nkusu, M., “Aid and the Dutch Disease in Low-Income Countries: Informed Diagnoses for Prudent Prognoses”, IMF Working Paper WP/04/49, IMF, 2004.

Nunnenkamp, P., R. Thiele, and T. Wilfer, “Grants versus Loans: Much Ado About (Almost) Nothing”, Kiel Economic Policy Paper No. 4, 2005.

OECD, “The Development Finance towards Better Targeting of Concessional Finance”, OECD: Paris, 2013.

Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith, “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, 2001: 289–326.

Rajan, R. G. and A. Subramanian, “Aid and Growth: What Does the Cross-country Evidence Really Show?” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 90, 2008: 643–665.

Rajan, R. G. and A. Subramanian, “Aid, Dutch Disease, and Manufacturing Growth”, *Journal of Development Economics*, Vol. 94, 2011: 106–118.

Tanzia Investment Centre (TIC), Tanzania Investment Report 2012, TIC: Dar es Salaam, 2012 (<http://www.tic.co.tz>에서 다운로드, 2015. 7. 12).

Tezanos, S., A. Quinones and M. Guijarro, “Inequality, Aid and Growth: Macroeconomic Impact of Aid Grants and Loans in Latin America and The Caribbean,” *Journal of Applied Economics*, Vol. 16, 2013: 153–177.

Vos, R., “Aid Flows and Dutch Disease in a General Equilibrium Framework for Pakistan”, *Journal of Policy Modeling*, Vol. 20, 1998: 77–109.

World Bank, World Development Indicators, 2015.

부록

〈부표 1〉 베트남 현지조사 시 면담 기관 및 면담자 명단

방문 기관	면담자 명단
Development Strategy Institute (DSI)	Nguyen Van Vih 부원장, Nguyen Quoc Truong 국제문제 담당 과장, Pham Minh Thao 연구원 등 4인
Ministry of Planning and Investment	Pham Hung Vinh 국제경제관계국 아시아아메리카 및 경제통합과 과장, Nguyen Viet Ha 국제경제관계국 박사
GIZ (Deutsche Gesellschaft für Internationale Zusammenarbeit)	Michael Krabowski 박사
Ho Chi Minh National Academy of Politics	Hoang Van Nghia 교수 겸 국제협력국 부국장 등 2인.
KOICA 베트남 사무소	김식현 부소장, 최수영 ODA전문관

〈부표 2〉 탄자니아 현지조사 시 면담 기관 및 면담자 명단

방문 기관	면담자 명단
Ministry of Finance	Melckzedek D. Mbise 경제전문관 등 4인
UNDP 탄자니아사무소	Meike Pasch 프로그램분석관
Policy Research for Development (REPOA)	Samuel M. Wangwe 원장
International Growth Centre 탄자니아사무소	Pantaleo Kessy 선임연구위원, Anne Laski 연구원
Economic and Social Research Foundation (ESRF)	Ernest E. Chiwenda 금융 및 자원동원 담당실장, Ian S. Shanghvi 연구원 등 3인
JICA 탄자니아사무소	Amatsu Kuniaki 사업담당차장
KOICA 탄자니아사무소	김승범 소장, 편신영 부소장, Mr. Godlisten Kiria 조정관

〈부표 3〉 우리나라의 무상원조 중점협력 수원국 리스트 (알파벳순)

국가	지역	국가	지역
Algeria	아프리카	Malawi	아프리카
Azerbaijan	동구 및 CIS	Mongolia	아시아
Bangladesh	아시아	Morocco	아프리카
Bolivia	중남미	Mozambique	아프리카
Cambodia	아시아	Nepal	아시아
Cameroon	아프리카	Nigeria	아프리카
Colombia	중남미	Pakistan	아시아
Congo, Dem. Rep.	아프리카	Paraguay	중남미
Dominican Rep.	중남미	Peru	중남미
Ecuador	중남미	Philippines	아시아
Egypt, Arab Rep.	아프리카	Rwanda	아프리카
El Salvador	중남미	Senegal	아프리카
Ethiopia	아프리카	Sri Lanka	아시아
Ghana	아프리카	Sudan	아프리카
Guatemala	중남미	Tanzania	아프리카
Honduras	중남미	Thailand	아시아
Indonesia	아시아	Tunisia	아프리카
Jordan	중동	Uganda	아프리카
Kenya	아프리카	Uzbekistan	동구 및 CIS
Kyrgyz Republic	동구 및 CIS	Vietnam	아시아
Lao PDR	아시아	Zimbabwe	아프리카

〈부표 4〉 순 ODA 전체의 기본통계량 (1996–2013)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GDPp	756	3,015421	3,858381	-17,9516	33,03049
ODAp	756	5,733179	6,901953	-0,68952	62,18622
LODAp	714	5,831958	6,957194	-0,68952	62,18622
INF	756	15,02468	100,2175	-27,0487	2630,123
EXP	756	31,64043	15,2395	5,34363	83,87515
FDI	756	3,583046	5,17046	-2,75744	53,81077
GCF	756	22,34734	7,535621	1,525177	63,9402
POP	756	1,916749	0,895728	-1,60958	10,25848

〈부표 5〉 순 ODA 전체의 주요 변수들에 대한 상관계수 (1996–2013)

	GDPp	ODAp	LODAp	INF	EXP	FDI	GCF	POP
GDPp	1							
ODAp	0,0289	1						
LODAp	0,072	0,8592	1					
INF	-0,1361	-0,0111	0,0001	1				
EXP	0,1636	-0,1496	-0,1504	-0,0566	1			
FDI	0,3476	0,0776	0,0896	-0,032	0,2727	1		
GCF	0,3528	-0,0911	-0,0721	-0,0678	0,2235	0,4071	1	
POP	-0,0703	0,4241	0,439	0,0234	-0,378	-0,0517	-0,1829	1

〈부표 6〉 무상원조의 기본통계량 (1996–2013)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GDPp	756	3,015421	3,858381	-17,9516	33,03049
GRAp	756	0,848027	1,610228	0,009051	27,19923
LGRAp	714	0,861207	1,642136	0,009051	27,19923
INF	756	15,02468	100,2175	-27,0487	2630,123
EXP	756	31,64043	15,2395	5,34363	83,87515
FDI	756	3,583046	5,17046	-2,75744	53,81077
GCF	756	22,34734	7,535621	1,525177	63,9402
POP	756	1,916749	0,895728	-1,60958	10,25848

〈부표 7〉 무상원조의 주요 변수들에 대한 상관계수 결과 (1996–2013)

	GDPp	GRAp	LGRAp	INF	EXP	FDI	GCF	POP
GDPp	1							
GRAp	0,0404	1						
LGRAp	0,08	0,5756	1					
INF	-0,1361	-0,003	0,0077	1				
EXP	0,1636	-0,2304	-0,2356	-0,0566	1			
FDI	0,3476	0,0107	0,0167	-0,032	0,2727	1		
GCF	0,3528	-0,0685	-0,0476	-0,0678	0,2235	0,4071	1	
POP	-0,0703	0,3109	0,3079	0,0234	-0,378	-0,0517	-0,1829	1

〈부표 8〉 우리나라의 무상원조 중점협력 수원국 지역별 리스트 (알파벳순)

아시아지역 국가	아프리카지역 국가	중남미지역 국가
Bangladesh	Algeria	Bolivia
Cambodia	Cameroon	Colombia
Indonesia	Congo, Dem. Rep.	Dominican Republic
Lao PDR	Egypt, Arab Rep.	Ecuador
Mongolia	Ethiopia	El Salvador
Nepal	Ghana	Guatemala
Pakistan	Kenya	Honduras
Philippines	Malawi	Paraguay
Sri Lanka	Morocco	Peru
Thailand	Mozambique	
Vietnam	Nigeria	
	Rwanda	
	Senegal	
	Sudan	
	Tanzania	
	Tunisia	
	Uganda	
	Zimbabwe	

〈부표 9〉 무상원조의 기본통계량: 아시아 지역 (1996–2013)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GDPp	198	3,862993	3,106164	-14,3852	15,74421
GRAp	198	0,658005	0,551764	0,033667	2,656963
LGRAp	187	0,669901	0,556681	0,03644	2,656963
INF	198	9,391842	12,42533	-4,03822	127,974
EXP	198	37,83995	19,33532	8,90403	83,87515
FDI	198	3,433755	5,770923	-2,75744	53,81077
GCF	198	25,26244	8,057617	10	63,9402
POP	198	1,470205	0,568805	-1,60958	2,940887

〈부표 10〉 무상원조의 주요 변수들에 대한 상관계수: 아시아 지역 (1996–2013)

	GDPp	GRAp	LGRAp	INF	EXP	FDI	GCF	POP
GDPp	1							
GRAp	-0,1267	1						
LGRAp	-0,0492	0,835	1					
INF	-0,1477	0,0311	-0,0144	1				
EXP	0,1645	-0,5095	-0,5057	-0,0337	1			
FDI	0,404	-0,2639	-0,2577	0,0478	0,3793	1		
GCF	0,3915	-0,2482	-0,2239	-0,0833	0,22	0,605	1	
POP	-0,0781	0,2668	0,2474	0,0511	-0,3546	-0,0043	-0,3434	1

〈부표 11〉 무상원조의 기본통계량: 아프리카 지역 (1996–2013)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GDPp	324	2,535464	3,939547	-17,9516	30,34408
GRAp	324	1,477866	2,252719	0,034248	27,19923
LGRAp	306	1,498133	2,30124	0,034248	27,19923
INF	324	22,60951	152,2738	-27,0487	2630,123
EXP	324	25,63268	10,85003	5,34363	56,1743
FDI	324	2,948584	3,991373	-1,52223	42,84896
GCF	324	20,97551	7,534755	1,525177	46,87646
POP	324	2,386975	1,026692	0,107875	10,25848

〈부표 12〉 무상원조의 주요 변수들에 대한 상관계수: 아프리카 지역 (1996–2013)

	GDPp	GRAp	LGRAp	INF	EXP	FDI	GCF	POP
GDPp	1							
GRAp	0,1433	1						
LGRAp	0,1947	0,5009	1					
INF	-0,1967	-0,0254	-0,0128	1				
EXP	-0,0366	-0,153	-0,1703	-0,0836	1			
FDI	0,1994	0,1722	0,1836	-0,0509	0,1101	1		
GCF	0,3039	-0,0236	0,0054	-0,0904	0,0722	0,0613	1	
POP	0,1125	0,212	0,2119	-0,0041	-0,48	0,0394	-0,0915	1

〈부표 13〉 무상원조의 기본 통계량: 중남미 지역 (1996–2013)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GDPp	162	2,039525	2,887537	-6,6353	12,29462
GRAp	162	0,139662	0,153554	0,014244	1,003202
LGRAp	153	0,144784	0,156364	0,01812	1,003202
INF	162	6,774588	7,030428	-26,3	45,19113
EXP	162	31,15026	12,9345	13,5686	59,00597
FDI	162	3,151712	2,350641	-2,49885	12,19665
GCF	162	20,2099	4,999072	11,0217	36,06596
POP	162	1,667408	0,533868	0,34655	2,52622

〈부표 14〉 무상원조의 주요 변수들에 대한 상관계수: 중남미 지역 (1996–2013)

	GDPp	GRAp	LGRAp	INF	EXP	FDI	GCF	POP
GDPp	1							
GRAp	-0,0656	1						
LGRAp	0,0106	0,8177	1					
INF	0,0169	0,001	0,031	1				
EXP	0,0389	-0,0377	-0,0007	0,215	1			
FDI	0,147	0,2771	0,2167	-0,0135	-0,0601	1		
GCF	0,2237	-0,0827	-0,082	0,0364	0,1466	0,3575	1	
POP	-0,2123	0,2231	0,2098	0,1593	0,2352	-0,0045	0,1406	1

〈부표 15〉 우리나라의 무상원조 중점협력 수원국 소득수준별 리스트 (알파벳순)

LDCs	LMICs	UMICs	Fragile States
Bangladesh	Bolivia	Algeria	Bangladesh
Cambodia	Cameroon	Azerbaijan	Cameroon
Ethiopia	Congo, Dem. Rep.	Colombia	Congo, Dem. Rep.
Lao PDR	Egypt, Arab Rep.	Dominican Rep.	Egypt, Arab Rep.
Malawi	Ghana	Ecuador	Ethiopia
Mozambique	Honduras	El Salvador	Kenya
Nepal	Kenya	Guatemala	Malawi
Rwanda	Kyrgyz Republic	Indonesia	Nepal
Senegal	Mongolia	Jordan	Nigeria
Sudan	Nigeria	Morocco	Pakistan
Tanzania	Pakistan	Paraguay	Sri Lanka
Uganda	Sri Lanka	Peru	Sudan
	Uzbekistan	Philippines	Uganda
	Vietnam	Thailand	Zimbabwe
	Zimbabwe	Tunisia	

〈부표 16〉 무상원조의 기본통계량: 최빈국들 (1996–2013)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GDPp	216	3,567989	2,998846	-7.90786	11,4946
GRAp	216	1,668391	1,385051	0.156421	8,840337
LGRAp	204	1,681773	1,39955	0.192027	8,840337
INF	216	10,7793	14,36083	-9.18761	127,974
EXP	216	22,3329	12,81019	5.34363	68,59402
FDI	216	3,346542	4,626174	-0.09837	42,84896
GCF	216	22,36848	6,061914	10	38,27121
POP	216	2,527185	1,078219	1,0277	10,25848

〈부표 17〉 무상원조의 주요 변수들에 대한 상관계수 결과: 최빈국들 (1996–2013)

	GDPp	GRAp	LGRAp	INF	EXP	FDI	GCF	POP
GDPp	1							
GRAp	0.1473	1						
LGRAp	0.2262	0.8729	1					
INF	-0.11	0.0051	0.0108	1				
EXP	0.2219	-0.2576	-0.2573	-0.0294	1			
FDI	0.1226	0.1264	0.1233	-0.0732	0.2816	1		
GCF	0.1691	0.2852	0.289	-0.1293	-0.2169	-0.0715	1	
POP	-0.2112	0.1234	0.1164	-0.0807	-0.2769	0.0001	-0.1998	1

〈부표 18〉 무상원조의 기본통계량: 하위 중소득국가들 (1996–2013)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GDPp	270	2.720917	4.108797	-17.9516	30.34408
GRAp	270	0.893178	2.162708	0.041762	27.19923
LGRAp	255	0.916222	2.218269	0.041762	27.19923
INF	270	27.09468	166.4994	-27.0487	2630.123
EXP	270	34.31167	14.3473	11.44961	83.87515
FDI	270	3.696478	5.235423	-2.49885	53.81077
GCF	270	21.14016	8.942482	1.525177	63.9402
POP	270	1.845055	0.718044	-1.60958	3.052052

〈부표 19〉 무상원조의 주요 변수들에 대한 상관계수: 하위 중소득국가들 (1996–2013)

	GDPp	GRAp	LGRAp	INF	EXP	FDI	GCF	POP
GDPp	1							
GRAp	-0.0119	1						
LGRAp	0.0288	0.3879	1					
INF	-0.2002	-0.0153	-0.0017	1				
EXP	0.264	-0.0904	-0.1009	-0.1114	1			
FDI	0.3413	-0.005	0.0078	-0.0514	0.3975	1		
GCF	0.4755	-0.1798	-0.1463	-0.0714	0.5223	0.6057	1	
POP	0.0107	0.2721	0.2697	0.0475	-0.3705	-0.0401	-0.2439	1

〈부표 20〉 무상원조의 기본통계량: 상위 중소득국가들 (1996–2013)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GDPp	270	2,867869	4,166465	-14,3852	33,03049
GRAp	270	0,146585	0,174392	0,009051	1,152094
LGRAp	255	0,149741	0,177343	0,009051	1,152094
INF	270	6,350971	8,12743	-26,3	75,27128
EXP	270	36,41521	14,67045	13,5686	76,94352
FDI	270	3,658816	5,518568	-2,75744	45,14986
GCF	270	23,5376	6,867056	11,3674	57,99046
POP	270	1,500095	0,573153	0,1389	3,05188

〈부표 21〉 무상원조의 주요 변수들에 대한 상관계수: 상위 중소득국가들 (1996–2013)

	GDPp	GRAp	LGRAp	INF	EXP	FDI	GCF	POP
GDPp	1							
GRAp	-0.1214	1						
LGRAp	-0.0293	0.9217	1					
INF	-0.0863	0.2791	0.1792	1				
EXP	0.1587	-0.1033	-0.1131	0.1041	1			
FDI	0.4747	-0.1658	-0.1513	0.0185	0.1787	1		
GCF	0.2934	-0.0133	0.0217	-0.0734	0.173	0.465	1	
POP	-0.2091	0.1077	0.0972	0.0988	-0.1119	-0.1215	-0.1597	1

〈부표 22〉 무상원조의 기본통계량: 취약국들 (1996–2013)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GDPp	252	2,387913	4,166705	-17,9516	30,34408
GRAp	252	1,582725	2,405716	0,069865	27,19923
LGRAp	238	1,605241	2,46073	0,08099	27,19923
INF	252	26,37303	172,3575	-27,0487	2630,123
EXP	252	22,14368	9,169553	5,34363	51,73036
FDI	252	2,086068	2,115958	-1,52223	12,65563
GCF	252	19,84106	7,101657	1,525177	38,27121
POP	252	2,180867	0,79809	-1,60958	3,401302

〈부표 23〉 무상원조의 주요 변수들에 대한 상관계수: 취약국들 (1996–2013)

	GDPp	GRAp	LGRAp	INF	EXP	FDI	GCF	POP
GDPp	1							
GRAp	0.1197	1						
LGRAp	0.1829	0.456	1					
INF	-0.2076	-0.0348	-0.0219	1				
EXP	-0.0679	-0.0257	-0.0513	-0.0776	1			
FDI	0.1831	0.2553	0.2685	-0.0685	0.2277	1		
GCF	0.4461	0.0616	0.1085	-0.0918	-0.4109	0.0473	1	
POP	0.128	0.2796	0.2702	0.0146	-0.1748	0.3464	-0.0312	1

연구자료 연구개발 2015-08-153

무상원조의 경제성 효과분석

발	행	2015년 9월
발	행	인 김영목
발	행	처 한국국제협력단
편	집	인 연구개발팀
주	소	경기도 성남시 수정구 대왕판교로 825(우: 13449)
전	화	031)740-0114
팩	스	031)740-0655
홈	페이지	http://www.koica.go.kr
인	쇄	다인스캐치

[본 보고서의 저작권은 한국국제협력단에 있으며,
한국국제협력단의 허락없이 무단 전재와 복제를 금합니다.]

ISBN 978-89-6469-323-0 93320

연구자료

연구개발 2015-08-153

ISBN 978-89-6469-323-0 93320



무상원조의 경제성 효과분석



KOICA 한국국제협력단

13449 경기도 성남시 수정구 대왕판교로 825
Tel. 031-740-0114 Fax. 031-740-0655
<http://www.koica.go.kr>