

# 韓國開發研究

2014 **I**

## KDI Journal of Economic Policy

- Heterogeneity in the Effects of FDI on Firms' Productivity in South Korea:  
A Quantile Regression Approach  
..... Jaehoon Kim · Bong Geul Chun  
외국인투자가 국내기업의 생산성에 미친 효과: 분위회귀 접근법
- Calculation of Total Benefit by the Contingent Valuation Method for Cost-Benefit Analysis:  
Focusing on Income and Distance-Decay Effects  
..... Jongyeon Lee  
비용편익분석을 위한 조건부가치추정법에서의 총편익 산정: 소득효과 및 거리-소멸 효과를 중심으로
- Monetary Policy in Open versus Closed Economies in the Presence of Distortions:  
A Simple Transformation and Its Applications  
..... Kyu-Chul Jung  
왜곡이 있는 경우 개방경제와 폐쇄경제의 통화정책 비교: 간단한 변환과 적용
- Testing Solow's Implications on the Effective Development Policy  
..... Hyeok Jeong  
효과적 개발정책에 관한 솔로우 모형의 함의에 대한 검증

# 韓國開發研究

KDI Journal of Economic Policy

KDI Journal of Economic Policy is a quarterly published professional journal dealing with academic and policy issues related to the Korea's economic development in all economic areas. The Journal welcomes creative papers that have implications on Korea's economic policy. Papers should be written in Korean or English.

The Journal was first published on March 1979, with an aim to disseminate the research results of KDI not only to experts at universities and other institutes, but also to policymakers and the general public. The journal was published semi-annually between 2000 I and 2009 II, and then resumed quarterly publication with 2010 I issue. Until August 2001, papers or thesis carried in the Review were written by fellows at KDI only, but since then, the Journal has actively encouraged any submission by researchers at home and abroad who have interest in the Korean economy. An active participation of researchers with diverse perspectives is highly encouraged.

The content of papers published in the Journal is a personal opinion of each author, and not subject to the direction of the KDI Journal of Economic Policy.

Editor-in-Chief :	Choi, Kyungsoo	(Senior Fellow at KDI)
Editors :	Choi, Yongseok	(Professor at KyungHee University)
	Chun, YoungJun	(Professor at Hanyang University)
	Chung, Wankyo	(Professor at Hallym University)
	Eun, CheolSoo	(Professor at Georgia Institute of Technology)
	Hahm, Joonho	(Professor at Yonsei University)
	Hahn, Chinhee	(Professor at Gachon University)
	Hwang, Haeshin	(Professor at Texas A&M University)
	Jo, Dongho	(Professor at Ewha Womans University)
	Joh, SungWook	(Professor at Seoul National University)
	Kim, Daeil	(Professor at Seoul National University)
	Kim, InGyu	(Professor at Hallym University)
	Kim, Jonghoon	(Visiting Fellow at KDI)
	Kim, Jungwook	(Fellow at KDI)
	Kim, Taejong	(Professor at KDI School)
	Kim, Woochan	(Professor at Korea University)
	Koh, Youngsun	(Vice Minister of The Office of Government Policy Coordination)
	Lee, Bongsoo	(Professor at Florida State University)
	Lee, Chulhee	(Professor at Seoul National University)
	Park, ChangGyun	(Professor at Chung-Ang University)
	Park, WonAm	(Professor at Hongik University)
	Shin, Inseok	(Professor at Chung-Ang University)
	Shin, Kwanho	(Professor at Korea University)
	Shin, Sukha	(Professor at Sookmyung Women's University)
	Song, YoungNam	(Professor at Chonbuk National University)
	Tcha, MoonJoong	(Senior Fellow at KDI)
	Yoo, Gyeongjoon	(Senior Fellow at KDI)
Administration :	Han, Jaehui	(Research Associate at KDI)

## Contents

1

외국인투자가 국내기업의 생산성에 미친 효과: 분위회귀 접근법

..... 김재훈 · 전봉걸 / 1

Heterogeneity in the Effects of FDI on Firms' Productivity in South Korea:  
A Quantile Regression Approach... Jaehoon Kim · Bong Geul Chun

2

비용편익분석을 위한 조건부가치측정법에서의 총편익 산정: 소득효과 및  
거리-소멸 효과를 중심으로..... 이종연 / 43

Calculation of Total Benefit by the Contingent Valuation Method for Cost-Benefit Analysis:  
Focusing on Income and Distance-Decay Effects... Jongyeon Lee

3

Monetary Policy in Open versus Closed Economies in the Presence of Distortions:  
A Simple Transformation and Its Applications..... Kyu-Chul Jung / 81

왜곡이 있는 경우 개방경제와 폐쇄경제의 통화정책 비교: 간단한 변환과 적용  
... 정규철

4

Testing Solow's Implications on the Effective Development Policy

..... Hyeok Jeong / 107

효과적 개발정책에 관한 솔로우 모형의 함의에 대한 검증... 정혁



## 외국인투자가 국내기업의 생산성에 미친 효과: 분위회귀 접근법

김 재 훈

(서울시립대학교 대학원 경제학과 박사과정, 대통령비서실 행정관)

전 봉 겔

(서울시립대학교 경제학부 부교수)

### Heterogeneity in the Effects of FDI on Firms' Productivity in South Korea: A Quantile Regression Approach

Jaehoon Kim

(PhD. Student, Department of Economics, University of Seoul,  
Assistant Secretary to the President, Office of the President, Republic of Korea)

Bong Geul Chun

(Associate Professor, Department of Economics, University of Seoul)

\* 김재훈: (e-mail) jhk317@msn.com, (address) Office of the President, 1, Cheongwadae-ro, Jongno-gu, Seoul, 110-820, Korea,  
전봉겔: (e-mail) bonggeul@gmail.com, (address) University of Seoul, 163, Siripdae-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-743, Korea.

- Key Word: 외국인직접투자(Foreign Direct Investment), 생산성(Productivity), 분위회귀(Quantile Regression)
- JEL Code: F23, O33
- Received: 2013. 2. 19      • Referee Process Started: 2013. 3. 6
- Referee Reports Completed: 2013. 10. 28

## ABSTRACT

This study analyzes how heterogeneous across firms' productivity level the effects of foreign direct investment (FDI) on the productivity of firms in a host country are. The study uses firm level data over 2000~2009 in South Korea and takes a quantile regression approach to estimate FDI's heterogeneous effects on the invested firm ('direct effects') and other domestic firms in the industry to which the invested firm belongs ('intra-industry spillover effects').

Major empirical results are as follows. In manufacturing sector, FDI has positive and statistically significant direct effects on the invested firm. In addition, the higher the quantiles of firms' productivity level are, the larger the positive productivity effects are. FDI also has positive and statistically significant intra-industry spillover effects on domestic firms in low quantiles of productivity while it has negative and statistically significant or insignificant spillover effects on those in high productivity quantiles. In service sector, on the other hand, Sufficient evidence is not found that FDI has statistically significant direct effects or intra-industry spillover effects. Taken together, the study suggests that FDI has heterogeneous effects on the productivity of firms in host country, depending on the firms' productivity level and sector.

본 연구는 외국인직접투자가 투자 대상 기업 및 동일 산업 내 다른 국내기업들의 생산성에 미치는 효과를 분위회귀(quantile regression)모형으로 분석하였다. 분석 결과, 제조업에서는 외국인직접투자가 투자 대상 기업에 통계적으로 유의한 양(+)의 생산성 효과를 가지며, 특히 생산성이 높은 기업군일수록 생산성 향상효과가 큰 것으로 나타났다. 또한 외국인직접투자는 동일 산업에 속한 국내기업들 중 생산성이 낮은 기업군에는 통계적으로 유의한 양(+)의 생산성 파급효과를 갖는 반면, 생산성이 높은 기업군에는 통계적으로 유의하거나 유의하지 않은 음(-)의 파급효과를 갖는 것으로 나타났다. 서비스업에서는 외국인직접투자 대상 기업이나 동일 산업 내 국내기업들 모두 통계적으로 유의한 생산성 효과가 명확히 나타나지 않았다. 이러한 분석 결과는 외국인직접투자가 국내기업의 생산성에 미치는 효과가 기업의 생산성 수준에 따라 이질적(heterogeneous)이며, 통상적인 평균회귀(mean regression)모형 외에 분위회귀모형을 활용해 외국인직접투자가 생산성 분포에 미치는 효과(distributional effects)를 분석할 필요가 있음을 나타낸다. 또한 외국인직접투자의 생산성 향상효과를 극대화하기 위해서는 단순한 투자 유치를 넘어 기업의 생산성 수준에 따른 외국인직접투자의 이질적 효과를 감안한 보완적 전략이 필요함을 시사한다.

## I. 서론

최근 우리 경제에서 외국인직접투자(FDI)<sup>1</sup>의 중요성이 커지고 있다. 우리나라에 대한 FDI는 신고액 기준으로 1999~2000년에 연간 150억달러대를 달성한 이후 감소세로 돌아서 2009년까지 연간 100억~120억달러대에 머물렀다. 하지만 2010년 이후 130억달러대까지 늘어나고 2012년에는 사상 최고치인 163억달러를 달성하는 등 최근 증가세를 보이고 있다(Appendix Table 9 참조).

FDI는 외국의 투자모기업과 국내 투자유치기업이 이윤 극대화 노력의 일환으로 추진하는 것이지만, 우리 정부도 임대용지 제공, 조세 지원, 분양가 차액 보조 등 다양한 인센티브를 제공하며 FDI 유치를 위하여 노력하고 있다. 정부가 이러한 노력을 하는 것은 FDI가 우리 경제에 생산성 향상, 고용 창출, 투자 확대 등 긍정적 파급효과(spillover effects)를 창출할 것이라는 기대에 기초해 있다. 따라서 FDI가 우리 경제에 과연 이러한 파급효과를 낳는지를 실증적으로 밝히는 것은 중요한 정책적 의의를 갖는다.

FDI가 투자유치국(host country) 내 기업들의 생산성에 미치는 효과에 대해서는 국내 외에 어느 정도 연구가 축적되어 있다. 하지만 기존 연구들은 최소자승추정법(least squares estimation)을 이용해 설명변수인 FDI가 종속변수인 생산성의 기댓값에 미치는 평균효과(mean effect)를 분석하는 데 치중하고 있으며, FDI가 생산성에 미치는 효과가 기업들의 생산성 수준에 따라 어떻게 이질적(heterogeneous)인지를 추정한 연구는 흔치 않다. 생산성이 낮은 기업들은 그만큼 FDI가 더 큰 폭의 생산성 향상을 유발할 여지가 있지만, 이와 동시에 투자모기업의 지식·기술 등을 흡수하는 능력(absorption capacity)이 떨어져서 생산성 향상 잠재력을 현실화하는 데 한계가 있을 수 있다(Schoors and van der Tol[2002]). 정책당국이나 투자유치 희망기업의 입장에서 보면 FDI가 생산성 평균에 미치는 효과 못지않게 생산성 분포에 미치는 효과(distributional effects), 특히 생산성 향상이 가장 절실한 저생산성 기업들의 생산성에 미치는 효과가 큰 의의가 있지만, 최소자승법으로는 이를 추정할 수 없다.

기존 연구는 FDI가 생산성 평균에 미치는 효과에 대해서도 일치된 결론에 이르지 못

---

1 본고에서는 외국인직접투자, 외국인투자, FDI 등의 용어를 구분 없이 같은 의미로 사용했다.

하고 있다. 제Ⅱ장에서 상술했듯이 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 확인한 연구가 있는가 하면, 통계적으로 유의한 효과를 확인하지 못하거나 통계적으로 유의한 음(-)의 효과를 확인한 연구도 있다.

본 연구는 이와 같은 기존 연구의 한계를 감안해 분위회귀(quantile regression)모형을 활용해 FDI가 투자 대상 기업 및 동일 산업에 속한 국내기업들의 생산성에 미치는 효과가 기업의 생산성 수준에 따라 어떻게 이질적(heterogeneous)인지를 분석하였다. 분위회귀모형은 종속변수의 분위(quantiles)에 따라 각기 다른 계수값을 추정할 수 있어 외국인투자가 생산성 분포에 미치는 효과를 분석하는 데 유용하다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 FDI가 내국인기업들의 생산성에 미치는 효과에 대한 기존 연구를 개관한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구의 분석모형을 제시하고 이용 데이터 및 변수에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서는 연구 결과를 종합하고, 시사점과 추가 연구의 필요성을 제시한다.

## Ⅱ. 기존 연구 개관

FDI가 생산성에 미치는 효과는 투자 대상 기업의 생산성에 미치는 직접효과와 투자 대상 기업을 넘어 다른 기업들의 생산성에 미치는 간접효과로 대별할 수 있다(Schoors and van der Tol[2002], p.2). 직접효과는 외국인투자기업과 내국인기업 간 생산성 격차를 추정·분석한다. 기존 연구 중 상당수는 외국인투자기업이 내국인기업에 비해 생산성이 높다는 결과를 제시하고 있다. 해외에서는 Evenett and Voicu(1999), Schoors and van der Tol(2002), Conyon *et al.*(2002)이 각각 체코·헝가리·영국에서 외국인투자기업의 생산성이 내국인기업보다 높다는 결과를 제시했다. 국내에서는 김승진(1999), 이병기(2002), 연태훈(2003), 이시욱·전봉걸(2011), 전봉걸(2012) 등이 외국인투자기업의 생산성이 국내기업보다 높다는 결과를 제시했다.

하지만 이와 상반되는 결과를 제시한 연구들도 있다. Javorcik(2004), Aitken and Harrison(1999) 등은 생산성 증가율을 종속변수로 이용한 분석에서 외국인투자기업의 생산성 증가율이 내국인기업보다 통계적으로 유의하게 높다고 할 수 없으며, 생산성 수준을 종속변수로 한 분석에서 외국인투자기업의 생산성 수준이 내국인기업보다 높게 나

타난 것은 외국인들이 생산성이 높은 내국인기업에 투자했기 때문일 수 있다는 해석을 제시했다. 반면, Djankov and Hoekman(2000)은 생산성 증가율을 종속변수로 하더라도 외국인투자기업이 내국인기업보다 통계적으로 유의하게 생산성 증가율이 높다는 결과를 제시했다. 국내에서는 정세은·김봉한(2009)이 외국인투자가 추정모형에 따라 생산성 증가율에 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 효과 또는 통계적으로 유의한 음(-)의 효과를 갖는다는 결과를 제시했다. 이에 비해 이시욱·전봉걸(2011)에 따르면 회귀모형을 이용한 추정에서는 외국인투자기업이 국내기업보다 생산성 증가율이 통계적으로 유의하게 높게 나타났지만, 성향점수 매칭(propensity score matching) 분석에서는 통계적으로 유의한 차이를 발견할 수 없었다.

FDI의 간접효과는 외국인투자 대상 기업이 속한 산업 내 다른 기업의 생산성에 미치는 산업 내 파급효과와 투자 대상 기업의 전후방 연관산업에 속한 기업들의 생산성에 미치는 산업 간 파급효과로 구분할 수 있다(Harris and Robinson[2004], p.59). 간접효과는 기업의 생산성이 동일 산업 내 또는 전후방 연관산업의 외국인투자 비중에 따라 영향을 받는지를 추정·분석하는데, 연구마다 결과가 상이하다. 산업 간 파급효과의 경우, Schoors and van der Tol(2002)은 전후방 연관산업의 FDI가 양(+)의 생산성 파급효과를 낳음을 보여주고 있다. 반면, Javorcik(2004)은 후방파급효과는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖지만 전방파급효과는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖거나 통계적으로 유의하지 않다는 결과를 제시했다. Harris and Robinson(2004)은 산업 간 파급효과에서 명확한 패턴을 발견할 수 없다고 결론 내렸다. 국내에서는 연태훈(2003)이 후방파급효과는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖지만 전방파급효과는 모형에 따라 통계적으로 유의한 양(+) 또는 음(-)의 값을 갖거나 통계적으로 유의하지 않다는 결과를 제시했다. 김준동 외(2009)는 전후방 파급효과가 분석 대상 기간에 따라 통계적으로 유의한 양(+) 또는 음(-)의 값을 갖거나 통계적으로 유의하지 않다는 결과를 제시했다. 윤미경(2006)은 분석모형에 따라 파급효과의 부호나 통계적 유의성이 달라 명확한 결론을 내리기 어렵다고 했다.

산업 내 파급효과의 경우 연구 결과는 더욱 엇갈린다. Haskel *et al.*(2007)은 양(+)의 산업 내 파급효과를 제시한 반면, Aitken and Harrison(1999), Djankov and Hoekman(2000), Harris and Robinson(2004), Javorcik(2004)은 산업 내 파급효과를 확인하지 못하거나 오히려 음(-)의 효과를 확인하기도 했다. 국내에서는 이병기(2002)와 연태훈(2003)이 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 제시한 반면, 김승진(1999)은 양

(+)의 효과를 갖지만 통계적으로 유의하지는 않다는 결과를 제시했다. 김준동 외(2009)는 양(+)의 효과를 갖지만 분석 대상 업종과 기간에 따라 통계적 유의성이 달라진다는 결과를, 윤미경(2006)은 분석모형에 따라 양(+) 또는 음(-)의 효과를 갖는다는 결과를 제시했다.

이상과 같이 FDI가 생산성에 미치는 효과에 대한 기존 연구는 일치된 결론에 이르지 못하고 있다. 또한 기존 연구들은 최소자승추정법을 이용했기 때문에 FDI가 내국인기업의 생산성 평균에 미치는 효과는 추정하고 있지만 생산성 분포에 미치는 효과를 추정하는 데는 한계가 있다. 이에 따라 최근 일부 해외 연구는 분위회귀(quantile regression)모형을 활용해 FDI가 내국인기업의 생산성 분포에 미치는 효과를 분석하고 있다. Dimelis and Louri(2002), Girma and Görg(2005), Yasar and Paul(2007), Békés *et al.*(2009)은 각각 그리스·영국·터키·헝가리 기업에 대한 분석에서 생산성 수준이 높은 기업군일수록 FDI의 산업 내 생산성 파급효과가 크다는 결과를 제시했다. 또한 Dimelis and Louri(2002)는 기업의 생산성이 매우 낮거나 매우 높은 경우보다 중간 수준인 경우 FDI의 직접효과가 더 크다는 결과를 제시했다.

국내에서는 최승학·허정(2011)이 기업의 생산성 수준과 외국인투자 변수의 상호작용항(interaction term)을 설명변수로 포함한 분석을 통해 생산성 수준이 평균보다 높은 기업군에서 외국인투자 지분율이 높을수록 생산성 향상이 두드러진다는 결론을 내렸다. 이 연구는 FDI가 생산성 분포에 미치는 효과에 관한 보기 드문 국내 연구로서 의의가 있다. 그러나 FDI가 생산성 분포에 미치는 간접효과는 분석하고 있지 않으며, 직접효과의 경우에도 생산성 수준을 평균 이하와 이상의 두 그룹으로만 구분해 생산성 분포 전반에 미치는 효과(full distributional effects)를 분석하는 데는 한계가 있다.

본 연구는 분위회귀모형을 이용해 FDI가 투자 대상 기업 및 동일 산업 내 다른 기업의 생산성 분포에 미치는 효과를 분석했다. 이를 통해 평균회귀분석을 활용한 기존 연구에 대한 보완을 시도했다.<sup>2</sup>

---

2 기존 연구에서 이용한 최소자승추정법은 관측치에 이상점(outliers)이 있거나 오차항의 분포가 정규분포를 따르지 않을 경우 이에 민감하게 반응하는 문제점도 있다. 반면, 분위회귀모형은 이에 대한 견고성(robustness)이 있는 장점이 있다(Koenker and Basettt[1978]).

### Ⅲ. 분석모형 및 데이터

#### 1. 분석모형

##### 가. 외국인투자의 직접효과

###### 1) 회귀분석모형

$t$ 년도의 기업  $i$ 의 생산성을  $Y_{it}$ 로 나타내면,  $\tau \in (0,1)$ 일 때  $Y_{it}$ 의  $\tau$ -분위수( $\tau$ th quantile)는  $\Pr[Y_{it} \leq q_\tau(Y_{it})] \geq \tau$  및  $\Pr[Y_{it} \geq q_\tau(Y_{it})] \geq 1 - \tau$ 를 만족하는  $q_\tau(Y_{it})$ 로 정의된다.  $t$ 년도에 기업  $i$ 가 외국인투자기업인지를 나타내는 더미변수(외국인투자기업=1, 국내기업=0)를  $F_{it}$ , 생산성( $Y_{it}$ )에 영향을 미칠 수 있는 그 밖의 설명변수의 벡터(상수항 포함)를  $Z'_{it}$ 로 나타내자. 그러면  $Y_{it}$ 의  $F_{it}$  및  $Z'_{it}$  조건부  $\tau$ -분위수( $\tau$ th quantile of  $Y_{it}$  conditional on  $F_{it}$  and  $Z'_{it}$ )  $q_\tau(Y_{it}|F_{it}, Z'_{it})$ 는 식 (1)과 같이 Koenker and Basett(1978)이 제시한 조건부 선형 분위회귀(linear conditional quantile regression)모형으로 나타낼 수 있다. 설명변수의 계수에 붙은 하첨자  $\tau$ 는 계수가 분위에 따라 다를 수 있음을 반영한다.

$$q_\tau(Y_{it}|F_{it}, Z'_{it}) = \beta_\tau F_{it} + Z'_{it} \gamma_\tau \quad (1)$$

식 (1)에서  $\beta_\tau$  및  $\gamma_\tau$ 에 대한 집합 분위회귀 추정량(pooled quantile regression estimators)은 식 (2)와 같이 정의된다. 식 (2)에서  $1[\cdot]$ 는  $[\cdot]$  안의 조건이 충족되면 1이고, 충족되지 않으면 0인 지표함수(indicator function)이다.

$$(\hat{\beta}_\tau, \hat{\gamma}_\tau) = \underset{\beta_\tau, \gamma_\tau}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \beta_\tau F_{it} - Z'_{it} \gamma_\tau)(\tau - 1[Y_{it} - \beta_\tau F_{it} - Z'_{it} \gamma_\tau < 0]) \quad (2)$$

한편, 분위회귀분석 결과와의 비교를 위하여 집합 OLS(pooled ordinary least squares), 임의효과모형(random effects model) 및 시스템 GMM(system generalized method of moments)을 이용한 평균회귀분석을 병행했다.<sup>3</sup>

## 2) 처리효과모형

전술한 분위회귀모형에 따라 외국인투자의 직접효과를 추정할 경우, 외국인이 생산성이 높은 국내기업에 선택적으로 투자함에 따라 이러한 선택에 의해 외국인투자기업의 생산성이 국내기업보다 높게 나타나는 선택편의(selection bias)가 생길 수 있다. 이러한 문제점을 감안해 본 연구에서는 Firpo(2007)가 제시한 성향점수 가중법(propensity score weighting)을 이용한 분위처리효과(quantile treatment effect: QTE)모형을 활용해 외국인투자의 직접효과를 추가로 분석했다. 구체적인 방법은 다음과 같다.

회귀분석에서와 같이 기업의 생산성을  $Y$ 로, 외국인투자기업 더미변수를  $F$ (외국인투자기업=1, 국내기업=0)로 나타내자.  $Y$ 는 처리효과모형의 결과변수(outcome variable),  $F$ 는 처리변수(treatment variable)이다.  $F$ 에 영향을 주는 설명변수의 벡터를  $X$ 로 나타내면,  $X=x$ 가 주어질 때 어떤 기업이 외국인투자기업이 될 확률—외국인투자 성향점수(propensity score)—은  $\Pr(F=1|X=x)$ 로 나타낼 수 있다. 또한 외국인투자기업일 경우( $F=1$ )와 국내기업일 경우( $F=0$ )의 생산성의 잠재적 결과(potential outcome)를 각각  $Y^1$ 과  $Y^0$ 로 나타내면, 관측된 결과(observed outcome)는  $Y = Y^1 \cdot F + Y^0 \cdot (1 - F)$ 와 같다.

$Y^1$ 과  $Y^0$ 의  $\tau$ -분위수를 각각  $q_\tau(Y^1)$ ,  $q_\tau(Y^0)$ 로 나타내면, 외국인투자의 비조건부  $\tau$ -분위처리효과(unconditional  $\tau$ th quantile treatment effect)는  $\Delta_\tau = q_\tau(Y^1) - q_\tau(Y^0)$ 로 정의된다.  $X$ 가 주어질 때  $(Y^1, Y^0)$ 가  $F$ 로부터 결합독립(jointly independent)이고 외국인투자 성향점수가  $0 < \Pr(F=1|X=x) < 1$ 을 만족한다는 가정하에서  $q_\tau(Y^1)$ ,  $q_\tau(Y^0)$ 는 식 (3)과 같이 음함수로 나타내어지고  $\Delta_\tau$ 가 식별(identification)된다(Firpo[2007], pp.263~264).

$$\begin{aligned}\tau &= E\left\{\frac{F}{\Pr(F=1|X)} \cdot 1[Y \leq q_\tau(Y^1)]\right\}, \\ \tau &= E\left\{\frac{1-F}{1-\Pr(F=1|X)} \cdot 1[Y \leq q_\tau(Y^0)]\right\}\end{aligned}\quad (3)$$

$\Delta_\tau$ 의 추정방법은 다음과 같다. 먼저 외국인투자 성향점수 추정치  $\hat{\Pr}(F_{it}=1|X_{i,t-1})$ 를 로짓(logit) 모형으로 구한다.<sup>4</sup> 이를 토대로 식 (4)와 같은 성향점수 가중치(weight)

3 시스템 GMM에 대해서는 제Ⅳ장에서 더 구체적으로 기술한다.

4 결과변수인 생산성의  $t$ 기 값( $Y_{it}$ ) 추정 시 처리변수는 동일한  $t$ 기 값( $F_{it}$ )을 사용하였고, 성향점수 추정 시 설명변수는  $t-1$ 기 값( $X_{i,t-1}$ )을 사용하였다.  $X_{i,t-1}$ 에는 모형에 따라 생산성의  $t-1$ 기 값( $Y_{i,t-1}$ )을 포함했다(제Ⅲ장 제3절 ‘사용변수’ 참고).

를 구한 후, 식 (5)와 같이 가중 분위회귀(weighted quantile regression)에 의해  $\Delta_\tau$ 의 추정치  $\widehat{\Delta}_\tau$ 을 구한다. 식 (5)에서  $1[\cdot]$ 는  $[\cdot]$  안의 조건이 충족되면 1, 그렇지 않으면 0인 지표함수이다.

$$\widehat{W}_{it} = \frac{F_{it}}{\widehat{\Pr}(F_{it} = 1|X_{i,t-1})} + \frac{1 - F_{it}}{1 - \widehat{\Pr}(F_{it} = 1|X_{i,t-1})} \quad (4)$$

$$(\widehat{\alpha}, \widehat{\Delta}_\tau) = \underset{\alpha, \Delta_\tau}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \widehat{W}_{it} \cdot (Y_{it} - \alpha - \Delta_\tau \cdot F_{it})(\tau - 1[Y_{it} - \alpha - \Delta_\tau \cdot F_{it} < 0]) \quad (5)$$

위와 같은 분위처리효과모형은 외국인투자 성향점수 가중법(propensity score weighting)을 활용함으로써 외국인이 생산성이 높은 기업에 선택적으로 투자함에 따라 나타날 수 있는 선택편의(selection bias)를 통제할 수 있다는 장점이 있다.<sup>5,6</sup>

한편, 분위처리효과(QTE) 추정 결과와 비교하기 위하여 동일한 성향점수 가중치  $\widehat{W}_{it}$ 를 이용해 식 (6)과 같은 평균처리효과(average treatment effect: ATE)  $\widehat{\Delta}$  추정을 병행했다.

$$(\widehat{\alpha}, \widehat{\Delta}) = \underset{\alpha, \Delta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \widehat{W}_{it} \cdot (Y_{it} - \alpha - \Delta \cdot F_{it})^2 \quad (6)$$

#### 나. 외국인투자기업의 산업 내 생산성 파급효과

외국인투자가 동일 산업 내 국내기업의 생산성에 미치는 파급효과를 분석하기 위하여 식 (7)과 같은 조건부 선형 분위회귀모형을 설정했다. 식 (1)과의 차이점은 식 (7)에서는 분석 대상 기업을 국내기업으로 한정하고( $Y_{it}$ 와  $Z'_{it}$ 의 위첨자  $d$ 가 국내기업임을 표시함) 설명변수에 외국인투자기업 더미변수( $F_{it}$ ) 대신  $t$ 년도의  $j$ 산업의 외국인투자기업 비중을 나타내는 변수( $FS_{jt}$ )를 포함했다는 점이다. 식 (7)에 대한 추정량은 식 (2)에서 제

5 다만, 이는 외국인투자가 관측 가능한 특성에 기초한다는 가정(unconfoundedness)에 입각하고 있으며, 만약 외국인투자 의사결정이 투자자에게는 알려져 있지만 연구자에게는 알려져 있지 않은 관측 불가능한 기업 특성에 따라 영향 받을 경우 감추어진 편의(hidden bias)가 여전히 있을 수 있다.

6 Koenker and Basset(1978)의 모형은 설명변수들에 의존하는 조건부(conditional) 분위회귀분석인 반면, Firpo(2007)의 모형은 비조건부(unconditional) 분위처리효과모형이며, 이런 점에서도 전술한 조건부 분위회귀 추정 결과를 보완한다.

시한 것과 같은 집합 분위회귀 추정량을 이용했다.

$$q_{\tau}(Y_{it}^d | FS_{jt}, Z_{it}^{'d}) = \delta_{\tau} FS_{jt} + Z_{it}^{'d} \theta_{\tau} \quad (7)$$

한편, 분위회귀분석 결과와의 비교를 위하여 집합 OLS, 임의효과모형 및 시스템 GMM을 이용한 평균회귀분석을 병행했다.

## 2. 분석 대상 및 이용 데이터

본 연구의 분석 대상 기업은 2009년 말 현재 한국표준산업분류(KSIC)상 제조업과 비금융 서비스업에 속한 외부감사기업이며, 분석 대상 기간은 2000~09년이다. 제조업은 7,343개 기업(국내기업 6,376개, 외국인투자기업 967개), 서비스업은 7,351개 기업(국내기업 6,562개, 외국인투자기업 789개)이 포함되었다. 이 중 관측된 기업 수가 10개 미만인 업종은 분석에서 제외했다.<sup>7</sup> 한국신용평가정보의 KISVALUE에서 이들 기업의 2000~09년 재무정보를 구해 패널(panel)을 구성했다. 일부 기업은 2001년 이후에 신설되거나 외부감사 대상에 포함되었기 때문에 해당 연도 이전의 데이터가 결측되어 불균형 패널(unbalanced panel)이 되었다. 아울러 한국무역투자진흥공사(KOTRA)로부터 외국인투자기업 등록연도에 관한 데이터(대외 공개 가능 정보임)를 제공받아 외국인투자 터미변수 구성에 이용했다(제3절 참고).

## 3. 사용변수

종속변수로는 노동생산성을 나타내는 종업원 1인당 부가가치의 자연로그값(*lperadd*)을 사용했다.<sup>8</sup> 부가가치는 인건비, 임차료, 세금과공과, 감가상각, 리스료, 경상이익, 이 자비용의 합산액에서 이자수익을 차감해 계산했다.

설명변수로는 우선 본 연구의 주된 관심 대상인 외국인투자의 직접적 생산성 효과를 추정하기 위하여 「외국인투자촉진법」에 따라 외국인투자기업으로 등록된 기업인지 여부

7 제조업에서는 담배제조업(C12)이 제외되었으며, 서비스업에서는 환경 정화 및 복원업(E39), 항공 운송업(H51), 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(O84), 보건업(Q86), 사회복지 서비스업(Q87)이 제외되었다.

8 총요소생산성(total factor productivity)을 종속변수로 한 분석도 병행하였으며, 이에 대한 결과는 부록 1에 첨부하였다.

를 나타내는 더미변수( $F$ ; 외국인투자기업=1, 국내기업=0)를 포함했다.<sup>9</sup> 어떤 국내기업이 2001~09년 중에 「외국인투자촉진법」에 따라 외국인투자기업으로 등록한 경우,  $F$  변수의 값은 등록 전에는 0, 등록 이후에는 1을 부여했다. 외국인투자 등록연도는 KOTRA의 데이터를 이용했다. 분석 대상 기업 중 2001~09년 사이에 외국인투자기업 등록을 취소해 국내기업으로 전환된 사례는 없었다.

외국인투자의 산업 내 생산성 파급효과 추정모형에서는 산업 내 외국인투자 비중을 두 가지 방식으로 구성해 설명변수로 사용했다. 첫째, 한국표준산업분류(KSIC) 2자릿수로 분류한 산업별로 외국인투자기업들의 매출액을 단순 합산하고 이를 해당 산업 내 내·외국인 기업의 전체 매출액으로 나누어 식 (9)와 같이 산업별 ‘단순 외국인투자기업 매출액 비중’ 변수( $FS1$ )를 구성했다( $S$ 는 매출액, 위첨자  $f$ 는 외국인투자기업을 의미). 둘째, 식 (9)와 분모는 같으나 분자는 산업별로 외국인투자기업들의 매출액을 해당 기업의 외국인 지분 비중( $E_{it}^f$ )으로 가중한 후 합산해 식 (10)과 같이 ‘지분가중 외국인투자기업 매출액 비중’ 변수( $FS2$ )를 구성했다.

$$FS1_{jt} = \sum_{i \in j} S_{it}^f / \sum_{i \in j} S_{it} \quad (9)$$

$$FS2_{jt} = \sum_{i \in j} E_{it}^f \cdot S_{it}^f / \sum_{i \in j} S_{it} \quad (10)$$

생산성에 영향을 미칠 수 있는 그 밖의 기업 특성 변수로서 1인당 유형자산의 자연로그값( $lpertangi$ ), 1인당 무형자산의 자연로그값( $lperintan$ ), 2010년 기준 기업의 존속연수( $hist$ )와 존속연수의 제곱( $sqhist$ ), 기업의 산업 내 시장점유율( $mshare$ )을 설명변수에 포함했다. 한편, 1인당 부가가치를 종속변수로 사용한 점을 감안하면 기업별 근로자의 인적 특성(숙련도, 생산직·사무직 등)을 통제할 필요가 있다. 그러나 이러한 자료가 이용 가능하지 않아 그 대신 기업의 1인당 교육비 지출( $lperedu$ )을 설명변수에 포함했다. 아울러 설명변수들이 포착하지 못한 미관측 시계열효과(unobserved time-specific effects)를 통제하기 위하여 연도 더미변수( $year$ )를, 시간에 따라 변하지 않는 미관측 산업별 효과(unobserved time-invariant industry-specific effects)를 통제하기 위하여

9 「외국인투자촉진법」은 외국인이 국내기업과 지속적 경제관계(경영활동 참가 등)를 수립할 목적으로 국내기업이 발행한 의결권 있는 주식총수나 출자총액의 10% 이상을 소유하는 것을 ‘외국인투자’라고 정의하고, 외국투자가가 출자목적물의 납입을 마친 경우 30일 이내에 산업통상자원부장관에게 외국인투자기업 등록을 하도록 규정하고 있다.

〈Table 1〉 Variables Used in Analysis

Variables	Description
<i>lperadd</i>	natural log of a firm's value added per employee
<i>F</i>	dummy variable indicating foreign-invested firm (=1 if foreign-invested firm, =0 otherwise)
<i>FS1</i>	ratio of the sum of foreign-invested firms' sale to total industry sale
<i>FS2</i>	ratio of the sum of foreign-invested firms' sale, weighted by each firm's foreign equity ratio, to total industry sale
<i>lpertangi</i>	natural log of a firm's tangible asset per employee
<i>lperintan</i>	natural log of a firm's intangible asset per employee
<i>lperedu</i>	natural log of a firm's education expenditure per employee
<i>hist</i>	a firm's age (year) as of 2010 / 100
<i>sqhist</i>	square of <i>hist</i>
<i>mshare</i>	ratio of a firm's sale to industry sale × 100
<i>debt ratio</i>	ratio of a firm's total debt to total capital × 100
<i>profsale</i>	ratio of a firm's net income to sale × 100
<i>sind</i>	2 digit KSIC industry dummies
<i>year</i>	year dummies

한국표준산업분류(KSIC) 2자릿수로 분류한 산업 더미변수(*sind*)를 포함했다.<sup>10</sup>

한편, 분위처리효과(QTE)와 평균처리효과(ATE) 추정모형에서 외국인투자 성향점수 추정식의 설명변수로서 위에 언급한 회귀분석의 설명변수들과 함께 기업의 부채비율(*debt ratio*)과 매출액 대비 당기순이익(*profsale*)을 추가했다. 성향점수 추정식의 모든 설명변수는 외국인투자 변수보다 1기 전 값(first lag)들을 사용했다. 또한 모형에 따라 결과변수인 1인당 부가가치의 1기 전 값도 성향점수 추정식의 설명변수에 추가했다.

10 산업 내 생산성 파급효과 분석에서는 KSIC 2자릿수 대신 한국은행 산업연관표의 통합대분류(28개 부문)로 분류한 산업 내 외국인투자기업 매출액 비중 변수 및 산업 더미변수를 활용한 분석을 추가했다(제Ⅳ장 참고).

## IV. 분석 결과

### 1. 제조업 분석 결과

#### 가. 변수 특성

〈Table 2〉는 제조업 내의 외국인투자기업과 국내기업 간 1인당 부가가치와 설명변수들의 평균의 차이를  $t$ -검정한 결과이다. 외국인투자기업의 1인당 부가가치 평균이 국내기업에 비해 통계적으로 유의하게 크다는 것을 알 수 있다. 하지만 1인당 유형자산, 1인당 연구개발비 지출, 1인당 교육비 지출, 기업 존속연수, 기업 존속연수의 제곱 등 생산성에 영향을 줄 수 있는 변수들의 평균도 외국인투자기업이 국내기업보다 통계적으로 유의하게 커서 이들 변수를 통제할 필요성이 있음을 시사했다.

〈Table 2〉  $t$ -Tests on Difference in Means between Foreign and Domestic Firms in Manufacturing Sector

Variables	Entire sample		Foreign firms		Domestic firms		Difference (A-B)	Std. err.
	Mean	Std. dev.	Mean (A)	Std. dev.	Mean (B)	Std. dev.		
<i>lperadd</i>	17,853	[0.681]	18,069	[0.768]	17,834	[0.669]	0.236***	(0.013)
<i>lpertangi</i>	18,060	[1.063]	18,192	[1.035]	18,048	[1.064]	0.144***	(0.020)
<i>lperintan</i>	13,742	[2.578]	14,021	[2.593]	13,718	[2.575]	0.303***	(0.060)
<i>lperedu</i>	10,337	[1.797]	10,941	[1.777]	10,277	[1.788]	0.664***	(0.036)
<i>mshare</i>	0.357	[1.529]	0.622	[2.313]	0.329	[1.423]	0.293***	(0.021)
<i>hist</i>	0.186	[0.114]	0.198	[0.115]	0.185	[0.114]	0.013***	(0.002)
<i>sqhist</i>	4,765	[6.329]	5,237	[5.897]	4,717	[6.369]	0.520***	(0.085)

Note: \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

#### 나. 외국인투자의 직접효과

##### 1) 평균효과

〈Table 3〉은 제조업에서의 외국인투자의 직접효과를 추정하기 위하여 통상적인 평균회귀분석을 한 결과이다. (1)열은 집합 OLS(pooled ordinary least squares) 추정 결과이고,

〈Table 3〉 Direct Effect of FDI in Manufacturing Sector (Mean Regression)

	(1) Pooled OLS	(2) Random effects	(3) System GMM
<i>F</i>	0.123*** (0.016)	0.094*** (0.028)	0.138*** (0.026)
<i>lpertangi</i>	0.211*** (0.007)	0.171*** (0.010)	0.054** (0.028)
<i>lperintan</i>	-0.007*** (0.002)	-0.004 (0.002)	-0.029*** (0.007)
<i>lperedu</i>	0.070*** (0.003)	0.050*** (0.003)	0.037** (0.016)
<i>mshare</i>	0.033*** (0.003)	0.047*** (0.008)	0.039*** (0.007)
<i>hist</i>	0.245** (0.103)	0.525*** (0.177)	-0.594*** (0.216)
<i>sqhist</i>	-0.002 (0.002)	-0.005* (0.003)	0.012*** (0.004)
First lag of <i>lperadd</i>			0.216*** (0.026)
Observations	19,520	19,520	15,475
Hansen ( <i>p</i> -value)			0.112
AR(1) ( <i>p</i> -value)			0.000
AR(2) ( <i>p</i> -value)			0.156

Note: Robust standard errors are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

(2)열은 미관측 기업효과(unobserved firm effects)를 감안한 임의효과모형(random effects model) 추정 결과이다. 두 추정 모두에서 외국인투자기업의 1인당 부가가치가 국내기업에 비해 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다.

이상의 결과는 외국인투자와 기업의 생산성 간에 양(+)의 상관관계가 있음을 나타내지만, 이 결과만으로 외국인투자가 생산성 향상의 '원인'이라고 단정하기는 어렵다. 외국인투자자들이 생산성이 높은 국내기업에 선택적으로 투자할 경우 외국인투자 더미변수가 내생적(endogeneous)일 수 있고, 이에 따라 추정 결과에 선택편의(selection bias)가 나타날 수 있기 때문이다. 다른 한편, 기업의 생산성 변수에서는 자기상관(autocorrelation)이 관찰되는 경우가 많으므로 이를 반영할 필요가 있다. 이러한 점을 감안해 종속변수인 1인당 부가가치의 전기 값( $lperadd_{i,t-1}$ )을 설명변수에 추가한 동적패널모형(dynamic panel data model)을 설정하고, Arellano and Bover(1995), Blundell and Bond(1998, 2000)가

〈Table 4〉 Propensity Score Estimation Results in Manufacturing Sector

Dependent variable: $F_{i,t}$	(1) Without $lperadd_{i,t-1}$	(2) With $lperadd_{i,t-1}$
$lpertangi_{i,t-1}$	0.000** (0.000)	0.000* (0.000)
$lperintan_{i,t-1}$	0.029** (0.012)	0.027** (0.012)
$lperedu_{i,t-1}$	0.199*** (0.017)	0.163*** (0.018)
$mshare_{i,t-1}$	3.500*** (1.013)	1.892** (0.964)
$debratio_{i,t-1}$	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
$profsale_{i,t-1}$	-0.000 (0.000)	-0.002*** (0.001)
$hist_{i,t-1}$	0.668*** (0.225)	0.634*** (0.229)
$lperadd_{i,t-1}$		0.444*** (0.059)
Observations	18,365	17,869
Pseudo $R^2$	0.068	0.077

Note : Column (1) does not include the first lag of productivity level ( $lperadd_{i,t-1}$ ) as covariate while column (2) does. All specifications include year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level). \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. Robust standard errors are in parenthesis.

제시한 시스템 GMM(system generalized method of moments)으로 추정했다. 〈Table 3〉의 (3)열이 추정 결과인데, 외국인투자기업의 1인당 부가가치가 국내기업에 비해 통계적으로 유의하게 높고, 특히 외국인투자 더미변수의 추정계수는 집합 OLS나 임의효과 모형에 비해 오히려 큰 것으로 나타났다. 또한 Hansen 검정을 통해 도구변수 과대식별의 적절성에 문제가 없음이 확인되었으며, 오차항의 1계 차분(first difference)에 1계 자기상관(AR(1))이 존재하고 2계 자기상관(AR(2))은 존재하지 않음이 확인되었다.

〈Table 4〉는 외국인투자의 평균처리효과(ATE)를 추정하기 위하여 먼저 외국인투자 성향점수(propensity score)를 로짓(logit) 모형으로 추정한 결과이다. (1)열은 결과변수(outcome variable)인 1인당 부가가치의 1기 전 값( $lperadd_{i,t-1}$ )을 설명변수에 포함하지 않은 모형이고, (2)열은 포함한 모형이다. 추정 결과는 이시욱·전봉걸(2011), 전봉걸(2012) 등 선행연구의 외국인투자 성향점수 추정 결과와 대체로 비슷하다. 1인당 유형자산·무형자산·교육비 지출, 시장점유율, 부채비율, 업력 등의 전기 값은 외국인투자기업이

〈Table 5〉 Direct Effect of FDI in Manufacturing Sector (Average Treatment Effects)

Model	Outcome variable	ATE (standard error)	Observations
(1) ATE on productivity level (a)	$lperadd_{it}$	0.109*** (0.027)	14,661
(2) ATE on productivity level (b)	$lperadd_{it}$	0.055** (0.024)	14,408
(3) ATE on productivity growth	$\Delta lperadd_{it}$	0.121*** (0.044)	14,408

Note: Row (2) and (3) include the first lag of productivity level ( $lperadd_{i,t-1}$ ) as covariate in propensity score estimation but row (1) does not. Reported observations indicate the number of observations used in ATE estimation after observations that either  $\hat{p}(x) < 0.001$  or  $\hat{p}(x) > 0.999$  were trimmed. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. Standard errors are in parenthesis.

될 확률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.<sup>11</sup> 매출액 대비 순이익률의 전기 값은 모형에 따라 통계적으로 유의하거나 유의하지 않은 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 1인당 부가가치의 전기 값이 클수록 외국인투자기업이 될 확률이 통계적으로 유의하게 높았다.

〈Table 5〉는 〈Table 4〉의 외국인투자 성향점수 추정 결과를 토대로 외국인투자의 ATE를 성향점수 가중법(propensity score weighting)에 의해 추정한 결과이다.<sup>12</sup> 결과 변수로 (1)~(2)행은 1인당 부가가치 수준( $lperadd$ )을 사용하고 (3)행은 전기와 금기 사이의 1인당 부가가치의 변화( $\Delta lperadd_{it} = lperadd_{it} - lperadd_{i,t-1}$ )를 사용한 것이다. 또한 (2)~(3)행은 외국인투자 성향점수 추정 시 1인당 부가가치의 1기 전 값( $lperadd_{i,t-1}$ )을 설명변수에 포함한 것이고, (1)행은 포함하지 않은 것이다. 이 세 가지 모형을 추정한 결과, 외국인투자는 1인당 부가가치의 수준은 물론 증가율에도 통계적으로 유의한 양(+)의 ATE를 갖는 것으로 나타났다. 이상과 같은 평균회귀분석 및 ATE 추정 결과를 종합해 볼 때, 제조업의 외국인투자는 투자 대상 기업에 통계적으로 유의한 생산성 향상효과를 갖는다고 할 수 있을 것이다.

11 1인당 유형자산과 부채비율의 경우 이시욱·전봉걸(2011)에서는 외국인투자기업이 될 확률에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을, 전봉걸(2012)에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

12 특정 관측치에 매우 높은 가중치가 부여되는 것을 방지하기 위해 외국인투자 성향점수(propensity score) 추정치가 0.001보다 작거나 0.999보다 큰 관측치들은 절사한 후 결과변수에 대한 처리효과를 추정했다. 추정 결과의 견고성(robustness)을 체크하기 위해 절사범위를 달리해도 처리효과 추정 결과에는 질적 차이가 없었다.

## 2) 분포효과

〈Table 6〉은 외국인투자가 투자 대상 기업의 1인당 부가가치에 미치는 효과를 분위회귀모형으로 추정한 결과이다.<sup>13</sup> 외국인투자기업의 1인당 부가가치가 국내기업에 비해 모든 분위에서 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다.

한 가지 두드러진 특징은 높은 분위일수록 외국인투자 더미변수의 추정계수가 크다는 것이다. 생산성이 높은 기업군일수록 외국인투자기업과 국내기업 간 생산성 격차가 더 큰 것이다. 〈Table 7〉은 분위에 따른 추정계수의 차이가 통계적으로 유의한지를 검정하기 위해 분위 간 회귀분석(interquantile regression)을 한 결과이다. 0.30-분위와 0.70-분위 간 외국인투자 더미변수 추정계수의 차이가 통계적으로 유의함을 알 수 있다.

〈Table 6〉 Direct Effect of FDI in Manufacturing Sector (Quantile Regression)

	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
<i>F</i>	0.065*** (0.020)	0.109*** (0.014)	0.140*** (0.013)	0.155*** (0.017)	0.176*** (0.017)
<i>lpertangi</i>	0.200*** (0.009)	0.217*** (0.008)	0.227*** (0.006)	0.229*** (0.006)	0.223*** (0.007)
<i>lperintan</i>	-0.009*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.001 (0.002)
<i>lperedu</i>	0.061*** (0.003)	0.056*** (0.003)	0.057*** (0.002)	0.064*** (0.003)	0.071*** (0.003)
<i>mshare</i>	0.029*** (0.003)	0.033*** (0.003)	0.034*** (0.003)	0.032*** (0.005)	0.038*** (0.007)
<i>hist</i>	0.946*** (0.196)	0.318*** (0.100)	0.089 (0.106)	-0.174 (0.124)	-0.607*** (0.164)
<i>sqhist</i>	-0.012*** (0.004)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	0.004* (0.002)	0.009*** (0.003)
Observations	19,520	19,520	19,520	19,520	19,520

Note: Bootstrap standard errors (400 resamples) are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

13 분석모형에서 기술한 바와 같이 분위회귀분석은 집합 분위회귀 추정량(pooled quantile regression estimators)을 이용했다. 최근에는 미관측 기업효과(unobserved firm effects) 및 종속변수의 전기 값 등을 명시적으로 고려한 정적·동적 패널 분위회귀(static or dynamic panel quantile regression)모형도 일부 제시되고 있으나(Koenker[2004]; Galvao[2011] 등), 패널개체 수가 많고 분석 대상 기간이 짧은 경우에는 일치추정치(consistent estimate)를 얻을 수 없는 문제(incidental parameters problem)가 지적되고 있다(Wooldridge[2010], p.460). 본 연구의 경우에도 패널개체(기업)는 수천개에 이르는 반면 분석 대상 기간(10년)이 짧은 점을 감안해 패널 분위회귀모형을 이용하지 않고 집합 분위회귀모형을 이용했다.

〈Table 7〉 Difference in the Estimated Coefficient on Foreign Dummy between 0.30 and 0.70 Quantiles in Manufacturing Sector

Observations	Coefficient on $F^*$	Standard error	0.70 Pseudo $R^2$	0.30 Pseudo $R^2$
19,520	0.046**	0.018	0.193	0.152

Note : \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 8〉 Direct Effect of FDI in Manufacturing Sector (Quantile Treatment Effects)

	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile	Observations
(1) QTE (a)	0.034 (0.033)	0.043 (0.031)	0.070** (0.033)	0.097*** (0.032)	0.097*** (0.035)	14,408
(2) QTE (b)	0.082*** (0.031)	0.095*** (0.028)	0.123*** (0.030)	0.138*** (0.032)	0.160*** (0.034)	14,661

Note : Outcome variable is productivity level ( $lperadd_{it}$ ). QTE (b) includes the first lag of productivity level ( $lperadd_{it-1}$ ) as covariate in propensity score estimation but QTE (a) does not. Reported observations indicate the number of observations used in ATE estimation after observations that either  $\hat{p}(x) < 0.001$  or  $\hat{p}(x) > 0.999$  were trimmed. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. Standard errors are in parenthesis.

〈Table 8〉은 〈Table 4〉의 외국인투자 성향점수 추정 결과를 토대로 외국인투자의 분위처리효과(QTE)를 성향점수 가중법(propensity score weighting)에 의해 추정한 결과이다.<sup>14,15</sup> 추정 결과는 분위회귀분석 결과와 질적으로 유사하다. 즉, 모든 분위에서 QTE가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지며, 높은 분위일수록 QTE가 크다. 이상의 분위회귀 및 분위처리효과 추정 결과로부터 외국인투자의 직접효과는 생산성이 높은 기업일수록 크다고 결론 내릴 수 있을 것이다. 이는 생산성 수준이 평균보다 높은 기업군에서 외국인투자 지분율이 높을수록 생산성 향상이 두드러진다는 최승학·허정(2011)의 연구 결과와도 부합한다.

14 ATE 추정 시와 같이 외국인투자 성향점수(propensity score) 추정치가 0.001보다 작거나 0.999보다 큰 관측치들은 절사하고 처리효과를 추정했으며, 절사범위를 달리해도 추정 결과에는 질적으로 차이가 없었다.

15 ATE 추정 시와 같이 결과변수를 생산성 증가율(growth)로 한 QTE 추정을 생각해 볼 수도 있다. 하지만 이 경우 QTE는 생산성 수준(level)이 높은 분위와 낮은 분위의 생산성 증가율(growth) 차이가 아니라 생산성 증가율(growth)이 높은 분위와 낮은 분위의 생산성 증가율(growth) 차이를 나타내게 된다. 이는 생산성 수준(level)에 따른 외국인투자의 직접효과 차이를 추정하려는 본 연구의 분석목적에 비취 큰 의미가 있지 않으며, 실제로 결과변수를 생산성 증가율로 설정해 QTE를 추정한 결과 추정치가 양(+)의 값을 갖긴 했지만 분위 간에 일정한 패턴이 발견되지도 않아 이 내용을 본문에 포함하지 않았다.

## 다. 외국인투자의 산업 내 생산성 파급효과

### 1) 평균효과

〈Table 9〉는 외국인투자의 산업 내 생산성 파급효과에 대한 평균회귀분석 결과이다. 산업 내 외국인투자기업 비중 변수로 (1)~(3)열은 단순 외국인투자기업 매출액 비중(*FS1*)을, (4)~(6)열은 지분가중 외국인투자기업 매출액 비중(*FS2*)을 사용했다. (1)·(4)열은 집합 OLS, (2)·(5)열은 임의효과모형을 이용해 추정했으며, (3)·(6)열은 동적패널 모형을 설정해 시스템 GMM을 이용해 추정했다. (2)열 이외에는 외국인투자 매출액 비중 변수의 추정계수가 통계적으로 유의하게 0과 다르다고 할 수 없었다. 즉, 외국인투자가 통계적으로 유의한 양(+) 또는 음(-)의 산업 내 파급효과를 갖는다고 하기 어려웠다.

〈Table 9〉 Spillover Effects of FDI in Manufacturing Sector (Mean Regression)

	With <i>FS1</i>			With <i>FS2</i>		
	(1) Pooled OLS	(2) Random effects	(3) System GMM	(4) Pooled OLS	(5) Random effects	(6) System GMM
<i>FS1</i>	0.215 (0.189)	0.407** (0.194)	0.043 (0.232)			
<i>FS2</i>				-0.124 (0.234)	0.082 (0.253)	-0.259 (0.272)
<i>lpertangi</i>	0.203*** (0.007)	0.167*** (0.010)	0.050* (0.028)	0.203*** (0.007)	0.167*** (0.010)	0.049* (0.028)
<i>lperintan</i>	-0.007*** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.027*** (0.007)	-0.007*** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.027*** (0.007)
<i>lperedu</i>	0.068*** (0.003)	0.049*** (0.003)	0.031* (0.016)	0.068*** (0.003)	0.049*** (0.003)	0.031* (0.016)
<i>mshare</i>	0.032*** (0.003)	0.044*** (0.008)	0.037*** (0.008)	0.032*** (0.003)	0.044*** (0.008)	0.037*** (0.008)
<i>hist</i>	0.239** (0.103)	0.460*** (0.170)	-0.518** (0.224)	0.239** (0.103)	0.459*** (0.170)	-0.517** (0.224)
<i>sqhist</i>	-0.001 (0.002)	-0.004 (0.003)	0.011*** (0.004)	-0.001 (0.002)	-0.004 (0.003)	0.011*** (0.004)
First lag of <i>lperadd</i>			0.224*** (0.027)			0.224*** (0.027)
Observations	17,806	17,806	14,097	17,806	17,806	14,097
Hansen ( <i>p</i> -value)			0.099			0.101
AR(1) ( <i>p</i> -value)			0.000			0.000
AR(2) ( <i>p</i> -value)			0.128			0.129

Note: Robust standard errors are in parenthesis, \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

## 2) 분포효과

〈Table 10〉은 산업 내 생산성 파급효과에 대한 분위회귀분석 결과이다. Panel A는 단순 외국인투자기업 매출액 비중 변수( $FS1$ )를 이용했다. 높은 분위일수록  $FS1$ 의 추정계수가 작은 것으로 나타났다. 0.15-분위 및 0.30-분위에서는 통계적으로 유의한 양(+)<sup>16</sup>의 값을 갖고, 0.50-분위 및 0.70-분위에서는 양(+)<sup>16</sup>의 값을 갖지만 통계적으로 유의하지 않으며, 0.85-분위에서는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 갖는다. Panel B는 지분가중 외국인투자기업 매출액 비중( $FS2$ )을 이용해 추정한 것이며, 추정 결과는 Panel A와 유사하다. 즉, 높은 분위일수록  $FS2$ 의 추정계수가 작고, 낮은(0.15-) 분위에서는 통계적으로 유의한 양(+)<sup>16</sup>의 값을, 높은 분위에서는 음(-)의 값을 가지며, 특히 0.85-분위에서는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖는다.

한편, 제조업을 KSIC 2자리수 24개 업종 분류 대신 한국은행 산업연관표의 통합대분류(총 28개 부문)에 따라 14개 부문(업종)으로 분류<sup>16</sup>해 산업 내 외국인투자기업 매출액 비중 변수 및 산업 더미변수를 구성한 후 산업 내 파급효과를 추정해도 결과는 질적으로 차이가 없었다(Table 11).

이상의 분석 결과를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 외국인투자는 동일 산업 내에서 생산성이 낮은 기업군에서는 통계적으로 유의한 양(+)<sup>16</sup>의 파급효과를, 생산성이 높은 기업군에서는 통계적으로 유의하거나 유의하지 않은 음(-)의 생산성 파급효과를 갖는다. 둘째, 평균회귀분석에서 통계적으로 유의한 양(+)<sup>16</sup> 또는 음(-)의 파급효과가 확인되지 않은 것은 높은 생산성 분위의 기업군에서 나타난 음(-)의 파급효과와 낮은 생산성 분위의 기업군에서 나타난 양(+)<sup>16</sup>의 파급효과가 상쇄된 결과일 수 있을 것이다. 선행연구의 추정 결과가 엇갈리는 것도 이와 유사하게 해석할 수 있을 것이다.

---

16 음식료품(03), 섬유 및 가죽제품(04), 목재 및 종이제품(05), 인쇄 및 복제(06), 석유 및 석탄제품(07), 화학제품(08), 비금속광물제품(09), 제1차 금속제품(10), 금속제품(11), 일반기계(12), 전기 및 전자기기(13), 정밀기기(14), 수송장비(15), 기타제조업제품(16)으로 분류했다.

〈Table 10〉 Spillovers of FDI in Manufacturing Sector (Quantile Regression)

Panel A. With Simple Foreign-invested Firms' Sale Ratio (*FS1*)

	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
<i>FS1</i>	0.719*** (0.244)	0.295* (0.177)	0.183 (0.180)	0.020 (0.187)	-0.231 (0.251)
<i>lpertangi</i>	0.201*** (0.009)	0.212*** (0.007)	0.221*** (0.005)	0.218*** (0.006)	0.214*** (0.007)
<i>lperintan</i>	-0.009*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.000 (0.002)
<i>lperedu</i>	0.061*** (0.003)	0.054*** (0.003)	0.055*** (0.002)	0.062*** (0.003)	0.068*** (0.004)
<i>mshare</i>	0.027*** (0.003)	0.033*** (0.003)	0.032*** (0.003)	0.034*** (0.006)	0.040*** (0.008)
<i>hist</i>	0.926*** (0.196)	0.299*** (0.098)	0.085 (0.112)	-0.154 (0.130)	-0.611*** (0.184)
<i>sqhist</i>	-0.012*** (0.004)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.004* (0.002)	0.010*** (0.003)
Observations	17,806	17,806	17,806	17,806	17,806

Panel B. With Weighted Foreign-invested Firms' Sale Ratio (*FS2*)

	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
<i>FS2</i>	0.660** (0.298)	0.024 (0.221)	-0.141 (0.219)	-0.338 (0.210)	-0.506* (0.304)
<i>lpertangi</i>	0.199*** (0.009)	0.212*** (0.007)	0.221*** (0.005)	0.218*** (0.006)	0.214*** (0.007)
<i>lperintan</i>	-0.009*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.001 (0.003)
<i>lperedu</i>	0.061*** (0.003)	0.054*** (0.003)	0.055*** (0.002)	0.062*** (0.003)	0.069*** (0.004)
<i>mshare</i>	0.027*** (0.003)	0.033*** (0.003)	0.033*** (0.003)	0.034*** (0.005)	0.041*** (0.008)
<i>hist</i>	0.926*** (0.189)	0.301*** (0.098)	0.109 (0.110)	-0.137 (0.130)	-0.635*** (0.187)
<i>sqhist</i>	-0.012*** (0.004)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.004* (0.002)	0.011*** (0.003)
Observations	17,806	17,806	17,806	17,806	17,806

Note: Bootstrap standard errors (400 resamples) are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

〈Table 11〉 Spillover Effects of FDI in Manufacturing Sector (Based on BOK's Industrial Classification)

	Pooled OLS	Random effects	System GMM	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
<i>FS1</i>	0.192 (0.222)	0.400* (0.218)	0.099 (0.234)	0.745*** (0.282)	0.288 (0.217)	0.088 (0.208)	-0.017 (0.220)	-0.085 (0.276)
<i>FS2</i>	0.187 (0.297)	0.416 (0.314)	-0.028 (0.333)	0.728* (0.376)	0.005 (0.298)	-0.202 (0.272)	-0.313 (0.299)	-0.187 (0.387)
Observations	17,810	17,810	14,100	17,810	17,810	17,810	17,810	17,810

Note: Standard errors are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include *lpertangi*, *lperintan*, *lperedu*, *mshare*, *hist*, *sqhist*, year dummies and industry dummies. *FS1*, *FS2* and industry dummies have been calculated based on the Bank of Korea's industrial classification. System GMM model includes the first lag of *lperadd*.

## 2. 서비스업 분석 결과

### 가. 변수 특성

〈Table 12〉는 서비스업 내의 외국인투자기업과 국내기업 간 1인당 부가가치와 설명변수들의 평균의 차이를 *t*-검정한 결과이다. 설명변수들의 평균은 외국인투자기업이 국내기업보다 통계적으로 유의하게 크지만, 1인당 부가가치는 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다.

〈Table 12〉 *t*-Tests on Difference in Means between Foreign and Domestic Firms in Service Sector

Variables	Entire sample		Foreign firms		Domestic firms		Difference (A-B)	Std. err.
	Mean	Std. dev.	Mean (A)	Std. dev.	Mean (B)	Std. dev.		
<i>lperadd</i>	18,244	[1.103]	18,275	[0.961]	18,242	[1.111]	0.032	(0.057)
<i>lpertangi</i>	17,863	[2.073]	17,863	[2.040]	17,595	[2.074]	0.268**	(0.110)
<i>lperintan</i>	13,836	[2.757]	14,217	[2.748]	13,813	[2.756]	0.404**	(0.179)
<i>lperedu</i>	10,765	[1.995]	11,573	[1.726]	10,714	[2.000]	0.859***	(0.111)
<i>mshare</i>	0.566	[2.631]	0.809	[2.865]	0.541	[2.604]	0.268***	(0.041)
<i>hist</i>	0.158	[0.116]	0.151	[0.086]	0.158	[0.119]	0.007***	(0.002)
<i>sqhist</i>	3,847	[6.368]	3,031	[3.773]	3,920	[6.545]	0.889***	(0.095)

Note: \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

## 나. 외국인투자의 직접효과

### 1) 평균효과

〈Table 13〉은 서비스업에서의 외국인투자의 직접효과에 대한 평균회귀분석 결과이다. 모든 모형에서 외국인투자기업 더미변수의 계수가 양(+)의 값을 갖지만, 통계적으로 유의하지는 않았다.

〈Table 14〉는 외국인투자의 평균처리효과(ATE)를 추정하기 위하여 먼저 외국인투자 성향점수(propensity score)를 로짓(logit) 모형으로 추정한 결과이다. (1)열은 결과변수(outcome variable)인 1인당 부가가치의 1기 전 값( $lperadd_{i,t-1}$ )을 설명변수에 포함하지 않은 모형이고, (2)열은 포함한 모형이다. 1인당 무형자산·교육비 지출, 시장점유율, 업력, 1인당 부가가치 등의 전기 값은 제조업과 같이 추정계수가 양(+)의 값을 갖지만, 1인당

〈Table 13〉 Direct Effect of FDI in Service Sector (Mean Regression)

	(1) Pooled OLS	(2) Random effects	(3) System GMM
<i>F</i>	0.067 (0.050)	0.045 (0.074)	0.029 (0.065)
<i>lpertangi</i>	0.150*** (0.012)	0.119*** (0.020)	0.116** (0.048)
<i>lperintan</i>	-0.009 (0.006)	-0.002 (0.008)	-0.024 (0.018)
<i>lperedu</i>	0.106*** (0.008)	0.082*** (0.011)	0.084*** (0.023)
<i>mshare</i>	0.017*** (0.005)	0.023** (0.009)	0.015 (0.010)
<i>hist</i>	-0.351 (0.263)	-0.361 (0.445)	-0.810** (0.385)
<i>sqhist</i>	0.002 (0.003)	0.003 (0.005)	0.007* (0.004)
First lag of <i>lperadd</i>			0.244*** (0.074)
Observations	3,275	3,275	2,265
Hansen ( <i>p</i> -value)			0.684
AR(1) ( <i>p</i> -value)			0.001
AR(2) ( <i>p</i> -value)			0.268

Note: Robust standard errors are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

〈Table 14〉 Propensity Score Estimation Results in Service Sector

Dependent variable: $F_{i,t}$	(1) Without $lperadd_{i,t-1}$	(2) With $lperadd_{i,t-1}$
$lpertangi_{i,t-1}$	-0.131** (0.053)	-0.165*** (0.057)
$lperintan_{i,t-1}$	0.049 (0.030)	0.038 (0.031)
$lperedu_{i,t-1}$	0.116*** (0.042)	0.117*** (0.044)
$mshare_{i,t-1}$	0.009 (0.016)	0.008 (0.016)
$debratio_{i,t-1}$	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)
$profsale_{i,t-1}$	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
$his_{ti,t-1}$	0.532 (0.499)	0.607 (0.506)
$lperadd_{i,t-1}$		0.128 (0.093)
Observations	2,968	2,774
Pseudo $R^2$	0.102	0.110

Note: Column (1) does not include the first lag of productivity level ( $lperadd_{i,t-1}$ ) as covariate while column (2) does. All specifications include year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level). \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. Robust standard errors are in parenthesis.

교육비 지출의 전기 값 외에는 통계적으로 유의하게 0과 다르다고 할 수 없었다. 또한 1인당 유형자산과 부채비율의 전기 값은 제조업과 달리 그 값이 작을수록 외국인투자기업이 될 확률이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다.<sup>17</sup> 매출액 대비 순이익률 전기 값의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값으로 나타났다.

〈Table 15〉는 〈Table 14〉의 외국인투자 성향점수 추정 결과를 토대로 외국인투자의 평균처리효과(ATE)를 성향점수 가중법(propensity score weighting)에 의해 추정한 결과인데, 역시 통계적으로 유의한 효과가 확인되지 않았다. 이상의 평균회귀 및 평균처리효과 추정 결과를 종합해 볼 때, 서비스업에서는 외국인투자가 통계적으로 유의한 직접적 생산성 효과를 갖는다고 하기 어려웠다. 통계적으로 유의한 양(+)의 효과가 확인된

17 1인당 유형자산과 부채비율의 추정계수는 제조업에서도 양(+)의 값이긴 했지만 거의 0에 가까웠다. 또한 각주 11)에서 언급한 바와 같이 이시욱·전봉걸(2011)에서는 제조업에서도 이들 변수의 추정계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타났다(전봉걸(2012))에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났다).

〈Table 15〉 Direct Effect of FDI in Service Sector (Average Treatment Effects)

Model	Outcome variable	ATE (standard error)	Observations
(1) ATE on productivity level (a)	$lperadd_{it}$	0.011 (0.084)	1,919
(2) ATE on productivity level (b)	$lperadd_{it}$	0.009 (0.079)	1,774
(3) ATE on productivity growth	$\Delta lperadd_{it}$	-0.124 (0.129)	1,236

Note: Row (2) and (3) include the first lag of productivity level ( $lperadd_{i,t-1}$ ) as covariate in propensity score estimation but row (1) does not. Reported observations indicate the number of observations used in ATE estimation after observations that either  $\hat{p}(x) < 0.001$  or  $\hat{p}(x) > 0.999$  were trimmed. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. Standard errors are in parenthesis.

제조업과는 대조적인 결과이다.

## 2) 분포효과

〈Table 16〉은 서비스업에서의 외국인투자가 투자 대상 기업의 1인당 부가가치에 미치는 효과를 분위회귀모형으로 추정한 결과이다. 외국인투자 더미변수의 추정계수가 모든 분위에서 양(+)의 값을 갖지만, 0.70- 이상의 분위에서는 통계적 유의성이 없었다. 0.30-분위의 추정계수는 1% 수준, 0.15-분위 및 0.50-분위의 추정계수는 10% 수준에서 통계적으로 유의했다. 하지만 〈Table 17〉에서 보듯이 낮은 분위와 높은 분위 간 추정계수의 차이가 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한 〈Table 14〉의 외국인투자 성향점수 추정 결과를 토대로 외국인투자의 분위처리효과(QTE)를 추정한 결과(Table 18), 모든 분위에서 QTE가 양(+)의 값을 갖지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 이상의 평균회귀 및 분위회귀, 평균처리효과 및 분위처리효과 추정 결과를 종합해 볼 때, 서비스업에서는 기업들의 생산성 수준에 관계없이 외국인투자가 투자 대상 기업에 통계적으로 유의한 효과를 갖는다고 하기 어려웠다.

## 나. 외국인투자의 산업 내 생산성 파급효과

### 1) 평균효과

〈Table 19〉는 서비스업에서의 외국인투자의 산업 내 생산성 파급효과에 대한 평균회귀분석 결과이다. 모형에 따라 외국인투자기업 매출액 비중 변수( $FS1$ ,  $FS2$ )의 추정계수가 양(+) 또는 음(-)의 값을 갖지만 통계적으로 유의하지는 않았다.

〈Table 16〉 Direct Effect of FDI in Service Sector (Quantile Regression)

	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
<i>foreign1</i>	0.096* (0.051)	0.125*** (0.044)	0.064* (0.036)	0.066 (0.066)	0.027 (0.070)
<i>lpertangi</i>	0.121*** (0.014)	0.135*** (0.013)	0.138*** (0.011)	0.150*** (0.013)	0.158*** (0.013)
<i>lperintan</i>	-0.009 (0.008)	-0.009 (0.006)	-0.001 (0.006)	0.006 (0.006)	0.008 (0.008)
<i>lperedu</i>	0.082*** (0.011)	0.080*** (0.008)	0.075*** (0.008)	0.085*** (0.008)	0.091*** (0.010)
<i>mshare</i>	0.017** (0.007)	0.023*** (0.007)	0.028*** (0.006)	0.026*** (0.006)	0.017* (0.009)
<i>hist</i>	0.880*** (0.290)	0.146 (0.246)	-0.280 (0.208)	-0.786*** (0.241)	-0.768** (0.361)
<i>sqhist</i>	-0.007** (0.004)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.002)	0.004 (0.003)	-0.000 (0.004)
Observations	3,275	3,275	3,275	3,275	3,275

Note: Bootstrap standard errors (400 resamples) are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include year dummies and industry dummies (defined at the two digit K SIC level).

〈Table 17〉 Difference in the Coefficient on Foreign Dummy across Quantiles in Service Sector

	0.50q~0.30q	0.70q~0.30q	0.85q~0.30q	0.50q~0.15q	0.70q~0.15q	0.85q~0.15q
<i>F</i>	-0.061 (0.037)	-0.058 (0.064)	-0.097 (0.079)	-0.032 (0.056)	-0.029 (0.083)	-0.069 (0.079)
Observations	3,275	3,275	3,275	3,275	3,275	3,275

Note: \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 18〉 Direct Effect of FDI in Service Sector (Quantile Treatment Effects)

	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile	Observations
(1) QTE (a)	0.056 (0.222)	0.068 (0.134)	0.077 (0.131)	0.182 (0.231)	0.081 (0.203)	1,774
(2) QTE (b)	0.023 (0.207)	0.019 (0.135)	0.022 (0.119)	0.138 (0.258)	0.034 (0.229)	1,919

Note: Outcome variable is productivity level (*lperadd<sub>it</sub>*). QTE (b) includes the first lag of productivity level (*lperadd<sub>it-1</sub>*) as covariate in propensity score estimation but QTE (a) does not. Reported observations indicate the number of observations used in ATE estimation after observations that either  $\hat{p}(x) < 0.001$  or  $\hat{p}(x) > 0.999$  were trimmed. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. Standard errors are in parenthesis.

〈Table 19〉 Spillover Effects of FDI in Service Sector (Mean Regression)

	With <i>FS1</i>			With <i>FS2</i>		
	(1) Pooled OLS	(2) Random effects	(3) System GMM	(4) Pooled OLS	(5) Random effects	(6) System GMM
<i>FS1</i>	-0.856* (0.461)	-0.431 (0.433)	-0.358 (0.786)			
<i>FS2</i>				0.417 (0.726)	-0.291 (0.740)	0.112 (1.068)
<i>lpertangi</i>	0.152*** (0.012)	0.121*** (0.021)	0.099* (0.050)	0.153*** (0.012)	0.121*** (0.021)	0.106** (0.050)
<i>lperintan</i>	-0.010 (0.006)	-0.001 (0.008)	-0.024 (0.021)	-0.010 (0.006)	-0.001 (0.008)	-0.025 (0.021)
<i>lperedu</i>	0.102*** (0.008)	0.080*** (0.011)	0.092*** (0.021)	0.102*** (0.008)	0.080*** (0.011)	0.087*** (0.023)
<i>mshare</i>	0.017*** (0.006)	0.023** (0.010)	0.012 (0.011)	0.017*** (0.006)	0.023** (0.010)	0.017* (0.010)
<i>hist</i>	-0.357 (0.271)	-0.371 (0.455)	-0.805* (0.433)	-0.333 (0.271)	-0.361 (0.456)	-0.818** (0.404)
<i>sqhist</i>	0.002 (0.003)	0.003 (0.005)	0.007* (0.004)	0.002 (0.003)	0.003 (0.005)	0.007 (0.004)
First lag of <i>lperadd</i>			0.259*** (0.080)			0.255*** (0.080)
Observations	3,053	3,053	2,118	3,053	3,053	2,118
Hansen test			0.563			0.658
AR(1)			0.001			0.001
AR(2)			0.224			0.231

Note: Robust standard errors are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

## 2) 분포효과

〈Table 20〉은 산업 내 생산성 파급효과에 대한 분위회귀분석 결과이다. 산업 내 외국인투자 매출액 비중 변수의 추정계수는 어떤 변수(*FS1* 또는 *FS2*)를 사용했는지와 분위에 따라 양(+) 또는 음(-)의 값을 갖지만, 대부분 통계적으로 유의하지 않았다.

한국은행 산업연관표의 통합대분류(28개 부문)에 따라 서비스업을 6개 부문(업종)으로 분류<sup>18</sup>해 산업 내 외국인투자기업 매출액 비중 변수 및 산업 더미변수를 구성해 추정해도 결과는 질적으로 차이가 없었다(Table 21)

18 도소매(19), 음식점 및 숙박(20), 운수(21), 통신 및 방송(22), 부동산 및 사업서비스(24), 교육 및 보건(26)으로 분류했다.

〈Table 20〉 Spillovers of FDI in Service Sector (Quantile Regression)

Panel A. With Simple Foreign-invested Firms' Sale Ratio (*FS1*)

	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
<i>FS1</i>	−0.306 (0.522)	−0.782* (0.415)	−1.083** (0.500)	−0.902* (0.493)	−0.774 (0.700)
<i>lpertangi</i>	0.125*** (0.015)	0.139*** (0.012)	0.145*** (0.011)	0.156*** (0.013)	0.165*** (0.014)
<i>lperintan</i>	−0.012 (0.008)	−0.010 (0.007)	−0.003 (0.005)	0.003 (0.006)	0.008 (0.008)
<i>lperedu</i>	0.078*** (0.011)	0.078*** (0.008)	0.073*** (0.008)	0.085*** (0.008)	0.085*** (0.009)
<i>mshare</i>	0.013 (0.010)	0.026*** (0.008)	0.029*** (0.005)	0.024*** (0.006)	0.020** (0.009)
<i>hist</i>	0.833*** (0.293)	0.176 (0.245)	−0.171 (0.193)	−0.841*** (0.239)	−0.819** (0.375)
<i>sqhist</i>	−0.007* (0.004)	−0.002 (0.003)	0.001 (0.002)	0.005* (0.003)	0.000 (0.004)
Observations	3,053	3,053	3,053	3,053	(0.321)

Panel B. With Weighted Foreign-invested Firms' Sale Ratio (*FS2*)

	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
<i>FS2</i>	0.693 (0.856)	−0.215 (0.739)	−0.322 (0.688)	0.453 (0.733)	0.199 (1.107)
<i>lpertangi</i>	0.123*** (0.015)	0.139*** (0.014)	0.142*** (0.011)	0.155*** (0.013)	0.167*** (0.014)
<i>lperintan</i>	−0.011 (0.007)	−0.010 (0.007)	−0.002 (0.006)	0.003 (0.006)	0.011 (0.008)
<i>lperedu</i>	0.081*** (0.010)	0.077*** (0.008)	0.072*** (0.008)	0.085*** (0.008)	0.085*** (0.010)
<i>mshare</i>	0.012 (0.010)	0.024*** (0.008)	0.028*** (0.006)	0.027*** (0.007)	0.019** (0.008)
<i>hist</i>	0.878*** (0.288)	0.314 (0.253)	−0.225 (0.209)	−0.732*** (0.266)	−0.685* (0.383)
<i>sqhist</i>	−0.007** (0.004)	−0.003 (0.003)	0.001 (0.002)	0.003 (0.003)	−0.001 (0.005)
Observations	3,053	3,053	3,053	3,053	3,053

Note: Bootstrap standard errors (400 resamples) are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

〈Table 21〉 Spillover Effects of FDI in Service Sector (Based on BOK's Industrial Classification)

	Pooled OLS	Random Effects	System GMM	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
<i>FS1</i>	-0.254 (0.239)	-0.195 (0.200)	-0.512** (0.244)	0.043 (0.303)	0.031 (0.226)	-0.231 (0.215)	-0.355 (0.246)	-0.537 (0.385)
<i>FS2</i>	-0.466 (0.434)	0.009 (0.634)	-0.529 (0.610)	-0.834 (0.572)	-0.953** (0.451)	-1.203*** (0.365)	-0.560 (0.437)	-0.368 (0.699)
Observations	3,086	3,086	2,144	3,086	3,086	3,086	3,086	3,086

Note: Standard errors are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include *lpertangi*, *lperintan*, *lperedu*, *mshare*, *hist*, *sqhist*, year dummies and industry dummies. *FS1*, *FS2* and industry dummies have been calculated based on the Bank of Korea's industrial classification. System GMM model includes the first lag of *lperadd*.

이상과 같은 평균회귀 및 분위회귀 분석 결과를 종합해 볼 때, 서비스업에서는 기업들의 생산성 수준에 관계없이 외국인투자가 통계적으로 유의한 양(+) 또는 음(-)의 산업 내 생산성 효과를 갖는다고 하기 어려웠다.

#### Ⅳ. 연구 결과 종합 및 시사점

본 연구는 제조업과 서비스업에서의 외국인투자의 직접효과(투자 대상 기업에 미치는 효과)와 산업 내 생산성 파급효과(동일 산업 내 다른 국내기업들의 생산성에 미치는 효과)를 분석했다. 특히 통상적인 평균회귀모형과 아울러 분위회귀모형을 활용해 외국인투자가 생산성 분포에 미치는 효과를 추정했다. 분석 결과를 종합하면 다음과 같다.

첫째, 업종과 기업의 생산성 분위별로 차이는 있지만 외국인투자의 직접효과와 산업 내 생산성 파급효과가 존재함이 확인되었다. 이러한 생산성 효과의 원인은 무엇인가? Antràs and Helpman(2004)에 따르면 생산성이 가장 높은 기업들이 FDI를 실행하며, 생산성이 낮은 기업들은 국내에 머무른다. 또한 Harris and Robinson(2003, 2004)에 따르면 해외시장 진입에 따른 비용과 위험을 상쇄하고도 남을 만한 무형의 기업 고유자산(firm-specific nontangible assets)을 보유한 기업들이 FDI를 실행하며, 이러한 기업 고유자산으로는 생산 관련 지식·노하우, 경영·마케팅 역량, 수출계약, 납품업체·고객과의 관계, 기업의 평판(reputation)·브랜드 우위(branding advantage) 등이 있다. FDI의 직접효과의 원인은 이와 같이 투자모기업이 보유한 무형의 자산을 투자 대상 기

업이 습득해 해당 기업의 생산성이 높아지는 데서 찾을 수 있다(Atiken and Harrison[1999], p.607). 한편, 이와 같은 무형의 자산은 외국인투자기업 상품·기술의 모방(demonstration effects), 외국인투자기업에서 훈련받은 인력의 고용(labor turnover), 국내시장의 경쟁 활성화(competition effects) 등 다양한 경로를 통해 동일 산업에 속한 다른 국내기업들로 파급될 수 있으며, 이것이 산업 내 파급효과의 원인이 된다(Schoors and van der Tol[2002], p.2; Harris and Robinson[2004], p.59; Javorcik[2004], p.607 등). 본 연구에서 외국인투자의 직접효과와 산업 내 파급효과가 나타난 것은 위와 같이 다양한 원인과 경로가 복합적으로 작용한 결과로 볼 수 있을 것이다.

둘째, 제조업에서의 외국인투자가 생산성에 미치는 효과는 기업들의 생산성 수준에 따라 이질적(heterogeneous)임이 확인되었다. 모든 생산성 분위에서 통계적으로 유의한 양(+)의 직접효과가 나타났으며, 생산성이 높은 분위일수록 효과가 컸다. 산업 내 파급효과는 통상적인 평균회귀분석에서는 통계적으로 유의한 양(+) 또는 음(-)의 효과가 확인되지 않았으나, 분위회귀분석에서는 낮은 분위에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 효과가, 높은 분위에서는 통계적으로 유의하거나 유의하지 않은 음(-)의 효과가 확인되었다.

외국인투자의 생산성 효과가 기업들의 생산성 수준에 따라 이질적인 패턴을 보이는 원인은 무엇인가? 제 I 장 서론에서 기술한 바와 같이 생산성이 낮은 기업들은 생산성이 높은 기업보다 외국인투자를 통해 더 큰 폭의 생산성 향상을 달성할 여지가 있을 수 있으며, 이는 낮은 분위일수록 외국인투자의 직접효과를 크게 할 것이다. 다른 한편, 낮은 생산성 분위의 기업들은 외국인투자 모기업이 보유한 무형의 자산 등을 당해 기업의 생산성 향상으로 연결하는 흡수능력(absorption capacity)이 떨어져서 외국인투자의 직접효과가 작게 나타날 수도 있다(Schoors and van der Tol[2002], p.2). 본 연구에서 낮은 분위일수록 직접효과가 작은 것은 생산성이 낮은 기업들의 흡수능력 부족이 상대적으로 크게 작용한 결과일 수 있을 것이다. 다른 한편, 생산성이 높을수록 직접효과가 크게 나타난 것을 산업 내 파급효과 추정 결과와 연관지어 볼 수도 있다. 생산성이 높은 분위에서는 국내기업에 음(-)의 산업 내 파급효과가 있으므로 직접효과 추정에서 외국인투자기업과 국내기업 간 생산성 격차가 크고, 생산성이 낮은 분위에서는 양(+)의 산업 내 파급효과가 있으므로 외국인투자기업과 국내기업 간 생산성 격차가 상대적으로 작게 나타난 것으로 볼 수 있는 것이다.<sup>19</sup>

---

19 외국인투자의 직접효과 추정 결과와 산업 내 파급효과 추정 결과가 이와 같이 서로 보완적인 것으로

산업 내 파급효과가 생산성이 낮은 분위에서는 양(+), 생산성이 높은 분위에서는 음(-)의 값을 갖는 원인에 대해서는 어떻게 볼 수 있는가? 산업 내 파급효과 중 외국인투자기업 상품·기술의 모방, 외국인투자기업에서 훈련받은 노동력의 고용 등은 양(+의 효과를 갖는다는 데 이론의 여지가 적다. 그러나 외국인투자기업으로 인한 국내시장의 경쟁 활성화는 기업의 생존 노력을 강화해 비용 절감, 효율성 제고 등 양(+의 효과를 낳을 수도 있지만, 국내기업의 시장을 잠식해 생산량을 줄이고 생산비용을 높여 음(-)의 생산성 파급효과를 가져올 수도 있다(Aitken and Harrison[1999], p.607). 이러한 이론을 본 연구에 적용하면, 생산성이 높은 국내기업들에서는 시장 잠식에 따른 생산비용 상승이라는 음(-)의 효과가 다른 측면의 양(+의 효과보다 지배적으로 나타난 것으로 볼 수 있을 것이다.

셋째, 서비스업에서는 제조업과 달리 외국인투자의 직접효과나 산업 내 파급효과가 명확히 나타나지 않았다. 전봉걸(2012)도 서비스업에서 외국인투자기업의 생산성이 국내기업과 통계적으로 유의하게 다른 점을 발견할 수 없다는 결과를 제시한 바 있다. 내국인기업에 비해 외국인투자기업의 생산성을 제약하는 요인으로는 국내외 시장 간에 소비자나 근로자들의 태도 등 문화적 차이로 어려움을 겪을 수 있는 점, 외국인투자기업들이 투자 대상국에서 신제품 개발, R&D 등 고부가가치 활동보다는 조립 등 저부가가치 활동에 치중할 수 있다는 점 등이 지적된다(Harris and Robinson[2003], pp.210~211). 본 연구 결과 서비스업에서 외국인투자기업의 생산성 효과가 확인되지 않은 것은 이러한 요인들에 기인했을 수 있을 것이다.

이상과 같은 연구 결과는 다음과 같은 추가 연구의 필요성을 제시한다. 첫째, 생산성 효과의 다양한 경로 중 구체적으로 어떠한 경로를 통해 어떻게 생산성 효과가 나타나는지, 어떤 경로를 통한 효과가 상대적으로 크거나 작은지, 생산성 파급경로가 업종별로 어떻게 차이 나는지 등에 대해 더 심층적인 연구가 필요할 것이다. 둘째, 외국인투자의 생산성 효과가 기업의 생산성 수준에 따라 이질적으로 나타나는 원인에 대해서도 더 깊이 있는 연구가 필요하다. 생산성이 높은 분위에서 외국인투자로 인한 시장 잠식과 이에 따른 비용 상승효과가 두드러진지 등에 대한 연구가 필요할 것이다. 셋째, 제조업과 달리 서비스업에서 생산성 효과가 명확히 나타나지 않은 구체적 원인에 대해서도 심층적 연구가 필요할 것이다. Harris and Robinson(2003)이 제시한 요인에 비추어 보면, 왜 제조업보다 서비스업에서 문화적 차이가 외국인투자기업들의 생산성에 더 큰 영향을

---

볼 수 있다는 점을 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.

미치는지, 외국인투자기업 활동의 속성과 유형이 제조업과 서비스업 간에 어떤 차이가 있는지 등을 연구할 수 있을 것이다. 이상과 같은 추가 연구는 외국인투자를 유치해 생산성을 향상시키려는 기업과 정부가 어떠한 경로를 통해 어떻게 생산성을 효과적으로 높일 수 있는지, 기업의 생산성 수준과 업종에 따른 외국인투자의 이질적 효과를 감안해 어떻게 생산성 효과를 극대화할 것인지 등에 대한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 김승진, 「외국인투자기업의 생산성효과 분석」, 『KDI 정책연구』, 제21권 제3·4호, 한국개발연구원, 1999, pp.215~264.
- 김준동·강준구·김혁황·김민성·이성봉, 『국내 외국인직접투자의 경제적 효과 및 투자환경 개선방안』, 대외경제정책연구원, 2009.
- 연태훈, 「외국인직접투자의 산업 간 생산성 파급효과에 대한 연구」, 정책연구시리즈 2003-05, 한국개발연구원, 2003.
- 윤미경, 「The Uncertain Spillover Effects of Foreign Investment: Korean Manufacturing Industries 1990~2003」, 『국제통상연구』, 제11권 제2호, 한국국제통상학회, 2006, pp.19~39.
- 이병기, 「외국인직접투자의 생산성 파급효과 분석」, 한국경제연구원, 2002.
- 이시욱·전봉걸, 「외국인 직접투자기업과 국내기업 간의 차이」, 『한국경제연구』, 제29권 제4호, 한국경제연구학회, 2011, pp.33~63.
- 전봉걸, 「외국인직접투자의 진입유형별 생산성 격차와 국내기업으로의 생산성 파급효과」, 『국제통상연구』, 제17권 제3호, 한국국제통상학회, 2012, pp.1~33.
- 정세은·김봉한, 「외국인 직접투자의 생산성, 투자, 고용효과」, 『한국경제의 분석』, 제15권 제2호, 한국금융연구원, 2009.
- 최승학·허정, 「외국인 소유 지분율이 한국 제조기업의 생산성에 미치는 효과」, 『응용경제』, 제13권 제3호, 한국응용경제학회, 2011, pp.187~219.
- Aitken, B. and A. Harrison, "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela," *American Economic Review* 89(3), 1999, pp.605~618.
- Antràs, P. and E. Helpman, "Global Sourcing," *Journal of Political Economy* 112(3), 2004, pp.552~580.
- Arellano, M. and O. Bover, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models," *Journal of Econometrics* 68(1), 1995, pp.29~51.
- Békés, G., J. Kleinert, and F. Toubal, "Spillovers From Multinationals to Heterogeneous Domestic Firms: Evidence from Hungary," *The World Economy* 32(10), 2009, pp.1408~1433.
- Blundell, R. and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic

- Panel Data Models,” *Journal of Econometrics* 87(1), 1998, pp.115~143.
- Blundell, R. and S. Bond, “GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions,” *Econometric Reviews* 19(3), 2000, pp.321~340.
- Conyon, M. J., S. Girms, S. Thompson, and P. W. Wright, “The Productivity and Wage Effects of Foreign Acquisition in the United Kingdom,” *Journal of Industrial Economics* 50(1), 2002, pp.859~102.
- Dimelis, S. and H. Louri, “Foreign Ownership and Production Efficiency: A Quantile Regression Analysis,” *Oxford Economic Papers* 54, 2002, pp.449~469.
- Djankov, S. and B. Hoekman, “Foreign Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises,” *World Bank Economic Review* 14(1), 2000, pp.49~64.
- Evenett, S. J. and A. Voicu, “Picking Winners or Creating Them? Revisiting the Benefits of FDI in Czech Republic?” mimeo, World Bank, 2001.
- Firpo, S., “Efficient Semiparametric Estimation of Quantile Treatment Effects,” *Econometrica* 75, 2007, pp.259~276.
- Galvao, Jr., A. F., “Quantile Regression for Dynamic Panel Data with Fixed Effects,” *Journal of Econometrics* 164(1), 2011, pp.142~157.
- Girma, S. and H. Görg, “Foreign Direct Investment, Spillovers and Absorptive Capacity: Evidence from Quantile Regressions,” Kiel Working Papers 1248, 2005.
- Harris, R. and C. Robinson, “Foreign Ownership and Productivity in the United Kingdom Estimates for U.K. Manufacturing Using the ARD,” *Review of Industrial Organization* 22(3), 2003.
- Harris, R. and C. Robinson, “Productivity Impacts and Spillovers from Foreign Ownership in the United Kingdom,” *National Institute Economic Review* 187(1), 2004, pp.58~75.
- Haskel, J. E., S. C. Pereira, and M. J. Slaughter, “Does Inward Foreign Direct Investment Boost the Productivity of Domestic Firms?” *Review of Economics and Statistics* 89(3), 2007, pp.482~496.
- Javorcik, B. S., “Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages,” *The American Economic Review* 94(3), 2004, pp.605~627.
- Koenker, R., “Quantile Regression for Longitudinal Data,” *Journal of Multivariate Analysis* 91, 2004, pp.74~89.
- Koenker, R. and G. Bassett, Jr., “Regression Quantiles,” *Econometrica* 46(1), 1978, pp.33~50.

- Levinsohn, J. and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *Review of Economic Studies* 70, 2003, pp.317~341.
- Schoors, K. and B. van der Tol, "Foreign Direct Investment Spillovers within and between Sectors: Evidence from Hungarian Data," Ghent University Working Paper 02/157, University of Gent, 2002.
- Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition, The MIT Press, 2010.
- Yasar, M. and C. J. M. Paul, "International Linkages and Productivity at the Plant Level: Foreign Direct Investment, Exports, Imports and Licensing," *Journal of International Economics* 71, 2007, pp.373~388.

## 1. 총요소생산성을 이용한 분석

이하에서는 생산성을 나타내는 변수로 본문에서 이용한 1인당 부가가치 대신 총요소생산성(total factor productivity: TFP)을 이용해 추정한 결과를 제시한다. 총요소생산성은 Javoric(2004) 등 선행연구와 같이 기업의 산출량(output)을 회귀모형을 이용해 추정하고 실제 산출량(actual output)에서 추정 산출량(estimated output)을 차감한 잔차(residual)로 구하는 방법을 이용했다.

이를 위하여 먼저 식 (A1)과 같은 회귀모형을 설정했다. 산출량지표인 종속변수로는 부가가치의 로그값( $ladd$ )을 이용했다. 설명변수의 벡터인  $G_{it}'$ 에는 상수항과 함께 상태변수(state variable)인 유형자산의 로그값( $ltangi$ )과 가변투입요소(variable inputs)인 종업원 수의 로그값( $lemploy$ ) 및 교육비 지출의 로그값( $ledu$ )을 포함했다.  $w_{it}$ 와  $\eta_{it}$ 는 오차항이다.  $w_{it}$ 는 생산성을 나타내는데, 연구자에게는 관측 불가능하지만 기업에는 관측 가능하며 투입요소 선택에 영향을 줄 수 있는 상태변수(state variable)이다.  $\eta_{it}$ 는 기업의 투입요소 선택에 영향을 줄 수 없는 예측할 수 없는 생산성 충격 또는 측정오차항(measurement error)이다. 식 (A1)과 같은 모형을 추정함에 있어  $w_{it}$ 가 투입요소 선택에 영향을 미침에 따른  $G_{it}'$ 의 내생성(endogeneity)을 극복하기 위해 Levinsohn and Petrin(2003)은 중간재(intermediate inputs)를 대리변수(proxy)로 이용해  $w_{it}$ 를 통제하는 방법을 제시했다. 본 연구에서는 중간재 중 제조원가명세서상 원재료비의 로그값( $lmateral$ )을 대리변수(proxy)로 이용했다.<sup>20</sup>

$$ladd_{it} = G_{it}'\lambda + w_{it} + \eta_{it} \quad (A1)$$

위와 같이 부가가치를 추정한 후 식 (A2)와 같이 실제 부가가치(actual value added)에서 추정 부가가치(estimated value added)를 차감한 잔차(residual)가 본 연구에서 이

20 중간재(intermediate inputs)를 대리변수(proxy)로 이용한 생산함수 추정의 구체적 방법은 지면관계상 생략한다. 상세한 내용은 Levinsohn and Petrin(2003)을 참고하기 바란다.

용한 총요소생산성( $lfp$ )이다.

$$lfp_{it} = ladd_{it} - \widehat{ladd_{it}} = ladd_{it} - G'_{it} \hat{\lambda} \quad (A2)$$

위와 같은 방법으로 구한 총요소생산성을 종속변수로 하고 외국인투자 더미변수 ( $F$ ) 및 산업 내 외국인투자기업 매출액 비중 변수( $FS1$  및  $FS2$ ), 기업의 업력( $hist$ ) 및 업력의 제곱( $sqhist$ ), 연도 더미변수( $year$ ), 산업 더미변수( $sind$ )를 설명변수로 하여 임의효과모형 및 분위회귀모형을 이용해 외국인투자의 직접효과 및 산업 내 생산성 파급효과를 추정하였다.

〈Appendix Table 1〉~〈Appendix Table 3〉은 제조업을 대상으로 총요소생산성을 이용해 추정한 결과인데, 1인당 부가가치를 종속변수로 한 추정 결과와 질적으로 차이가 없다. 외국인투자는 모든 분위에서 통계적으로 유의한 양(+)의 직접적 생산성 효과를 갖고 분위가 높을수록 효과(외국인투자 더미변수의 추정계수)가 크며(Appendix Table 1), 낮은 분위와 높은 분위 간 외국인투자 더미변수의 추정계수 차이는 통계적으로 유의하다(Appendix Table 2). 또한 산업 내 파급효과는 낮은 분위에서는 양(+)의 값을, 높은 분위에서는 음(-)의 값을 갖는다(Appendix Table 3).

〈Appendix Table 4〉~〈Appendix Table 6〉은 서비스업을 대상으로 총요소생산성을 이용해 추정한 결과이다. 이 역시 본문에서 제시한 1인당 부가가치를 종속변수로 한 추정

〈Appendix Table 1〉 Direct Effect of FDI in Manufacturing Sector (Dependent Variable:  $lfp$ )

	Random effects	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
$F$	0.237*** (0.028)	0.263*** (0.018)	0.305*** (0.016)	0.322*** (0.014)	0.352*** (0.017)	0.408*** (0.021)
Observations	25,736	25,736	25,736	25,736	25,736	25,736

Note: Standard errors are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include  $hist$ ,  $sqhist$ , year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

〈Appendix Table 2〉 Difference in the Estimated Coefficient on Foreign Dummy between 0.30 and 0.70 Quantiles in Manufacturing Sector

Observations	Coefficient on $F$	Standard Error	0.70 Pseudo $R^2$	0.30 Pseudo $R^2$
25,736	0.047***	0.017	0.094	0.083

Note: \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Appendix Table 3〉 Spillovers of FDI in Manufacturing Sector (Dependent Variable: *ltfp*)

	Random effects	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
(1) <i>FS1</i>	0.146 (0.161)	0.538** (0.235)	-0.010 (0.171)	-0.288* (0.154)	-0.256 (1.286)	-0.479** (0.239)
(2) <i>FS2</i>	-0.204 (0.213)	0.278 (0.282)	-0.372 (2.986)	-0.779*** (0.206)	-0.752*** (0.267)	-0.885*** (0.333)
Observations	23,350	23,350	23,350	23,350	23,350	23,350

Note: Standard errors are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include *hist*, *sqhist*, year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

〈Appendix Table 4〉 Direct Effect of FDI in Service Sector (Dependent Variable: *ltfp*)

	Random effects	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
<i>F</i>	0.045 (0.082)	0.221*** (0.081)	0.164*** (0.052)	0.085** (0.034)	0.071 (0.065)	0.001 (0.593)
Observations	3,149	3,149	3,149	3,149	3,149	3,149

Note: Standard errors are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include *hist*, *sqhist*, year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

〈Appendix Table 5〉 Difference in the Estimated Coefficient on Foreign Dummy between 0.30 and 0.70 Quantiles in Manufacturing Sector

Observations	Coefficient on <i>F</i>	Standard error	0.70 Pseudo R <sup>2</sup>	0.30 Pseudo R <sup>2</sup>
3,149	0.093	0.186	0.188	0.138

Note: \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Appendix Table 6〉 Spillovers of FDI in Service Sector (Dependent Variable: *ltfp*)

	Random effects	0.15 quantile	0.30 quantile	0.50 quantile	0.70 quantile	0.85 quantile
(1) <i>FS1</i>	0.359 (0.416)	-0.200 (2.209)	-0.254 (0.659)	-0.598 (0.584)	0.136 (0.606)	-0.274 -0.274
(2) <i>FS2</i>	0.227 (0.642)	1.071 (1.120)	0.446 (350.317)	-0.566 (2.772)	-0.727 (0.800)	-0.171 (3.768)
Observations	2,917	2,917	2,917	2,917	2,917	2,917

Note: Standard errors are in parenthesis. \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively. All specifications include *hist*, *sqhist*, year dummies and industry dummies (defined at the two digit KSIC level).

결과와 질적으로 차이가 없다. 외국인투자 더미변수의 추정계수는 양(+)의 값을 갖고 낮은 분위에서는 통계적으로 유의하지만(Appendix Table 4), 낮은 분위와 높은 분위 간 추정계수의 차이가 통계적으로 유의하지는 않았다(Appendix Table 5). 또한 통계적으로 유의한 산업 내 파급효과를 발견할 수 없었다(Appendix Table 6).

## 2. 기타 부표

〈Appendix Table 7〉 Correlation Coefficients

Panel A. Manufacturing Sector

	<i>lperadd</i>	<i>foreign1</i>	<i>FS1</i>	<i>FS2</i>	<i>lpertangi</i>	<i>lperintan</i>	<i>lperedu</i>	<i>mshare</i>	<i>hist</i>	<i>sqhist</i>
<i>lperadd</i>	1.0000									
<i>F</i>	0.1018	1.0000								
<i>FS1</i>	0.0840	0.0968	1.0000							
<i>FS2</i>	0.0016	0.0875	0.9237	1.0000						
<i>lpertangi</i>	0.4097	0.0637	0.0767	-0.0204	1.0000					
<i>lperintan</i>	0.0145	0.0314	0.0507	0.0856	0.0412	1.0000				
<i>lperedu</i>	0.2462	0.0983	0.0718	0.0556	0.1003	0.1267	1.0000			
<i>mshare</i>	0.1734	0.0378	-0.0208	-0.0510	0.1754	0.0347	0.1550	1.0000		
<i>hist</i>	0.1298	0.0360	0.0073	-0.0406	0.2037	-0.1161	0.1250	0.2282	1.0000	
<i>sqhist</i>	0.1341	0.0223	0.0007	-0.0446	0.2126	-0.0831	0.1358	0.2419	0.9449	1.0000

Panel B. Service Sector

	<i>lperadd</i>	<i>foreign1</i>	<i>FS1</i>	<i>FS2</i>	<i>lpertangi</i>	<i>lperintan</i>	<i>lperedu</i>	<i>mshare</i>	<i>hist</i>	<i>sqhist</i>
<i>lperadd</i>	1.0000									
<i>foreign1</i>	0.0244	1.0000								
<i>FS1</i>	0.0611	0.1251	1.0000							
<i>FS2</i>	-0.0962	0.1567	0.4802	1.0000						
<i>lpertangi</i>	0.4046	0.0185	0.2035	0.1101	1.0000					
<i>lperintan</i>	-0.0013	0.0043	-0.0169	-0.0478	0.0327	1.0000				
<i>lperedu</i>	0.2567	0.0849	0.0723	0.0184	0.1010	0.2068	1.0000			
<i>mshare</i>	0.1229	0.0094	0.0392	-0.0491	0.1175	0.0266	0.1604	1.0000		
<i>hist</i>	0.0848	0.0223	0.1944	-0.0527	0.2277	-0.1278	0.0447	0.2218	1.0000	
<i>sqhist</i>	0.0838	-0.0007	0.2174	-0.0564	0.2041	-0.0767	0.0493	0.1928	0.9216	1.0000

〈Appendix Table 8〉 2 Digit KSIC Used in Analysis

Code	Sector
Manufacturing	
C10	Manufacture of Food Products
C11	Manufacture of Beverages
C13	Manufacture of Textiles, Except Apparel
C14	Manufacture of Wearing Apparel, Clothing Accessories and Fur Articles
C15	Tanning and Dressing of Leather, Manufacture of Luggage and Footwear
C16	Manufacture of Wood and of Products of Wood and Cork; Except Furniture
C17	Manufacture of Pulp, Paper and Paper Products
C18	Printing and Reproduction of Recorded Media
C19	Manufacture of Coke, Hard-coal and Lignite Fuel Briquettes and Refined Petroleum Products
C20	Manufacture of Chemicals and Chemical Products Except Pharmaceuticals and Medicinal Chemicals
C21	Manufacture of Pharmaceuticals, Medicinal Chemicals and Botanical Products
C22	Manufacture of Rubber and Plastic Products
C23	Manufacture of Other Non-metallic Mineral Products
C24	Manufacture of Basic Metal Products
C25	Manufacture of Fabricated Metal Products, Except Machinery and Furniture
C26	Manufacture of Electronic Components, Computer, Radio, Television and Communication Equipment and Apparatuses
C27	Manufacture of Medical, Precision and Optical Instruments, Watches and Clocks
C28	Manufacture of Electrical Equipment
C29	Manufacture of Other Machinery and Equipment
C30	Manufacture of Motor Vehicles, Trailers and Semitrailers
C31	Manufacture of Other Transport Equipment
C32	Manufacture of Furniture
C33	Other Manufacturing
Service	
E37	Sewage, Wastewater and Human Waste Treatment Services
E38	Waste Collection, Disposal and Materials Recovery
G45	Sale of Motor Vehicles and Parts
G46	Wholesale Trade and Commission Trade, Except of Motor Vehicles and Motorcycles
G47	Retail Trade, Except Motor Vehicles and Motorcycles
H49	Land Transport; Transport Via Pipelines
H50	Water Transport
H52	Storage and Support Activities for Transportation
I55	Accommodation
I56	Food and Beverage Service Activities

〈Appendix Table 8〉 Continued

Code	Sector
J58	Publishing Activities
J59	Motion Picture, Video and Television Programme Production, Sound Recording and Music Publishing Activities
J60	Broadcasting
J61	Telecommunications
J62	Computer Programming, Consultancy and Related Activities
J63	Information Service Activities
L68	Real Estate Activities
L69	Renting and Leasing; Except Real Estate
M70	Research and Development
M71	Professional Services
M72	Architectural, Engineering and Other Scientific Technical Services
M73	Professional, Scientific and Technical Services, n.e.c.
N74	Business Facilities Management and Landscape Services
N75	Business Support Services
P85	Education
R90	Creative, Arts and Recreation Related Services
R91	Sports Activities and Amusement Activities

〈Appendix Table 9〉 FDI Inflow into South Korea

Year	Amount (in million USDs)	
	Remitted	Notified
1995	1,776	1,970
1996	2,325	3,205
1997	2,844	6,971
1998	5,412	8,858
1999	9,333	15,545
2000	9,283	15,265
2001	3,528	11,288
2002	2,392	9,095
2003	3,526	6,471
2004	9,246	12,796
2005	6,309	11,566
2006	9,047	11,247
2007	8,961	10,516
2008	11,195	11,712
2009	8,961	11,484
2010	10,110	13,071
2011	10,247	13,673
2012	9,904	16,258

Source: Remitted Amount: United Nations Conference of Trade and Development ([www.unctadstat.unctad.org](http://www.unctadstat.unctad.org)), 2013. 2. Notified Amount: Ministry of Trade, Industry, and Energy of South Korea ([www.motie.go.kr/motie/in/it/investstats/investstats.jsp](http://www.motie.go.kr/motie/in/it/investstats/investstats.jsp)) 2013. 2.

## 비용편익분석을 위한 조건부가치측정법에서의 총편익 산정: 소득효과 및 거리-소멸 효과를 중심으로

이 종 연

(한국개발연구원 부연구위원)

Calculation of Total Benefit by the Contingent  
Valuation Method for Cost-Benefit Analysis:  
Focusing on Income and Distance-Decay Effects

Jongyeon Lee

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

\* 본 연구에 대해 유익한 논평과 제안을 해주신 김재훈 KDI 연구위원과 익명의 검토자 두 분께 깊이 감사드린다.

이종연: (e-mail) jonlee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-740, Korea.

- Key Word: 조건부가치측정법(Contingent Valuation Method: CVM), 지불의사액(Willingness to Pay: WTP), 소득효과(Income Effect), 거리-소멸 효과(Distance-Decay Effect)
- JEL Code: C54, H54, Q57, R53
- Received: 2013. 6. 13      • Referee Process Started: 2013. 6. 18
- Referee Reports Completed: 2013. 11. 14

## ABSTRACT

This study suggests a model for calculating total benefit rigorously to use the contingent valuation method (CVM) in cost-benefit analysis (CBA). Estimating households' willingness to pay through survey method, the study attempts to demonstrate if a respondent's income and the distance between a respondent's residence and the location of a target facility affect her willingness to pay. The estimation results from a structural model show that income and distance-decay effects exist and that the calculated total benefit varies largely when these effects are ignored.

The study emphasizes the effects of income and distance-decay on the total benefit must be carefully considered in using CVM for CBA. Even though the total project cost is precisely estimated, the benefit/cost (B/C) ratio may differ largely when the total benefit is not correctly calculated. Also, an ad hoc model generates significantly different estimates from the utility difference model this study adopted. The difference in estimates suggests that the total benefit has to be estimated by a structural model.

Finally, simulations are performed to check the validity of the model as well as to predict consequences when income and distance-decay effects are not properly treated. The results from simulations reveal it is not desirable to ignore those effects considering the perspectives of balanced regional development.

---

본고는 조건부가치측정법을 비용편익분석에 이용하기 위하여 공공시설의 신설에 따른 총편익의 산정을 보다 엄밀히 수행하는 방법을 제시한다. 즉, 설문을 통해 가구당 지불의사액을 추정하는 경우, 응답자의 소득 및 응답자의 거주지와 해당 공공시설 사업지 간의 거리가 지불의사액에 영향을 미치는지를 확인하고자 한다. 구조적 효용격차모형을 이용한 사례분석 결과 지불의사액에 대한 소득효과 및 거리-소멸 효과가 존재함을 확인하였으며, 총편익의 산정 시 이들을 고려하지 않는 경우 산정된 총편익의 값이 크게 달라질 수 있음을 보였다.

이에 본고는 조건부가치측정법을 비용편익분석에 이용하는 경우 총편익의 산정에 있어 주의할 점을 강조한다. 비용편익분석에 있어 총비용의 추정이 정확히 이루어진다 하더라도 가구당 지불의사액의 추정 및 이들을 합산하여 총편익을 산정하는 방식이 옳지 못할 경우 편익/비용(B/C) 비율이 크게 달라질 수 있기 때문이다. 한편, 효용격차 구조모형을 따르지 않고

## ABSTRACT

임의적으로 유사한 추정을 수행한 결과는 구조모형의 추정치와 매우 큰 차이를 보임을 알 수 있었다. 따라서 총편익의 산정은 구조모형의 설정을 따르는 것이 바람직할 것이다.

마지막으로 시뮬레이션을 통해 모형의 적합성을 검증하였으며, 소득효과와 거리-소멸 효과를 고려하지 않는 경우 지역균형발전의 관점에서 바람직하지 못한 총편익의 추정 결과를 얻음을 밝혔다.

## I. 서론

조건부가치측정법(contingent valuation method, 이하 CVM)은 환경재 등 시장이 형성되지 않은 재화의 비사용가치(non-use value)를 측정하는 방법으로 널리 쓰여왔다(CVM의 성과와 적용에 대한 종합적인 개괄은 Smith[2006]를 참조). 또한 CVM을 응용하면 신제품의 출시 또는 새로운 시설물의 설치를 결정하기 위한 비용편익분석(cost-benefit analysis)에도 이용 가능하다. 실제로 CVM은 시행을 고려하고 있는 공공사업의 편익산정을 위해 널리 이용되어 왔다(한국개발연구원[2008]).

CVM은 현재 대상 재화가 시장에서 거래되지 않기 때문에 소비자의 진술선호(stated preference)를 도출하기 위해 설문을 통해 지불의사(willingness to pay: WTP) 금액을 구하는 방법을 사용한다. 공공사업의 비용편익분석을 위해서는 도출된 가구당 지불의사액을 합산하여 해당 시설이 제공하는 총편익을 산정하고, 조성비용(총사업비)과의 비교를 통해 사업의 추진 여부를 정하는 의사결정의 근거로 삼는다. 이때 합산방식에 따라 총편익의 크기가 달라질 수 있기 때문에 지불의사액의 합산(aggregation)의 문제는 비용편익분석에 있어 매우 중요한 요소가 된다.

총편익 산정의 가장 단순한 방법으로는 모든 표본에 대한 가구당 평균지불의사액을 구한 뒤 여기에 단순히 총 가구 수를 곱하여 총지불의사액을 구하는 방식이 있다. 한 걸음 나아가 우리나라의 경우 해당 공공시설이 위치한 광역시·도를 ‘인접지역’으로, 그 외의 지역 모두를 ‘비인접지역’으로 나누어 두 개의 가구당 평균지불의사액을 도출한 뒤, 이의 각각에 해당하는 총 가구 수를 곱한 뒤 이 둘을 합하는 방식으로 총지불의사액을 구하는 방식을 채택하는 경우도 있다(한국개발연구원[2008] 등 참조).

본 연구는 지불의사액의 합산에 있어, 보다 엄밀한 산정방식을 도입하여 기존의 방식과 비교·분석함으로써 연구자들이 CVM을 비용편익분석에 적용함에 있어 유의해야 할 점을 밝히고자 한다. 대부분의 CVM 연구에서 응답자의 사회경제적 특징(socio-economic characteristics)은 WTP 추정치의 통계적 유의성을 확인하는 정도의 보조적인 정보로만 사용되는 경우가 많은데, 본 연구에서는 응답자의 소득 및 응답자의 거주지와 공공시설까지의 거리에 따라 지불의사액이 달라질 수 있음에 착안하여 이들을 모

형화하고 보다 정확한 총편의 산정방법을 제시하고자 한다.

먼저 응답자의 소득이 지불의사액의 크기에 영향을 준다는 연구는 활발히 진행되어 왔다(Eckerlund *et al.*[1995]; Horowitz and McConnell[2003] 등 참조, 소득효과에 대한 메타분석은 Schläpfer[2006]를 참조). 즉, 특정 제시금액에 대해 소득이 높은 응답자의 경우, 낮은 소득을 얻는 응답자보다 상대적으로 높은 지불의사를 가지는 경향이 있다. 이는 제시금액을 소득에서 제하더라도 전체 소득에 미치는 영향이 상대적으로 작음에 기인한다. 응답자의 소득정보를 얻는 방식에 있어서, 응답자 자신도 본인의 정확한 소득을 알지 못하는 경우 또는 소득이 일정 범위 내에서 자주 변화하는 경우 등 소득을 정확히 관측하는 것은 현실적으로 매우 어렵기 때문에 흔히 구간을 제시하고 응답자가 본인이 해당하는 소득구간을 선택하도록 하는 방법으로 설문지를 설정한다.

한편, 공공시설의 입지와 응답자의 거주지 간의 거리에 따라 해당 공공시설이 제공하는 편익이 달라질 수 있다. 공공시설과 거주지 간의 거리가 멀어질수록 여행비용 또는 방문에 소요되는 시간이 증가하기 때문에 응답자가 공공시설을 방문하는 빈도가 낮아질 수 있고 이에 따라 편익의 크기가 줄어들 수 있다. 이를 고려하기 위해 기존 연구들은 ‘거리-소멸 함수(distance-decay function)’를 상정하여 거리의 영향을 측정하는 다양한 시도를 해왔다(Pate and Loomis[1997]; Hanley *et al.*[2003]; Bateman *et al.*[2006]; Concu[2007]; 엄영숙[2010] 등).

본 연구는 편익에 영향을 미치는 이들 두 요소(소득과 거리)를 고려하여 추정된 응답자의 지불의사액을 합산하여 산정된 총편익과, 기존에 흔히 사용된 단순합계방식을 비교하고자 한다. 이때 앞서의 논의와 같이 소득의 구간자료의 특성 및 편익의 거리-소멸 효과를 모형에 내재화(internalize)하여 구조적인 추정(structural estimation)을 수행하는 것을 목적으로 한다. 그리고 모집단의 경험분포(empirical distribution)를 이용하여 총편익을 산정함으로써 보다 정확한 값을 도출하고자 한다. 따라서 본 연구의 가장 큰 기여는 기존에 소득효과 또는 거리-소멸 효과만을 고려한 연구들과 달리 소득과 거리 모두를 고려한 구조모형(structural model)을 제시한다는 점이다. 기존 연구 중 Bateman *et al.*(2000)이 소득효과와 거리-소멸 효과를 모두 고려한 사례가 있으나, 해당 연구는 WTP를 종속변수로 하고 소득과 거리를 독립변수로 하는 임의적인 축약모형(reduced-form model)을 이용한 것으로 이론적 근거가 미약하다고 할 수 있다.

소득효과와 거리-소멸 효과의 경우 주목할 만한 대표적 기존 연구로 McFadden and Leonard(1993)의 연구를 들 수 있는데, 이들은 효용함수 내에 소득에 대한 민감도를 모수로 두어 추정하

는 방식을 채택함으로써 소득효과를 구조모형으로 추정하였다. 본 연구는 이와 같이 모든 표본에 대해 단일 모수로 소득에 대한 민감도를 고려하는 대신 표본 내 소득그룹별로 상이한 민감도를 추정한다는 점에서 차별성을 지닌다. Diamond *et al.*(1993, p.42)이 지적한 바와 같이 일반적으로 WTP에 대한 한계소득효과는 소득이 증가할수록 체감하는 경향을 보이는데, 본 연구의 방식을 통해 이와 같은 비선형적인 소득효과를 설명할 수 있다는 점에서 기존 연구보다 일반적인 방식이라 할 수 있다.

한편, 거리-소멸 효과와 관련하여 본 연구의 기여는 먼저 기존의 Hanley *et al.*(2003) 및 Bateman *et al.*(2006) 등과 같이 WTP를 종속변수로 하고 거리를 독립변수로 하는 축약모형을 이용한 방식과 달리 구조모형을 이용한다는 점에서 임의적인 축약모형의 선택을 배제하였다는 점이다. Concu(2007)는 확률효용모형(random utility model)하에서 공간적 이질성(spatial heterogeneity)을 고려한 구조모형을 제시한 점에서 거리-소멸 효과를 다루는 관점이 본 연구와 가장 유사한 형태를 보인다. 그러나 해당 연구는 대상 재화의 몇 가지 일반적 특징(generic characteristics)에 대한 공간적 이질성을 가정하였으나 본 연구는 재화의 특징과 무관하게 응답자의 거주지와 대상 재화 간의 거리에 의한 공간적 이질성만을 고려한다는 점이 상이하다.

한편, 본 연구가 상정하는 소득과 거리의 두 요소 이외에 CVM 설문을 통해 얻어진 응답자의 기타 사회경제적 특징(교육수준, 성별, 나이, 환경단체 가입 여부 등) 또한 WTP에 영향을 주는 요소로 생각할 수 있을 것이다. 그리고 이들을 고려한다면 이들이 주어진 상황에서 WTP 추정치의 통계적 효율성이 높아질 수도 있을 것이다. 그러나 이들은 다음과 같은 이유로 모형에 내재화하지 않았다. 첫째, 소득 및 거리에 대한 WTP의 주변분포(marginal distribution)를 이용하는 것이 여타 변수들의 조건부 모멘트(conditional moment)에 대한 가정을 하지 않음으로써 보다 단순하고 통계적으로 정당한 방식이라고 할 수 있다(McFadden and Leonard[1993], pp.186~187). 둘째, 해당 요소에 대한 모집단의 정확한 분포를 알기 어렵다. 예컨대 환경단체 가입자의 세부지역별 분포와 같은 정보는 현실적으로 정확히 구하기 어렵기 때문에 오히려 총편익의 산정에 오차로 작용할 여지가 있다. 따라서 이와 같은 요소들은 현재 널리 사용되는 방식과 같이 WTP 추정치의 신뢰도를 검증하는 보조적인 도구로 사용하는 것이 바람직할 것이다. 다만, WTP에 크게 영향을 주는 요소가 있는 특수한 상황에서, 필요한 경우 기타 요소에 대해 본 연구의 방법을 적용할 수 있다. 예컨대 입자가속기와 같은 연구시설의 건립 시 교육수준이 높으면 WTP가 높을 것이라고 연구자가 확신하고, 세부지역별 교육수준

에 대한 모집단의 분포를 잘 알고 있는 경우를 들 수 있다. 앞서 설명한 바와 같이 본 연구는 구간자료(소득)와 연속자료(거리)의 처리방식을 모두 논하고자 하므로 기타 요소에 해당하는 변수의 특성에 맞추어 해당 방식의 적용이 가능할 것이다. 즉, 교육수준을 모형에 내재화하고자 하며 교육수준이 구간자료로 얻어진 경우라면 본 연구에서 소득을 처리한 방식을 사용할 수 있다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 CVM에서 지불의사액이 응답자의 소득 및 응답자의 거주지와 해당 공공시설 사업지 간의 거리에 따라 달라지는 효과를 고려한 분석모형을 설정하고, 이에 따른 총편익의 산정을 기존 방식과 비교하였다. 그리고 제Ⅲ장에서는 설정된 모형을 추정하는 방법을 제시하였다. 제Ⅳ장에서는 실제 사례에 모형을 적용하여 총편익을 산정한 결과와 논의를 담았으며, 제Ⅴ장에서는 시뮬레이션을 통해 모형의 적합성을 검증하고 모형의 선택에 따른 총편익 산정에서의 함의를 살펴본다. 마지막으로 제Ⅵ장은 결론 및 정책제언에 할애하였다.

## Ⅱ. 분석모형

### 1. 설문 디자인

먼저 응답자의 단위는 가구(household)이며, 비용편익분석의 대상이 되는 재화는 공공사업을 통한 시설물이라 하자.<sup>1</sup> 각 가구가 공공시설의 건립을 위해 지불할 용의가 있는 금액은 설문을 통해 얻는다. 이때 현실에서 소비자가 흔히 구매를 결정하는 상황과 근접한 방식을 채택함으로써 여러 가지 편익(bias)을 최소화하기 위해 추천되는 방식은 응답자가 해당 공공시설을 실제로 사용하든 안하든 이 시설이 건립되는 대신 제시된 특정 금액만큼을 소득에서 포기할 용의가 있는지의 여부(‘예/아니오’)를 묻는 양분선택(dichotomous choice: DC) 모형이다(Arrow *et al.*[1993]).<sup>2</sup> 이와 같은 질문을 한 번 함으로써 지불의사액 구간의 정보를 얻는 모형을 단일경계 양분선택(single-bounded

1 이는 오로지 설명의 과정에서 이해를 돕기 위함이며, 논문의 논의를 가구가 아닌 개인, 또는 공공시설 물이 아닌 기타 비시장재화 등에 일반적으로 적용하는 것도 가능하다.

2 Boyle and Bishop(2006)은 DC 모형이 설문상 편리한 장점과 출발점 편익(starting point bias)가 적다는 점을 논하였다.

dichotomous choice: SBDC) 모형이라 한다. 한편, 이중경계 양분선택(double-bounded dichotomous choice: DBDC) 모형은 첫 제시금액에 대한 지불용의 여부에 따라 보다 높은 금액(‘예’의 경우) 또는 보다 낮은 금액(‘아니오’의 경우)을 한 번 더 물어봄으로써 구간의 크기를 좁혀 추가적인 정보를 얻는 방식이다. 이들 모형 간의 선택에 관한 논의는 많이 있어 왔는데, 본 연구에서는 논의의 초점을 구조적인 추정에 맞추기 위해 SBDC 모형을 채택하기로 한다.<sup>3</sup>

CVM 설문상의 추가적인 유의점은 먼저 응답자가 해당 공공시설 및 대체재에 대해 충분히 인지할 수 있는 정보를 제공해야 한다는 점과, 지불의사액을 도출함과 더불어 응답자의 사회경제적 특성에 대한 정보도 충분히 취합해야 한다는 점을 들 수 있다. 본 연구에서는 응답자의 거주지 정보를 취득함으로써 대상 공공시설과의 거리를 알 수 있고, 응답자의 소득에 대한 구간정보를 얻을 수 있도록 디자인된 설문지를 상정한다.

## 2. 지불의사액 도출<sup>4</sup>

각각의 가구  $i$ 는 어떤 소득집단  $I_k$ 에 속하며( $k = 1, \dots, K$ ), 향후 건립을 고려하고 있는 공공시설과  $l$ 만큼의 거리에 떨어져 거주하고 있다. 해당 거리와 소득집단의 가구는 간접효용함수  $U_{ikl}(\alpha_l, y_i; \Omega_{kj})$ 을 가진다. 이때  $\alpha_l$ 은 어떤 공공시설이  $l$ 만큼의 거리에 떨어져 거주하는 가구에 제공하는 편익의 크기이다. 한편,  $y_i$ 는 해당 가구의 소득,  $\Omega_{kj}$ 는 상황  $j \in \{0, 1\}$ 의 발생이 예상되었을 때 소득집단  $I_k$ 에 주어지는 정보집합(information set)을 의미한다. 즉,  $\Omega_{kj}$ 는 소득집단  $I_k$ 에 속하는 가구가 선택을 하는 데 있어 필요한

3 SBDC와 DBDC 모형 중 어느 것이 우월한가에 대한 논의는 CVM 연구자들 사이에서 매우 활발히 연구되어 온 주제이며, 확정적인 결론은 내려지지 않은 상태이다. 기존의 연구 결과를 볼 때, DBDC 모형을 채택하면 SBDC 모형에 비해 통계적 효율성(statistical efficiency)을 높일 수 있으나(Hanemann, Loomis, and Kanninen[1991], pp.1257~1258) 내적 일관성(internal consistency), 출발점 편이, 유인 불일치(incentive incompatibility) 등의 편의를 초래할 가능성 또한 높아진다(McFadden[1994]; Herriges and Shogren[1996]; Whitehead[2002]). 따라서 비용편익분석을 위한 총편의 산정의 관점에서 충분한 표본을 확보한 경우, 통계적 효율성의 저하를 감수하더라도 편의를 줄이기 위해 SBDC 모형을 사용하는 것이 바람직할 것이다. 물론 본고의 논의는 DBDC 모형을 도입하여도 로그우도함수의 형태만 바뀔 뿐, 본질적으로 동일하다.

4 본 절에서는 본고의 완결성을 높이기 위해 일반적으로 정형화된 ‘효용격차모형’에 기반하여, 소득 및 거리를 고려한 본고의 표기법(notation)에 맞추어 소개하고자 한다. Hanemann(1984)에 의해 제안된 이와 같은 효용격차모형은 Cameron and James(1987) 등의 지출함수를 이용한 방식과 달리 간접효용함수의 차이를 이용하여 Hicks적 보상잉여(Hicksian compensating surplus), 즉 WTP를 추정하는 모형이다. McConnell(1990, p.34)은 이들 두 가지 방식이 쌍대관계(duality)에 있음을 지적하며, 두 모형 모두 기본적인 효용이론을 통해 유도됨을 보였다.

모든 정보를 담고 있다.

공공시설의 건립을 상황 1, 그렇지 않은 경우를 상황 0이라 할 때, 가구  $i$ 에 공공시설 건립을 위해  $B_i$ 만큼의 금액을 지불할 용의가 있는지를 묻는다면 다음과 같은 경우 “그렇다”는 응답을 할 것이다.

$$U_{ikl}(\alpha_l, y_i - B_i; \Omega_{k1}) \geq U_{ikl}(0, y_i; \Omega_{k0}). \quad (1)$$

즉, 공공시설의 건립을 위해  $B_i$ 만큼의 금액을 지불하는 대신, 건립을 통해  $\alpha_l$ 만큼의 추가적인 편익을 얻게 되는 상황에서 소비자는 공공시설이 건립되는 상황이 가져다주는 효용이 그렇지 않은 경우보다 클 경우  $B_i$ 의 금액을 지불할 용의가 있게 되는 것이다. 이때 간접효용함수를 연구자의 관점에서 관측 가능한 부분( $v_{ikl}(\alpha_l, y_i; \Omega_{kj})$ )과 관측 불가능한 부분( $\epsilon_{ikj}$ ) 간에 가산적으로 분리 가능(additively separable)하다고 가정하여, 다음과 같이 표현할 수 있다고 하자.

$$U_{ikl}(\alpha_l, y_i; \Omega_{kj}) \equiv v_{ikl}(\alpha_l, y_i; \Omega_{kj}) + \epsilon_{ikj}, \quad j = 0, 1, \quad k = 1, \dots, K.$$

그러면 위 식 (1)은 다시 다음과 같이 표현된다.

$$v_{ikl}(\alpha_l, y_i - B_i; \Omega_{k1}) + \epsilon_{ik1} \geq v_{ikl}(0, y_i; \Omega_{k0}) + \epsilon_{ik0} \Leftrightarrow \Delta v_{ikl} \geq \epsilon_{ik0} - \epsilon_{ik1} =: \epsilon_{ik}. \quad (1')$$

이때 관측 가능한 효용격차는  $\Delta v_{ikl} := v_{ikl}(\alpha_l, y_i - B_i; \Omega_{k1}) - v_{ikl}(0, y_i; \Omega_{k0})$ 이며, 관측 불가능한 효용격차  $\epsilon_{ik}$ 는 평균이 0이고 분산이  $\sigma_k^2$ 인 확률분포  $G$ 를 따른다고 가정한다.

CVM의 DC 설문은 특정한 금액을 제시하고 이를 지불할 의사가 있는지 없는지를 물어봄으로써, 현실적으로 응답자 스스로 지불의사액의 정확한 금액을 도출하는 것이 매우 어렵다는 문제를 완화하고자 한다. 따라서 응답자가  $B_i$ 의 제시금액에 지불의사를 표시했다면 위 식 (1')에서 등호를 만족하는 경우뿐만 아니라 부등호에 해당하는 경우를 포함하므로 응답에 의한 정보는 반개구간(half-open interval)으로 얻어진다. 이는 동일한 제시금액에 대해 지불의사가 없음을 표시한 경우에도 마찬가지이다. 따라서 응답자  $i$ 가 제시금액  $B_i$ 에 대해 표시한 지불의사(‘예/아니오’)를  $R_i$ 라 할 때 ‘예’의 응답을 할 확률은  $P(R_i = "yes") = G(\Delta v_{ikl})$ 이다. 그렇다면  $n$ 개의 표본을 얻은 뒤 다음의 로그우도함수(log-likelihood function)를 이용한 최우추정법(maximum likelihood estimation: MLE)을 이용하여 지불의사액의 모수를 추정할 수 있다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^K 1\{i \in I_k\} [1\{R_i = "yes"\} \ln G(\Delta v_{ikl}) + 1\{R_i = "no"\} \ln(1 - G(\Delta v_{ikl}))]. \quad (2)$$

이때  $1\{\cdot\}$ 는 괄호 안의 내용이 참이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 가지는 지시함수(indicator function)이다.

여기서 본고가 중점적으로 확인할 사항은 응답자의 소득 및 응답자의 거주지와 대상 지까지의 거리가 지불의사액에 영향을 미치는가 하는 점이다. 먼저 소득의 경우 많은 기존 연구에서 소득이 높을수록 지불의사액이 커짐을 이론 및 실증적으로 보여주고 있다. 따라서 추정 시 각 소득구간  $I_k$ 에 상응하는 모수의 크기가 달라지도록 허용함으로써 이와 같은 소득효과를 설명하고자 한다. 한편, 응답자의 거주지와 대상지까지의 거리 정보를 이용하여 지불의사액에 미치는 거리-소멸 효과를 확인하고자 한다. 이는 모형의  $\alpha_l$ 을 모수화(parametrization)함으로써 얻을 수 있다. 상세한 모수화와 추정방법은 제Ⅲ장에서 다루기로 하고, 본 장에서는 총편익 산정방식을 비교하기로 한다.

### 3. 총편익의 산정

먼저 각각의 소득집단  $I_k$ 에 대해 주어진 거리  $l$ 에 해당하는 가구당 평균지불의사액을  $MWTP_k(l)$ 이라 할 때 총편익은 다음과 같다.

$$AWTP^* = \sum_{k=1}^K \int_0^L \pi_k(l) \cdot N(l) \cdot MWTP_k(l) dl. \quad (3)$$

이때  $\pi_k(l)$ 은 특정 거리  $l$ 에 해당하는 소득집단  $I_k$ 의 경험확률밀도(empirical probability density)이며,  $N(l)$ 은 거리  $l$ 에서의 모집단의 가구 수이다. 따라서  $\pi_k(l) \cdot N(l)$ 은 특정 거리  $l$ 의 총 가구 수 중 소득집단  $I_k$ 에 해당하는 가구 수를 나타낸다. 한편,  $L$ 은 총편익을 산정할 때 고려하는 모집단 중 공공시설과 가장 멀리 떨어져 있는 소비자 가구와 공공시설 간의 거리를 나타낸다.

반면, 소득과 거리를 고려하지 않은 모형을 통해 산정되는 총편익은 다음과 같다.

$$AWTP_0 = N \cdot MWTP_0. \quad (4)$$

즉, 모든 표본에 대한 가구당 평균지불의사액  $MWTP_0$ 를 구한 뒤 여기에 모집단의

가구 수  $N$ 을 곱하여 총편익  $AWTP_0$ 을 산정한다. 이와 같은 방식의 문제점은 응답자의 가구소득 및 응답자의 거주지와 공공시설 간의 거리가 모두 반영되지 않은 가구당 평균지불의사액  $MWTP_0$ 이 대표성을 갖고 있지 않음에 있다.

만일 총편익의 산정에 있어 거리의 영향을 불완전하게나마 고려하기 위해 응답자 가구의 거주지를 바탕으로 표본을 인접지역( $a$ ) 및 그보다 멀리 떨어진 기타 지역( $b$ )의 두 가지로 구분한다면 총편익은 다음과 같이 표현된다.

$$AWTP_1 = N_a \cdot MWTP_a + N_b \cdot MWTP_b. \quad (5)$$

즉, 먼저 인접지역의 표본만을 대상으로 가구당 평균지불의사액  $MWTP_a$ 를 구하고 여기에 인접지역의 가구 수  $N_a$ 를 곱하여 인접지역의 총편익을 산정한다. 같은 방식으로 기타 지역의 가구당 평균지불의사액  $MWTP_b$ 와 가구 수  $N_b$ 로부터 기타 지역의 총편익을 얻은 뒤 이들을 합하여 전국의 총편익  $AWTP_1$ 을 구하는 방식이다. 이와 같은 방법 역시  $MWTP_a$ 와  $MWTP_b$ 의 대표성이 문제가 되며, 거리-소멸 효과가 존재하는 상황에서 행정구역 단위에 맞추어 임의로 표본을 나누는 문제도 있다. 예컨대 부산, 울산 및 경상남도를 인접지역으로 묶었을 때 경상남도 내 어떤 지역 1의 거리가 경상북도 내 특정 지역 2의 거리보다도 먼 경우가 있음에도 불구하고 해당 방식은 지역 1은 인접지역으로, 지역 2는 기타 지역으로 구분함으로써 편의를 야기하는 문제가 있다. 보다 심각한 문제는 근본적으로 표본을 둘로 나누어 각각의 평균지불의사액을 따로 구하는 방법이므로 각 지역의 표본 수가 현저히 줄어들어 정보의 손실이 크다는 점이다.

마지막으로 제시금액  $B_i$ 에 대해 지불의사가 없다는 응답 중에는 단순히 지불의사가 없다고 해석되기보다는 설문 자체에 대한 응답을 거부한 ‘응답 거부(protest response)’도 포함되어 있기 때문에 NOAA 패널의 지침(Arrow *et al.*[1993])이 권고하듯이 이들은 표본에서 제외하고 분석하는 것이 바람직하다.<sup>5</sup> 엄영숙(2010)은 총편익 산정 시 이를 고려하여 표본 중 각 거리별 응답 거부의 비율만큼을 모집단의 가구 수에서 제외하는 방식을 사용하였다. 이와 같은 방식을 식 (3), (4) 및 (5)에 적용할 수 있으나, 본 연구에서는 다음과 같은 이유로 총편익 산정 시 응답 거부 비율을 고려하지 않는다. 첫째, 총편익 산정에 있어 응답 거부 비율을 사용하는 것은 기본적으로 응답 거부에 대해  $MWTP_k(l) \equiv 0$ 을 가정하는 것이다. 이는 응답 거부가 설문 자체에 대한 응답을 거부한 것이며, 지불의사가 없음을 의미하는 것은 아니라는 점에서 옳지 못한 가정이다. 둘째,

5 응답 거부에 대한 이론적 논의 및 우리나라의 사례에 대한 연구는 오형나(2012)를 참조할 것.

응답 거부 의 경우  $MWTP_k(l) \approx 0$  일 것이라는 가정을 받아들인다 해도, 표본 개수의 제약으로 인해 식 (3)의 경우 특정 소득구간과 거리에 해당하는 응답자의 수가 매우 제한적이므로 얻어진 응답 거부 비율이 대표성을 가진다고 보기 어렵다. 따라서 산정된 총편익에 응답 거부 비율을 적용하는 것은 추가적인 오차를 발생시킬 수 있다. 셋째, 소득효과 및 거리-소멸 효과를 고려하는 모형과 이들을 고려하지 않고 흔히 사용되는 경우를 엄밀히 비교하고자 하는 본 연구의 목적상 응답 거부를 고려하지 않고자 한다. 이는 대부분의 연구 및 비용편익분석에서 식 (4) 또는 식 (5)의 방식을 취하고 있기 때문이다.

### Ⅲ. 효용격차모형의 추정

추정을 위해 소득집단  $I_k$ 에 속하는 응답자  $i$ 의 관측되지 않는 효용격차  $\epsilon_{ik}$ 의 분포는 독립적으로 평균이 0이고 분산이  $\sigma_k^2$ 인 로지스틱 분포를 따른다고 하자. 이와 같이 소득집단들의 분산에 존재할 수 있는 이질성(heterogeneity)을 고려하기 위해 최저 소득집단( $k=1$ )을 기준으로 하는  $((K-1) \times 1)$  더미변수 벡터  $D_{k-1}$ 을 상정하자. 그러면 소득집단  $I_k$ 의 표준편차는  $(k-1)$ 번째 요소(component)에만 1을 갖는  $D_{k-1}$ 하에서  $\nu := (\nu_2, \nu_3, \dots, \nu_K)$ 일 때  $\sigma_k = \sigma_1(1 + D_{k-1}'\nu)$ 와 같다(Kunimitsu[2006], p.36 참조). 이때  $k > 1$ 인 경우 소득집단  $I_k$ 가 최저 소득집단과 상이한 분산을 가진다면 해당  $\nu_k$ 의 추정치는 통계적으로 유의하게 0과 다른 값을 가질 것이다. 그렇다면 ‘예/아니오’의 응답확률은 각각 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} P(R_i = "yes" | l, I_k, B_i) &= P(\epsilon_{ik} \leq \Delta v_{ikl}) \\ &= P(\epsilon_{ik}/\sigma_k \leq \Delta v_{ikl}/\sigma_k) \\ &= [1 + \exp(-A_{ikl}/(\sigma_1(1 + D_{k-1}'\nu)))]^{-1}, \\ P(R_i = "no" | l, I_k, B_i) &= 1 - [1 + \exp(-A_{ikl}/(\sigma_1(1 + D_{k-1}'\nu)))]^{-1}. \end{aligned} \quad (6)$$

위 식 (6)에서 기본적으로  $\Delta v_{ikl} \equiv A_{ikl}$ 이나,  $A_{ikl}$ 은 벡터표기방식에 의한 스칼라(scalar)를 나타낸다.

추정을 위해 거리에 따른 편익과 소득에 의한 효용이 가산적으로 분리 가능하다고 가

정하고, 소득에 대해 선형의 간접효용함수 형태를 가정하였다. 즉, 응답자  $i$ 가 제시금액  $B_i$ 만큼을 지불하고 얻는 관측 가능한 효용은 다음과 같다.

$$v_{ikl}(\alpha_l, y_i - B_i; \Omega_{k1}) := \alpha_l + \beta_k(y_i - B_i). \quad (7)$$

이때 관측 가능한 효용격차  $\Delta v_{ikl} = \alpha_l - \beta_k B_i$ 가 제시금액  $B_i$ 에 대해 선형의 함수 형태를 가짐을 알 수 있다. 그리고 로지스틱 분포의 대칭성을 이용하면 가구당 평균지불의사의 액의 추정치  $\widehat{MWT P}_k(l)$ 은  $\widehat{MWT P}_k(l) = \hat{\alpha}_l / e_k' \hat{\beta} = \hat{\alpha}_l / \hat{\beta}_k$ 와 같이 얻어진다(Hanemann [1984], p.335). 이때  $e_k$ 는  $k$ 번째 요소에만 1을 가지고 나머지는 모두 0인  $(K \times 1)$  벡터이며,  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_K)$ 이다.

한편, 소득에 대한 한계효용이 체감하는 간접효용함수의 한 형태로서 소득의 로그값에 대해 선형인 간접효용함수를 상정한다면 효용격차는 다음과 같이 표현된다.

$$\Delta v_{ikl} = \alpha_l + \beta_k \ln(1 - B_i/y_i) \simeq \alpha_l - \beta_k (B_i/y_i),$$

이때 소득 대비 제시금액의 비율  $B_i/y_i$ 가 매우 작으므로, 위와 같은 근사식을 이용할 수 있다. 그렇다면 해당 소득집단의 평균소득  $\bar{y}_k$ 를 이용하여  $A_{ikl} = \alpha_l - e_k' \beta (B_i/\bar{y}_k)$ 를 얻을 수 있고, 이때  $\widehat{MWT P}_k(l) = \hat{\alpha}_l \bar{y}_k / e_k' \hat{\beta}$ 로 얻어지므로 효용격차 및 MWTP 모두 소득의 영향을 받게 되지만, 그 추정치는 앞서 구해진 값과 동일함을 알 수 있다. 즉, 소득에 대해 한계효용이 체감하는 간접효용함수라도 소득 대비 제시금액이 매우 작기 때문에 식 (7)과 같이 선형의 간접효용함수로 근사됨을 알 수 있다.

또한 비교를 위해 관측 가능한 효용격차가 로그를 취한 제시금액  $\ln B_i$ 에 대해 선형의 형태를 가지는 경우를 상정하였다. 이때 역시 소득에 대해 한계효용은 체감하나, 제시금액을 지불하는 경우 소득상의 영향은  $\ln y_i - \ln B_i$ 와 같이 나타남을 알 수 있다. 이는 앞서 설정한 효용격차 구조모형을 따르지 않지만 유사한 형태의 임의적인 모형설정 오류(model misspecification)를 부여한 경우 추정 결과에 어떤 영향을 미치는지를 비교·확인하고자 한 것이다.

거리에 따른 편익의 크기  $\alpha_l$ 은 <Table 1>에서 보는 바와 같이 세 가지 함수 형태를 가정하였다. 먼저 거리에 따른 선형함수(모형 I)와 거리의 멱함수(power function)를 가정하여(모형 II) 추정에 사용하였다. 마지막으로 펼쳐진 지수함수(stretched exponential function)를 도입하여(모형 III)  $\alpha_l$ 이 거리에 따라 변화하는 행태를 유연한(flexible) 함수 형태로 표현하여 앞서의 선형함수 및 멱함수와 비교하고자 한다. 펼쳐진 지수함수는

〈Table 1〉 Specification of  $\alpha_l$

Model	Function	Functional form	Expected value			
			$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$
I	Linear	$\gamma_0 + \gamma_1 l$	$> 0$	$< 0$		
II	Power	$\gamma_0 l^{\gamma_1}$	$> 0$	$< 0$		
III	Stretched exponential	$\gamma_0 + \gamma_1 \exp(\gamma_2 l^{\gamma_3})$	$> 0$	$> 0$	$< 0$	$[0, 1]$

소멸효과를 설명하는 데 흔히 사용되는 함수의 형태로서, 〈Table 1〉에서 설정된 형태의 경우  $\gamma_1 > 0$ 이고  $\gamma_2 < 0$ 인 경우에  $\alpha_l$ 은  $l$ 의 단조감소함수가 된다. 그리고  $\gamma_3 = 1$ 인 경우에는 일반적인 지수함수가 되며,  $\gamma_3 = 2$ 일 때 적절한  $(\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2)$ 의 값이 주어지면 정규분포의 확률밀도함수가 된다. 이와 같이 펼쳐진 지수함수는 모수의 값에 따라 그 모양이 다양하게 바뀌는 매우 유연한 함수로서 모형 I과 II의 가정이 타당한지를 확인할 수 있는 척도가 될 것이다.

모형 I과 II에 대해  $\gamma_1 < 0$ 인 경우, 그리고 앞서 설명한 바와 같이 모형 III에서  $\gamma_1 > 0$ 이고  $\gamma_2 < 0$ 인 경우에  $\alpha_l$ 은  $l$ 의 단조감소함수이며, 이는 총편익 산정과 관련한 기존 문헌에서 거리의 영향을 고려하기 위해 흔히 상정하는 단조적인 거리-소멸 함수이다(단조함수가 아닌 거리의 영향을 고려한 공간적(spatial) 연구는 Johnston *et al.* [2011] 등을 참조). 다른 조건이 모두 같을 경우, 여행비용이나 접근성에 의한 불편비용 등에 의해 거리에 따른 편익의 크기  $\alpha_l$ 은 일반적으로  $l$ 의 감소함수(decreasing function)로 생각할 수 있으나,  $l$ 이 매우 작은 경우에는 소음 또는 교통체증 등의 불편함 때문에 오히려  $l$ 의 증가함수일 수도 있을 것이다.<sup>6</sup> 그러나 전국을 대상으로 하는 총편익 산정의 경우에 있어  $\alpha_l$ 을  $l$ 의 단조함수(monotone function)로 보고 위와 같이 가정한다. 모든 모형에 대해  $\gamma_1 = 0$ 은 응답자의 거주지와 공공시설 간의 거리가 응답자의 편익에 영향을 주지 않는 경우이다.

한편, 모든 모형에서  $\gamma_0$ ,  $\beta$ 와  $\sigma_1$ 을 분리하여 식별(identification)할 수 없으므로  $\sigma_1 = \sigma_1^2 \equiv 1$ 로 정규화(normalization)한다. 이제 위 식 (6)을 로그우도함수 (2)에 대입하여 모수  $\theta = (\gamma, \beta, \nu)$ 를 추정할 수 있다. 추정에 사용된 로그우도함수는 다음과 같다.

6 예를 들어 놀이공원이나 야구장과 같이 많은 사람들이 (상시적으로) 이용하는 시설의 경우, 주변에 사는 사람들이 시설은 가끔 이용하지만 늘 소음과 교통체증에 시달릴 수 있어 해당 시설이 거주지와 인접하여 들어서는 것에 반대할 가능성이 있다.

$$\begin{aligned}
\ln L(\theta) &= \sum_{i=1}^n [1\{R_i = "yes"\} \ln \{ \exp(A_{ikl} / (1 + D_{k-1}'\nu)) / [1 + \exp(A_{ikl} / (1 + D_{k-1}'\nu))] \} \\
&\quad + 1\{R_i = "no"\} \ln [1 + \exp(A_{ikl} / (1 + D_{k-1}'\nu))]^{-1}] \\
&= \sum_{i=1}^n [-\ln [1 + \exp(A_{ikl} / (1 + D_{k-1}'\nu))] + 1\{R_i = "yes"\} A_{ikl} / (1 + D_{k-1}'\nu)].
\end{aligned} \tag{8}$$

〈Table 2〉에서는 추정에 사용된 여섯 가지 모형을 비교하여 나열하였다. 이때 최우측 열에 있는 가구당 평균지불의사액 추정치를 식 (3)의  $MWTP_k(l)$ 에 대입하면 각각의 모형에 대해 소득과 거리를 고려한 총편익의 추정치  $\widehat{AWTP}^*$ 를 구할 수 있다.

이때 〈Table 2〉에서 구해진 가구당 평균지불의사액을 통해 식 (3), (4) 및 (5)의 총편익 산정방법을 살펴보면, 모든 모형에서  $\gamma_1 = 0$ 이고  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_K$ 인 경우에만  $\widehat{AWTP}^* = \widehat{AWTP}_0 = \widehat{AWTP}_1$ 임을 알 수 있다. 비교를 위해 각 모형하에서 소득과 거리를 고려하지 않은 모형으로서 단순히  $\alpha_l = \gamma_0$ 와  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_K =: \beta_0$ 를 가정하면, 로그우도함수 (8)을 이용하여  $\eta \in \{0, a, b\}$ 에 대해  $\widehat{MWTP}_\eta = \hat{\gamma}_\eta / \hat{\beta}_\eta$ (모형 I, II, III) 및  $\widehat{MWTP}_\eta = \exp(\hat{\gamma}_\eta / \hat{\beta}_\eta)$ (모형 IV, V, VI)를 얻을 수 있다. 한편, 소득을 고려하지 않은 모형은  $K=1$ 인 경우라 할 수 있다.

〈Table 2〉 Specification of Functional Forms for Each Model

Model	$v_{ikl}(\alpha_l, y_i - B_i; \Omega_{kl})$	$\Delta v_{ikl}$	$\alpha_l$	$A_{ikl}$	$\widehat{MWTP}_k(l)$
I	$\alpha_l + \beta_k(y_i - B_i)$	$\alpha_l - \beta_k B_i$	$\gamma_0 + \gamma_1 l$	$\gamma_0 + \gamma_1 l - e_k' \beta B_i$	$\hat{\alpha}_l / e_k' \hat{\beta}$
II	$\alpha_l + \beta_k(y_i - B_i)$	$\alpha_l - \beta_k B_i$	$\gamma_0 l^{\gamma_1}$	$\gamma_0 l^{\gamma_1} - e_k' \beta B_i$	$\hat{\alpha}_l / e_k' \hat{\beta}$
III	$\alpha_l + \beta_k(y_i - B_i)$	$\alpha_l - \beta_k B_i$	$\gamma_0 + \gamma_1 \exp(\gamma_2 l^{\gamma_3})$	$\gamma_0 + \gamma_1 \exp(\gamma_2 l^{\gamma_3}) - e_k' \beta B_i$	$\hat{\alpha}_l / e_k' \hat{\beta}$
IV	$\alpha_l + \beta_k(\ln y_i - \ln B_i)$	$\alpha_l - \beta_k \ln B_i$	$\gamma_0 + \gamma_1 l$	$\gamma_0 + \gamma_1 l - e_k' \beta \ln B_i$	$\exp(\hat{\alpha}_l / e_k' \hat{\beta})$
V	$\alpha_l + \beta_k(\ln y_i - \ln B_i)$	$\alpha_l - \beta_k \ln B_i$	$\gamma_0 l^{\gamma_1}$	$\gamma_0 l^{\gamma_1} - e_k' \beta \ln B_i$	$\exp(\hat{\alpha}_l / e_k' \hat{\beta})$
VI	$\alpha_l + \beta_k(\ln y_i - \ln B_i)$	$\alpha_l - \beta_k \ln B_i$	$\gamma_0 + \gamma_1 \exp(\gamma_2 l^{\gamma_3})$	$\gamma_0 + \gamma_1 \exp(\gamma_2 l^{\gamma_3}) - e_k' \beta B_i$	$\exp(\hat{\alpha}_l / e_k' \hat{\beta})$

## IV. 실증분석

### 1. 설문자료의 개요

실증분석을 위해 국립 부산과학관의 신축 건립 타당성 여부를 판단하기 위해 2010년에 시행한 CVM 설문자료를 이용하였다. 교육과학기술부는 부산광역시 기장군 동부산관 광단지 개발지구 내에 국립과학관을 신축하는 안을 고려하였으며, 본 과학관의 편익을 추정하기 위해 전국을 대상으로 CVM 설문을 수행하였다. 먼저 개방형 질문을 통해 총 100가구의 응답자들에게 국립 부산과학관의 건립을 위한 WTP를 사전조사(pilot survey)한 후, 응답자료의 중앙값(median)을 바탕으로 본조사를 위해 1,000원부터 10,000원까지 총 7개의 제시금액을 결정하였다. 이렇게 결정된 제시금액은 전체 응답자를 무작위로 7개 그룹으로 나눈 뒤 각각 할당하였다. 본조사에서 지불의사를 묻는 질문은 양분선택형으로 구성하여, 해당 과학관의 건립을 위해 응답자가 소득세의 형태로 연간 제시금액만큼을 지불할 의사가 있는지를 물었다. 각 지역의 전체 인구를 대상으로 임의표본(random sample)을 도출하기 위해 각 지역 내의 인구 구성비를 고려하여 각 연령의 비율에 맞추어 표본 수를 할당하였다. 조사단위는 가구이며 일대일 대면조사를 통해 총 1,000개의 응답을 얻었다.

이들 응답 중 335가구는 지불의사가 있음을, 나머지 665가구는 지불의사가 없음을 표시하였다. 이때 '응답 거부'에 해당하는 표본을 제외하기 위해 지불의사가 없다는 응답자에게 지불의사가 없는 이유를 묻는 질문을 추가적으로 하였다. 응답 거부는 해당 질문에서 '이미 충분한 세금을 내고 있으므로 그 돈으로 사업을 진행해야 한다'(252개), '정부의 건립·운영 계획을 신뢰할 수 없다'(39개) 및 '판단할 만한 충분한 정보가 주어지지 않았다'(5개)의 문항을 선택한 경우에 해당된다. 이들을 제외하면 이용 가능한 관측치는 총 704개이며, 이들 중 경남 및 울산을 포함한 부산 인접지역(a)에서 335개, 기타 지역(b)에서 369개의 관측치를 얻었다. 제시금액별 WTP 응답의 분포는 <Table 3>에 나타난 바와 같다. 이때 가장 우측열에 유효표본 중 '예'로 응답한 비율이 표시되어 있는데, 이론이 설명하는 바와 같이 제시금액이 높아질수록 이 비율이 일반적으로 감소하는 것을

〈Table 3〉 Distribution of WTP Responses by Bid

Bid (Korean won)	Total (A+B)	'Yes' (A)			'No' (B)			Protest (C)			Included (D=A+B-C)			% of 'Yes' (A/D)		
		All	a	b	All	a	b	All	a	b	All	a	b	All	a	b
1,000	143	80	36	44	63	34	29	32	20	12	111	50	61	0.721	0.720	0.721
2,000	143	64	32	32	79	39	40	34	19	15	109	52	57	0.587	0.615	0.561
3,000	143	63	32	31	80	39	41	39	18	21	104	53	51	0.606	0.604	0.608
4,000	143	43	21	22	100	51	49	44	24	20	99	48	51	0.434	0.438	0.431
5,000	143	31	17	14	112	55	57	52	32	20	91	40	51	0.341	0.425	0.275
7,000	143	34	20	14	109	52	57	38	20	18	105	52	53	0.324	0.385	0.264
10,000	142	20	12	8	122	60	62	57	32	25	85	40	45	0.235	0.300	0.178
Total	1,000	335	170	165	665	330	335	296	165	131	704	335	369	0.476	0.507	0.447

알 수 있다.

한편, 응답자의 소득별 분포는 〈Table 4〉와 같다. 먼저 설문에서는 가구당 월간 세후 소득을 10개의 구간으로 나누어 조사하였다. 분석에서는 표본의 개수를 고려하고 소득별 차이를 보기 위해 이들을 다시 고소득, 중소득 및 저소득의 세 가지로 구분( $K=3$ )하여 사용하였다. 표본의 개수가 충분히 많다면 소득그룹의 수를 늘려 보다 세밀하게 소득구간별 소득효과의 차이를 살펴볼 수 있으나, 주어진 자료는 최고 및 최저 소득구간으로 갈수록 표본의 개수가 급격히 줄어들어 소득그룹의 수를 늘릴 경우 통계적 유의성이 떨어지는 한계가 있다. 이와 같은 소득의 세 가지 구분은 〈Table 4〉의 우측에 표시되어 있는데, 표본의 절반 정도가 중소득으로 분류되었으며, 고소득과 저소득은 각각 나머지의 절반 정도로 배분되었음을 알 수 있다. 한편, 설문의 WTP 금액이 '연간' 지불 의사임을 감안하여 〈Table 4〉의 최우측열에 표본 내 각 소득구간의 전국단위 연소득 중앙값을 표시하였다. 부산 인접지역 및 기타 지역의 연소득 표본 중앙값은 각각 3,731만원과 4,024만원이었다. 소득의 평균 대신 중앙값을 제시한 이유는 최하위 구간과 최상위 구간이 각각 하방과 상방으로 열려 있기 때문에 평균을 구할 수 없으며, 중앙값이 극단치에 대해 강건한 통계량이기 때문이다.

마지막으로 설문지는 응답자 거주지의 동·리 단위 정보를 포함하고 있다. 이를 이용하여 응답자의 거주지와 대상지까지의 직선거리를 구하여 거리자료로 사용하였다.

〈Table 4〉 Distribution of Income

(Unit for income: million Korean won)

Initial income group	Monthly income	Total			Included			Income group	Count (%)			Median annual income
		All	a	b	All	a	b		All	a	b	All
1	under .99	15	8	7	9	5	4	Low	169 (0.24)	82 (0.25)	87 (0.24)	23.51
2	1~1.49	36	13	23	25	11	14					
3	1.5~1.99	78	44	34	55	32	23					
4	2~2.49	126	57	69	80	34	46					
5	2.5~2.99	191	115	76	133	74	59	Middle	347 (0.49)	179 (0.53)	168 (0.46)	38.27
6	3~3.99	302	157	145	214	105	109					
7	4~4.99	161	74	87	118	51	67	High	188 (0.27)	74 (0.22)	114 (0.31)	57.56
8	5~5.99	62	23	39	47	15	32					
9	6~6.99	13	5	8	9	4	5					
10	over 6.99	16	4	12	14	4	10					
Total		1,000	500	500	704	335	369		704	335	369	38.80

## 2. 모집단의 분포

지역별 가구 수는 2010년 인구주택총조사 결과를 이용하였다. 한편, 전국소득자료는 통계청의 가계동향조사 및 가계금융복지조사를 이용하였다. 가계동향조사자료는 전국의 소득 10분위별 가구당 평균소득을 공개하고 있다. 이를 이용하여 전국단위 모집단의 소득분포를 얻을 수 있다. 하지만 가계동향조사는 표본의 수가 상대적으로 적어 하부지역 단위 평균 및 분산의 신뢰도가 떨어지므로  $\pi_k(l)$ 을 구하는 근거로 활용하기에는 부적절하다. 따라서  $\pi_k(l)$ 을 얻기 위하여 가계금융복지조사자료를 이용하였다. 가계금융복지조사는 가장 세부적인 정보로서 광역시·도별로 취합한 자료의 분석 결과를 제공한다. 이에 근거하여  $\pi_k(l)$ 과  $N(l)$ 은 광역시·도별 정보를 이용하도록 한다. 다만, 가계금융복지조사자료는 광역시·도별 소득의 표본평균치는 공개하고 있으나 분위별 관측치는 공개하지 않고 있다. 이에 차선의 방법으로 광역시·도별 소득이 로그정규분포(lognormal distribution)를 따른다고 가정한 후, 한국노동패널의 소득표본의 지역별 분산을 이용하여  $\pi_k(l)$ 을 얻었다.

한편, 지역 간 물가수준의 차이를 고려하여 소득을 보정해야 하는 문제를 제기할 수 있으나, 이상호(2010)의 연구에 의하면 우리나라 지역 간 물가 차이가 임금증가에 미치는 효과는 미미한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 물가를 보정한 실질소득이

아닌 명목소득을 소득의 기준으로 삼는다.

### 3. 분석 결과 및 논의

제Ⅱ장의 모형을 이용하여 추정치를 얻은 뒤, 가구당 MWTP의 신뢰구간은 Krinsky and Robb(1986)의 방법을 이용하여 구하였다. 비선형의 로그우도함수로부터 추정된 모수값을 선형 근사(linear approximation)하여 구해진 MWTP의 신뢰구간은 정확하지 못한 값을 가진다고 알려져 있으므로 시뮬레이션을 통해 보다 정확한 값을 구하는 것이다 (보다 자세한 내용은 Park, Loomis, and Creel[1991], pp.65~67 참조). 본고에서는 5,000번의 시뮬레이션을 통해 신뢰구간을 구하였는데, 거리-소멸 효과를 고려한 경우에는 각각의 주어진 거리에 대해 매 5,000번의 시뮬레이션을 함으로써 전 영역에 대한 신뢰구간을 구하였다.

그리고 추정치의 신뢰도(credibility) 및 강건성(robustness)을 다양한 가정을 통해 확인하였다. 먼저 소득 및 거리-소멸 효과를 전혀 고려하지 않은 경우(Table 5), 표본을 인접지역과 기타 지역으로 나누어 불완전하게 거리-소멸 효과를 고려한 경우(Table 6), 그리고 소득효과만을 고려한 경우(Table 7) 및 거리-소멸 효과만을 고려한 경우(Table 8), 마지막으로 소득효과와 거리-소멸 효과를 모두 고려한 경우(Table 9)를 살펴보았다.<sup>7</sup> 거리-소멸 효과를 고려하지 않은 모든 경우(불완전하게 거리-소멸 효과를 고려한 경우 포함)에 대해 모형 I, II, III과 모형 IV, V, VI은 서로 동일한 결과를 보인다.

〈Table 5〉~〈Table 7〉의 추정 결과에서는 모든 추정치가 기대한 부호로, 통계적으로 매우 유의하게 얻어졌다. 불완전하게 거리-소멸 효과를 고려한 경우에는 〈Table 6〉에서 보는 바와 같이 인접지역의 평균지불의사액( $MWTP_a$ )이 기타 지역의 것( $MWTP_b$ )보다 높게 구해졌음을 알 수 있다. 그리고 소득효과를 고려한 경우 〈Table 7〉에 나타난 바와 같이 MWTP는 소득이 증가할수록 점차 증가하는 경향을 보임을 알 수 있다. 한편, 모형설정오류에 의한 비정형적인(irregular) 효용함수를 가정한 임의적 모형 IV, V와 VI의 결과는 상응하는 기타 모형들과 매우 다른 추정 결과를 나타냄을 알 수 있다.

거리-소멸 효과를 고려한 경우의 추정 결과는 〈Table 8〉에 제시되어 있다. 이때 모형 I과 IV에서는 거리-소멸 효과가 95% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

---

7 소득효과를 고려한 모형 모두에서 소득구간 간의 이분산성은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 따라서 실증분석에서는 이를 고려하지 않았다.

〈Table 5〉 Estimation Results: No Income Effect and No Distance–Decay Effect

Model Estimate	I, II, III	IV, V, VI
$\gamma_0$	0.9314 (6.21)	1.067 (6.45)
$\beta_0$	0.2413 (7.78)	0.9402 (8.06)
$MWTP_0$	3,859 [3,182, 4,509]	3,111 [2,604, 3,674]
Obs.	704	704
Log-likelihood	-452.41	-450.75

Note: Numbers in the parentheses are t values and those in the brackets are 95% confidence intervals.

〈Table 6〉 Estimation Results: Incomplete Distance–Decay Effect

Model Estimate	I, II, III		IV, V, VI	
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>a</i>	<i>b</i>
$\gamma_0$	0.8793 (4.11)	1.003 (4.74)	1.026 (4.29)	1.110 (4.84)
$\beta_0$	0.1953 (4.59)	0.2926 (6.35)	0.7921 (4.77)	1.088 (6.59)
$MWTP$	4,503 [3,308, 5,799]	3,428 [2,597, 4,182]	3,653 [2,705, 4,978]	2,773 [2,197, 3,393]
Obs.	335	369	335	369
Log-likelihood	-220.74	-228.97	-219.85	-228.51

Note: Numbers in the parentheses are t values and those in the brackets are 95% confidence intervals.

〈Table 7〉 Estimation Results: Income Effect

Model Estimate	I, II, III	IV, V, VI
$\gamma_0$	0.9313 (6.20)	1.062 (6.44)
$\beta_1$	0.3075 (6.80)	1.173 (7.44)
$\beta_2$	0.2285 (6.59)	0.8870 (6.89)
$\beta_3$	0.2058 (5.00)	0.8136 (5.43)
$MWTP_1$	3,029 [2,257, 3,983]	2,473 [2,002, 3,154]
$MWTP_2$	4,075 [3,204, 5,070]	3,312 [2,633, 4,257]
$MWTP_3$	4,526 [3,323, 6,522]	3,690 [2,694, 5,937]
Obs.	704	704
Log-likelihood	-449.81	-447.87

Note: Numbers in the parentheses are t values and those in the brackets are 95% confidence intervals.

〈Table 8〉 Estimation Results: Distance-Decay Effect

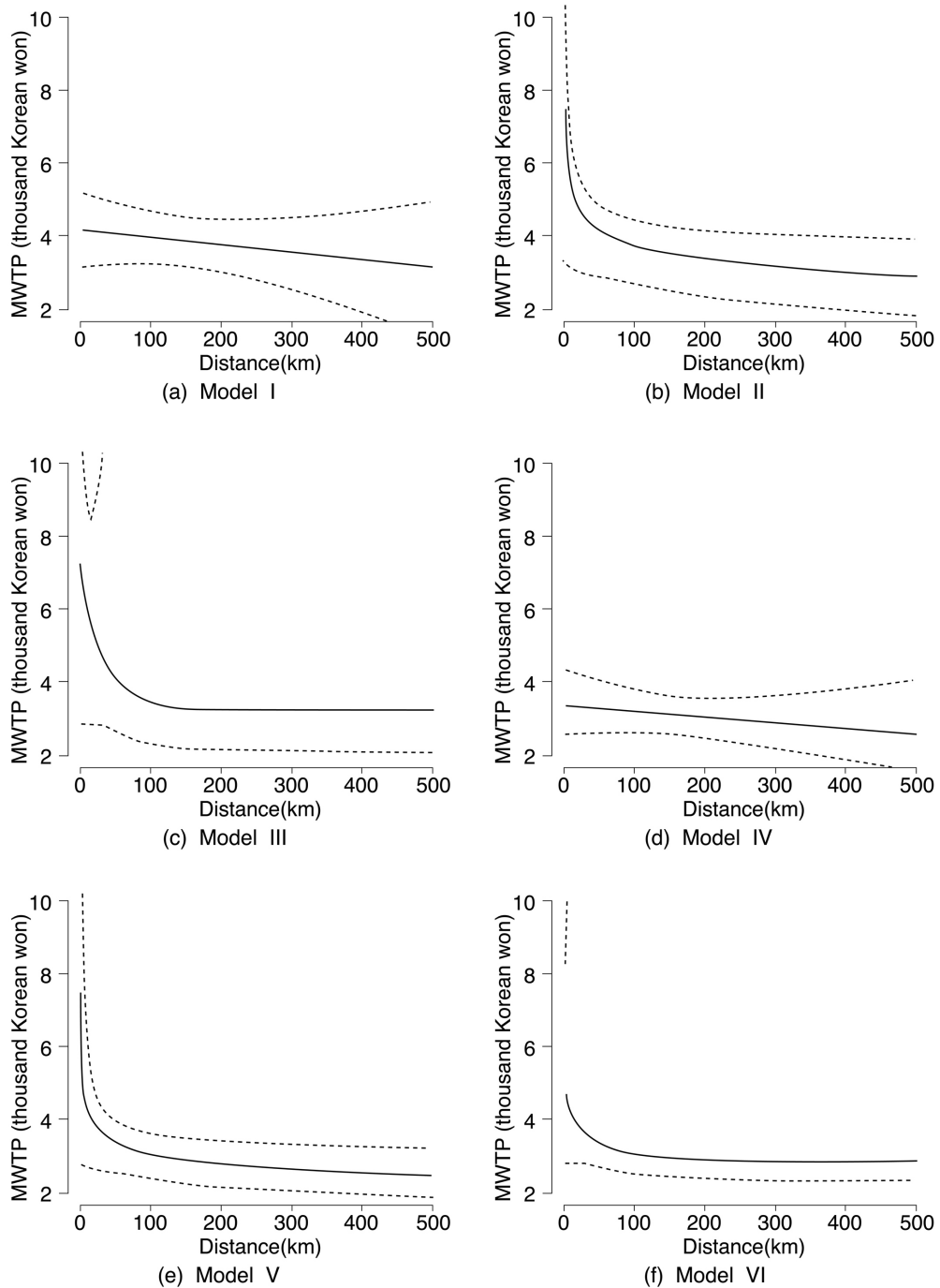
Model Estimate	I	II	III	IV	V	VI
$\gamma_0$	1.008 (5.66)	1.810 (3.29)	0.7652 (4.72)	1.146 (5.97)	1.902 (3.71)	1.039 (5.67)
$\gamma_1$	-0.0004825 (-0.81)	-0.1534 (-2.06)	1.035 (1.74)	-0.0004919 (-0.82)	-0.1328 (-2.06)	0.5762 (1.66)
$\gamma_2$			-0.05991 (-1.38)			-0.04407 (-0.67)
$\gamma_3$			0.8400 (4.97)			0.8475 (2.34)
$\beta_0$	0.2413 (7.78)	0.2409 (7.71)	0.2350 (7.63)	0.9402 (8.05)	0.9391 (8.01)	1.027 (8.63)
Obs.	704	704	704	704	704	704
Log-likelihood	-452.09	-450.10	-448.79	-450.41	-448.46	-447.69

Note: Numbers in the parentheses are t values.

이는 거리-소멸 효과가 선형적으로 나타난다는 가정이 적절하지 못함을 보여준다. 반면, 모형 II와 V에서 모든 추정치가 기대한 부호를 가지며 통계적으로 유의한 결과를 보인 것으로 보아 거리-소멸 효과는 지수적으로 감소하는 형태가 적절한 것으로 보인다. 이때에도 구조모형 II와 임의적인 모형 V의 결과는 상이한 추정 결과를 나타내었다. 또한 펼쳐진 지수함수를 가정한 모형 III과 VI에서는  $\gamma_1$ 과  $\gamma_2$ 가 95% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하게 추정되지 않았으며, 이들을 0이라 하면 모형 III, VI은 각각 모형 I, IV와 동일해진다. 따라서 소득효과를 고려하지 않고 거리-소멸 효과만을 상정한다면 모형 II가 자료를 가장 잘 설명하는 구조모형이라 할 수 있다.

[Figure 1]은 이와 같은 거리-소멸 효과를 거리에 따라 도식화한 것이다. 먼저 모형 I과 IV, II와 V, 그리고 III과 VI은 서로 유사한 결과를 보인다. 지수 형태의 거리-소멸 효과를 고려한 모형 II와 V에서는 거리가 짧은 경우 MWTP가 급격히 감소하다가 거리가 늘어날수록 완만한 감소의 경향을 보이고 있다. 이를 모형 I 및 III과 각각 비교하면 선형의 거리-소멸 효과를 가정한 경우 거리가 짧을 때의 급격한 기울기를 설명하지 못하고 있음을 알 수 있으며, 이에 따라 통계적 유의성이 떨어짐을 유추할 수 있다. 한편, 이때 점선으로 표시된 것은 95% 신뢰구간인데, 선형의 거리-소멸 효과를 가정한 경우(모형 I과 III) 신뢰구간이 거리가 매우 가깝거나 큰 경우에 상대적으로 넓게 구해짐을 알 수 있다. 이는 MWTP가 거리에 대하여 선형으로 감소하므로 짧은 거리에서는

[Figure 1] Distance–Decay of Benefit: Distance Effect



〈Table 9〉 Estimation Results: Both Income and Distance-Decay Effects

Model Estimate	I	II	III	IV	V	VI
$\gamma_0$	1.018 (5.70)	1.888 (3.33)	0.6513 (4.02)	1.151 (5.99)	1.964 (3.67)	0.9429 (5.16)
$\gamma_1$	-0.0005483 (-0.91)	-0.1637 (-2.17)	1.223 (2.14)	-0.0005586 (-0.93)	-0.1416 (-2.15)	1.508 (1.12)
$\gamma_2$			-0.03360 (-1.68)			-0.213 (-1.44)
$\gamma_3$			0.9642 (6.51)			0.5497 (3.64)
$\beta_1$	0.3082 (6.81)	0.3090 (6.80)	0.2694 (6.27)	1.176 (7.42)	1.179 (7.42)	1.191 (7.56)
$\beta_2$	0.2290 (6.60)	0.2292 (6.57)	0.2402 (6.80)	0.8888 (6.88)	0.8895 (6.84)	0.9749 (7.44)
$\beta_3$	0.2037 (4.94)	0.1998 (4.81)	0.1594 (3.97)	0.8070 (5.36)	0.7953 (5.25)	0.7741 (5.15)
Obs.	704	704	704	704	704	704
Log-likelihood	-449.39	-447.23	-447.30	-447.44	-445.34	-444.74

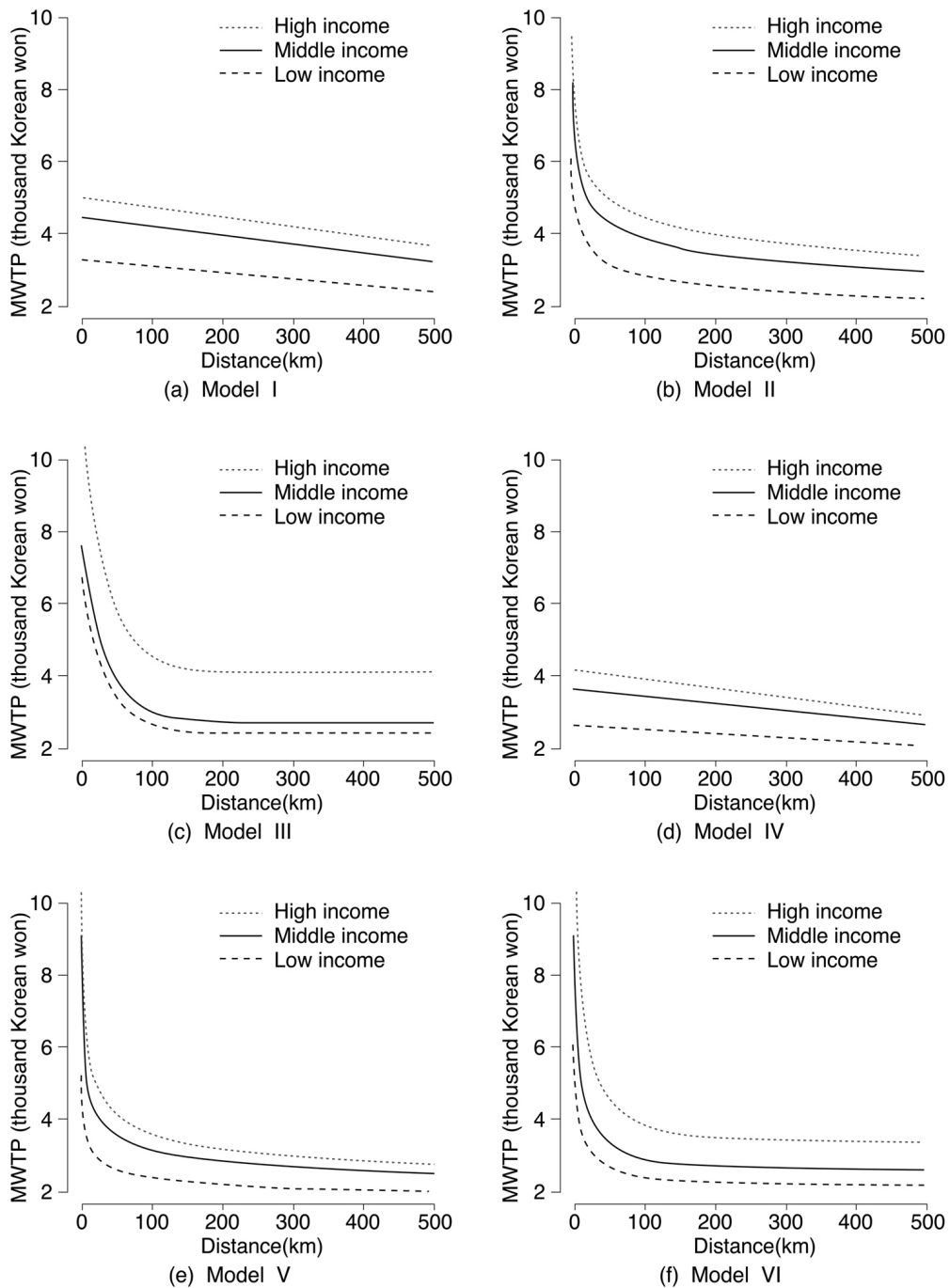
Note: Numbers in the parentheses are t values.

MWTP 값이 크기 때문에, 그리고 거리가 길어지면 거리에 대한 모수  $\gamma_1$ 의 변동폭이 크게 반영되기 때문이다.

마지막으로 소득효과와 거리-소멸 효과 모두를 고려한 추정 결과가 〈Table 9〉에 나타나 있다. 이때 거리-소멸 효과는 앞서 〈Table 8〉의 결과와 유사하게 얻어졌으며, 소득의 영향 역시 〈Table 7〉과 동일한 경향을 보인다. 소득효과와 거리-소멸 효과 모두 통계적으로 유의하게 나타났으며, 특히 구조적 모형에 부합하는 모형 II의 결과가 신뢰할 만할 것이다.

[Figure 2]는 각 모형에서 얻어진 MWTP의 소득 및 거리별 변화를 보여준다. 예상한 바와 같이 소득이 높을수록 그리고 거리가 짧을수록 높은 지불의사액을 가짐을 알 수 있다. 그리고 모형 II에서 고소득-중소득 간의 지불의사액 차이는 중소득-저소득 간의 차이보다 작게 구해졌는데, 이는 Diamond *et al.*(1993, p.42)이 지적한 바와 같이 한계 소득효과가 소득의 증가에 대하여 체감하는 경향을 설명한다. 따라서 소득효과를 보다 엄밀히 고려하고자 한다면 중소득 및 저소득 집단에서 보다 세부적인 구분을 할 필요가 있음을 확인할 수 있다.

[Figure 2] Distance–Decay of Benefit: Both Income and Distance Effects



〈Table 10〉 Aggregated Willingness to Pay

(Unit: billion Korean won)

Effect		Model					
Income	Distance	I	II	III	IV	V	VI
No	No	66.92 [55.17, 78.19]			53.95 [45.15, 63.70]		
No	Incom- plete	62.42 [46.99, 77.00]			50.53 [39.51, 63.22]		
Yes	No	68.15 [51.32, 91.97]			55.53 [42.71, 79.33]		
No	Yes	64.55 [48.28, 79.74]	59.20 [39.86, 74.19]	60.88 [39.07, *]	52.13 [40.92, 65.28]	48.62 [36.57, 61.16]	50.12 [39.52, *]
Yes	Yes	59.42 [34.45, 88.92]	58.43 [35.65, 81.94]	63.99 [36.66, *]	48.98 [34.05, 76.41]	49.10 [34.19, 72.10]	54.57 [2.963, 125.8]

Note: Numbers in the brackets are 95% confidence intervals.

총편익은 앞서 제Ⅱ장에서 논의한 방식으로 산정하였다. 〈Table 10〉은 각각의 경우에 대해 각 모형이 추정한 총편익을 95% 신뢰구간과 함께 제시하고 있다. 모형Ⅲ과 모형Ⅵ의 경우 일부 모수 추정치가 통계적으로 유의하지 않게 얻어진 결과, 시뮬레이션에 의한 95% 신뢰구간의 상한이 지나치게 크게 구해지는 경우가 있었으며, 이들은 표시하지 않았다.

가장 신뢰할 만한 모형Ⅱ에서 여러 가지 경우를 비교한 결과, 소득효과와 거리-소멸 효과를 모두 고려한 경우에 비해 이들 모두를 고려하지 않은 경우 연간 총편익이 약 14.5%(84.9억원) 높게 추정되며, 거리-소멸 효과만을 불완전하게 고려한 경우에는 약 6.8%(39.9억원) 높게 추정됨을 알 수 있다. 한편, 소득효과만을 고려한 경우 약 16.6%(97.2억원)의 과다추정이, 거리-소멸 효과만을 고려한 경우에는 약 1.3%(7.7억원)의 과다추정이 이루어진 것으로 보아 실증분석 자료의 경우 소득효과보다 거리-소멸 효과가 지배적(dominant)임을 확인할 수 있다.

소득효과와 거리-소멸 효과를 모두 고려한 경우에 상대적으로 작은 총편익 추정치를 얻은 것은 CVM 설문에 의한 편익의 추정이 보수적으로 이루어져야 한다는 NOAA 패널의 권고에 부합하는 결과이며, 일반적으로 비용편익분석에서도 사업의 불확실성이 많은 경우 보수적인 추정이 선호된다는 점에서 바람직한 결과라 할 수 있다. 다만, 모집단의 소득분포에 대한 정보가 불충분한 상태에서 앞서 설명한 바와 같이 차선책을 택한 점을 상기하면, 향후 유사한 연구를 수행함에 있어 정확한 총편익의 산정을 위해 모집단의

세부지역 단위별 소득분포에 대한 정보의 공개가 반드시 요구된다 하겠다.

## V. 시뮬레이션

본 장에서는 지금까지 논의한 소득효과와 거리-소멸 효과를 고려하지 않는 경우 어떤 결과가 예상되는지를 시뮬레이션을 통해 살펴보고자 한다. 먼저 총편익의 추정치를 참값과 비교하여, 모형의 선택에 따라 추정치가 참값과 얼마나 차이가 있는지를 검증함으로써 잘못된 모형을 선택하였을 경우의 왜곡의 크기를 알아본다. 한편, 공공시설의 입지에 따른 총편익의 추정치를 비교함으로써 지역균형발전의 관점에서 모형의 선택이 어떤 함의를 가지는지를 살펴본다.

### 1. 시뮬레이션의 개요

분석의 편의를 위해 1차원 공간  $[0, L]$ 을 고려하여, 0과  $L$ 의 위치에 새로운 공공시설을 건립하는 경우를 비교하기로 한다. 이때  $L = 500\text{km}$ 라 하고 두 경우 모두 인접지역은 해당 시설에서 150km까지의 범위로 설정한다. 즉, 공공시설의 위치  $l^F$ 가 0과  $L$ 인 경우 인접지역은 각각  $[0, 150]$ 과  $[350, 500]$ 이며, 나머지 구간은 비인접지역이다. 그리고 모집단은 총 가구 수가 1천만이며  $[0, L]$ 의 범위에 고르게(uniformly) 분포되어 있다고 가정하고, 소득분포는 고소득 및 저소득 두 그룹으로 나누어 [Figure 3]과 같다고 하자. 즉,  $[0, L]$ 의 공간에서 우측으로 갈수록 평균소득이 증가하는 경우이다.

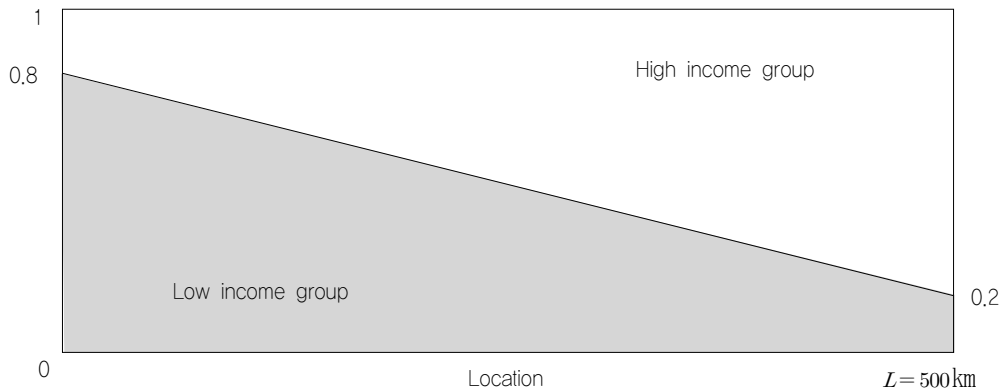
한편, 모형 II가 옳은 모형이라고 하고 모수의 참값은  $\gamma_0^* = 2$ ,  $\gamma_1^* = -0.2$ ,  $\beta_1^* = 0.3$  및  $\beta_2^* = 0.2$ 라 하며, 제시금액은 <Table 3>에서와 같이 7개를 무작위로 배분하기로 한다. 이때 총편익의 참값은

$$AWTP^*(0) = 20,000 \times \left[ \int_0^{500} (-0.0012l + 0.8) \left( \frac{2l^{-0.2}}{0.3} \right) dl + \int_0^{500} (0.0012l + 0.2) \left( \frac{2l^{-0.2}}{0.2} \right) dl \right],$$

$$AWTP^*(L) = 20,000 \times \left[ \int_0^{500} (0.0012l + 0.2) \left( \frac{2l^{-0.2}}{0.3} \right) dl + \int_0^{500} (-0.0012l + 0.8) \left( \frac{2l^{-0.2}}{0.2} \right) dl \right]$$

과 같이 계산하여 각각 296.55억원과 304.57억원으로 얻어진다.<sup>8</sup> 따라서 시뮬레이션

[Figure 3] Income Distribution of Population for Simulations



모형은 다른 모든 조건이 동일한 경우 평균소득이 높은 곳에 공공시설을 건립하는 경우 총편익이 2.7%(8.02억원) 높게 산정됨을 알 수 있다.

이때 거리-소멸 효과의 평균치( $l = 250$ 에 해당)가 모든 가구에 동일하게 작용한다고 가정함으로써 거리-소멸 효과를 고려하지 않고 소득효과만을 고려하면 총편익은 두 경우 모두 276.20억원이다. 물론 거리-소멸 효과를 완전히 배제한 모형에 의한 추정 결과는 모수가 변화할 수 있어 이 값을 앞서의 두 총편익값과 직접 비교하는 것은 의미가 없으나, 고소득 가구와 저소득 가구의 상대적 기여도는 비교 가능하다. 소득효과만을 고려한 경우 고소득 가구의 기여분은 시설의 위치와 관계없이 총편익의 60%이며, 두 효과 모두를 고려한 경우는 0의 위치에 건립하는 경우 총편익의 56.8%,  $L$ 의 위치에 건립하면 총편익의 63.2%가 고소득 가구의 기여분이 된다. 이는 소득효과와 거리-소멸 효과가 동시에 작용하여 나타난 효과이며,  $L$ 에 공공시설을 건립하는 경우 거리-소멸 효과에 의해  $L$ 에 가까울수록 총편익에 대한 기여도가 높아지는데, 이때 상대적으로 높은 WTP를 가지는 고소득 가구의 비율이 증가하기 때문이다.

본 시뮬레이션을 통해 검증하고자 하는 것은 1) CVM 설문이 모수의 참값을 잘 복원해 내는지와 2) 소득효과 및 거리-소멸 효과가 있는 상황에서 분석모형이 이 효과들을 어떻게 고려하는지에 따라 총편익의 추정치에 어떤 차이가 발생하는지의 두 가지로 나눌 수 있다. 이들 중 소득효과와 거리-소멸 효과가 있는 상태에서 이들을 고려하지 않은 경우 총편익 추정치에 어떤 영향이 있는지를 살펴보기 위해 ① 소득효과와 거리-소멸 효

8 계산된 값은 모수의 단위가 '천원'으로 설정되어 있으므로 이를 보정한 값이다.

과를 모두 고려한 경우(full model), ② 소득효과를 고려하지 않고 거리-소멸 효과만을 불완전하게 고려한 경우(incomplete model), 그리고 ③ 소득효과 및 거리-소멸 효과를 고려하지 않은 경우(naive model)의 세 가지 모형을 비교하고자 한다. 이때 모형 ①, ② 및 ③에 의한 총편익의 산정은 각각 식 (3), (5) 및 (4)를 따른다. 물론 이들 세 가지 모형 중 ①의 올바른 모형이 가장 정확한 추정치를 보일 것이며, 시뮬레이션을 통해 살펴 보고자 하는 것은 모형설정오류를 부여한 ②의 불완전한 모형과 ③의 단순한 모형에 의한 추정치와 참값 간의 차이이다. 특히 실증연구에 흔히 사용되는 단순한 모형 ③을 사용했을 때의 문제점을 규명함으로써 연구자들이 주의해야 할 점을 밝히고자 한다.

이때 특정 표본가구는 공공시설과의 거리, 소득 및 관측되지 않는 오차로 규정된다. 먼저 CVM 설문지의 모수 참값 복원 가능성을 검증하기 위해 무작위로 (500, 1,000, 100,000)개의 거리를 뽑고, 뽑힌 위치에 해당하는 소득분포로부터 해당 개수만큼의 소득을 추출(draw)한다. 마지막으로 평균이 0이고 분산이 1인 로지스틱 분포로부터 오차항을 역시 해당 개수만큼 추출한다. 이와 같이 뽑힌 가구의 거리와 소득, 모수의 참값 및 무작위로 택한 제시금액을 이용하여 효용격차를 구하고, 이를 추출된 오차와 비교하여 해당 제시금액에 대한 ‘예/아니오’의 응답표본을 구한다. 이들 표본을 대상으로 소득효과 및 거리-소멸 효과를 고려한 모형을 통해  $l^F = 0$ 인 경우와  $l^F = L$ 인 경우에 대해 각각 제Ⅲ장에서 소개한 방식으로 추정된 모수 추정치와 참값을 비교한다. 이때 1번의 시뮬레이션에 이용된 표본의 수를  $s$ , 시뮬레이션 수를  $S$ 라 하면  $s = (500, 1,000, 100,000)$ 이고,  $S = 1$ 이다.

한편, 소득효과 및 거리-소멸 효과를 고려한 모형과 고려하지 않는 모형을 비교하는 경우, 본 연구에서 상정한 CVM 설문방식을 이용하기 위해  $l^F = 0$ 인 경우 시뮬레이션은 다음과 같이 행한다. 먼저 인접지역인  $[0, 150]$ 의 구간에서 무작위로 하나의 거리를 추출한다. 이때 앞서와 같이 뽑힌 위치에 해당하는 소득분포로부터 소득을 추출하고, 오차항을 추출한 뒤, 무작위로 선택된 제시금액에 대한 ‘예/아니오’의 응답표본을 구한다. 이와 같은 과정을 500번 반복하고, 비인접지역인  $[150, 500]$ 의 구간에 대해서도 역시 500번 반복하여 총 1,000개의 표본을 얻는다. 이들 표본을 대상으로 소득효과 및 거리-소멸 효과를 완전히 고려한 올바른 모형 ①과 그렇지 않은 모형 ②와 ③에 대해 모수의 값을 추정하고, 이를 이용한 총편익의 추정치를 구할 수 있다. 마지막으로 해당 과정을 10,000번 반복하여 총편익 추정치의 신뢰구간을 구하여 세 모형을 비교할 수 있다. 본 장에서 최종적으로 비교하고자 하는 것은 상대적으로 평균소득이 높은 곳과 낮은 곳

에 건립될 공공시설들이므로,  $l^F = L$ 인 경우에 대하여 동일한 방식으로 총편익을 구한 뒤 앞서 구한 추정치와 비교하도록 한다. 이 경우에는  $s = 1,000$ 이고,  $S = 10,000$ 이다.

## 2. 시뮬레이션 결과 및 논의

먼저 CVM 설문을 이용한 소득효과와 거리-소멸 효과 관련 모수 추정치의 적합성 (validity)을 살펴보기 위한 시뮬레이션 결과는 <Table 11>에 표시된 바와 같다.

표본의 수가 적은 경우( $s = 500$ ) 일부 모수 추정치들은 통계적으로 유의하지 않고 총편익의 추정치 역시 참값과 크게 차이를 알 수 있다. 표본이 1,000개인 경우 모든 모수 추정치들이 통계적으로 유의하게 얻어졌으며, 총편익 역시 참값과 유사하게 구해짐을 알 수 있다. 물론 이는 1번의 시뮬레이션 결과이므로( $S = 1$ ) 표본의 개수가 비교적 작은 경우 추출된 표본에 따라 추정치들이 매번 변화하며, 이는 실제 CVM 설문과정에서 보다 정확한 값을 추정하기 위해 사전조사를 통해 제시금액을 조정하거나 시설에 대한 충분한 정보를 제공하는 것이 중요함을 시사한다. 그러나 표본이 매우 많은 경우( $s = 100,000$ )에는 표본선택과 무관하게 모든 모수와 총편익의 추정치가 참값을 잘 복원해 냈을 때 모형이 적합함을 확인할 수 있다.

<Table 11> Simulation Results: Checking Validity of Model

(Unit for AWTP: billion Korean won)

	True value	$s = 500$		$s = 1,000$		$s = 100,000$	
		$l^F = 0$	$l^F = L$	$l^F = 0$	$l^F = L$	$l^F = 0$	$l^F = L$
$\gamma_0$	2	2,118 (1.80)	2,459 (2.77)	2,677 (3.07)	1,908 (3.56)	1,980 (32.68)	2,069 (33.12)
$\gamma_1$	-0.2	-0.1339 (-1.92)	-0.2453 (-3.12)	-0.2410 (-3.27)	-0.1704 (-2.98)	-0.1983 (-30.63)	-0.2056 (-31.58)
$\beta_1$	0.3	0.2854 (5.83)	0.3018 (6.34)	0.3061 (8.87)	0.2965 (8.84)	0.2990 (90.48)	0.2991 (90.64)
$\beta_2$	0.2	0.1895 (4.69)	0.2012 (5.10)	0.2077 (7.28)	0.2099 (7.43)	0.2010 (70.88)	0.2025 (70.63)
Log-likelihood		-310.17	-308.56	-623.93	-627.71	-62217.10	-61896.25
$AWTP(0)$	29.66	24.88		31.37		29.57	
$AWTP(L)$	30.46		29.87		32.76		30.45

Note: Numbers in the parentheses are t values.

다음으로 <Table 12>는 앞서 상정한 ①, ② 및 ③의 모형을 비교하기 위한 시뮬레이션 결과( $s = 1,000$ ,  $S = 10,000$ )를 나타낸다. 이때 각 결과는 시뮬레이션 이후 얻어진 평균값과 95% 신뢰구간을 표시하였다. 이때 세 모형 모두에 대해 평균적으로  $A\widehat{WTP}(0) < A\widehat{WTP}(L)$ 을 얻어, 총편익의 추정치가 참값과 같은 방향으로 얻어졌음을 알 수 있다. 각 모형별 시뮬레이션 결과를 살펴보면, 먼저 소득효과와 거리-소멸 효과를 모두 고려한 올바른 모형 ①의 경우 예상한 바와 같이 모수 및 총편익의 참값을 잘 복원해 냄을 알 수 있다. 거리-소멸 효과를 불완전하게 고려하는 모형 ②에서는 두 입지 모두에 대하여 예상한 대로 인접지역의 가구당 평균지불의사액  $MWTP_a$ 가 비인접지역의  $MWTP_b$ 보다 크게 추정되었다. 그리고  $l^F = 0$ 인 경우에는 소득효과와 거리-소멸 효과가 서로 상쇄되어  $l^F = L$ 인 경우보다 인접지역과 비인접지역 간 가구당 MWTP의 차이가 작게 얻어진 것도 예상과 일치하는 결과이다. 그러나 본 모형의 문제는 두 경우 모두 총편익이 과소추정되었다는 점이다. 소득효과 및 거리-소멸 효과를 전혀 고려하지 않은 단순한 모형 ③의 경우에는 두 입지 모두에서 총편익을 과다추정하는 결과를 보였다.

시뮬레이션 결과로 얻어진 총편익 추정치의 평균값을 비교하면, 올바른 모형 ①은  $l^F = 0$ 인 경우와  $l^F = L$ 인 경우 총편익의 참값과 각각 0.13%와 0.03%의 차이만을 보여 매우 정확한 추정 결과를 도출하였음을 알 수 있다. 불완전한 모형 ②의 경우에는 평균적으로  $A\widehat{WTP}(0)$ 은  $AWTP^*(0)$ 보다 4.32%,  $A\widehat{WTP}(L)$ 은  $AWTP^*(L)$ 보다 4.86% 각각 작게 구해졌다. 한편, 단순한 모형 ③의 경우에는 평균적으로  $A\widehat{WTP}(0)$ 은  $AWTP^*(0)$ 보다 2.06%,  $A\widehat{WTP}(L)$ 은  $AWTP^*(L)$ 보다 4.53% 각각 크게 얻어졌다. 이때 두 입지에 대한 총편익 추정치 간의 차이  $A\widehat{WTP}(L) - A\widehat{WTP}(0)$ 는 각각 (7.8, 6.3, 15.8)억원이다.

모형 ②와 ③에서 점근적(asymptotic) 총편익 추정치를 살펴보기 위해  $S = 1$  및  $s = 100,000$ 하에서 시뮬레이션을 수행한 결과, 모형 ②로부터는  $A\widehat{WTP}(0) = 294.4$ 억원과  $A\widehat{WTP}(L) = 300.4$ 억원을 얻었고, 모형 ③으로부터는  $A\widehat{WTP}(0) = 310.3$ 억원과  $A\widehat{WTP}(L) = 326.7$ 억원을 얻었다. 따라서 모형 ②의 과소추정과 모형 ③의 과다추정의 문제는 상존하는 것으로 보인다. 이때 모형 ②에서는 점근적으로  $A\widehat{WTP}(0)$ 은  $AWTP^*(0)$ 보다 0.74%,  $A\widehat{WTP}(L)$ 은  $AWTP^*(L)$ 보다 1.38% 각각 작게 구해졌다. 한편, 모형 ③에서는 점근적으로  $A\widehat{WTP}(0)$ 은  $AWTP^*(0)$ 보다 4.62%,  $A\widehat{WTP}(L)$ 은  $AWTP^*(L)$ 보다 7.26% 각각 크게 얻어졌다. <Table 11>의 올바른 모형 ①로부터

〈Table 12〉 Simulation Results: Model Comparison ( $s = 1,000$ ,  $S = 10,000$ )

(Unit for AWTP: billion Korean won)

	True value	① Full model		② Incomplete model				③ Naive model	
		$l^F = 0$	$l^F = L$	$l^F = 0$		$l^F = L$		$l^F = 0$	$l^F = L$
				$a$	$b$	$a$	$b$		
$\gamma_0$	2	2.074 [1.105, 3.231]	2.078 [1.122, 3.297]	0.8953 [0.5454, 1.261]	0.6223 [0.2678, 0.9904]	0.8927 [0.5440, 1.253]	0.6195 [0.2593, 0.9883]	0.7545 [0.5078, 1.007]	0.7438 [0.4969, 0.9968]
$\gamma_1$	-0.2	-0.2023 [-0.3237, -0.08138]	-0.2028 [-0.3330, -0.08039]	-	-	-	-	-	-
$\beta_1$	0.3	0.3024 [0.2414, 0.3691]	0.3024 [0.2386, 0.3725]	0.2637 [0.1919, 0.3406]	0.2352 [0.1646, 0.3134]	0.2216 [0.1542, 0.2929]	0.2522 [0.1782, 0.3323]	0.2482 [0.1975, 0.3010]	0.2327 [0.1834, 0.2849]
$\beta_2$	0.2	0.2013 [0.1462, 0.2589]	0.2013 [0.1483, 0.2564]	-	-	-	-	-	-
$MWTP$				3,395	2,646	4,028	2,456	3,040	3,196
$AWTP(0)$	29.66	29.70 [23.16, 35.67]		28.38 [20.49, 34.90]				30.27 [24.11, 35.93]	
$AWTP(L)$	30.46		30.47 [24.07, 36.36]			28.98 [21.18, 35.45]			31.84 [25.31, 37.73]

Note: Numbers in the brackets are 95% confidence intervals.

$A\widehat{WTP}(0) = 295.7$ 억원과  $A\widehat{WTP}(L) = 304.5$ 억원으로 추정됨을 알았으므로 두 입지에 대한 총편익 추정치 간의 차이는 점근적으로 각각 (8.8, 6.0, 16.4)억원이다.

이와 같은 시뮬레이션 결과로부터 알 수 있는 것은 소득효과와 거리-소멸 효과가 존재하는 상황에서 거리-소멸 효과만을 불완전하게 고려한 모형을 사용하면 총편익의 추정치는 참값에서 벗어나 과소추정되는 결과를 얻을 수 있다는 점이다. 한편, 동일한 상황에서 소득효과 및 거리-소멸 효과를 전혀 고려하지 않는다면 반대로 총편익이 과다추정되었다. 이때 왜 불완전한 모형 ②에서는 과소추정, 단순한 모형 ③에서는 과다추정의 결과를 얻었는지는 분명치 않다. <Table 12>의 결과는 10,000번의 시뮬레이션에 의한 결과이므로 표본선택에 의한 오차라고 볼 수는 없으며, 실제로  $s = 1,000$ 에서  $S = 5,000$ 과  $S = 10,000$ 인 경우의 시뮬레이션 결과는 매우 유사하였다. 앞서 점근적 추정치의 비교에 의해서도 유사한 과소/과다 추정의 문제를 확인하였으며, 인접지역과 비인접지역을 고려하지 않은 표본 수의 배정 역시 추정치에는 영향을 주지 않는다. 제Ⅳ장의 분석 결과 얻어진 <Table 10>에서 소득효과와 거리-소멸 효과를 모두 고려하지 않은 모형에 의한 총편익 추정치가 불완전하게 거리-소멸 효과만을 고려한 모형에 의한 추정치보다 크게 나타나는 것으로 보아(모형 I, II, III에서 662억원과 617.1억원), 실증분석에 사용된 자료에 소득효과 및 거리-소멸 효과가 실제로 존재하는 경우 참값을 모르는 경우라도 과소/과다 추정될 수 있는 경향은 염두에 두어야 할 것이다. 이에 대한 증명 및 추가적인 논의는 본 연구의 범위를 넘어서는 것으로 향후 연구과제로 남기로 한다.

### 3. 지역균형발전예의 함의<sup>9</sup>

본 절에서는 시뮬레이션 결과를 통해 소득효과 및 거리-소멸 효과의 고려가 지역균형발전의 관점에서 가지는 함의가 무엇인지 논하고자 한다. 지역균형발전을 정책적으로 중요시한다면 상대적으로 낙후된 지역에 공공시설의 건립이나 인프라 투자가 보다 활발히 이루어지도록 해야 할 것이며, 일차적으로 비용편익분석상에서 최소한 낙후된 지역이 불공정한 손해를 입지는 않아야 할 것이다. 상대적 지역낙후도의 척도가 되는 것은 지역내총생산(gross regional domestic product: GRDP) 또는 지역 내 평균소득 등이

9 본 절은 기존에 소득과 거리를 고려하지 않은 CVM 연구들이 가지는 문제를 해결하는 과정에서 얻어진 부가적인 효과의 정책적 함의를 논하고자 하는 것으로, 본고가 지역균형발전을 저해하는 결과를 도출하는 CVM의 근본적 문제를 지적하고자 함은 아님을 밝힌다. 이와 같은 점을 지적해준 익명의 검토자에게 감사드린다.

될 수 있다. 따라서 해당 관점에서 CVM의 결과로 얻어진 총편익 산정방식이 평균소득이 높은 곳에 공공시설을 건립하는 경우 상대적으로 과도하게 높은 총편익 추정치를 얻도록 설정되었다면 이는 지역균형발전을 저해하는 방향, 다시 말해 지역 간 격차를 확대하는 방향으로 설정된 것이므로 재고가 필요하다.

앞서 살펴본 바와 같이 시뮬레이션 모형은 다른 모든 조건이 동일한 경우 평균소득이 높은 곳( $l^F = L$ )에 공공시설을 건립하는 경우  $l^F = 0$ 인 경우에 비해 총편익의 참값이 약 8억원 높게 산정되었으나 소득효과 및 거리-소멸 효과를 전혀 고려하지 않는다면 총편익 추정치의 차이가 약 16.4억원으로 나타나는 것으로 보아 지역균형발전의 관점에서 바람직하지 못함을 알 수 있다.<sup>10</sup> 물론 이는 소득효과와 거리-소멸 효과가 존재하는 상황에서 이들이 무시되었을 때에만 발생하는 왜곡이므로 실제 CVM 설문자료를 분석하는 경우에는 해당 효과들의 존재 여부를 검증하는 절차가 선행되어야 할 것이다. 이와 같은 절차를 거치지 않고 소득효과와 거리-소멸 효과를 고려하지 않는 모형을 사용한다면, 공공시설의 건립에 있어 지역균형발전이 중요한 정책적 판단요소인 경우 비용편익 분석에 의한 경제성 분석과 더불어 지역균형발전을 추가적으로 고려하는 것이 바람직할 것이다. 따라서 현행 예비타당성조사 시 일반적으로 소득효과와 거리-소멸 효과를 고려하지 않는 CVM 모형을 사용하지만 최종적으로 종합판단을 위한 분석적 계층화법 (Analytic Hierarchy Process: AHP)의 구조상 제1계층에서 경제성 분석(비용편익분석), 정책적 분석 및 지역균형발전을 동일한 위상으로 고려하고 있는 것은 적절한 방식이라 할 수 있다.<sup>11</sup>

## Ⅵ. 결론 및 정책제언

본고는 조건부가치측정법을 이용하여 공공시설의 신설에 따른 편익을 산정하고 이를 비용편익분석에 이용함에 있어 중요한 총편익의 산정을 보다 엄밀히 수행하는 방법을

10 시뮬레이션의 설정하에서 지역균형발전의 관점만을 고려하면 거리-소멸 효과를 불완전하게 고려한 모형이 어느 정도 의미가 있을 수 있으나, 해당 모형은 시뮬레이션에 이용한 세 모형 중 총편익의 추정치와 참값 간의 차이가 가장 큰 경우에 해당하므로 보다 근본적인 문제가 있는 모형이라 할 수 있다.

11 예비타당성조사의 종합평가를 위한 AHP의 보다 상세한 내용은 한국개발연구원(2008), 제Ⅴ장을 참조할 것.

제시하였다. 먼저 구조적 효용격차모형을 이용하여 소득효과 및 거리-소멸 효과의 크기를 직접 추정한 뒤, 모집단의 경험분포를 이용하여 보다 정확한 총편익을 산정하고자 하였다. 이때 거리-소멸 효과의 형태에 대한 가정들과 다양한 경우를 고려한 추정을 통해 산정된 총편익의 변화를 비교하였다. 실제 CVM 설문자료를 이용한 추정 결과 지불의사액에 대한 소득효과 및 거리-소멸 효과가 존재함을 확인하였으며, 총편익의 산정 시 이들을 고려하지 않는 경우 산정된 총편익의 값이 크게 달라질 수 있음을 보였다.

이에 본고는 조건부가치측정법을 비용편익분석에 이용하는 경우 총편익의 산정에 있어 주의를 기울여야 함을 강조한다. 비용편익분석에 있어 총비용의 추정이 정확히 이루어진다고 하더라도 가구당 지불의사액의 추정 및 이들을 합산하여 총편익을 산정하는 방식이 옳지 못할 경우 편익/비용(B/C) 비율<sup>12</sup>이 크게 달라질 수 있기 때문이다. 특히 B/C 비율이 1 근처에 있는 경우 총편익 산정방식에 의해 공공시설 건립의 가부를 결정하는 기준이 정반대로 바뀔 수도 있다.

한편, 효용격차 구조모형을 따르지 않는 임의적인 모형설정오류를 부여하여 유사한 추정을 수행한 결과는 구조모형과 매우 큰 차이를 보임을 알 수 있었다. 따라서 총편익의 산정은 구조모형의 설정을 따르는 것이 바람직할 것이다.

그리고 정확한 총편익의 추정에 반드시 필요한 것은 정확한 모집단의 지역별 소득분포라 할 수 있다. 아무리 정교한 모형을 사용하여 소득효과와 거리-소멸 효과를 찾는다 하더라도 모집단의 자세한 지역별 소득분포 자료가 없는 경우에는 산정된 총편익의 정확성이 감소될 수밖에 없다. 이에 본 연구가 제안하는 바는 우리나라 지역별 소득분포 자료의 구축이 시급하다는 점이다. 최근 통계청에서 지역별 평균소득을 공개하고 있으나 분위별 소득자료는 정보의 민감성 및 비정확성의 이유로 제공하지 않고 있다. 정보의 비정확성은 보다 많은 표본을 표집함으로써 해결할 수 있는 문제이다. 한편, 비록 지역별 소득분포가 민감한 자료라 하더라도 이들을 직접 비교하는 것이 아닌, 본 연구와 같이 합산에 이용하려는 연구자에게는 연구 목적으로 (식별정보를 삭제하는 등의 조치 후) 제공되어야 할 것이다.

마지막으로 시뮬레이션을 통해 모형의 적합성을 검증하였으며, 시뮬레이션 결과 소득효과 및 거리-소멸 효과가 존재하는 경우 이들을 고려하지 않거나 불완전하게 고려하는

---

12 편익/비용(B/C) 비율이란 공공시설 건립의 경제성 분석을 함에 있어 총편익의 현재가치를 총비용의 현재가치로 나눈 값으로, 이 값이 1보다 크면 편익이 비용보다 크기 때문에 공공시설 건립이 경제적으로 타당함을 의미하며, 반대로 이 값이 1보다 작으면 해당 공공시설의 건립이 경제적으로 타당하지 않음을 의미한다.

경우 추정치가 참값과 상이하게 얻어지는 것을 확인하였다. 특히 소득효과 및 거리-소  
멸 효과를 전혀 고려하지 않는 모형은 지역균형발전의 관점에서 바람직하지 않은 결과  
를 보임을 확인하였다. 즉, 소득효과 및 거리-소멸 효과를 모두 무시한 모형을 사용하  
면 평균소득이 높은 지역에 공공시설을 건립하는 경우 총편익이 상대적으로 큰 폭으로  
과다추정되는 결과를 얻음을 확인하였다. 따라서 공공시설의 건립에 있어 지역균형발전  
이 중요한 정책적 판단요소인 경우 해당 모형을 사용한다면 비용편익분석에 의한 경제  
성 분석과 더불어 지역균형발전을 추가적으로 고려하는 것이 바람직할 것이다.

## 참고문헌

- 엄영숙, 「CVM을 적용한 공공사업 경제성 분석에 있어서 총편익의 산정: 거리-소멸함수의 적용」, 『재정학연구』, 제3권 제3호, 한국재정학회, 2010.
- 오형나, 「지불거부응답의 판별」, 『한국개발연구』, 제34권 제1호, 한국개발연구원, 2012.
- 이상호, 「지역 간 이동의 결정요인 및 임금효과」, 『국제지역연구』, 제26권 제1호, 서울대학교 국제대학원 국제학연구소, 2010.
- 한국개발연구원, 『예비타당성조사 수행을 위한 일반지침 수정·보완 연구(제5판)』, 2008.
- Arrow, K., R. Solow, P. R. Portney, E. E. Leamer, R. Radner, and H. Schuman, "Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation Surveys," *Federal Register* 58, 1993, pp.4601~4614.
- Bateman, I. J., B. H. Day, S. Georgiou, and I. Lake, "The Aggregation of Environmental Benefit Values: Welfare Measures, Distance Decay and Total WTP," *Ecological Economics*, Vol. 60, Issue 2, 2006, pp.450~460.
- Bateman, I. J., I. H. Langford, N. Nishikawa, and I. Lake, "The Axford Debate Revisited: A Case Study Illustrating Different Approaches to the Aggregation of Benefits Data," *Journal of Environmental Planning and Management*, Vol. 43, Issue 2, 2000, pp.291~302.
- Boyle, K. J. and R. C. Bishop, "Welfare Measurements Using Contingent Valuation: A Comparison of Techniques," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 70, Issue 1, 2006, pp.20~28.
- Cameron, T. A. and M. D. James, "Efficient Estimation Methods for 'Closed-Ended' Contingent Valuation Survey," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, Issue 2, 1987, pp.269~276.
- Concu, G. B., "Investigating Distance Effects on Environmental Values: A Choice Modelling Approach," *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 51, 2007, pp.175~194.
- Diamond, P. A., J. A. Hausman, G. K. Leonard, and M. A. Dennings, "Does Contingent Valuation Measure Preferences? Experimental Evidence," in J. A. Hausman (ed.), *Contingent Valuation: A Critical Assessment*, Emerald Group Publishing, 1993, pp.41~85.

- Eckerlund, I., M. Johannesson, M. Tambour, and N. Zethraeus, "Value for Money? A Contingent Valuation Study of Optimal Size of the Swedish Health Care Budget," *Health Policy*, Vol. 34, Issue 1, 1995, pp.135~143.
- Hanemann, M., "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 66, No. 3, 1984, pp.332~341.
- Hanemann, M., J. Loomis, and B. Kanninen, "Statistical Efficiency of Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, No. 4, 1991, pp.1255~1263.
- Hanley, N., F. Schläpfer, and J. Spurgeon, "Aggregating the Benefits of Environmental Improvements: Distance-Decay Functions for Use and Non-Use Values," *Journal of Environmental Management*, Vol. 68, 2003, pp.297~304.
- Herriges, J. A. and J. F. Shogren, "Starting Point Bias in Dichotomous Choice Valuation with Follow-up Questioning," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 30, No. 1, 1996, pp.112~131.
- Horowitz, J. K. and K. E. McConnell, "Willingness to Accept, Willingness to Pay and the Income Effect," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 51, No. 4, 2003, pp.537~545.
- Johnston, R. J., M. Ramachandran, E. T. Schultz, K. Segerson, and E. Y. Besedin, "Characterizing Spatial Pattern in Ecosystem Service Values when Distance Decay Doesn't Apply: Choice Experiments and Local Indicators of Spatial Association," 2011 AAEA & NAREA Joint Annual Meeting at Pittsburgh, Pennsylvania, Agricultural and Applied Economics Association, July 24~26 2011.
- Krinsky, I. and A. L. Robb, "On Approximating the Statistical Properties of Elasticities," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 4, 1986, pp.715~719.
- Kunimitsu, Y., "Effects of Socio-Institutional and Emotional Factors of Japanese Farmland Rental Transactions," *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 38, Issue 1, 2006, pp.33~46.
- McConnell, K. E., "Models for Referendum Data: The Structure of Discrete Choice Models for Contingent Valuation," *Journal of Environment Economics and Management*, Vol. 18, Issue 1, 1990, pp.19~34.
- McFadden, D., "Contingent Valuation and Social Choice," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, No. 4, 1994, pp.689~708.

- McFadden, D. and G. K. Leonard, "Issues in the Contingent Valuation of Environmental Goods: Methodologies for Data Collection and Analysis," in J. A. Hausman (ed.), *Contingent Valuation: A Critical Assessment*, Emerald Group Publishing, 1993, pp.165~215.
- Park, T., J. B. Loomis, and M. Creel, "Confidence Intervals for Evaluating Benefits Estimates from Dichotomous Choice Contingent Valuation Studies," *Land Economics*, Vol. 67, No. 1, 1991, pp.64~73.
- Pate, J. and J. B. Loomis, "The Effect of Distance on Willingness to Pay Values: A Case Study of Wetlands and Salmon in California," *Ecological Economics*, Vol. 20, Issue 3, 1997, pp.199~207.
- Schläpfer, F., "Survey Protocol and Income Effects in the Contingent Valuation of Public Goods: A Meta-Analysis," *Ecological Economics*, Vol. 57, Issue 3, 25 May 2006, pp.415~429.
- Smith, V. K., "Fifty Years of Contingent Valuation," in A. Alberini and J. R. Kahn (eds.), *Handbook on Contingent Valuation*, Edward Elgar Publishing Co., 2006.
- Whitehead, J. C., "Incentive Incompatibility and Starting-Point Bias in Iterative Valuation Questions," *Land Economics*, Vol. 78, No. 2, 2002, pp.285~297.

## Monetary Policy in Open versus Closed Economies in the Presence of Distortions: A Simple Transformation and Its Applications

Kyu-Chul Jung

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

왜곡이 있는 경우 개방경제와 폐쇄경제의 통화정책 비교:  
간단한 변환과 적용

정 규 철

(한국개발연구원 부연구위원)

\* I thank Dongchul Cho, Hangyu Lee, and two anonymous referees for their helpful comments. Sejin Hwang provided excellent research assistance.

정규철: (e-mail) kchung@gmail.com, kchung@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea.

- Key Word: **Monetary Policy**(통화정책), **Isomorphism**(같은꼴 사상), **Distortion**(왜곡), **Inflation Bias**(인플레이션 편위), **International Cooperation**(국제협력)
- JEL Code: E52, E61, F42
- Received: 2013. 9. 13      • Referee Process Started: 2013. 9. 16
- Referee Reports Completed: 2013. 12. 9

## ABSTRACT

This paper compares the monetary policy problem in open economies with that in closed economies. It is found that the monetary policy problems in open and closed economies are isomorphic even in the presence of distortions in a steady state and hence the optimal monetary policies have similar properties. On the other hand, the monetary policy maker in open economies has a distorted incentive to manipulate the terms-of-trade. Because of the additional distortion in open economies, there exist gains from international monetary policy cooperation even in the case of a unit intertemporal elasticity of substitution, in contrast to the literature that abstracts from distortions in a steady state. Also, it is found that in the presence of distortions inflation bias is decreasing in openness, which is line with empirical evidence. In addition, this paper presents a simple transformation so that methods in closed-economy models are easily applicable to open-economy models.

-----

본 연구에서는 개방경제와 폐쇄경제의 통화정책 문제를 비교한다. 개방경제와 폐쇄경제의 통화정책 문제는 비록 정상상태에서 왜곡이 존재하더라도 같은 꼴이어서 최적 통화정책은 비슷한 성질을 가진다. 한편, 개방경제에서 통화정책 결정자는 교역조건을 조절하고자 하는 왜곡된 유인을 가진다. 이 왜곡으로 인해 시점 간 대체탄력성이 1이더라도 통화정책의 국제협력에 의한 이익이 발생한다. 이 결과는 기존에 왜곡을 제외시킨 문헌의 결과와는 차이가 있다. 또한 왜곡이 존재할 때 인플레이션 편향은 개방도가 높을수록 적어지는데, 이는 실증적인 증거와도 일치한다. 더불어 본 연구에서는 폐쇄경제모형에서의 방법론을 개방경제모형에 쉽게 적용할 수 있는 변환을 제시한다.

## I. Introduction

This paper compares the monetary policy problem in open economies with that in closed economies. It has been questioned whether the inward-looking monetary policy that lets the exchange rate move freely is better than the fixed-exchange-rate monetary policy. The literature claimed that the former is better than the latter by showing that the monetary policy problem in open economies is isomorphic to that in closed economies when there is no distortion in a steady state. On the other hand, in open economies there exist additional distortions related to terms-of-trade manipulation and thus the monetary policy maker faces a different problem. To explore the similarities and differences between open- and closed-economy monetary policies, one needs to compare the monetary policy problems in the presence of distortions. It is the main objective of this paper.

The contribution of this paper is three-fold. First, this paper formally shows that monetary policy problems in open and closed economies are isomorphic in richer environments. Clarida, Galí, and Gertler (2001, 2002) and Galí and Monacelli (2005) reported the isomorphism when there is no distortion in a steady state in that flexible-price equilibrium is efficient without disturbances. The main implication of the papers is that an inward-looking monetary policy is optimal. In other words, the monetary policy maker should be concerned only about domestic inflation and output gap, and then the exchange rate will be adjusted so that international resource allocations are efficient. Although some coefficients of equilibrium conditions are different, there is a tradeoff between domestic inflation and output gap stabilization as in closed economy models. That is, the monetary policy problems in open and closed economies are structurally, and thus essentially, the same. This paper extends their results such that the monetary policy problems in open and closed economies are isomorphic even in the presence of distortions in a steady state. This extension is important because distortions that the monetary policy maker faces in open and closed economies may be different as reported in Corsetti and Pesenti (2001, 2005) and Benigno and Benigno (2003). In contrast to Clarida, Galí, and Gertler (2002) and Benigno and Benigno (2003), this paper allows home bias in consumption and thus the real exchange rate is not trivially determined. Home bias is essential in a small open economy model since, otherwise, domestic production of a small open economy does not have any influence on welfare.

The main reason why the literature on the isomorphism had focused on

environments without distortions in a steady state is that in those environments the standard linear-quadratic approximation method is easily applicable. In contrast, this paper presents a transformation in the level of monetary policy problems and does not rely on the linear-quadratic approximation. Thus, we can compare the monetary policy problems in open and closed economies directly, whereas the earlier literature has compared the solutions to monetary policy problems. The thing is that to show the isomorphism, one does not need to obtain and compare the final solutions to monetary policy problems.

Second, this paper explicitly shows that the monetary policy maker tries to reduce output because of additional distortion in open economies. Corsetti and Pesenti (2001, 2005) also reported the incentive for monetary contraction in open economies. Since the monetary policy maker can affect overall price level of domestic product, he has an incentive to manipulate the terms-of-trade such that by revaluating the domestic currency, domestic product becomes expensive and hence labor supply of domestic households may be reduced. The papers showed this idea by examining how monetary policy surprise affects allocations. Rational individuals, however, understand the incentive of the monetary policy maker and thus will respond for that. Corsetti and Pesenti (2001, 2005) modeled nominal rigidity as prices are set one period in advance. In their setting, indeed, no rational expectation equilibrium exists when the monetary policy maker tries to manipulate the terms-of-trade discretionally as reported by Benigno and Benigno (2003). In contrast, this paper models nominal rigidity by a Calvo-pricing technology and obtains the incentive in rational-expectation equilibrium. Benigno and Benigno (2003) identified the conditions under which price stabilization is an optimal monetary policy. That is, the paper essentially studied what fiscal instrument eliminates monetary policy distortions. In contrast, this paper explores the monetary policy maker's incentive for a given fiscal policy, which may not be optimal, and thus shows how distortions affect the monetary policy problem in open economies. De Paoli (2009) studied the optimal monetary policy in a small open economy when distortions from monopolistic competition and terms-of-trade manipulation are both present. The paper relies on numerical analysis to see the effects of terms-of-trade manipulation in addition to those of monopolistic competition. In contrast, this paper analytically shows how the two incentives are combined.

Third, this paper presents a simple transformation so that methods in closed economy models are easily applicable to open economy models. Given the extensive literature on monetary policy in closed economy models (for example, Clarida, Galí, and Gertler [1999] and Woodford [2003] among others), one may apply the transformation to those models to get results in open economy models directly (see

Corsetti, Dedola, and Leduc [2011] for a recent survey on monetary policy in open economies). Although the model in this paper is highly stylized, it can be a good benchmark to understand basic intuitions. With relaxed assumption in open economy models, numerical approach may be required. In those situations, the results in this paper can be a good starting point, for example, in the homotopy continuation method.

This paper is organized as follows. Section II presents the model and Section III derives equilibrium conditions. Section IV presents the isomorphism between monetary policy problems in open and closed economies in each case of cooperative and non-cooperative monetary policy. Section V illustrates the results with applications and Section VI concludes.

## II. The Model

There are two countries, Home and Foreign, whose measures are, respectively,  $\gamma$  and  $1 - \gamma$ . If  $\gamma$  is small-enough, then Home is a small open economy. Products are differentiated and indexed by  $f$ . Good  $f$  in  $[0, \gamma]$  is produced at Home while good  $f$  in  $(\gamma, 1]$  is at Foreign.

### Household

Households' preference depends on their consumption and labor supply. As is standard in New Keynesian models, we assume that consumption and labor supply are separable in the utility function. We assume further that the intertemporal elasticity of substitution of consumption is one. This value is within a standard range and commonly used in the real-business cycle and New Keynesian literature. When the utility function is separable, a unit intertemporal elasticity of substitution is a condition consistent with a balanced growth path. Therefore, the preference is represented by

$$E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \ln C_t - \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right) \right],$$

where  $E_t$  denotes the expectation operator given information up to period  $t$  and  $\beta$  the discount factor.  $C_t$  is consumption and  $N_t$  labor supply in period  $t$ .  $C_t$  is an aggregate of Home product  $C_{ht}$  and Foreign product  $C_{ft}$ . The elasticity of

substitution between Home and Foreign products is also assumed to be one. Due to this assumption, the monetary policy problem becomes more tractable and can be solved analytically. Indeed, Galí and Monacelli (2005) and Faia and Monacelli (2008) reported that the monetary policy that stabilizes domestic price is optimal in a small open economy under the elasticity assumption. Home and Foreign consumption aggregates are, respectively,

$$C_t = \frac{C_{ht}^{1-\xi} C_{ft}^{\xi}}{(1-\xi)^{1-\xi} \xi^{\xi}} \quad \text{and} \quad C_t^* = \frac{C_{ht}^{*\xi^*} C_{ft}^{*1-\xi^*}}{\xi^{*\xi^*} (1-\xi^*)^{1-\xi^*}},$$

where  $\xi = (1-\gamma)\eta$  and  $\xi^* = \gamma\eta$  for  $\eta \in [0,1]$ .  $\eta$  measures openness of the economies. When  $\eta$  is equal to zero, the two countries are closed economies and households consume domestic products only. In contrast, when  $\eta$  is equal to one, they are fully open and the consumption weights are the same with the countries' sizes. When  $\eta$  is less than one, households are biased toward domestic products. In the limit case that  $\gamma$  goes to zero with positive  $\eta$ , Home is a small open economy and Foreign is a closed economy. In the literature, two country models sometimes abstract from home bias in consumption. Home bias is, however, essential in a small open economy model because, without the assumption, Home product is negligible in consumption baskets and thus both Home and Foreign agents do not care about the amount of Home production.

The elasticity of substitution among Home products and that among Foreign products are both  $\theta > 1$ . That is, the aggregators of Home and Foreign products are, respectively,

$$C_{ht} = \left( \frac{1}{\gamma^{1/\theta}} \int_0^{\gamma} C_{ht}(f)^{(\theta-1)/\theta} df \right)^{\theta/(\theta-1)}, \quad C_{ft} = \left( \frac{1}{(1-\gamma)^{1/\theta}} \int_{\gamma}^1 C_{ft}(f)^{(\theta-1)/\theta} df \right)^{\theta/(\theta-1)}.$$

Households' budget constraint in state  $h^t$  is

$$P_t C_t + \sum_{h^{t+1}} M_t(h^{t+1}) B_{t+1}(h^{t+1}) \leq W_t N_t + B_t(h^t) + \text{profits and transfers},$$

where  $B_{t+1}(h^{t+1})$  is the purchase of the bond that pays one unit of domestic currency in state  $h^{t+1}$  and  $M_t(h^{t+1})$  is the bond price. Households receive firms' profits and government transfers.

Household  $h$  is a monopolistic competitive supplier of type- $h$  labor and sets a

wage rate  $W_t(h)$  in each period  $t$ . Labor input is aggregated as

$$N_t = \left( \frac{1}{\gamma} \int_0^\gamma N_t(h)^{1/\mu_t^w} dh \right)^{\mu_t^w} \text{ for wage markup } \mu_t^w \geq 1, \text{ which is assumed to be}$$

exogenous. We assume flexible wage so that it can be reset in each period. Every household faces the same problem of wage-setting, and the household optimization implies that the real wage in equilibrium is  $W_t / P_t = \mu_t^w C_t N_t^\phi$ . That is, the wage is equal to the marginal value of labor supply, which is equal to the marginal rate of substitution between consumption and labor supply, multiplied by the wage markup. Fluctuation of  $\mu_t^w$  plays a role in New Keynesian models as a *cost-push* shock, which implies a short-run trade-off between output and inflation stabilization. Similarly,  $\mu_t^{w*}$  is Foreign wage markup.

### Firm

Home firm  $f \in [0, \gamma]$  produces with a constant-returns-to-scale technology  $Y_t(f) = A_t N_t(f)$ , where  $A_t$  is a country-specific productivity. Similarly,  $A_t^*$  denotes Foreign firms' productivity. Firms receive a subsidy  $\tau$  for each employment (they pay a tax if  $\tau < 0$ ). Thus, firms' nominal cost for unit employment is  $(1 - \tau)W_t$ . In the terms of modeling, it doesn't matter whether firms or workers receive subsidy. Moreover, sales subsidy to firms or consumption subsidy to households for domestic products also yields the same conclusion.

Nominal rigidity is modeled by the assumption of a standard Calvo pricing technology that each firm cannot reset its price with probability  $\alpha$  as introduced by Calvo (1983). The event is independent across firms and over time. We assume that a firm sets a single price in its own currency for both Home and Foreign markets. This implies that the law of one price holds for every individual product at all time,  $P_{ht}(f) = S_t P_{ht}^*(f)$  and  $P_{ft}(f) = S_t P_{ft}^*(f)$ , where the nominal exchange rate  $S_t$  is the Home currency price of Foreign currency.

### Financial Markets

We assume that financial market is complete. We will, however, show that the financial market completeness is irrelevant with a certain initial condition.

## Exogenous Stochastic Process

We assume that disturbances  $(A_t, \mu_t^w)$  and  $(A_t^*, \mu_t^{w*})$  follow Markov processes. This assumption is not critical but necessary to write the monetary policy problem in a recursive form.

## III. Equilibrium

When the elasticity of substitution between Home and Foreign products is one, households' optimization implies that they spend a constant share of their total expenditure for each product. Home and Foreign demands for Home and Foreign products are, respectively,

$$C_{ht} = \frac{(1-\xi)P_t C_t}{P_{ht}}, \quad C_{ft} = \frac{\xi P_t C_t}{P_{ft}}, \quad C_{ht}^* = \frac{\xi^* P_t^* C_t^*}{P_{ht}^*}, \quad \text{and} \quad C_{ft}^* = \frac{(1-\xi^*)P_t^* C_t^*}{P_{ft}^*},$$

where Home and Foreign consumer price indices are, respectively,  $P_t = P_{ht}^{1-\xi} P_{ft}^\xi$  and  $P_t^* = (P_{ht}^*)^{\xi^*} (P_{ft}^*)^{1-\xi^*}$ . Demand functions for individual firm's product are

$$C_{ht}(f) = \frac{1}{\gamma} \left( \frac{P_{ht}(f)}{P_{ht}} \right)^{-\theta} C_{ht}, \quad C_{ht}^*(f) = \frac{1}{\gamma} \left( \frac{P_{ht}^*(f)}{P_{ht}^*} \right)^{-\theta} C_{ht}^* \quad \text{for } f \in [0, \gamma],$$

$$C_{ft}(f) = \frac{1}{1-\gamma} \left( \frac{P_{ft}(f)}{P_{ft}} \right)^{-\theta} C_{ft}, \quad C_{ft}^*(f) = \frac{1}{1-\gamma} \left( \frac{P_{ft}^*(f)}{P_{ft}^*} \right)^{-\theta} C_{ft}^* \quad \text{for } f \in (\gamma, 1],$$

where Home consumer price indices for Home and Foreign products are, respectively,

$$P_{ht} = \left[ \frac{1}{\gamma} \int_0^\gamma P_{ht}(f)^{1-\theta} df \right]^{1/(1-\theta)}, \quad P_{ft} = \left[ \frac{1}{1-\gamma} \int_\gamma^1 P_{ft}(f)^{1-\theta} df \right]^{1/(1-\theta)}.$$

By the assumption that the law of one price holds, Foreign counterparts are  $P_{ht}^* = S_t P_{ht}$  and  $P_{ft}^* = S_t P_{ft}$ .

We have assumed that financial market is complete. We will, however, show that

the assumption is not crucial. We start with the complete financial market. A risk sharing condition is that the real exchange rate is proportional to the ratio of marginal utilities of consumption,  $S_t P_t^* C_t^* = \lambda P_t C_t$  for some  $\lambda$ . The constant  $\lambda$  depends on initial conditions. Then the value of Home output in period  $t$  is

$$\begin{aligned}
P_{ht} Y_t &= P_{ht} \left( C_{ht} + \frac{1-\gamma}{\gamma} C_{ht}^* \right) \\
&= (1-\xi) P_t C_t + \frac{(1-\gamma)}{\gamma} \xi^* S_t P_t^* C_t^* \\
&= \{1 - (1-\gamma)\eta\} P_t C_t + (1-\gamma)\eta \lambda P_t C_t \\
&= \{1 - (1-\gamma)(1-\lambda)\eta\} P_t C_t.
\end{aligned}$$

That is, the value of output is always proportional to that of consumption. In particular, if  $\lambda = 1$ , they are always the same. In that case, both trade and investment income account balances are always zero and so is current account balance. Thus, equilibrium under the complete financial market is the same with that under financial autarky. In other words, the assumption about financial market is irrelevant to the equilibrium allocation. To relax financial market completeness, the literature on open economy models often assumes that only non-contingent bonds are tradable. If countries have no initial debts, they would not have any debt in the future, either. That is, model's implications are the same in all the three financial market structures (complete financial market, financial autarky, and bond-only market) with a certain initial condition. We prefer the initial condition in that, on the one hand, it is usually assumed and, on the other hand, results do not depend on the model's specification on financial market structure.

Now we move on to firms' price-setting problem. The problem of a firm that has an opportunity to reset its price in period  $t$  is

$$\max_{P_{ht}^0(f)} E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j \frac{\beta^j C_t P_t}{C_{t+j} P_{t+j}} \left\{ P_{ht}^0(f) - (1-\tau) \frac{W_{t+j}}{A_{t+j}} \right\} \{ \gamma C_{h,t+j}(f) + (1-\gamma) C_{h,t+j}^*(f) \} \right]$$

subject to the sequence of demand functions. The additional discount factor  $\alpha^j$  reflects the probability that the firm's price set in period  $t$  cannot be reset until period  $t+j$ . One can see that all firms setting new prices face the same problem. Thus, we drop the index  $f$  in the optimal reset price. Note, also, that the law of one price implies that  $P_{ht}(f)/P_{ht} = P_{ht}^*(f)/P_{ht}^*$  for all  $f$  in  $[0, \gamma]$ . Then, the first order

condition is

$$E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(\alpha\beta)^j C_t P_t}{C_{t+j} P_{t+j}} \left\{ (P_{ht}^0)^{-\theta} - \Phi_{t+j} (P_{ht}^0)^{-\theta-1} \frac{P_{t+j} C_{t+j} N_{t+j}^{\phi}}{A_{t+j}} \right\} \left( C_{h,t+j} + \frac{1-\gamma}{\gamma} C_{h,t+j}^* \right) (P_{h,t+j})^{\theta} \right] = 0,$$

where  $\Phi_t \equiv (1-\tau)\mu^p \mu_t^w$ .  $\Phi_t$  represents distortions of the economy, that is, distortionary subsidy, price markup, and wage markup. By the market clearing condition,  $\gamma Y_t = \gamma C_{ht} + (1-\gamma)C_{ht}^*$  for all  $t$ , we have

$$\frac{P_{ht}^0}{P_{ht}} E_0 \left[ \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^j \frac{P_{h,t+j} Y_{t+j}}{P_{t+j} C_{t+j}} \left( \frac{P_{h,t+j}}{P_{ht}} \right)^{\theta-1} \right] = E_0 \left[ \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^j \left( \frac{P_{h,t+j}}{P_{ht}} \right)^{\theta} \frac{\Phi_{t+j} Y_{t+j} N_{t+j}^{\phi}}{A_{t+j}} \right].$$

Since the values of output and consumption are always the same,  $P_{h,t+j} Y_{t+j} = P_{t+j} C_{t+j}$ , we obtain the optimality condition

$$\frac{P_{ht}^0}{P_{ht}} = \frac{K_t}{F_t},$$

where we define

$$K_t \equiv E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^j \left( \frac{P_{h,t+j}}{P_{ht}} \right)^{\theta} \frac{\Phi_{t+j} Y_{t+j} N_{t+j}^{\phi}}{A_{t+j}} \right],$$

$$F_t \equiv E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^j \left( \frac{P_{h,t+j}}{P_{ht}} \right)^{\theta-1} \right].$$

That is, the price is a weighted average of current and future marginal costs multiplied by markups. In these equations, we can see that the marginal cost does not depend on Foreign variables. As explained in Clarida, Galí, and Gertler (2002), a rise in Foreign output affects the marginal cost in two channels, terms-of-trade and wealth effects. With a unit elasticity of substitution, the two effects are exactly offset. We may rewrite these equations recursively as

$$\begin{aligned}
K_t &= \frac{\Phi_t Y_t N_t^\phi}{A_t} + E_t \left[ \sum_{j=1}^{\infty} (\alpha\beta)^j \left( \frac{P_{h,t+j}}{P_{ht}} \right)^\theta \frac{\Phi_{t+j} Y_{t+j} N_{t+j}^\phi}{A_{t+j}} \right] \\
&= \frac{\Phi_t Y_t N_t^\phi}{A_t} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^{j+1} \left( \frac{P_{h,t+j+1}}{P_{h,t+1}} \right)^\theta \frac{\Phi_{t+j+1} Y_{t+j+1} N_{t+j+1}^\phi}{A_{t+j+1}} \left( \frac{P_{h,t+1}}{P_{ht}} \right)^\theta \right] \\
&= \frac{\Phi_t Y_t N_t^\phi}{A_t} + \alpha\beta E_t \left[ \Pi_{h,t+1}^\theta K_{t+1} \right].
\end{aligned}$$

and

$$\begin{aligned}
F_t &= 1 + E_t \left[ \sum_{j=1}^{\infty} (\alpha\beta)^j \left( \frac{P_{h,t+j}}{P_{ht}} \right)^{\theta-1} \right] \\
&= 1 + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^{j+1} \left( \frac{P_{h,t+j+1}}{P_{h,t+1}} \right)^{\theta-1} \left( \frac{P_{h,t+1}}{P_{ht}} \right)^{\theta-1} \right] \\
&= 1 + \alpha\beta E_t \left[ \Pi_{h,t+1}^{\theta-1} F_{t+1} \right].
\end{aligned}$$

Since the aggregate price of Home products evolves as

$$P_{ht} = [\alpha(P_{h,t-1})^{1-\theta} + (1-\alpha)(P_{ht}^0)^{1-\theta}]^{1/(1-\theta)},$$

dividing both sides by  $P_{ht}$  we have

$$1 = \alpha \Pi_{ht}^{\theta-1} + (1-\alpha) \left( \frac{K_t}{F_t} \right)^{1-\theta},$$

where  $\Pi_{ht}$  is the gross inflation rate of Home product in period  $t$ . Rewriting the

equation, we obtain  $\Pi_{ht} = g\left(\frac{K_t}{F_t}\right)$ , where

$$g(x) \equiv \left[ \frac{1}{\alpha} \{1 - (1-\alpha)x^{1-\theta}\} \right]^{1/(\theta-1)}.$$

The labor market clearing condition is

$$\begin{aligned}
N_t &= \frac{1}{\gamma} \int_0^\gamma N_t(f) df \\
&= \frac{1}{\gamma} \int_0^\gamma \frac{\gamma C_{ht}(f) + (1-\gamma) C_{ht}^*(f)}{A_t} df \\
&= \frac{1}{\gamma A_t} \int_0^\gamma \left[ \left( \frac{P_{ht}(f)}{P_{ht}} \right)^{-\theta} C_{ht} + \frac{1-\gamma}{\gamma} \left( \frac{P_{ht}^*(f)}{P_{ht}^*} \right)^{-\theta} C_{ht}^* \right] df \\
&= \frac{Y_t}{\gamma A_t} \int_0^\gamma \left( \frac{P_{ht}(f)}{P_{ht}} \right)^{-\theta} df,
\end{aligned}$$

where the last equality follows from  $P_{ht}(f)/P_{ht} = P_{ht}^*(f)/P_{ht}^*$  and  $\gamma Y_t = \gamma C_{ht} + (1-\gamma) C_{ht}^*$ . That is, the aggregate labor supply is  $N_t = Y_t \Delta_t / A_t$ , where  $\Delta_t$  denotes price dispersion defined as

$$\begin{aligned}
\Delta_t &\equiv \frac{1}{\gamma} \int_0^\gamma \left( \frac{P_{ht}(f)}{P_{ht}} \right)^{-\theta} df \\
&= \alpha \frac{1}{\gamma} \int_0^\gamma \left( \frac{P_{h,t-1}(f)}{P_{ht}} \right)^{-\theta} df + (1-\alpha) \left( \frac{P_{ht}^0}{P_{ht}} \right)^{-\theta} \\
&= \alpha \Pi_{ht}^\theta \Delta_{t-1} + (1-\alpha) \left( \frac{K_t}{F_t} \right)^{-\theta} \\
&= \alpha g \left( \frac{K_t}{F_t} \right)^\theta \Delta_{t-1} + (1-\alpha) \left( \frac{K_t}{F_t} \right)^{-\theta} \equiv h \left( \Delta_{t-1}, \frac{K_t}{F_t} \right).
\end{aligned}$$

The more price dispersion, the more labor supply required given output and productivity. Price dispersion, hence, represents the inefficiency due to nominal rigidity.

In sum, equilibrium conditions include

$$K_t = \frac{\Phi_t Y_t^{1+\phi} \Delta_t^\phi}{A_t^{1+\phi}} + \alpha \beta E_t \left[ g \left( \frac{K_{t+1}}{F_{t+1}} \right)^\theta K_{t+1} \right], \quad (1)$$

$$F_t = 1 + \alpha\beta E_t \left[ g \left( \frac{K_{t+1}}{F_{t+1}} \right)^{\theta-1} F_{t+1} \right], \quad (2)$$

$$\Delta_t = h \left( \Delta_{t-1}, \frac{K_t}{F_t} \right), \quad (3)$$

$$\Pi_{ht} = g \left( \frac{K_t}{F_t} \right). \quad (4)$$

There are five variables in the four equations above. The remaining equation is the monetary policy function. As is standard in the optimal policy literature, we do not explicitly express the policy function. We, instead, describe the relationship among the endogenous variables in equilibrium.

#### IV. The Monetary Policy Problem and Transformation

For a normative analysis of the monetary policy, we set the objective function of the policy maker explicitly based on individuals' preference. That is, a benevolent policy maker is to maximize the expected utility of households subject to private agents' optimality conditions. The welfare function of Home policy maker is,

$$\text{therefore, } E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \ln C_t - \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right) \right].$$

It is convenient to rewrite the welfare function in terms of output instead of consumption. The real exchange rate  $Q_t$  (the price of Foreign consumption basket in terms of Home consumption basket) and terms-of-trade  $J_t$  (the price ratio of imported goods to exported goods) have the following relationship.

$$\ln Q_t = \ln \left( P_{ht}^{\xi^*} P_{ft}^{1-\xi^*} \right) - \ln \left( P_{ht}^{1-\xi} P_{ft}^{\xi} \right) = (1-\xi-\xi^*) (\ln P_{ft} - \ln P_{ht}) = (1-\xi-\xi^*) \ln J.$$

Then we can rewrite the risk sharing condition  $C_t = Q_t C_t^*$  as

$$\ln C_t = (1-\xi-\xi^*) \ln J_t + \ln C_t^*. \quad (5)$$

Since the values of Home output and consumption are always the same,

$$\begin{aligned}\ln Y_t &= \ln(P_t C_t) - \ln P_{ht} \\ &= (1 - \xi) \ln P_{ht} + \xi \ln P_{ft} + \ln C_t - \ln P_{ht} \\ &= \xi \ln J_t + \ln C_t.\end{aligned}\tag{6}$$

Its Foreign counterpart is

$$\ln Y_t^* = -\xi^* \ln J_t + \ln C_t^*.\tag{7}$$

Solving equations (5), (6), and (7) simultaneously, we obtain

$$\ln C_t = (1 - \xi) \ln Y_t + \xi \ln Y_t^*.$$

Therefore, the objective function of Home policy maker is

$$E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( (1 - \xi) \ln Y_t + \xi \ln Y_t^* - \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right) \right].\tag{8}$$

Its Foreign counterpart is

$$E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \xi^* \ln Y_t + (1 - \xi^*) \ln Y_t^* - \frac{N_t^{*1+\phi}}{1+\phi} \right) \right].$$

Now, we are ready to compare monetary policies in open and closed economies.

### Monetary Policy Problem in Closed Economies

If  $\xi = 0$ , then Home is a closed economy. The consumer price and domestic price are identical and so are inflations,  $\Pi_{ht} = \Pi_t$ . Therefore, the monetary policy problem is

$$\begin{aligned}
\max \quad & E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \ln Y_t - \frac{(Y_t \Delta_t)^{1+\phi}}{1+\phi} \right) \right] \\
\text{subject to} \quad & K_t = \frac{\Phi_t Y_t^{1+\phi} \Delta_t^\phi}{A_t^{1+\phi}} + \alpha \beta E_t \left[ g \left( \frac{K_{t+1}}{F_{t+1}} \right)^\theta K_{t+1} \right], \\
& F_t = 1 + \alpha \beta E_t \left[ g \left( \frac{K_{t+1}}{F_{t+1}} \right)^{\theta-1} F_{t+1} \right], \\
& \Delta_t = h \left( \Delta_{t-1}, \frac{K_t}{F_t} \right), \\
& \Pi_t = g \left( \frac{K_t}{F_t} \right).
\end{aligned}$$

### Cooperative Monetary-policy Problem

The monetary policy makers in the two countries maximize the weighted sum of the expected utilities of the two countries. We assume that every individual is equally weighted. That is, the weights of the two countries are proportional to the countries' sizes,  $\gamma$  and  $1-\gamma$ . Then the objective function is

$$\begin{aligned}
& \gamma E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( (1-\xi) \ln Y_t + \xi \ln Y_t^* - \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right) \right] + (1-\gamma) E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \xi^* \ln Y_t + (1-\xi^*) \ln Y_t^* - \frac{N_t^{*1+\phi}}{1+\phi} \right) \right] \\
& = E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \gamma \left( \ln Y_t - \frac{(Y_t \Delta_t)^{1+\phi}}{1+\phi} \right) + (1-\gamma) \left( \ln Y_t^* - \frac{(Y_t^* \Delta_t^*)^{1+\phi}}{1+\phi} \right) \right\} \right].
\end{aligned}$$

where we used  $\gamma(1-\xi) + (1-\gamma)\xi^* = \gamma$  and  $\gamma\xi + (1-\gamma)(1-\xi^*) = 1-\gamma$ . Note that Home and Foreign variables in the objective function are additively separable. Also, the set of equilibrium conditions are divided into equations with Home variables and with Foreign variables. Thus, the optimal cooperative monetary policy should solve

$$\max \quad E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \ln Y_t - \frac{(Y_t \Delta_t)^{1+\phi}}{1+\phi} \right) \right]$$

subject to (1), (2), (3), and (4). The only difference from the monetary policy

problem in closed economies is domestic inflation rather than CPI inflation.

**Proposition 1 (Cooperative monetary policy)** The monetary policy problem in open economies is isomorphic to that in closed economies with a transformation  $\Pi_t \rightarrow \Pi_{ht}$ .

**Remark** The key reason for the isomorphism is that Home marginal cost does not depend on Foreign variables explicitly in open economies. Firms' price setting is summarized by  $K_t$  and  $F_t$ , from which we can see the optimal reset price is the weighted average of current and future marginal costs. In general, Foreign production may affect Home marginal cost through two channels. First, if Foreign output increases, Home output becomes relatively scarce and hence the terms-of-trade improves. Given Home consumption level, it reduces Home marginal cost. Second, if Foreign output increases, so does Home consumption. Then the marginal value of leisure increases and thus labor input becomes more expensive. Therefore, the wealth effect by a rise in Foreign output implies higher Home marginal cost. As reported in Clarida, Galí, and Gertler (2002), the two effects are exactly offset when the elasticity of substitution is one. Thus, Home marginal cost does not depend on Foreign output directly. The property holds regardless of distortions, which is the main factor for Proposition 1.

The result in Clarida, Galí, and Gertler (2002) can be directly implied by Proposition 1. Compared with Proposition 1, the paper assumed no distortions in a steady state and showed their results in an approximated problem. We could extend their results because we compared not the solutions to the policy problems but the policy problems themselves.

#### Non-cooperative Monetary-policy Problem

The monetary policy maker maximizes Home households' expected utility given Foreign agents' decision. Now we will show a transformation that links the monetary policy problem in open economies to that in closed economies. Let  $\tilde{Y}_t \equiv (1 - \xi)^{-1/(1+\phi)} Y_t$ . Then we may rewrite the objective function as

$$(1 - \xi)E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \ln \tilde{Y}_t - \frac{(\tilde{Y}_t \Delta_t)^{1+\phi}}{(1+\phi)A_t^{1+\phi}} \right) \right] + E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \xi \ln Y_t^* + \frac{1-\xi}{1+\phi} \ln(1-\xi) \right) \right].$$

Note that the second term is independent of Home monetary policy. Thus, the problem of the non-cooperative policy maker can be rewritten as

$$\begin{aligned}
\max \quad & E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \ln \tilde{Y}_t - \frac{(\tilde{Y}_t \Delta_t)^{1+\phi}}{(1+\phi) A_t^{1+\phi}} \right) \right] \\
\text{subject to } & K_t = \frac{\tilde{\Phi}_t \tilde{Y}_t^{1+\phi} \Delta_t^\phi}{A_t^{1+\phi}} + \alpha \beta E_t \left[ g \left( \frac{K_{t+1}}{F_{t+1}} \right)^\theta K_{t+1} \right], \\
& F_t = 1 + \alpha \beta E_t \left[ g \left( \frac{K_{t+1}}{F_{t+1}} \right)^{\theta-1} F_{t+1} \right], \\
& \Delta_t = h \left( \Delta_{t-1}, \frac{K_t}{F_t} \right), \\
& \tilde{\Pi}_t = g \left( \frac{K_t}{F_t} \right),
\end{aligned}$$

where  $\tilde{\Phi}_t \equiv (1-\xi)\Phi_t$  and  $\tilde{\Pi}_t \equiv \Pi_{ht}$ . The transformed problem has the same structure with that of the monetary policy problem in closed economies.

**Proposition 2 (Non-cooperative monetary policy)** The monetary policy problem in open economies is isomorphic to that in closed economies with a transformation  $(Y_t, \Phi_t, \Pi_t) \rightarrow ((1-\xi)^{-1/(1+\phi)} Y_t, (1-\xi)\Phi_t, \Pi_{ht})$ .

Compared to the problem in closed economies, there is an additional term in distortions  $(1-\xi)$ . That is, the monetary policy maker in open economies behaves as if there is a distortionary employment subsidy  $\xi$ . In other words, Home output is produced too much due to the subsidy in the view point of the policy maker and thus should be reduced at optimum.

The welfare function, equation (8), shows that only  $(1-\xi)$  portion of domestic output is consumed by Home households in equilibrium. Thus, the tradeoff between consumption and labor supply is different in open economies. In particular, labor supply in open economies should be less than that in closed economies. That is, the open-economy monetary policy should be more contractionary.

## V. Applications

To illustrate the results in this paper, we present three applications. The first application shows that the results in the early literature can be easily driven by the transformation in this paper. The second application explores differences between the monetary policy in open and closed economies. The main difference is the distortions that the monetary policy maker faces. Due to this difference, there are gains from monetary policy cooperation, which is a different implication from Clarida, Galí, and Gertler (2002). The final application shows how to obtain inflation bias in open economies with results in closed economy models.

### 1. Stabilization in the Case of a Non-distorted Steady State.

First, in the cases of the monetary policy cooperation, Proposition 1 says that the only difference in monetary policies is inflations that the policy maker targets. Thus, without distortions in a steady state, the result that the monetary policy maker in closed economies balances inflation and output gap stabilization continues to hold in open economies in that the policy maker balances domestic inflation and output gap stabilization.

Now we move on to the cases of the non-cooperative monetary policy. Suppose that fiscal policy is set such that there is no distortion in a steady state,  $\tilde{\Phi} = 1$  or  $(1 - \xi)(1 - \tau)\mu^p\mu^w = 1$ . Note that the log deviations from the efficient output do not change by the transformation,  $\ln \tilde{Y}_t - \ln \tilde{Y}^e = \ln Y_t - \ln Y^e$ , where  $Y^e$  is output in the flexible price equilibrium. Therefore, if one expresses the monetary policy in terms of output gap and inflation, the solutions to the monetary policy problems in open and closed economies would be the same except that in open economies domestic inflation is used instead of consumer price inflation. Again, in equilibrium the monetary policy would balance domestic inflation and output gap stabilization. Galí and Monacelli (2005) assumed that the wage markup is always one in a small open economy. Remind that as  $\gamma$  goes to zero, Home is a small open economy and  $\xi = (1 - \gamma)\eta \rightarrow \eta$ . The paper further assumed that  $(1 - \eta)(1 - \tau)\mu^p = 1$ . Then  $\tilde{\Phi}_t = 1$  for all  $t$ . In closed economies without a cost-push shock, price stabilization is an optimal monetary policy. According to the transformation in this paper, the open-economy counterpart is that domestic price stabilization is an optimal

monetary policy, which is the same with the result in Galí and Monacelli (2005).

We have shown that in both cases, one can obtain the optimal monetary policy in open economies directly by applying the transformation in this paper. When there is no distortion in a steady state, the optimal monetary policy in open and closed economies are very similar. The subsidy rates for a non-distorted steady state are, however, different in open and closed economies. In the next subsection, we will show that the difference has an important implication.

## 2. Gains from Monetary Policy Cooperation

This paper claims that there exist gains from monetary policy cooperation since the non-cooperative monetary policy maker has an incentive to reduce domestic output. Clarida, Galí, and Gertler (2002) reported that there are no gains from monetary policy cooperation when the intertemporal elasticity of substitution is one. The main point of the paper is that with a unit elasticity of substitution Foreign output level does not affect Home marginal cost. An important assumption of the paper is that fiscal policy eliminates distortions in a steady state in both cooperative and non-cooperative cases. The required subsidy rates are, however, different in the two cases. We, hence, examine whether there exist gains from monetary policy cooperation given fiscal policy.

**Proposition 3** Given fiscal policy, there are gains from monetary policy cooperation.

*Proof.* At optimum the welfare in the cooperative monetary policy cannot be less than that in the non-cooperative monetary policy. Then it is enough to show that the optimal non-cooperative monetary policy does not solve the problem of the cooperative monetary policy. The optimal non-cooperative monetary

policy maximizes  $E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ (1 - \xi) \ln Y_t - \frac{(Y_t \Delta_t)^{1+\phi}}{1+\phi} \right\} \right]$ , while the optimal

cooperative monetary policy does  $E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \ln Y_t - \frac{(Y_t \Delta_t)^{1+\phi}}{1+\phi} \right\} \right]$ , where the

constraints (1), (2), and (3) are common in the two cases. It is obvious that the solutions to the two problems are different, which completes the proof.

The non-cooperative policy maker induces less output than the cooperative

policy maker does. As we have already explained, the reason is that the non-cooperative policy maker ignores Foreign consumption of domestic output. Corsetti and Pesenti (2001, 2005) also reported that the monetary policy maker in open economies has an incentive to manipulate the terms-of-trade. By more contractionary monetary policy, domestic outputs become more expensive and domestic households supply less labor. Although domestic consumption is also reduced, the reduction of labor supply has larger effect on the welfare. Therefore, the monetary policy maker tries to revalue the domestic currency.

The difference from the early literature is that we compare the welfares for given fiscal policy. The main lesson is that in open economies the monetary policy makers have a distorted incentive, which can be eliminated by the international monetary cooperation.

### 3. Inflation Bias

Following from the seminal papers of Kydland and Prescott (1977) and Barro and Gordon (1983), a large literature has studied the problem of inflation bias under discretionary or time-consistent monetary policy. This paper compares inflation bias in open and closed economies. This exercise will illustrate the differences of monetary policies in open and closed economy more clearly. Also, through the exercise one can see how to apply the transformation in this paper.

First, remind that the values of consumption and output are always the same,  $P_t C_t = P_{ht} Y_t$ . In terms of inflations, we have  $\Pi_t = \Pi_{ht} C_{t-1} Y_t / (C_t Y_{t-1})$ . Therefore, the consumer price inflation and domestic inflation are the same in stationary equilibrium,  $\Pi = \Pi_h$ . That is, it is not necessary to distinguish the two inflations in stationary equilibrium.

The optimal inflation rate in stationary equilibrium of the Ramsey problem is zero ( $\Pi = 1$ ) as shown in Benigno and Woodford (2005). Now consider the optimal inflation rate in stationary equilibrium of the time-consistent policy problem. Since we are focusing on stationary equilibrium, exogenous aggregate variables are assumed to have their steady state values. The equilibrium concept here is a Markov perfect equilibrium. As in Klein, Krusell, and Ríos-Rull (2008), a time-consistent equilibrium consists of a value function  $V(\cdot)$  and policy functions  $\{\tilde{Y}(\Delta), K(\Delta), F(\Delta), \Delta'(\Delta)\}$  such that for all  $\Delta \geq 1$ , the policy functions solve

$$\begin{aligned}
& \max_{\{\tilde{Y}, K, F, \Delta'\}} \ln \tilde{Y} - \frac{(\tilde{Y}\Delta)^{1+\phi}}{1+\phi} + \beta V(\Delta') \\
& \text{subject to} \quad K = \tilde{\Phi} \tilde{Y}^{1+\phi} \Delta^\phi + \alpha \beta g \left( \frac{K(\Delta')}{F(\Delta')} \right)^\theta K(\Delta'), \\
& \quad F = 1 + \alpha \beta g \left( \frac{K(\Delta')}{F(\Delta')} \right)^{\theta-1} F(\Delta'), \\
& \quad \Delta' = h \left( \Delta, \frac{K}{F} \right);
\end{aligned}$$

and the value function satisfies

$$V(\Delta) \equiv \ln \tilde{Y}(\Delta) - \frac{(\tilde{Y}(\Delta)\Delta)^{1+\phi}}{1+\phi} + \beta V(\Delta'(\Delta)).$$

One may think this problem as the monetary policy maker in each period chooses current monetary policy given the future policy function. That is, the monetary policy maker cannot commit future policy. Nonetheless, monetary policy in each period affects future policy through the state variable  $\Delta$ . The monetary policy maker rationally expects that the future monetary policy is also optimal given price dispersion in the future period. The allocations in a stationary equilibrium satisfy  $\bar{\Delta} = \Delta'(\bar{\Delta})$ ,  $\bar{K} = K(\bar{\Delta})$ ,  $\bar{F} = F(\bar{\Delta})$ . Then the inflation in the stationary

equilibrium is  $\tilde{\Pi} = g \left( \frac{\bar{K}}{\bar{F}} \right)$ . Inflation bias is, therefore,  $\Pi - 1 = g \left( \frac{\bar{K}}{\bar{F}} \right) - 1$ .

In a closed economy model, Woodford (2003) showed that when distortion is small (that is,  $\tilde{\Phi}_t \approx 1$ ), inflation bias is

$$\frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)(\Phi-1)}{\alpha(1-\beta) + \theta(1-\alpha)(1-\alpha\beta)(1+\phi)}.$$

According to the transformation, inflation bias in open economies is

$$\begin{aligned}\Pi - 1 &= \frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)(\tilde{\Phi}-1)}{\alpha(1-\beta) + \theta(1-\alpha)(1-\alpha\beta)(1+\phi)} \\ &= \frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)\{(1-\xi)(1-\tau)\mu^p\mu^w-1\}}{\alpha(1-\beta) + \theta(1-\alpha)(1-\alpha\beta)(1+\phi)}.\end{aligned}$$

**Proposition 4** Inflation bias is decreasing in openness in the case of small distortions.

Although we conjecture that the proposition holds even in the case of large distortions, we have not proved it yet. Proposition 4 is in line with the empirical result in Romer (1993), which reported that average inflation was lower in more open economies.

Corsetti and Pesenti (2001, 2005) also reported the difference in open and closed economies and less inflationary bias in open economies. The papers, however, examined how *unanticipated* monetary shocks affect the welfare. The exercise in the papers is useful to understand intuition but inconsistent with rational expectation equilibrium. In their model, agents set price one period in advance. Anticipated inflations do not have any effect on the allocations and thus welfare. That is, if agents understand the policy maker's incentive and expect contractionary monetary policy, they will change prices accordingly. Indeed, there is no time-consistent rational expectation equilibrium when the monetary policy maker has such an incentive. In contrast, we model nominal rigidity by a Calvo-pricing technology and obtain inflation bias in rational expectation equilibrium.

For calibration we mostly follow Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005), which is a key paper in the literature on monetary policy estimation. We let the period length be a quarter and the discount factor  $\beta = 1.03^{-0.25}$ , which implies an annualized real interest rate of 3%. The inverse of the Frisch elasticity of labor supply is set to be one,  $\phi = 1$ . The Calvo-pricing parameter is  $\alpha = 0.6$ , which means that firms change their prices every 2.5 quarters on average. Price and wage markups are  $\mu^p = 1.2$  and  $\mu^w = 1.05$ .

Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005) studied a closed economy and abstracted from fiscal policy. In open economies, we need to calibrate the weight of imports in the consumption basket  $\xi$ . The volume of international trade has been growing faster than world production. A reason is the globalization of supply chains as reported in Hummels, Ishii, and Yi (2001). As each country has specialized in

particular production stages, trades of intermediate goods have increased rapidly. In such supply chains, a fraction of imports are used not for domestic consumption but for export. For our purpose, we may have to exclude imports for export. In the model in this paper, the values of consumption and output are the same. Hence,  $\xi$  is the ratio of imports to GDP, where imports should include only goods and services for domestic use. For calibration we have chosen the Korean economy. The value of imports to Korea is about a half of the value of GDP of Korea. Around 60 percent of imports are for domestic use. Thus, we set  $\xi = 0.3$ .

The remaining parameter is the employment subsidy  $\tau$ . Note that it does not matter whether firms or workers receive subsidy and that sales subsidy to firms or consumption subsidy to households for domestic products also yields the same conclusion. The thing is the overall distortion by fiscal policy. To calibrate the subsidy, we use the total tax revenue (excluding social security) in the OECD database. The tax revenue of the Korean economy in 2012 is about 20.2% of GDP, which is a little higher than the OECD average. Thus, we set  $\tau = -0.202$ .

Then the overall distortion is  $\tilde{\Phi} = 1.06$  or 6%, which is far smaller than the corresponding distortion in closed economies,  $\tilde{\Phi} = 1.51$  or 51%. With these parameters the annualized inflation bias in the open economy is estimated to be about 2.0%, which is far less than that in closed economies, 18.2%. That is, the monetary policy maker in the open economy has far smaller inflationary bias. Although the model in this paper is highly stylized and thus the estimates of inflation bias should be interpreted with caution, this example shows that the distortion from terms-of-trade manipulation may be as important as the distortions from price and wage markups.

When distortions are not small-enough, one may not use a perturbation method around an efficient equilibrium. In closed economy models Anderson, Kim, and Yun (2010) obtained inflation bias in a Markov perfect equilibrium using a projection method. The numerical method is also applicable to the problem in open economies by adjusting distortions.

## VI. Conclusion

This paper has shown that the monetary policy problem in open economies is isomorphic to that in closed economies even in the presence of distortions. From the transformation, we have learned that the key difference between open and closed

economies is the distortion that the monetary policy maker faces. Due to the difference of the distortion, there are gains from monetary policy cooperation, and the time-consistent monetary policy is less inflationary in open economies.

An important assumption in this paper is that the elasticity of substitution is equal to one. Although with other elasticity values one may not obtain the isomorphism analytically and needs to rely on numerical approach, it is important to understand how different distortions are in open and closed economies. Another direction for future work is to relax the assumption of perfect exchange rate pass-through. In the cases of local-currency pricing, Engel (2011) showed that the monetary policy maker should be concerned about currency misalignments and target consumer price inflation instead of domestic inflation. Then it is a key question whether the time-consistent monetary policy is less inflationary in open economies in the cases of imperfect exchange rate pass-through.

## References

- Anderson, Gary S., Jinill Kim, and Tack Yun, "Using a Projection Method to Analyze Inflation Bias in a Micro-Founded Model," *Journal of Economic Dynamics and Control* 34(9), 2010, pp.1572~1581.
- Barro, Robert J. and David B. Gordon, "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model," *Journal of Political Economy* 91(4), 1983, pp.589~610.
- Benigno, Gianluca and Pierpaolo Benigno, "Price Stability in Open Economies," *Review of Economic Studies* 70(4), 2003, pp.743~764.
- Benigno, Pierpaolo and Michael Woodford, "Inflation Stabilization and Welfare: The Case of a Distorted Steady State," *Journal of the European Economic Association* 3(6), 2005, pp.1185~1236.
- Calvo, Guillermo A., "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics* 12(3), 1983, pp.383~398.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy* 113(1), 2005, pp.1~45.
- Clarida, Richard, Jordi Galí, and Mark Gertler, "The Science of Monetary Policy," *Journal of Economic Literature* 37(4), 1999, pp.1661~1707.
- Clarida, Richard, Jordi Galí, and Mark Gertler, "Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An Integrated Approach," *American Economic Review* 91(2), 2001, pp.253~257.
- Clarida, Richard, Jordi Galí, and Mark Gertler, "A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis," *Journal of Monetary Economics* 49(5), 2002, pp.879~904.
- Corsetti, Giancarlo, Luca Dedola, and Sylvain Leduc, "Optimal Monetary Policy in Open Economies," in Benjamin M. Friedman and Michael Woodford (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 3B, Amsterdam, North Holland: Elsevier, 2011, pp.861~933.
- Corsetti, Giancarlo and Paolo Pesenti, "Welfare and Macroeconomic Interdependence," *Quarterly Journal of Economics* 116(2), 2001, pp.421~445.
- Corsetti, Giancarlo and Paolo Pesenti, "International Dimensions of Optimal Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics* 52(2), 2005, pp.281~305.
- De Paoli, Bianca, "Monetary Policy and Welfare in a Small Open Economy," *Journal of International Economics* 77(1), 2009, pp.11~22.
- Engel, Charles, "Currency Misalignments and Optimal Monetary Policy: A Reexamination," *American Economic Review* 101(6), 2011, pp.2796~2822.
- Faia, Ester and Tommaso Monacelli, "Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy with Home Bias," *Journal of Money, Credit, and Banking* 40(4), 2008, pp.721~750.

- Galí, Jordi and Tommaso Monacelli, "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy," *Review of Economic Studies* 72(3), 2005, pp.707~734.
- Hummels, David, Jun Ishii, and Kei-Mu Yi, "The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade," *Journal of International Economics* 54(1), 2001, pp.75~96.
- Klein, Paul, Per Krusell, and José-Víctor Ríos-Rull, "Time-Consistent Public Policy," *Review of Economic Studies* 75(3), 2008, pp.789~808.
- Kydland, Finn E. and Edward C. Prescott, "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans," *Journal of Political Economy* 85(3), 1977, pp.473~492.
- Romer, David, "Openness and Inflation: Theory and Evidence," *Quarterly Journal of Economics* 108(4), 1993, pp.869~903.
- Woodford, Michael, *Interest Rates and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 2003.

## Testing Solow's Implications on the Effective Development Policy

Hyeok Jeong

(Associate Professor, KDI School of Public Policy and Management)

효과적 개발정책에 관한 솔로우 모형의 함의에 대한 검증

정 혁

(KDI 국제정책대학원 부교수)

\* 정 혁: (e-mail) hyeokj@gmail.com, (address) KDI School of Public Policy and Management, 85, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-722, Korea.

- Key Word: Capital Accumulation(자본축적), Diminishing Return(수확체감의 법칙), TFP(총요소생산성), Development Policy(개발정책), Development Effectiveness(개발효과성)
- JEL Code: O11, O15, O47
- Received: 2013. 11. 13      • Referee Process Started: 2013. 11. 13
- Referee Reports Completed: 2014. 2. 19

## ABSTRACT

The core of the neoclassical growth theory is the capital investment. Solow proposed that the diminishing return is key to such growth process in establishing the stability of the equilibrium growth path. This key postulation has critical implications on the sustainable and effective development policies, emphasizing the importance of productivity growth not only for the steady-state growth but also for the transitional growth from capital accumulation. This paper suggests a novel way to test the diminishing return, the backbone assumption of Solow model, and confirms its strong presence using the Penn World Tables version 8.0 data, hence validates Solow's implications on effective development policies.

-----

신고전파 성장이론의 핵심은 자본투자라 할 수 있다. 솔로우는 이러한 자본축적을 통한 균형성장 경로에 안정성을 부여하는 기제로 수확체감의 원리를 제시한다. 이 핵심 명제는 지속가능하며 효과적인 개발정책에 자본축적을 통한 정상(定常) 상태 성장뿐 아니라 이행과도기 성장과정에 있어서 생산성의 중요성에 대해 중대한 함의를 가진다. 본 논문은 이러한 솔로우 모형의 함의를 뒷받침하는 근거가 되는 가정인 수확체감의 법칙에 대한 테스트를 위한 실증방법론을 제시하고 Penn World Tables 제8버전 데이터를 이용하여 자본축적 과정에 수확체감이 강하게 작용함을 확인하고, 이에 효과적 개발정책에 대한 솔로우 모형의 함의를 입증한다.

## I. Introduction

Classic debates on economic growth can be traced back at least to Malthus (1798) who explained why individual standard of living did not improve for most of the human history in relation to the endogenous population dynamics despite the growth of total output. However, since the Industrial Revolution when the output per capita started to grow and the positive growth continued for about two centuries, various models were proposed to explain the possible mechanisms of such sustainable growth. One of the pioneering models of economic growth was the theory proposed by Harrod (1948) and Domar (1946). Although their works have independent components, the main message of Harrod (1948) and Domar (1946) was basically common, emphasizing the importance of capital accumulation for sustainable growth, and their models gained the name of Harrod-Domar model. This model was well received as the benchmark growth model and most growth and development policies in fact emphasized the promotion of investment in capital for sustainable growth. Kaldor (1956, 1957) enriched Harrod-Domar type of growth model by suggesting that there is a positive relationship between the income level and the savings rate, hence the investment rate.

Combining the implications of Harrod-Domar and Kaldor models, the lack of growth in poor countries, where the income levels are close to subsistence income, can be explained simply by the low savings rate, hence low or no investment in capital. Thus, appropriate policies to help the poor economies to escape from the poverty were to be related to delivering funds for capital investment or for consumption to relax the savings constraints. Such policies, which relax the savings constraints, were expected to contribute to developing the poor countries. This logic of development aid based on Harrod-Domar and Kaldor models sounds reasonable. This indeed was the basis of many foreign aid policies since the concept of the Official Development Assistance (ODA) was born after the Second World War, and massive ODA fund were delivered to many developing countries, particularly to Africa. This was the basis also of national development policies such as forced savings.

However, as we observed for the last six decades of such massive development aid, virtually no or only very low growth happened in most of the poor countries that received such development aid. In particular, among the Sub-Saharan African countries, the per capita income growth was literally zero or negative since 1960s

with some exceptions such as Botswana and Mauritius, and only recently some African countries started to show the possibilities of rapid growth. There are many possible reasons for this failure of development aid, the so-called "aid fatigue," including corruption, political instability, civil wars, lack of infrastructure and institutions, wrong policies, bad luck, geographic disadvantages, and so on. Acknowledging the importance of all these factors, this paper attempts to call attention to a more fundamental force which prevents the capital investment without productivity growth from being a source of sustainable growth, i.e., the *diminishing return*. The diminishing return is the backbone assumption of Solow model, which became a benchmark theory for economic growth, and has been taken for granted for long without being subject to serious empirical tests. This paper suggests a novel way of testing the presence of diminishing return without explicitly formulating the aggregate production function, and brings the test method to the Penn World Tables version 8.0 data that is released just recently. This version of PWT data improved on measuring capital stock across countries, which helps us to utilize our method of test.

Obviously capital investment is one of the core mechanisms of growth. Actual development experience of the success countries indeed involved the active process of capital investment. This paper does not deny such importance of capital accumulation for growth. However, Solow forcefully suggested that the growth *solely* based on capital accumulation cannot be sustained in the long run, when there exists a force of diminishing return. Furthermore, with low productivity growth, the process of capital accumulation will happen only slowly even during the transitional growth period. Therefore, productivity matters in promoting growth in both short and long runs. We can infer these crucial implications for effective development only from the presence of diminishing return.

The paper is organized as follows. Section II overviews brief history of the evolution of neoclassical growth models and illuminates the essential roles of diminishing return in Solow model. Section III tests the presence of diminishing return utilizing the empirical relationship between output-capital ratio and investment rate as is implied from the Solow model. Section IV discusses the implications on the effective development policies from the empirical findings. Section V concludes.

## II. Evolution of Perspectives on Capital Accumulation

### 1. Determinants of Income Growth of Harrod-Domar Model

The fundamental thoughts of Harrod (1948) and Domar (1946) on economic growth can be summarized by the following aggregate identity relationships

$$v = Y/K, \quad (1)$$

$$\lambda = I/Y, \quad (2)$$

$$\Delta K = I - \delta K, \quad (3)$$

where  $Y$  denotes the aggregate output,  $K$  the aggregate capital,  $I$  the investment of capital,  $v$  the output-capital ratio,  $\lambda$  the investment rate, and  $\delta$  the depreciation rate of capital. The equation (3) shows the law of motion of capital (which is an accounting identity of capital investment), where  $\Delta K$  denotes the net changes in capital and  $\delta$  the depreciation rate. Then, the implied growth rate of aggregate output  $g_Y$  and the growth rate of aggregate capital  $g_K$  are given by

$$g_Y = g_K = \frac{\Delta K}{K} = v\lambda - \delta.$$

Suppose that the required labor per unit of output falls at the rate of  $x$  and the population grows at the rate of  $n$ . Then, the total output grows at the rate of  $x + n$ . To compromise the above two ways of finding growth rate of aggregate output, the following *equilibrium or consistency condition* should hold

$$v\lambda - \delta = x + n. \quad (4)$$

Main assumption of the Harrod-Domar model consists of the constancy of the output-capital ratio and investment rate, which were based on empirical observations of their period.

According to this model, there are two ways of expressing the growth rate of per capita income  $g_y$  such that

$$g_y = v\lambda - \delta - n, \quad (5)$$

or

$$g_y = x. \quad (6)$$

Equation (5) expresses the income growth from the capital side, while equation (6) does from the labor side. Harrod and Domar focused on the capital-side equation (5), which suggests that income growth increases in the investment rate  $\lambda$  and it can be positive as long as the investment rate is high enough such that

$$\lambda > \frac{\delta+n}{v}.$$

At the same time, zero or negative income growth is also possible when the investment rate is low enough. Note that either positive or negative, the income growth determined by the equation (5) lasts forever as long as the equilibrium condition in (4) is satisfied. Thus, any policy measures that raise the investment rate would increase the income growth rate permanently. This can be the basis of investment promotion policies to foster its own or other country's national income growth.

## 2. Instability of Harrod-Domar System

Harrod and Domar could explain the determinants of economic growth in a simple and straightforward way as above in equation (5) and the influence of their model was substantial in thinking about national economic growth issues. It was so until an interesting feature of the model was noticed as follows. Suppose that the income growth rate of an economy is  $g_{y,0} = v\lambda_0 - \delta - n$  with investment rate of  $\lambda_0$ . Suppose that a policy measure is implemented to increase the investment rate from  $\lambda_0$  to  $\lambda_1 > \lambda_0$  (either by requiring domestic forced savings or receiving foreign aid for investment fund) so that the growth rate would increase from  $g_{y,0} = v\lambda_0 - \delta - n$  to  $g_{y,1} = v\lambda_1 - \delta - n$ . Suppose the economy was in equilibrium path with the initial investment rate, i.e.,  $v\lambda_0 - \delta = x + n$ . Then, with the new investment rate  $\lambda_1$ , the economy is in the out-of-equilibrium path because  $v\lambda_1 - \delta > x + n$ . This inequality can be re-arranged such that  $n < v\lambda_1 - \delta - x =$

$g_{Y,1} - g_y = g_E$ , where  $g_{Y,1} = v\lambda_1 - \delta$  denotes the aggregate output growth rate under the investment rate  $\lambda_1$  and  $g_y = x$  is the falling rate of labor input requirement per output, hence  $g_{Y,1} - g_y$  is the growth rate of employment or the labor demand, denoted by  $g_E$ . Thus, under the new investment rate, the labor demand grows faster than the labor supply because  $g_E > n$ , and the economy will be in this expanding out-of-equilibrium path forever and the excess demand for labor would increase indefinitely. With any negative investment shocks (such as natural disasters destroying the domestic capital stock or withdrawal of foreign aid for investment), the economy will in the ever-shrinking out-of-equilibrium path for the same reasoning but in opposite direction. That is, Harrod-Domar system is unstable to any exogenous changes in investment rate as well as to other shocks to all the rest parameters of the model. Thus, equation (5) is valid for income growth explanation only if the equilibrium or consistency condition (4) is precisely satisfied, which is rarely likely to hold. This is the so-called "knife-edge property" of Harrod-Domar model. Due to this knife-edge property and its instability, Harrod-Domar model loses its grip in explaining the actually observed income growth rates.

### 3. Solow's Correction

The main reason Harrod-Domar model suffers from the above knife-edge property is that all five parameters in equilibrium or consistency condition (4) are unrelated to each other and are specified from a set of empirical relationships, hence there are no equilibrating forces in the Harrod-Domar model that restore the equilibrium to the external shocks. We need at least one parameter to be transformed into an endogenous variable that adjusts to external shocks. This is what Solow (1956, 1957) paid attention to and fixed the instability problem by installing a simple device as follows. Solow inherited most of the components of Harrod-Domar model, except that the output-capital ratio  $v$  is turned into an endogenous variable rather than a given parameter. The simple mechanism that Solow suggested was *diminishing return* to capital investment. That is, fixing other inputs constant, returns to adding more capital diminishes as the level of existing capital stock increases. This is an intuitive concept for the accumulable production factors. Solow postulated this assumption and showed that only with this assumption the equilibrium growth path of the Harrod-Domar model becomes stabilized as follows. Suppose there is a positive shock to investment rate, i.e.,  $\lambda$  increases from  $\lambda_0$  to

$\lambda_1 > \lambda_0$ , where the initial equilibrium growth path satisfies the condition  $v\lambda_0 - \delta = x + n$ . With this higher investment rate, available capital stock increases faster than before and the economy enters into the off-equilibrium growth path such that  $v\lambda_1 - \delta > x + n$ . The faster expansion of capital will contribute to increasing output growth. However, in the presence of diminishing return, marginal contribution of the increased capital to increasing output would become smaller along with the expansion of capital. In consequence, the output-capital ratio  $v$  would decrease. This decrease will continue until the consistency condition is restored at a new value of output-capital ratio  $v_1$  such that  $v_1\lambda_1 - \delta = x + n$ , hence the economy moves back to the equilibrium growth path.

This argument shows that the essence of diminishing return can be summarized by the negative relationship between investment rate and output-capital ratio such that

$$v = \varphi(\lambda), \quad (7)$$

where  $\varphi' < 0$ .

There are many interesting implications derived from this assumption of diminishing return for a growing economy. However, the most fundamental role of diminishing return is about giving the stability to the equilibrium growth path so that the concept of equilibrium becomes a useful tool in analyzing such a dynamic economic system. Solving the instability problem of the dynamic system of Harrod-Domar model, Solow model became a benchmark economic theory not only for the economic growth literature but also for many macroeconomic issues.

### III. An Empirical Test for Diminishing Return

#### 1. Test Method

Solow's another fundamental contribution to the economic growth theory is his proposal of the concept of "aggregate production function," which maps the set of aggregate quantities of inputs and the technological changes into the aggregate quantity of output  $Y$  such that

$$Y = G(X, t),$$

Where  $X$  is a vector of various kinds of inputs such as capital and labor, and time index  $t$  represents technological changes over time. This is a *theoretical artifact* that is used to articulate the idea of diminishing return and also to describe the relationship among aggregate variables in the equilibrium growth process subject to the diminishing return. In the context of the aggregate production function, the diminishing return to capital investment is formulated such that the second derivative of  $G$  with respect to capital is negative. This is the most straightforward way to capture the feature of diminishing return. However, confirming the diminishing return property by testing the shape of the second-order derivative of the aggregate production function is hard to implement for two reasons. First, to have a valid test for the shape of the production function, the functional form of the production function should not be restricted, or at least a class of flexible functional forms that allow either absence or presence of diminishing return should be specified. This would be difficult and inevitably involve further ad hoc assumptions in specifying such class of flexible functional forms. Second, the relationship between aggregate output and aggregate inputs is supposed to be endogenous. For example, the observed output can change in response to the changes in productivity level, but so does the capital stock. Testing the endogenous response of output against the endogenous capital stock particularly in terms of nonlinear curvature is not likely to deliver a reliable and robust result for the presence of the diminishing return property.

However, recalling Solow's original argument in stabilizing the Harrod-Domar system, the content of the diminishing return in fact can be equally captured by the negative relationship between investment rate and output-capital ratio as in equation (7), which is much more straightforward to test. We utilize this relationship to test the presence of the diminishing return.

We use the recent cross-country panel data of the Penn World Table version 8.0 (PWT 8.0 for short), where the quality of measurement of aggregate variables are substantially improved over the past versions.<sup>1</sup> For the details of the measurement of the Penn World Table version 8.0, see Feenstra, Inklaar and Timmer (2013). The most important improvement in the PWT 8.0 is about the measurement of the capital stock. Unlike the previous method of the past Penn World Table versions, PWT 8.0 differentiates the capital assets into the six sub-categories of structures, transport equipment, ICT assets (computers, communication equipment, and software), and other machinery and assets, and applies different depreciation rates as well as different price deflators to each category of assets in calculating the aggregate

---

<sup>1</sup> The PWT 8.0 is just released in April, 2013.

capital stock. Also in imputing the initial capital stock, rather than applying the steady-state assumption as in the previous versions of the PWT data, PWT 8.0 allows that the observed capital stock data represent the capital stock values in transition dynamics, which is more realistic not only for the developing countries but also for most of the developed countries. Thus, the use of the capital stock data in the PWT 8.0 fits well the purpose of this paper which requires precise measurement of output-capital ratio during transition.

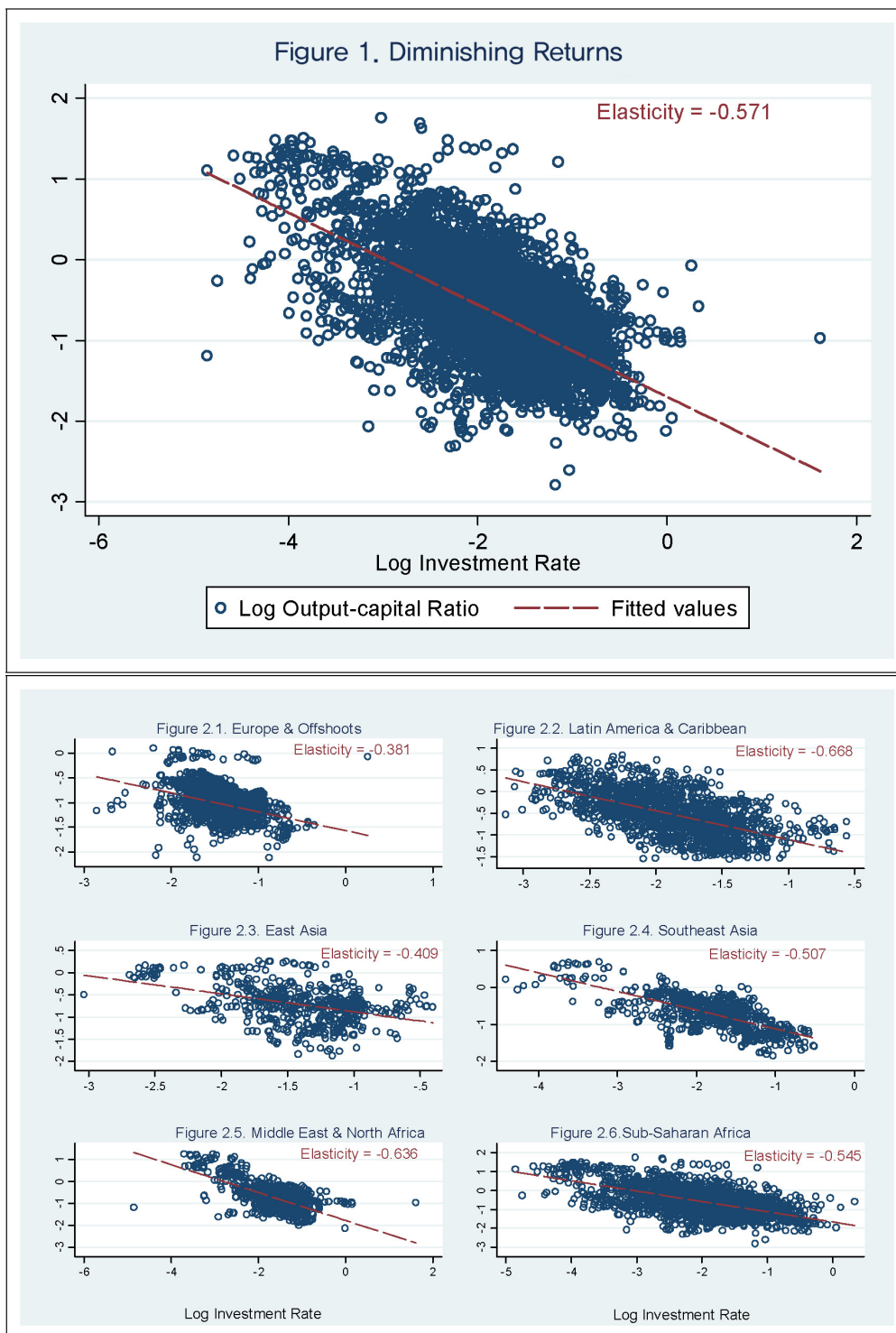
## 2. Test Results

The output-capital ratio  $\nu$  is measured by the ratio of "cgdpe" (expenditure-side of real GDP at current PPPs in million 2005 U.S. \$) to "ck" (real capital stock at current PPPs in million 2005 U.S. \$) in the PWT 8.0. The investment rate  $\lambda$  is measured by the "csh\_i" (share of gross capital formation at current PPPs) in the PWT 8.0. The scatter diagram for the output-capital ratio and the investment rate in logarithm scales for the available sample of 144 countries for the period of 1950~2011 is given in Figure 1, which shows the unconditional elasticity of output-capital ratio with respect to the investment rate is significantly negative at -0.571.

Figures 2.1 to 2.6 plot this relationship by six differentiated regions of "Europe & Offshoots," "Latin America & Caribbean," "East Asia," "Southeast Asia," "Middle East & North Africa," and "Sub-Saharan Africa."<sup>2</sup> They deliver two interesting findings. First, the investment elasticity of output-capital ratio of each region is significantly negative, hence the presence of diminishing return, for each and every region. Second, however, there are substantial differences in the magnitudes of the elasticities across regions showing patterns. The degrees of diminishing return, measured by the absolute magnitude of the negative elasticity, are lower in Europe & Offshoots region (with elasticity of -0.381) and East Asian region (with elasticity of -0.409) than those in Latin America & Caribbean region (with elasticity of -0.668), Southeast Asia (with elasticity of -0.507), Middle East & North Africa (with elasticity of -0.636), and Sub-Saharan Africa (with elasticity of -0.545) regions. That is, the diminishing return seems to be stronger in regions where the income growth is low, and most of the countries in those regions are poor. This implies that the growth effects of the investment promotion are likely to be expired faster in these already-low-growth regions.

---

<sup>2</sup> The "Offshoots" countries are USA, Canada, Australia, and New Zealand.



These regional differences in the investment rate elasticity of output-capital ratio may be due to the differences in technological changes across regions. For example, high level of productivity may raise the marginal product of capital for a given level of capital, hence compensate the decrease in output-capital ratio from the force of diminishing return. The presence of country-specific fixed effects can be another reason for these differences. These possibilities are brought to the data and we attempt to estimate the elasticity controlling for the measured TFP and time trend as well as the country-specific fixed effects.

Table 1 reports the estimates of the investment rate elasticity of output-capital ratio in various specifications. The dependent variable is the output-capital ratio, and independent variables include a variety of combination of the dummy variables for the six regions (with Europe & Offshoots as the reference category) interacted with the investment rate, TFP, and the time trend. The TFP variable is measured by the "ctfp" in the PWT 8.0 data. We limit our sample to the countries where the TFP data are reported for the purpose of consistent comparison across specifications. Our chosen sample consists of 97 countries for the period of 1950~2011 in an unbalanced panel. All variables are continuous and measured in logarithm, hence the estimated coefficients represent the elasticities. The standard errors of the estimates are reported in parentheses below each estimate. The coefficient of the  $X_{dk}$  (for  $k = 2, \dots, 6$ ) indicates the additional magnitude of the elasticity of the output-capital ratio with respect to variable  $X$  in region  $k$  compared to that of the Europe & Offshoots region (the coefficient of the  $X$  variable). The region index is 1 for Europe & Offshoots, 2 for Latin America & Caribbean, 3 for East Asia, 4 for Southeast Asia, 5 for Middle East & North Africa, and 6 for Sub-Saharan Africa.

The specification M1 is the that of simple pooled OLS without controlling any terms. The simple OLS estimation results show that the magnitudes of the investment rate elasticity of the output-capital ratio are larger, hence the degree of diminishing return is stronger in most non-European regions than in Europe & Offshoots region. This seems particularly so in Latin America & Caribbean and Middle East & North Africa regions. The implied elasticities from the OLS estimates are -0.648 (= -0.344 -0.304) for the Latin America & Caribbean region, and -0.673 (= -0.344 -0.329) for the Middle East & North Africa, while that for Europe & Offshoots region is -0.344. Controlling for the country-specific fixed effects, the panel estimates of the investment rate elasticity of the output-capital ratio are smaller than the OLS estimates, but are still significantly negative and substantial.

The specification M2 controls the country-specific fixed effects by the random

effect GLS model.<sup>3</sup> After controlling for the fixed effects, the magnitude of the diminishing return gets smaller than the OLS estimates. The elasticity of the Europe & Offshoots region becomes -0.174, and again the elasticities of other regions, particularly the Middle East & North Africa and the Sub-Saharan African regions, are larger than that.

The M3 specification estimate the random effect model without regional interaction terms but controlling for the measured TFP. Here, we find that the TFP elasticity of the output-capital ratio is significantly positive and substantially large at 0.585. Controlling for this TFP effect, the magnitude of the investment rate elasticity of the output-capital ratio becomes larger at -0.263. This illustrates that the TFP-induced output growth exceeds the associated capital growth, while the investment-driven output growth is smaller than the capital growth from the investment. The M4 specification adds the linear time trend term to control for the potential autonomous trend of the output-capital ratio that are independent from the changes in investment rate and the measured TFP. The estimate of the coefficient of the time trend term turns out to be significantly negative at -0.0085, and incorporating this effect, the magnitudes of the elasticities become smaller but only slightly for both the investment rate and the TFP.

The M5 specification, which is our benchmark, incorporates the region-specific TFP and region-specific time trend effects. The M5 column of Table 1 reports only the regional interaction terms of investment rate and TFP, not the time trend interaction terms, the coefficients of which are very small. It turns out that the TFP elasticities of output-capital ratio are significantly different across regions. The TFP elasticity of the Europe & Offshoots region is very large at 0.604. The TFP elasticities are significantly smaller in Latin America & Caribbean region (by -0.140), East Asia (by -0.397), and Middle East & North Africa (by -0.098) than in the Europe & Offshoots region, while it is significantly higher in Sub-Saharan Africa (by 0.145). Surprisingly, controlling for these region-specific TFP effects (as well as the region-specific time trend effects), the regional differences in the investment rate elasticity of output-capital ratio all become insignificant. Thus, we may infer that the observed (unconditional) regional differences in the degree of diminishing return seem to be due to the differences in the region-specific responses of output-capital ratio with respect to the productivity changes (which are captured by the measured the TFP and the time trend).

---

**3** We estimated the within-group fixed effect model also. The results are similar between the within-group fixed effect model and random effect model. The Hausman test (with the  $\chi^2$  test statistic value of 69.93) supports the random effect model over the within-group fixed effect, hence we focus on the random effect model specification.

<Table 1> Estimation of Investment Rate Elasticity of Output-Capital Ratio

	M1	M2	M3	M4	M5
$\lambda$	-0.344*** (0.035)	-0.174*** (0.027)	-0.263*** (0.011)	-0.210*** (0.009)	-0.204*** (0.025)
$\lambda\_d2$	-0.304*** (0.045)	-0.168*** (0.034)			-0.031 (0.034)
$\lambda\_d3$	0.092 (0.061)	-0.130*** (0.046)			-0.004 (0.043)
$\lambda\_d4$	-0.114* (0.061)	-0.191*** (0.046)			-0.049 (0.041)
$\lambda\_d5$	-0.329*** (0.043)	-0.265*** (0.034)			-0.042 (0.032)
$\lambda\_d6$	-0.113*** (0.040)	-0.202*** (0.030)			-0.027 (0.029)
<i>Time</i>				-0.0085*** (0.0002)	-0.0086*** (0.0002)
<i>TFP</i>			0.585*** (0.014)	0.528*** (0.012)	0.604*** (0.038)
<i>TFP_d2</i>					-0.140*** (0.052)
<i>TFP_d3</i>					-0.397*** (0.058)
<i>TFP_d4</i>					0.099 (0.077)
<i>TFP_d5</i>					-0.098** (0.045)
<i>TFP_d6</i>					0.145*** (0.046)
<i>#Obs</i>	4884	4884	4884	4884	4884
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.365	0.308	0.157	0.192	0.439
<i>F</i> or <i>x</i> <sup>2</sup>	<i>F</i> = 256	<i>x</i> <sup>2</sup> = 936	<i>x</i> <sup>2</sup> = 2813	<i>x</i> <sup>2</sup> = 5868	<i>x</i> <sup>2</sup> = 6524

*Note* : Estimates of the constant terms are not reported in all five specifications. In M1 specification, region dummies are included but we omit to report them. In M5 specification, we omit to report the region interaction terms with time trend. The asterisk represents the significance level, \* for 10%, \*\* for 5%, \*\*\* for 1%.

## IV. Implications on the Effective Development Policy

### 1. Generalized Growth Accounting Formula

The most fundamental question of the economic growth theory is what determines the *sustainable growth* of standard of living of the economy, typically measured by the income per capita. In other words, exploring the determinants of the steady-state growth rate of income per capita is the key question, although the transition dynamics of reaching the steady state is also an important aspect of the growth theory. A canonical form of the aggregate production function is specified such that

$$Y = F(K, AhL),$$

where  $A$  denotes the labor-augmenting technology index capturing the technological changes,  $h$  is a human capital per worker,  $L$  is the number workers (or hours of work), and  $F$  satisfies the properties of (i) constant returns to scale (CRS) and (ii) the diminishing return to capital investment, i.e.,  $F_{KK} = \frac{(\partial F)^2}{\partial^2 K} < 0$ .

Here, we derive a growth accounting formula in terms of the output-capital ratio without imposing any functional form restrictions on the aggregate production function  $F$  other than the CRS and diminishing return properties. The CRS property implies that output-capital ratio  $v$  is given by

$$v \equiv \frac{Y}{K} = F\left(1, \frac{AhL}{K}\right)$$

hence

$$K = \frac{Y}{F(1, \frac{AhL}{K})}. \quad (8)$$

Denote the output per worker and capital per worker by  $y_L \equiv \frac{Y}{L}$  and  $\bar{k} \equiv \frac{K}{L}$ . Then, again using the CRS property together with the capital equation (8), the output per worker is expressed as

$$\begin{aligned}
y_L &= F(k, Ah) \\
&= F\left(\frac{y_L}{F(1, \frac{AhL}{K})}, Ah\right).
\end{aligned} \tag{9}$$

Differentiating both sides of equation (9) with respect to time (denoting the time derivative of variable  $x$  by  $\dot{x}$ ), we have

$$y_L = F_K \left( y_L \frac{1}{v} - \frac{\dot{v}}{v^2} y_L \right) \dot{k} + F_H (\dot{A}h + \dot{h}A)$$

Dividing both sides by  $y_L$ , we have

$$\begin{aligned}
\frac{\dot{y}_L}{y_L} &= F_K \frac{1}{v} \left( \frac{\dot{y}_L}{y_L} - \frac{\dot{v}}{v} \right) + F_H \frac{Ah}{y_L} \left( \frac{\dot{A}}{A} + \frac{\dot{h}}{h} \right) \\
&= \frac{F_{KK}}{Y} \left( \frac{\dot{y}_L}{y_L} - \frac{\dot{v}}{v} \right) + \frac{F_{HH}}{Y} \left( \frac{\dot{A}}{A} + \frac{\dot{h}}{h} \right)
\end{aligned}$$

i.e.,

$$g_{yL} = \epsilon_K (g_{yL} - g_v) + \epsilon_H (g_A + g_h),$$

where  $g_x$  denotes the growth rate of the corresponding variable  $x$ ,  $\epsilon_K \equiv \frac{F_{KK}}{Y}$  is the capital elasticity of output, and  $\epsilon_H \equiv \frac{F_{HH}}{Y}$  is the human-capital embodied labor elasticity of output. Note that  $\epsilon_K + \epsilon_H = 1$  because of the CRS property. Thus, we have the growth accounting formula such that

$$g_{yL} = g_A + g_h - \frac{\epsilon_K}{1 - \epsilon_K} g_v. \tag{10}$$

## 2. Implications on the Effective Development Policy

The diminishing return to capital investment implies that the output-capital ratio monotonically decreases during transition and becomes constant in steady state, i.e.,

$$g_v^{SS} = 0,$$

and the steady-state growth rate of output per worker is

$$g_{yL}^{SS} = g_A^{SS} + g_h^{SS}.$$

To get the growth rate of the income per capita, defined as  $y \equiv Y/N$ , it is enough to add another term of the growth of employment rate of population ( $l \equiv L/N$ ) such that

$$g_y = g_A + g_h - \frac{\epsilon_K}{1-\epsilon_K} g_v + g_l. \quad (11)$$

However, the steady-state growth rate of income per capita is still the same as that of per worker term, i.e.,

$$g_y^{SS} = g_A^{SS} + g_h^{SS} \quad (12)$$

because the employment rate  $l$  has an upper bound of unity and cannot grow forever. Note that the steady-state growth rate of output per worker does not depend on capital accumulation unlike the Harrod-Domar model. The steady-state growth accounting equation (12) shows that the only potential sources of sustainable growth are to be related either with productivity growth or with human capital growth.<sup>4</sup>

The implication of the above neoclassical growth theory on the development policies is rather simple but strong. First, it is worth noticing that many national development policies or foreign aid programs have been emphasizing the importance of expanding investment opportunities or building equipment and infrastructure either by mobilizing the domestic resources or relying on the foreign resources such as foreign direct investment (FDI) or official development assistance (ODA). These development policies of investment promotion are of course

---

<sup>4</sup> These two sources are still *potential* ones. Depending on assumptions on the dynamic process of  $A$  and  $h$ , the growth from these sources may disappear in steady state as well. However, at least, diminishing returns to capital accumulation itself does not dismiss these sources of growth in the long run.

important, because that is the channel through which the actual growth is realized, and can help reducing the national poverty. Without such capital formation, all kinds of growth may not be materialized, and hence promoting the investment is critical.

However, the above steady-state growth accounting results suggest that any growth mechanism *solely* based on physical capital accumulation would deliver only temporary growth and such growth is supposed to stop eventually. The only possible sources of the perpetual growth would be either productivity or human capital growth as are addressed by Lucas (1988) and Romer (1990). Furthermore, even during transition when capital accumulation contributes to income growth, productivity and human capital play an important role. That is, productivity and human capital growth mitigates the force of diminishing return to capital investment, hence the income growth from capital accumulation can last longer when the productivity and human capital grows along with the capital investment. The latter role of productivity and human capital is less appreciated in the literature.

Our test results show that the idea of diminishing return is indeed born out by the data. Thus, the above implications on sustainable growth are not just theoretical possibilities, but are actually validated from the data. Furthermore, our empirical analysis above provides strong confirms that the declining output growth relative to capital growth due to the force of the diminishing return can be weakened by the productivity growth. This suggests that any development policy aiming to promote investment opportunities can be successful and sustained, only if the productivity growth accompanies the capital investment. Otherwise, simple injection of capital may jump-start the economic growth, but such growth would end soon.

## V. Conclusion

This paper examined the implications of capital investment on the sustainable growth and on the effective development policies from the perspective of neoclassical growth theory. Though taking variety of forms, the essence of the neoclassical growth theory lies in the growth process from capital investment. Solow first provided a fundamental insight to this mechanism, fixing the so-called knife-edge problem of Harrod-Domar model. The key device was the classic concept of diminishing return, which was originally proposed by David Ricardo. We proposed a way of testing the diminishing return and confirmed its strong presence using the recent PWT 8.0 data. The presence of the diminishing return validates Solow's implications on long-run growth as well as on the transitional growth based on

capital investment, illustrating the importance of productivity growth. These results do not deny the importance of capital accumulation in the process of growth and development. As was repeatedly emphasized, capital accumulation is the fundamental component of the growth process because the actual growth is materialized through the capital accumulation. The main message from Solow as well as from the empirical evidence we provide in this paper is that such capital-driven growth mechanism is supposed to stop working unless there accompanies the productivity growth. For example, investment projects such as building schools or hospitals with teachers or doctors and nurses who are not equipped with appropriate knowledge and technology would not deliver any effective development. This may sound too obvious. Unfortunately, however, this is how most development policies, utilizing either ODA or FDI, have been designed and implemented in many developing countries. The simple lesson for the development policy makers to learn from this paper is that the force of diminishing return is real, and they are advised to remember this fact in designing and implementing the development policies to make such policies sustainable and effective.

## References

- Domar, E. V., "Capital Expansion, Rate of Growth and Employment," *Econometrica*, Vol. 14, 1946, pp.137~147.
- Feenstra, R. C., R. Inklaar, and M. Timmer, "The Next Generation of the Penn World Table," manuscript, 2013.
- Harrod, R., *Towards a Dynamic Economics*, London and New York: McMillan, 1948.
- Kaldor, N., "Alternative Theories of Distribution," *Review of Economic Studies*, Vol. 23, 1956, pp.83~100.
- Kaldor, N., "A Model of Economic Growth," *Economic Journal*, Vol. 67, 1957, pp.591~624.
- Lucas, R. E. Jr., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, 1998, pp.3~42.
- Malthus, Thomas, *An Essay on the Principle of Population*, Penguin Classics, 1798.
- Romer, P., "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No.5, 1990, S71~S102.
- Solow, R. M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, 1956, pp.65~94.
- Solow, R. M., "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, 1957, pp.312~320.

## 『韓國開發研究』 국문투고규정

1. 본 『韓國開發研究』에 게재되는 논문은 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 한다.
2. 본지에는 이미 타 학술지에 발표된 연구물의 전재 또는 그와 동일한 내용의 번안 내지 요약물은 일체 게재하지 않는다.
3. 동일 주제의 연구물은 당호로 완결하며 분할게재하지 않음을 원칙으로 한다.
4. 논문기고자의 자격에는 제한을 두지 않는다.
5. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 한다.
6. 논문에 수록된 모든 표와 그림, 참고문헌은 영문 작성을 원칙으로 한다. 단, 국문 참고문헌의 경우에는 영문 제목이 있을 경우에만 이를 영문으로 작성하며, 영문 제목이 없는 경우에는 국문으로 작성한다.
7. 국문 논문의 경우에는 영문초록 500단어 이상, 국문초록 100단어 이상으로 작성해야 하며, 영문 논문의 경우에는 영문초록과 국문초록 모두 100단어 이상으로 작성해야 한다.
8. 논문을 대표할 수 있는 핵심 단어(key word) 5개 이하, JEL 코드, 논문 제목이 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 한다.
9. 모든 저자의 성명과 소속, 거주지 주소, 이메일 주소가 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 하며, 저자가 공동일 경우 기여율이 높은 순서에 따라 저자를 표시한다.
10. 투고된 원고의 게재 여부는 본지 편집위원회 규정에 정해진 심사절차를 거쳐 결정한다.
11. 투고 및 기타 본지에 관한 모든 사항의 연락처는 다음과 같다.

### ● 연락처

- 우편번호 : 339-007
- 주 소 : 세종특별자치시 갈매길 15,  
한국개발연구원 韓國開發研究 編輯委員會
- 투 고 : kdijournal@kdi.re.kr (044)550-4044

# Guidelines for Manuscript Submission to the KDI Journal of Economic Policy

1. The manuscripts published in the KDI Journal of Economic Policy are creative academic papers on all areas of economics that contain implications about Korea's economic policies.
2. Manuscripts that have been published in other journals, or their translation or summaries will not be accepted.
3. Manuscripts with one theme will be published in one volume.
4. No particular qualifications are required for the author(s) shown in the title page.
5. Manuscripts should be written in Korean or English.
6. Manuscripts written in Korean should attach an abstract in English with more than 500 words, and manuscripts in English should have abstracts written in both Korean and English with more than 100 words, respectively.
7. Five key words representing the manuscript should be suggested followed by summary. The first page should display theme words, JEL code, title, name and position of the author(s), and full postal address and e-mail address in English, followed by same information in Korean on the second page.
8. The manuscripts with more than one author should display names in order of their contribution.
9. Decision for publication is considered after due review process according to the regulations of the KDI Journal of Economic Policy by the board of editors.
10. All tables and figures should be written in English.
11. Contacts for further information regarding submission to the KDI Journal of Economic Policy are as follows:

- Postal code : 339-007
- Korea Development Institute  
15, Giljae-gil, Sejong-si, Korea.
- For Manuscript Submission  
E-mail at : [kdijournal@kdi.re.kr](mailto:kdijournal@kdi.re.kr) (82-44-550-4044)

## 국문원고작성요령

1. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 하고 원고는 A4 용지에 작성하며, 글씨체는 윤명조120, 글자크기(본문기준) 10.3p, 행간 18p로 작성한다(아래아한글 기준).
2. 기본적으로 한글 작성을 원칙으로 하며 아래와 같은 경우 한자를 섞어서 작성할 수 있다.
  - 1) 한자의 사용은 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사, 그리고 뜻 파악에 혼동이 있을 경우에 한한다.
  - 2) 문장의 시각적 효과를 고려하여 중심어구인 경우에는 한자를 사용할 수 있다.
  - 3) 한글로 표기했을 경우 뜻이 분명치 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없을 때도 한자를 사용할 수 있다.
3. 문자 중 부득이 로마자나 기타 외국문자를 써야 할 때에는 다음 사항에 유의해야 한다.
  - 1) 인명, 지명 등의 고유명사는 머리글자만 대문자로 적고, 단체·기구명의 약어인 경우는 모두 대문자로 적는다.
  - 2) 지명은 '외래어 표기법'에 따라 원지음을 국문으로 그대로 적는다.
  - 3) 본문 중의 숫자는 아라비아 숫자로 쓰는 것을 원칙으로 한다. 그러나 문장의 흐름상 설명적 표현이 효과적인 때나 단위가 높은 수가 문장 중에 들어가야 할 때는 한글 또는 한자를 섞어 사용한다.
4. 본문 중에 사용하는 용어나 단위, 인명, 전문술어 등은 전체를 통해 일관성 있게 사용하여야 한다.
5. 본지에서는 'I' '1.' '가.' '1)' '가)'의 순서로 장·절을 표기한다.
6. 모든 표와 그림은 영문으로 작성해야 하며, 본문과의 사이에 1행을 비우고 작성한다.
7. 신문기사의 인용은 신문의 題號와 발행일자만을 표시하며, 題號는 단행본의 책명처럼 『』로 표시하고 쉼표를 찍는다. 외국 신문의 경우 발행지를 밝힐 필요가 있을 때에는 題號 다음에 묶음표를 곁들여 발행지를 밝힌다.

〈예〉 ① 『조선일보』, 2003, 5, 27.

② *New York Times*, 15 May 2003, sec. 4, p.11; *Le Monde*(Paris)

### 8. 참고문헌

- 1) 모든 참고문헌은 영문으로 작성하는 것이 원칙이며, 국문 참고문헌의 경우, 영문 제목이 없는 경우에 한하여 국문으로 표기한다.
- 2) 국문으로 된 참고문헌은 가나다순(인명, 기관명)으로 먼저 기재하고(한자로 표기한 외국문헌도 이에 준함), 이어서 서양문헌을 ABC순(last name, 기관명)으로 기재한다.
- 3) 저자명이 같은 자료들은 한데 묶어 정리한다.

〈예〉 ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.

② Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1979.

③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," *American Economic Review*, Vol. 58, No. 2, May 1968, pp.35~53.

④ 한국은행, 『경제통계연보』, 1978.

\_\_\_\_\_, 『기업경영분석』, 1980.

# Guidelines for English Manuscripts Preparation

1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the “Book Antiqua” font, size 10p, and space between lines of 11.3p (based on MS-word processor)
  2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written in all capital letters.
  3. Terms, units, name of people, and terminology must maintain consistency throughout the whole manuscript.
  4. The main body should be divided into the following order: I, 1, 1), II, 1
    - I Introduction
      1. The Model
        - 1) Previous Research
      2. Mathematical Models
    - II Data
  5. Tables must be numbered with Arabic numerals. Tables must be placed in the middle of the page. Tables must be self-contained, in the sense that the reader must be able to understand them. Each table must have a title followed by a descriptive legend. Authors must check tables to be sure that the title, column headings, captions, etc., are clear and to the point.
  6. Figures must be numbered with Arabic numerals. Figures must be placed in the middle of the page. A figure's title should be part of the caption. Figures must be self-contained. Each figure must have a title followed by a descriptive legend.
  7. References
    - 1) References in Korean must be displayed in the Korean alphabetical order (name of people and organizations). When Korean reference has English-translated title, both titles must be displayed simultaneously. Foreign reference written in Chinese characters must follow the same rule. In addition, foreign references must be displayed in alphabetical order (last name, organization name)
    - 2) References with the same author must be displayed together.
- <Ex> ① Koh, Young-Sun, “The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings,” The KDI Journal of Economic Policy, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
- ② Taylor, Lance, Macro Models for Developing Countries, New York: McCraw-Hill Book Company, 1979.
- ③ Leibenstein, Harvey, “Entrepreneurship and Development,” American Economic Review, Vol. 58, Bo2, May 1968, pp.35~53.

# KDI 도서회원제 안내

## ● 회원에 대한 특전

- 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다. (단, 비공개 자료 및 배포제한 자료는 제외)
- 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공청회 등)에 우선적으로 참가하실 수 있습니다.
- 발간된 연구보고서(인쇄물)를 KDI 홈페이지에서 추가로 구매하실 경우 10%의 가격을 할인 받으실 수 있습니다.

## ● KDI 발간자료

- 단행본, 연구보고서, 정책연구시리즈, KDI 정책포럼, KDI FOCUS, 연구자료, 기타보고서 등
- 월간: KDI 경제동향, KDI 북한경제리뷰, Economic Bulletin, 나라경제, click 경제교육
- 분기: 한국개발연구, 부동산시장 동향분석, 개발협력 동향분석
- 반년간: KDI 경제전망

## ● 연간회비

- 개인회원 10만원
- 기관회원 30만원

## ● 가입방법

KDI 홈페이지에서 도서회원 가입신청서를 작성하신 후 아래의 방법으로 회비를 입금하시면 됩니다.

계좌입금: 우리은행 254-012362-13-145(예금주: 한국개발연구원)

지로(지로번호: 6961017), 신용카드 및 핸드폰으로 결제 가능합니다.

본원 성과확산팀(발간자료 담당자)에 직접 회비를 납입하실 수 있습니다.

## ● 문의사항

대외협력실 성과확산팀 발간자료 담당

TEL 044-550-4346 / FAX 044-550-4950 / E-mail book@kdi.re.kr

## ● 판매처

- 교보문고(광화문점 정부간행물코너) TEL. 02-397-3628
- 영풍문고(종로점 정치경제코너) TEL. 02-399-5632

## KDI Book Membership Information

- **Members Only Exclusive Offer**
  - All KDI publications mailed to members (excluding those classified confidential or under limited distribution)
  - Preferential invitation to special events hosted by KDI (including seminar, policy discussion forum, public hearing, etc.)
  - 10% discount on purchasing additional copies of published research monographs (printed) online at KDI homepage
- **KDI Publications**
  - Book, research monograph, policy study, KDI policy forum, KDI FOCUS, research papers and policy information materials
  - Periodicals  
Monthly: KDI Monthly Economic Trends, KDI Review of the North Korean Economy, Economic Bulletin, Narakyungje, click Economic Education,  
Quarterly: KDI Journal of Economic Policy  
Biannual: KDI Economic Outlook
- **Annual Fees**
  - Individual 100,000 won
  - Institution 300,000 won
- **Sign-up**

You may sign up via KDI homepage where you register by filling out the member registration form and submitting it to us. Available payment methods are as follows:

  - Send to KDI bank account: Woori Bank, 254-012362-13-145 (account holder: Korea Development Institute)
  - Use the GIRO system: NO. 6961017 (credit card and mobile payments available)
  - Or, you may pay the fee directly to the Research Outcome Dissemination Unit of KDI Division of External Affairs.
- **Contact**
  - Publication personnel in charge, Research Outcome Dissemination Unit, Division of External Affairs, KDI  
TEL: 044-550-4346 / FAX: 044-550-4950 / E-MAIL: [book@kdi.re.kr](mailto:book@kdi.re.kr)
  - Sales Distributors  
Kyobo Bookstore (Gwanghwamun branch, government publications section)  
TEL: 02-397-3628  
Youngpoong Bookstore (Jongno branch, policy & economy section)  
TEL: 02-399-5632

*KDI Journal of Economic Policy* Vol. 36 No. 1(Serial Number 122)

---

Registered on March, 13, 1979

3,000 won

Registration Number 세종 바00002호

Printed on February, 25, 2014

Published on February, 28, 2014

Published by Joon-Kyung Kim, President of KDI

Printed by Good Idea Good Peoples