

# 재정지출과 거시경제정책

일 시 : 2013. 3. 13(수) 14:00~17:30

장 소 : 은행회관 2층 국제회의실

주 최 : 한국재정학회 · 한국조세연구원

## 인사말씀

존경하는 한국재정학회 회원 및 재정전문가 네트워크 전문가 여러분, 안녕하십니까? 만물이 소생하는 봄의 문턱에서 한국재정학회와 한국조세연구원이 『재정지출과 거시경제정책』을 주제로 공동 정책세미나를 개최하게 된 것을 무한히 기쁘게 생각합니다.

지난 2월 25일 국민의 큰 기대와 여망을 안고 제18대 박근혜정부가 출범했습니다. 새 정부에 거는 국민의 기대는 매우 크지만 실상 박근혜 정부는 이른바 재정 트릴레마(복지지출 확대, 경제 활성화, 재정건전성 강화)를 동시에 해결해야 하는 참으로 어려운 상황에 직면해 있습니다.

특히 국내·세계경제 성장률의 둔화가 예상되는 상황에서 거시 및 미시 재정정책 방향을 잡기가 더욱 어려워지고 있습니다. 거시재정정책 방향에 있어서는 학자들 간에도 유럽과 같은 재정위기를 당하지 않기 위해서는 재정건전성을 회복하기 위하여 재정긴축을 해야 할 것인가, 아니면 당면한 경기침체를 극복하기 위해서 재정책장 정책을 써야 할 것인가에 대해 의견이 일치하지 않은 상황입니다. 또한 경기부양을 위해서 재정지출을 확대한다면 복지지출에 역점을 두어야 할 것인가 아니면 경제성장을 촉진시키는 부문에 집중하는 것이 바람직할 것인가에 대한 미시재정정책 방향의 논의도 필요합니다. 이러한 점에서 재정지출의 거시경제적 효과를 논의하는 오늘 정책세미나는 아주 시의적절하고 의미 있는 행사라고 판단됩니다.

지난해 우리 한국재정학회는 학회 창립 30주년을 맞아 재정·조세분야 학술단체와 연구기관 간 교류·협력의 활성화를 통하여 학회의 역할과 위상을 제고하고자 하는 취지에서 한국개발연구원, 한국경제연구원, 녹색성장위원회, 한국세무학회, 한국세법학회, 한국조세연구포럼, 한국국제조세협회, 한국지방재정학회, 한국재정정책학회, 일본재정학회, 중국재정학회 등과 다양한 공동 학술행사를 개최한 바

있습니다. 그리고 올해 들어 처음으로 오늘 한국조세연구원과 공동 정책세미나를 개최하게 된 것을 매우 뜻 깊게 생각합니다.

이 자리를 빌어, 오늘의 행사가 가능하도록 물심양면 지원을 아끼지 않으신 한국조세연구원 관계자 여러분과, 제1세션에서 사회를 맡아주실 유일호 의원님, 귀한 주제발표를 해주실 박형수 박사님, 광노선 교수님, 이윤수 교수님과 토론을 해주실 박기백 교수님, 김세완 교수님, 전영준 교수님, 그리고 종합토론 세션에서 사회를 맡아주실 최광 위원장님, 토론을 해주실 전주성 교수님, 백웅기 교수님, 김정훈 박사님, 홍동호 차관보님, 장경덕 논설위원님께 깊은 감사의 말씀을 드립니다.

아무쪼록 이번 정책세미나에서 거시경제정책의 재정효과에 관한 논의가 충분히 제기됨으로써, 오늘 행사가 새 정부로 하여금 원만한 재정정책 및 운용 방향을 조기에 수립할 수 있도록 도움을 주는 중요한 시금석 역할을 하기를 기대해 마지 않습니다.

대단히 감사합니다!

2013년 3월 13일  
(사)한국재정학회장 염명배

## 개 요

- 주제 : 재정지출과 거시경제정책
- 일시 : 2013년 3월 13일 (수) 14:00~17:30
- 장소 : 은행회관 2층 국제회의실

### □ 진행순서

- |             |   |
|-------------|---|
| 14:00~14:15 | 등록 및 접수   |
| 14:15~14:30 | 개회식   |
| ▶ 개회사       | 최 광 한국조세연구원 재정전문가 네트워크 위원장  |
| ▶ 인사말       | 염명배 한국재정학회 회장   |
| 14:30~16:00 | 제1세션: 재정지출과 거시경제정책  |
| ▶ 사회자       | 유일호 새누리당 국회의원   |
| ▶ 발표자       | 박형수 한국조세연구원 연구기획본부장<br>「재정정책의 승수효과에 대한 메타분석」<br>곽노선 서강대 경제학부 교수<br>「정부지출과 경기변동성」<br>이윤수 서강대 경제학부 교수<br>「창업 및 고용보조금 정책이 거시경제에 미치는 효과 분석」 |
| ▶ 토론자       | 김세완 이화여자대학교 경제학과 교수<br>박기백 서울시립대학교 세무전문대학원 교수<br>전영준 한양대학교 경제금융학부 교수 (가나다 순)  |
| 16:30~17:30 | 제2세션: 종합토론  |
| ▶ 사회자       | 최 광 한국조세연구원 재정전문가 네트워크 위원장  |
| ▶ 토론자       | 김정훈 한국조세연구원 재정연구본부장<br>백웅기 상명대학교 금융경제학과 교수<br>장경덕 매일경제 논설위원<br>전주성 이화여자대학교 경제학과 교수<br>홍동호 기획재정부 정책조정관리관 (가나다 순)                         |
| 17:30       | 폐회  |



## 총 목 차

- 재정정책의 승수효과에 대한 메타분석 ..... 1  
박형수 한국조세연구원 연구기획본부장
  
- 정부지출과 경기변동성 ..... 41  
곽노선 서강대 경제학부 교수
  
- 창업 및 고용보조금 정책이 거시경제에 미치는 효과 분석 ..... 81  
이윤수 서강대 경제학부 교수

재정전문가 네트워크 제2차 정책세미나

# 재정정책의 승수효과에 대한 메타분석

■ 박형수 한국조세연구원 연구기획본부장



# 재정정책의 승수효과에 대한 메타분석

박형수(한국조세연구원 연구기획본부장)

## 1. 재정승수와 승수효과

### 가. 경기안정화 정책과 재정승수

- J.M. Keynes가 『*The General Theory of Employment, Interest and Money*』(1936)에서 기존 신고전파 경제학의 시장주의를 비판하면서 제시한 유효수요이론을 바탕으로 경기후퇴와 불황시 정부가 재정·통화정책을 적극 사용할 것을 주장
  - 제2차 세계대전의 발발 이후, 서구 선진국 정부들이 Keynes의 경제정책을 채택하고, 이후 1950년대와 1960년대에는 그의 추종자들로 인해 경제학계에서도 Keynes의 이론을 채택
  - 한편, 1970년대 석유파동 등으로 세계경제가 스태그플레이션에 빠지자 케인스학파의 영향력이 크게 감소하고, M. Friedman 등 신자유주의 경제학자들의 이론이 등장하여 Nixon 및 Reagan 미국 행정부, 그리고 1980년대 이후 다른 많은 나라의 경제정책에 지대한 영향을 끼쳤음
  - 2007년 이후 금융위기 극복을 위한 재정책대, 최근 유럽발 재정위기로 Keynes 경제학이 재조명받고 있는데, 재정승수 크기가 핵심 쟁점 중 하나임 - The Wall Street Journal誌 2009년 1월 22일자 “Government Spending Is No Free Lunch”에서 Robert Barro가 평화시의 재정승수가 거의 0에 가깝다고 주장한 반면, 오바마 행정부의 CEA의장을 맡고 있는 Christina Romer는 2009년 2월 미의회를 통과한 7,870억달러 규모의 경기부양법에 의한 경제적 효과 추정시 1.6의 재정승수를 적용

- The Economist誌 2009년 9월 24일자 “Much ado about multipliers”

○ 최근 IMF도 World Economic Outlook(2012년 10월)에서 그동안 경제전망에 사용하던 재정승수 0.5(0.4~1.2)가 여러 기존연구의 추정치 0.9~1.7보다 낮아, 최근 진행되고 있는 선진국들의 재정건전화 정책이 경제에 미치는 영향이 과소평가될 우려가 있음을 지적한 바 있음

- Nevertheless, a number of policy documents, including IMF staff reports, suggest that fiscal multipliers used in the forecasting process are about 0.5. In line with these assumptions, earlier analysis by the IMF staff suggests that, on average, fiscal multipliers were near 0.5 in advanced economies during the three decades leading up to 2009. If the multipliers underlying the growth forecasts were about 0.5, as this informal evidence suggests, our results indicate that multipliers have actually been in the 0.9 to 1.7 range since the Great Recession. This finding is consistent with research suggesting that in today’s environment of substantial economic slack, monetary policy constrained by the zero lower bound, and synchronized fiscal adjustment across numerous economies, multipliers may be well above 1.

□ 재정승수(fiscal multiplier, 財政乘數)란 ‘재정변수의 한계적 변화에 대하여 국민소득수준이 얼마만큼 변하는가를 나타내는 계수’를 의미

○ 승수효과(multiplier effect)는 한 경제변수의 변화가 직접·간접으로 효과를 순차적으로 파급, 경제체계 전체를 새로운 수준으로 유도할 때 나타나는데, 다른 경제변수의 변화에 대한 배수관계를 말함

- 지출승수 :  $\frac{\Delta Y(t)}{\Delta G(t)} = \frac{1}{1 - \text{한계소비성향} \cdot (1 - \text{소득세율}) + \text{한계수입성향}}$

- 조세승수 :  $\frac{\Delta Y(t)}{\Delta T(t)} = \frac{-\text{한계소비성향}}{1 - \text{한계소비성향} \cdot (1 - \text{소득세율}) + \text{한계수입성향}}$

- 균형재정승수 :  $\frac{\Delta Y(t)}{\Delta G(t)} + \frac{\Delta Y(t)}{\Delta T(t)} > 0$

○ IMF Staff Position Note SPN/09/11(2009.5.20) "Fiscal Multipliers"

- The fiscal multiplier is the ratio of a change in output ( $\Delta Y$ ) to an exogenous change in the fiscal deficit ( $\Delta G$  is used here as a shortcut, it could be also  $-\Delta T$ ) with respect to their respective baselines (often potential output and structural deficit, respectively, even though authors use variations of these concepts)

- 재정승수의 여러 가지 측정법

• impact multiplier =  $\frac{\Delta Y(t)}{\Delta G(t)}$

• peak multiplier =  $\max_N \frac{\Delta Y(t+N)}{\Delta G(t)}$

• cumulative multiplier =  $\frac{\sum_{j=0}^N \Delta Y(t+j)}{\sum_{j=0}^N \Delta G(t+j)}$

## 나. 승수효과

### □ 재정승수 크기

○ 대부분의 연구에서 재정승수는 정부소비 및 정부투자를 기준으로 측정하는데, Keynes의 정부지출승수가 1보다 큰 것은 승수 도출 과정에서 나타나듯이 GDP에 직접적으로 포함되는 정부지출(정부의 최종소비지출, 총고정자본형성)의 증가를 상정하였기 때문임

- 그러나 정부지출 중에는 이전지출 등 GDP에 포함되지 않는 항목도 많은데 이들 항목에 대한 재정승수는 1보다 작을 수 있음

2010년 국민계정 중 정부부문

(단위 : 조원)

구분	정부전체	중앙정부	지방정부	사회보장기금
총 지 출	353.0	142.8	152.0	58.3
최종소비지출	178.4	63.9	73.0	41.5
총고정자본형성	59.5	23.9	35.5	0.1

- 재정승수는 재량적 재정정책에 의한 예기치 못한 재정충격(fiscal impulse)에 대한 반응 정도를 측정
  - 단일방정식의 추정 이외에 RBC 모형, New Keynesian DSGE 모형, structural macroeconometric 모형, VAR 모형 등을 이용
  
- 기존연구 결과 서베이 : **descriptive sum up**
  - IMF Staff Position Note SPN/09/11(2009.5.20) "Fiscal Multipliers" : A rule of thumb is a multiplier (using the definition  $\Delta Y/\Delta G$  and assuming a constant interest rate) of 1.5 to 1 for spending multipliers in large countries, 1 to 0.5 for medium sized countries, and 0.5 or less for small open countries. Smaller multipliers (about half of the above values) are likely for revenue and transfers while slightly larger multipliers might be expected from investment spending. Negative multipliers are possible, especially if the fiscal stimulus weakens (or is perceived to weaken) fiscal sustainability.
  - Baunsgaard, Mineshima, Poplawski-Ribeiro & Weber(2012) "Fiscal Multipliers" : government spending multipliers range between 0 and 2.1, with a mean of 0.8 during the first year after fiscal measures are taken. Government revenue multipliers range from about -1.5 to 1.4, with a mean of 0.3.
  - Bouthevillain, C., J. Caruana, C. Checherita, J. Cunha, E. Gordo, S.

Haroutunian, G. Langenus, A. Hubic, B. Manzke, J. J. Perez, and P. Tommasino (2009). Pros and Cons of various fiscal measures to stimulate the economy. Banque Centrale du Luxembourg working paper 40

- Spilimbergo, A., S. Symansky, and M. Schindler (2009). Fiscal Multipliers. IMF Staff Position Note SPN/09/11
- van Brusselen, P. (2009). Fiscal Stabilisation Plans and the Outlook for the World Economy. ENEPRI working paper 55
- Fatas, A. and I. Mihov (2009). Why Fiscal Stimulus is Likely to Work. *International Finance* 12 (1), 57~73
- Hasset, K. A. (2009). Why Fiscal Stimulus is Unlikely to Work. *International Finance* 12 (1), 75~91
- Ramey, V. A. (2011). Can Government Purchases Stimulate the Economy? *Journal of Economic Literature* 49 (3), 673~685
- Parker, J. A. (2011). On Measuring the Effects of Fiscal Policy in Recessions. *Journal of Economic Literature* 49 (3), 703~718
- Hebous, S. (2011). The Effects of Discretionary Fiscal Policy on Macroeconomic Aggregates: A Reappraisal. *Journal of Economic Surveys* 25 (4), 674~707

- 기존연구 결과 서베이 : **meta analysis**는 재정승수에 대한 정량적 분석
  - 출처 : Gechert & Will(2012) “Fiscal Multipliers: A Meta-Analysis of the Literature”의 89건의 기존 연구결과들을 정량적으로 분석
    - \* 재정정책의 장기적 효과에 대한 메타분석은 Nijkampa and Poot(2004) “Meta-analysis of the effect of fiscal policies on long-run growth”
  - 추정시 기준승수 : an average multiplier value calculated as an integral response to an unspecified public spending(정부소비, 정부투자, 국방비를 제외한 지출) impulse, stemming from a largely estimated RBC model in a study that was published as a working paper or in a book  
 ➔ -0.1678
  - 추정모형 : RBC 모형(RBC)에 의한 재정승수가 가장 낮고, New Keynesian DSGE 모형(DSGE-NK) 및 structural macroeconomic 모형(MACRO)과 VAR 모형 및 단일방정식 추정법(SEE)이 다르기는 하지만 통계적으로 유의하지는 않음
  - 재정정책의 구성 : 정부투자(INVEST)의 승수가 가장 크고, 그 다음으로는 정부소비(CONS), 공공부문 고용(EMPLOY), 국방비 지출(MILIT), 감세(TAX) 및 이전지출(TRANS)의 순서임
  - 개방경제(M/GDP)일수록 재정승수는 작아짐
  - 추정방법(CALIB : calibration vs estimation, PEAK : peak multiplier vs cumulative multiplier) 및 승수계산 대상기간(HORIZON)에 따라 큰 차이
  - 시계열이 길고 데이터의 빈도(분기별 vs 연별)가 높을수록 재정승수가 커지는 반면, 최근으로 연장될수록 작아짐
  - 금리의 반응정도에 따라 승수 크기가 크게 좌우됨

- 재정승수에 대한 메타분석 결과

Table 3: Total sample (Dep. Var.: multiplier)

	(1) prime <sup>a</sup>	(2) plain <sup>b</sup>	(3) macro-ref <sup>c</sup>	(4) gspend-ref <sup>d</sup>
$\kappa$	-0.1678 (0.4181)	0.3815* (0.2129)	1.0142*** (0.3431)	0.03689 (0.3762)
<i>model class</i>				
RBC			-1.182*** (0.2484)	
DSGE-NK	0.7662*** (0.2327)	0.6983*** (0.2324)	-0.4159*** (0.1067)	0.7904*** (0.2357)
MACRO	1.182*** (0.2484)	1.142*** (0.2428)		1.197*** (0.2472)
SEE	0.9393*** (0.2442)	0.3112 (0.1913)	-0.2428 (0.2624)	0.8603*** (0.2421)
VAR	0.8154*** (0.2591)	0.6420*** (0.2411)	-0.3667 (0.2778)	0.7796*** (0.2544)
<i>fiscal impulse</i>				
CONS	0.2655** (0.1157)	0.2682** (0.1194)	0.2655** (0.1157)	
INVEST	0.5843*** (0.1260)	0.5485*** (0.1290)	0.5843*** (0.1260)	
MILIT	-0.1898 (0.3168)	-0.2196 (0.3237)	-0.1898 (0.3168)	
TRANS	-0.3468*** (0.09694)	-0.3465*** (0.09810)	-0.3468*** (0.09694)	-0.6240*** (0.07597)
TAX	-0.3019*** (0.08131)	-0.3086*** (0.08438)	-0.3019*** (0.08131)	-0.4562*** (0.06949)
EMPLOY	0.2221 (0.2534)	0.2130 (0.2708)	0.2221 (0.2534)	-0.03012 (0.2373)
<i>control variables</i>				
JOUR	-0.04406 (0.3701)		-0.04406 (0.3701)	-0.2670 (0.3073)
CALIB	0.2156* (0.1134)		0.2156* (0.1134)	0.2062* (0.1138)
PEAK	0.4377*** (0.1162)		0.4377*** (0.1162)	0.3995*** (0.1165)
HORIZON	0.0175*** (0.0062)		0.0175*** (0.0062)	0.0152** (0.0060)
M/GDP	-1.328*** (0.3222)		-1.328*** (0.3222)	-1.335*** (0.3277)
$N$	743	743	743	743
$Adj.R^2$	0.3707	0.3389	0.3707	0.3404
$\ell$	-615.7	-636.4	-615.7	-634.9

<sup>a</sup> reference: RBC, SPEND, WP/BOOK, ESTIM, INTEGRAL

<sup>b</sup> reference: RBC, SPEND

<sup>c</sup> reference: MACRO, SPEND, WP/BOOK, ESTIM, INTEGRAL

<sup>d</sup> reference: RBC, GSPEND, WP/BOOK, ESTIM, INTEGRAL

\*, \*\*, \*\*\* indicate significance at the 10, 5, 1 percent level respectively

Standard errors in parentheses

□ 세입-세출 항목과 재정승수의 크기

- 최근 재정학계에서는 지출재원을 어떻게 조달하느냐, 어떤 지출에 사용하느냐에 따라 경제성장에 미치는 영향이 달라질 수 있다는 견해가 지배적

재원조달		재정지출	생산적 지출	비생산적 지출
		조세	왜곡적 조세	규모 작을때 (+) 규모 크면 (-)
	비왜곡적 조세	(+)	0	
차입/재정적자		?	(-)	

1) N. Gemmell, R. Kneller & I. Sanz “Does the composition of government expenditure matter for economic growth?”(2012)

- 재원조달별 승수효과 & 총지출 기준

Dependent variable: Annual GDP growth rate

Regression No.	1	2	3	4
Financed by:	Non-distort. taxes	Budget Surplus	Distort. taxes & other revenues	Distort. & non-distort taxes & other revenues
Budget surplus	0.065 (0.83)	-	-0.120** (2.51)	-0.082 (1.75)
Distortional taxes & other revenues	-0.163 (-2.42)**	-0.147 (-3.07)**	-	-
Non-distortional taxes	-	0.052 (0.69)	0.215 (3.23)	-
<b>Total Public Expenditure</b>	<b>0.027 (0.42)</b>	<b>-0.044 (1.33)</b>	<b>-0.155** (4.60)</b>	<b>-0.101** (2.99)</b>
Investment ratio	0.021 (0.60)	-0.001 (0.03)	0.004 (0.12)	0.032 (0.95)
Employment growth	0.209** (4.00)	0.172** (3.36)	0.228** (4.66)	0.227** (4.22)
Lagged GDP per capita	-0.075** (4.03)	-0.083** (3.62)	-0.084** (3.60)	-0.077** (3.23)
<i>Short run effects</i>				
Short run. Total Public Expenditure. 1 <sup>st</sup> Difference	<b>-0.373 (1.89)</b>	<b>-0.138 (1.84)</b>	<b>-0.230 (1.72)</b>	<b>-0.287* (2.27)</b>
Short run. Total Public Expenditure. 2 <sup>nd</sup> Difference	<b>0.027 (0.16)</b>	<b>-0.078 (1.30)</b>	<b>-0.053 (0.58)</b>	<b>-0.030 (0.35)</b>

Note: t-statistics in parentheses below parameters; \*, \*\* = significant at the 5%, 1% respectively.

- 지출항목별 승수효과 & 재정적자로 자원조달 기준

Dependent variable: Annual GDP growth rate

Regression:	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Share of:	T&C	Educ- ation	Health	Hous- ing	Social welfare	Defence	Econ. services	Gen. pub. services	Recreat- ion
Expenditure SHARE	0.091* (2.33)	0.126* (2.52)	0.046* (2.36)	0.074 (1.20)	-0.035* (2.47)	-0.018 (0.50)	-0.016 (0.48)	0.026 (1.05)	0.130 (0.68)
TOTAL Expenditure	-0.028 (0.92)	-0.059 (1.88)	-0.036 (1.19)	-0.006 (1.94)	-0.044 (1.41)	-0.046 (1.42)	-0.035 (1.00)	-0.025 (0.75)	-0.027 (0.86)
<i>Short run effects</i>									
Expenditure SHARE (1 <sup>ST</sup> DIF)	0.466* (2.37)	-0.169 (0.84)	-0.252* (2.01)	0.156 (0.51)	-0.010 (0.09)	-0.188 (0.56)	0.075 (0.85)	0.074 (0.67)	-0.918 (1.03)
Expenditure SHARE (2 <sup>ND</sup> DIF)	-0.113 (1.02)	0.023 (0.19)	0.125 (1.61)	-0.158 (0.68)	-0.058 (0.90)	-0.043 (0.25)	-0.070 (1.21)	-0.007 (0.06)	0.618 (0.97)

2) 여타 연구

- 세입항목별 구분 및 재정수입승수

	Bleaney et al. (2001)	재정수입승수	
			Gemmel & Kneller (2002)
소득세	왜곡적 조세 (distortionary taxes)	-0.411 (0.05)	-0.337 ~ -0.395
법인세			
사회보장기여금			
재산세	비왜곡적 조세 (non-distortionary taxes)	0.000으로 전제	
부가가치세			
특별소비세			
기타간접세	기타 조세	0.040 (0.06)	
관세 및 기타 세수 세외수입			
차입 또는 국채발행	재정적자	-0.105 (0.06)	-0.068 ~ -0.121

주: 1) ( ) 내는 표준오차임.

2) '기타 조세'의 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않아 분석에서 제외하였음

- 세출항목별 구분 및 재정지출승수

구분	Oxley & Martin (1991) Saunders (1993)	Bleaney et al. (2001)	재정지출승수	
				Gemmel & Kneller (2002)
일반공공행정 국방 공공질서 및 안전 주택 및 지역개발 보건 교육	순수공공재 (Pure goods)	생산적 지출	0.387 (0.07)	0.145~0.287
경제(운수 및 통신) 경제(기타) 오락, 문화 및 종교	경제사업 등 (Economic services and others)	비생산적 지출	0.000으로 전제	
사회보호	이전지출 (Transfer)			
기타	기타	기타지출	0.040 (0.07)	

주: ( ) 내는 표준오차임.

- 재정의 단기적인 경제적 효과 분석을 위한 한국조세연구원의 '거시-재정모형'을 이용한 정책시뮬레이션 결과를 보면, 세입 및 세출의 거시경제적 효과는 항목별로 상당한 차이를 보임

중앙정부 재정수입 1조원 증가의 경제적 효과

(단위 : 조원)

구분	실질GDP		GDP디플레이터		소비자물가지수		취업자수(천명)	
	당해년	다음해	당해년	다음해	당해년	다음해	당해년	다음해
국세(직접세)	<b>-0.42</b>	-0.12	-0.03	-0.06	<b>-0.04</b>	-0.07	<b>-10.75</b>	-1.91
국세(기타)	<b>-0.13</b>	-0.05	0.00	-0.02	<b>-0.01</b>	-0.02	<b>-3.18</b>	-1.10
세외수입+자본수입	<b>0.00</b>	0.00	0.00	0.00	<b>0.00</b>	0.00	<b>-0.01</b>	-0.01
사회보장기여금	<b>-0.31</b>	-0.06	-0.02	-0.05	<b>-0.03</b>	-0.05	<b>-7.79</b>	-0.89
총수입	<b>-0.24</b>	-0.07	-0.02	-0.04	<b>-0.02</b>	-0.04	<b>-6.04</b>	-1.19

중앙정부 재정지출 1조원 증가의 경제적 효과

(단위 : 조원)

구분	실질GDP		GDP디플레이터		소비자물가지수		취업자수(천명)	
	당해년	다음해	당해년	다음해	당해년	다음해	당해년	다음해
인건비 및 물건비	1.11	-0.14	0.07	-0.06	0.10	0.04	22.56	-1.12
민간경상이전	0.21	0.03	0.02	0.03	0.02	0.03	5.40	0.13
자본지출	0.75	0.16	0.03	0.12	0.05	0.13	19.27	2.09
순융자	0.05	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.16	-0.27
총지출	0.49	0.00	0.03	0.01	0.04	0.04	11.16	-0.07

- 한국은행 내부자료에서도 재정지출승수가 지출항목별로 차이가 남
  - 경상지출(민간경상이전 포함) : 0.26
  - 자본지출 : 0.84
  - 총지출 : 0.56
  
- KDI01 모형에서도 단기적으로 재정지출승수가 세입승수보다 크게 나타남
  - 경상지출(이전지출 제외) 및 자본지출 : 1 내외
  - 경상이전지출 및 조세 : 0.3 정도

다. 재정승수의 정책분석 활용사례

□ 사례 1 : 글로벌 금융위기시의 확장적 재정정책의 효과

- 출처 : OECD Economic Outlook, Interim Report(2009년 3월)
  
- 확장적 재정정책의 크기 · 구성내역

2008~2010년 누계(2008년 GDP 대비, %)

	Net effect	Tax measures					Spending measures					
		Total	Individuals	Businesses	Consumption	Social contributions	Total	Final consumption	Investment	Transfers to households	Transfers to businesses	Transfers to sub-national government
Australia	-4.6	-1.3	-1.1	-0.2	0.0	0.0	3.3	0.0	2.6	0.8	0.0	0.0
Austria	-1.1	-0.8	-0.8	-0.1	0.0	0.0	0.3	0.0	0.1	0.1	0.0	0.1
Belgium	-1.6	-1.0	-0.3	-0.6	-0.1	0.0	0.6	0.0	0.1	0.5	0.0	0.0
Canada	-4.1	-2.4	-0.8	-0.3	-1.1	-0.1	1.7	0.1	1.3	0.3	0.1	..
Czech Republic	-3.0	-2.5	0.0	-0.4	-0.1	-2.0	0.5	-0.1	0.2	0.0	0.4	0.0
Denmark	-2.5	-0.7	0.0	0.0	0.0	0.0	1.9	0.9	0.8	0.1	0.0	0.0
Finland	-3.1	-2.7	-1.9	0.0	-0.3	-0.4	0.5	0.0	0.3	0.1	0.0	0.0
France	-0.6	-0.2	-0.1	-0.1	0.0	0.0	0.4	0.0	0.2	0.1	0.0	0.0
Germany	-3.0	-1.6	-0.6	-0.3	0.0	-0.7	1.4	0.0	0.8	0.2	0.3	0.0
Greece <sup>1</sup>	..	..	..	..	..	..	..	0.0	0.1	0.4	0.1	0.0
Hungary	4.4	0.0	-0.1	-1.5	1.6	0.0	-4.4	..	0.0	..	..	0.0
Iceland	9.4	..	1.0	..	..	..	..	-1.8	-1.7	-1.7	..	..
Ireland	4.4	3.5	2.0	-0.2	0.5	1.2	-0.9	-0.7	-0.2	-0.1	0.0	0.0
Italy	0.0	0.3	0.0	0.0	0.1	0.0	0.3	0.3	0.0	0.2	0.1	0.0
Japan	-2.0	-0.5	-0.1	-0.1	-0.1	-0.2	1.5	-0.2	0.3	0.5	0.4	0.3
Korea	-4.9	-3.2	-1.4	-1.2	-0.2	0.0	1.7	0.0	0.9	0.1	0.5	0.2
Luxembourg	-3.6	-1.7	-1.2	-0.5	0.0	0.0	1.9	0.0	0.7	1.0	0.2	0.0
Mexico <sup>1</sup>	-1.3	0.8	0.0	0.0	-0.4	0.0	2.0	0.0	1.1	0.3	0.4	0.0
Netherlands	-1.5	-1.4	-0.2	-0.4	0.0	-0.8	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0
New Zealand	-4.3	-4.3	-4.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.6	-0.6	0.0	0.0
Norway <sup>1</sup>	-0.8	-0.1	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.7	0.0	0.3	0.0	0.0	0.3
Poland	-1.0	-0.4	0.0	-0.1	-0.2	0.0	0.6	0.0	1.3	0.1	0.0	0.0
Portugal	-0.8	..	..	..	..	..	..	0.0	0.4	0.0	0.4	0.0
Slovak Republic	-1.1	-0.6	-0.6	-0.1	0.0	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0	0.5	0.0
Spain	-3.5	-1.6	-1.6	0.0	0.0	0.0	1.9	0.3	0.7	0.2	0.7	0.0
Sweden	-2.8	-1.8	-1.5	-0.2	0.0	-0.2	0.9	0.7	0.3	0.1	0.0	0.0
Switzerland	-0.5	-0.2	-0.2	0.0	0.0	0.0	0.3	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0
Turkey	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
United Kingdom	-1.4	-1.5	-0.6	-0.1	-0.7	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0
United States	-5.6	-3.2	-2.4	-0.8	0.0	0.0	2.4	0.7	0.3	0.5	0.0	0.9

○ 재정승수

- OECD국가들을 대상으로 거시모형을 활용한 재정승수 추정결과들을 종합한 결과 통화정책이 협조적일 경우 지출승수는 1.1, 조세승수는 0.3~0.5

	All studies			Studies with both 1st and 2nd year multipliers					
	Year 1			Year 1			Year 2		
	Low	High	Mean	Low	High	Mean	Low	High	Mean
Purchases of goods and service	0.6	1.9	1.1	0.9	1.9	1.2	0.5	2.2	1.3
Corporate tax cut	0.1	0.5	0.3	0.1	0.5	0.3	0.2	0.8	0.5
Personal income tax cut	0.1	1.1	0.5	0.1	1.1	0.5	0.2	1.4	0.8
Indirect tax cut	0.0	1.4	0.5	0.0	0.6	0.2	0.0	0.8	0.4
Social security contribution cut	0.0	1.2	0.4	0.0	0.5	0.3	0.2	1.0	0.6

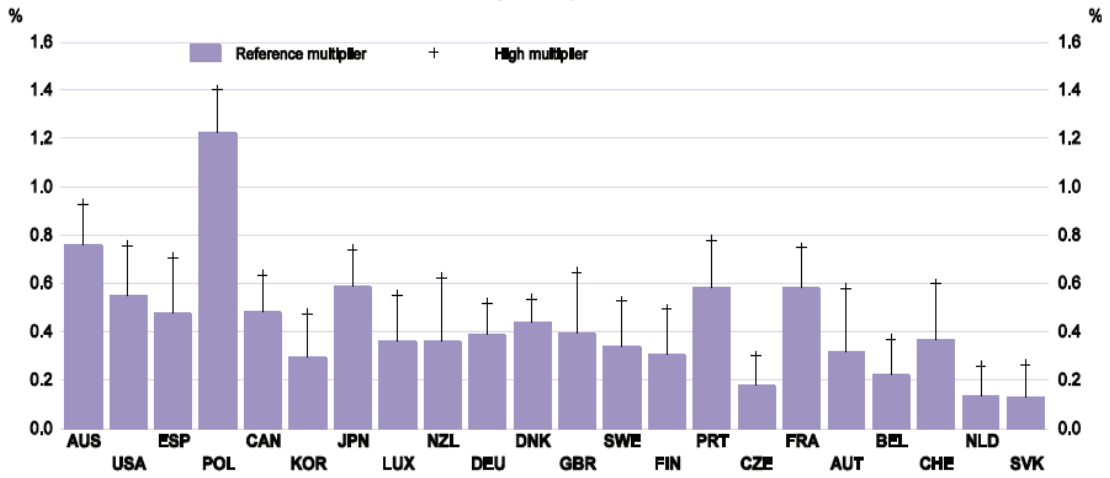
Note: Models surveyed are National Bank of Belgium Model, Interlink, Deutsche Bundesbank Model, Banca d'Italia model, Banco de Portugal model, Banco de España model, Area-Wide Model, ESRI Short-Run Macroeconometric Model of the Japanese Economy, Department of Finance's Canadian Economic and Fiscal Model, averages of US models as reported by Fromm and Klein 1976, averages of US models as reported by Bryant et al 1988, averages of US models as reported by Adams and Klein 1991 and averages of UK models as reported by Church et al 1993. These models cover United States, Japan, Euro Area, Germany, France, Italy, United Kingdom, Canada, Spain, Belgium and Portugal.

Source: Adams and Klein (1991), Bryant (1988), Church et al. (2000), Fromm and Klein (1976), Henry et al. (2004), Roeger and in't Veld (2009) and Perotti (2005).

- 국가별 대외개방도, 국가별 상황을 감안하여 조정한 국가별 재정승수

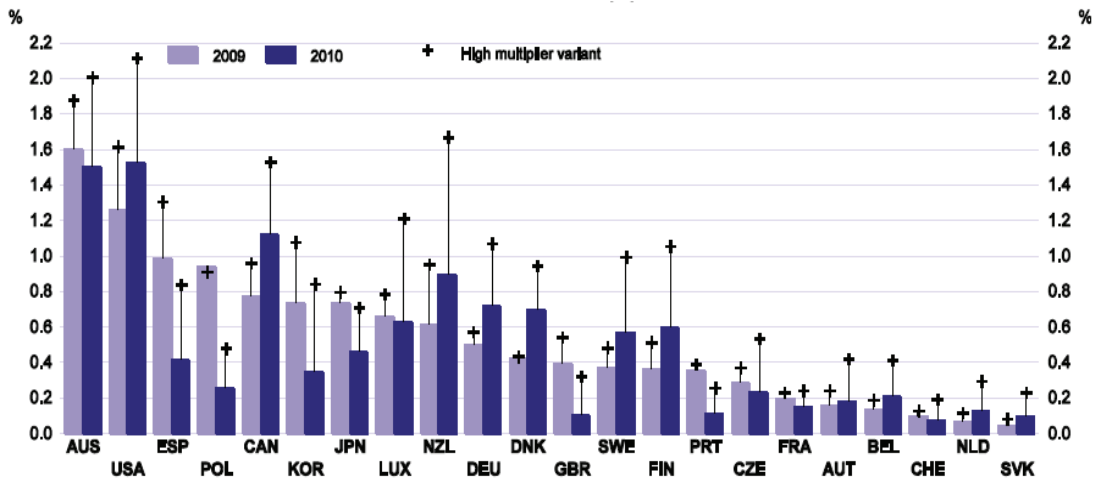
	Openness in 2008 <sup>1</sup>	Spending increases										Tax cuts									
		Government consumption				Government investment				Transfers to household				Personal Income tax				Indirect tax			
		Year 1		Year 2		Year 1		Year 2		Year 1		Year 2		Year 1		Year 2		Year 1		Year 2	
		Ref.	High	Ref.	High	Ref.	High	Ref.	High	Ref.	High	Ref.	High	Ref.	High	Ref.	High	Ref.	High	Ref.	High
USA	15.4	0.7	0.7	0.8	1.1	0.9	0.9	1.1	1.3	0.5	0.5	0.8	0.9	0.3	0.5	0.5	0.9	0.2	0.3	0.3	0.5
JPN	14.7	0.7	0.7	0.8	1.1	0.9	0.9	1.1	1.3	0.5	0.5	0.8	0.9	0.3	0.5	0.5	0.9	0.2	0.3	0.3	0.5
DEU	29.5	0.4	0.4	0.5	0.8	0.8	0.8	1.0	1.2	0.3	0.3	0.5	0.7	0.2	0.3	0.3	0.7	0.1	0.2	0.2	0.4
FRA	22.5	0.6	0.6	0.7	1.0	0.8	0.8	1.0	1.2	0.4	0.4	0.7	0.8	0.2	0.4	0.4	0.8	0.2	0.2	0.2	0.4
ITA	22.5	0.6	0.6	0.7	1.0	0.8	0.8	1.0	1.2	0.4	0.4	0.7	0.8	0.2	0.4	0.4	0.8	0.2	0.2	0.2	0.4
GBR	23.9	0.5	0.5	0.6	0.9	0.8	0.8	1.0	1.2	0.4	0.4	0.6	0.8	0.2	0.4	0.4	0.8	0.2	0.2	0.2	0.4
CAN	25.2	0.5	0.5	0.6	0.9	0.8	0.8	1.0	1.2	0.4	0.4	0.6	0.7	0.2	0.4	0.4	0.7	0.1	0.2	0.2	0.4
AUS	19.5	0.6	0.6	0.7	1.0	0.9	0.9	1.1	1.3	0.4	0.4	0.7	0.8	0.3	0.4	0.4	0.8	0.2	0.3	0.3	0.5
AUT	35.2	0.3	0.3	0.4	0.7	0.7	0.7	0.9	1.1	0.2	0.2	0.4	0.6	0.1	0.2	0.3	0.6	0.1	0.1	0.2	0.3
BEL	47.9	0.3	0.3	0.4	0.7	0.7	0.7	0.9	1.1	0.2	0.2	0.4	0.6	0.1	0.2	0.2	0.6	0.1	0.1	0.1	0.3
CZE	41.8	0.3	0.3	0.4	0.7	0.7	0.7	0.9	1.1	0.2	0.2	0.4	0.6	0.1	0.2	0.2	0.6	0.1	0.1	0.1	0.3
DNK	34.8	0.3	0.3	0.4	0.7	0.7	0.7	0.9	1.1	0.2	0.2	0.4	0.6	0.1	0.2	0.3	0.6	0.1	0.1	0.2	0.3
FIN	28.9	0.4	0.4	0.5	0.8	0.8	0.8	1.0	1.2	0.3	0.3	0.5	0.7	0.2	0.3	0.3	0.7	0.1	0.2	0.2	0.4
GRC	25.1	0.5	0.5	0.6	0.9	0.8	0.8	1.0	1.2	0.4	0.4	0.6	0.7	0.2	0.4	0.4	0.7	0.1	0.2	0.2	0.4
HUN	44.7	0.3	0.3	0.4	0.7	0.7	0.7	0.9	1.1	0.2	0.2	0.4	0.6	0.1	0.2	0.2	0.6	0.1	0.1	0.1	0.3
ISL	32.6	0.4	0.4	0.5	0.8	0.7	0.7	0.9	1.1	0.3	0.3	0.5	0.6	0.2	0.3	0.3	0.6	0.1	0.2	0.2	0.3
IRL	41.4	0.3	0.3	0.4	0.7	0.7	0.7	0.9	1.1	0.2	0.2	0.4	0.6	0.1	0.2	0.2	0.6	0.1	0.1	0.1	0.3
KOR	36.4	0.3	0.3	0.4	0.7	0.7	0.7	0.9	1.1	0.2	0.2	0.4	0.6	0.1	0.2	0.2	0.6	0.1	0.1	0.1	0.3
LUX	59.0	0.3	0.3	0.4	0.7	0.7	0.7	0.9	1.1	0.2	0.2	0.4	0.6	0.1	0.2	0.2	0.6	0.1	0.1	0.1	0.3
MEX	23.1	0.5	0.5	0.6	0.9	0.8	0.8	1.0	1.2	0.4	0.4	0.6	0.8	0.2	0.4	0.4	0.8	0.2	0.2	0.2	0.4
NLD	41.1	0.3	0.3	0.4	0.7	0.7	0.7	0.9	1.1	0.2	0.2	0.4	0.6	0.1	0.2	0.2	0.6	0.1	0.1	0.1	0.3
NZL	25.1	0.5	0.5	0.6	0.9	0.8	0.8	1.0	1.2	0.4	0.4	0.6	0.7	0.2	0.4	0.4	0.7	0.1	0.2	0.2	0.4
NOR	23.0	0.5	0.5	0.6	0.9	0.8	0.8	1.0	1.2	0.4	0.4	0.6	0.8	0.2	0.4	0.4	0.8	0.2	0.2	0.2	0.4
POL	30.0	0.4	0.4	0.5	0.8	0.8	0.8	1.0	1.2	0.3	0.3	0.5	0.7	0.2	0.3	0.3	0.7	0.1	0.2	0.2	0.4
PRT	29.3	0.4	0.4	0.5	0.8	0.8	0.8	1.0	1.2	0.3	0.3	0.5	0.7	0.2	0.3	0.3	0.7	0.1	0.2	0.2	0.4
SVK	45.7	0.3	0.3	0.4	0.7	0.7	0.7	0.9	1.1	0.2	0.2	0.4	0.6	0.1	0.2	0.2	0.6	0.1	0.1	0.1	0.3
ESP	24.8	0.5	0.5	0.6	0.9	0.8	0.8	1.0	1.2	0.4	0.4	0.6	0.7	0.2	0.4	0.4	0.7	0.1	0.2	0.2	0.4
SWE	31.7	0.4	0.4	0.5	0.8	0.7	0.7	0.9	1.1	0.3	0.3	0.5	0.6	0.2	0.3	0.3	0.6	0.1	0.2	0.2	0.4
CHE	31.8	0.4	0.4	0.5	0.8	0.7	0.7	0.9	1.1	0.3	0.3	0.5	0.6	0.2	0.3	0.3	0.6	0.1	0.2	0.2	0.4
TUR	22.5	0.6	0.6	0.7	1.0	0.8	0.8	1.0	1.2	0.4	0.4	0.7	0.8	0.2	0.4	0.4	0.8	0.2	0.2	0.2	0.4

- 국가별 재정승수 비교



○ 국가별 확장적 재정정책의 효과

- 2009~2010년 GDP수준에 미친 영향



□ 사례 2 : 재정위기 이후 재정건전화 정책의 효과

- 출처 : OECD Economics Department Working Papers No. 933 “Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations(2012년 2월)
- 재정건전화 정책의 크기 · 구성내역

2010~2012년 누계(GDP 전망치 대비, %)

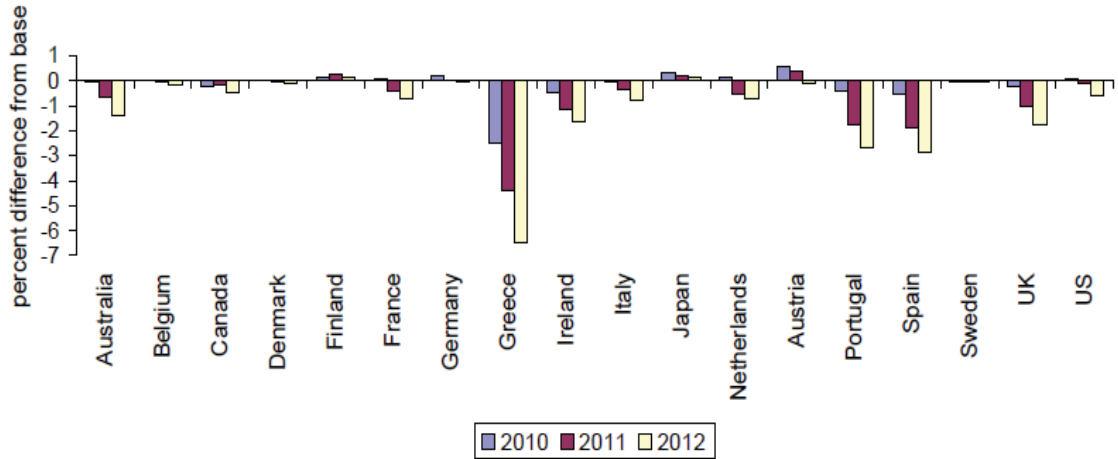
	2010				2011				2012				Total 2010-12
	Direct tax	Indirect tax	Spending (goods and services)	Spending (benefits/ wages)	Direct tax	Indirect tax	Spending (goods and services)	Spending (benefits/ wages)	Direct tax	Indirect tax	Spending (goods and services)	Spending (benefits/ wages)	
Australia	0.0	-0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.8	0.0	0.0	0.0	-0.8	0.0	-2.1
Austria	0.9	0.0	0.9	0.0	-0.2	-0.2	-0.4	0.0	-0.2	-0.2	-0.7	0.0	-0.1
Belgium	-0.1	0.0	-0.1	0.0	-0.2	0.0	-0.3	0.0	-0.4	0.0	-0.3	0.0	-1.4
Canada	0.0	0.0	-0.5	0.0	-0.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.5	0.0	-1.7
Denmark	0.0	0.0	0.0	0.5	-0.5	0.0	0.0	0.0	-0.5	0.0	0.0	0.0	-0.5
Finland	0.7	0.0	0.3	0.2	-0.1	-0.2	0.1	0.1	-0.3	-0.2	0.0	0.1	0.7
France	-0.1	0.0	0.1	0.0	-0.9	0.0	-0.5	0.0	-0.3	0.0	-0.3	0.0	-2.0
Germany	0.5	0.4	0.1	0.0	-0.3	-0.2	-0.2	0.0	-0.1	0.0	-0.1	0.0	-0.1
Greece	-0.2	-0.3	-1.4	-0.5	-1.8	-0.4	-0.6	0.0	-0.6	-0.1	-1.7	0.0	-7.6
Ireland	-1.1	0.0	-0.7	-0.6	-1.3	0.0	-1.3	-1.2	-0.8	0.0	-0.8	-0.9	-8.7
Italy	0.0	0.0	-0.1	0.0	-0.1	-0.1	-0.4	0.0	-0.1	-0.1	-0.5	0.0	-1.4
Japan	0.5	0.0	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0
Netherlands	0.0	0.0	0.2	0.0	0.2	0.0	-1.1	-0.1	0.0	0.0	-0.5	0.0	-1.3
Portugal	-0.6	0.0	-0.4	-0.1	-0.4	-0.6	-1.4	-0.6	-0.1	0.0	-0.8	-0.1	-5.1
Sweden	0.0	0.0	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Spain	-0.7	-0.7	-0.2	-0.1	-0.9	0.0	-0.9	-0.3	-0.5	0.0	-0.7	-0.3	-5.3
United Kingdom	-0.2	0.0	-0.2	-0.2	-0.1	-0.8	-0.9	-0.3	-0.3	0.0	-1.0	-0.1	-4.1
United States	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.3	-0.1	0.0	0.0	-0.5	-0.1	-1.0

- 재정승수
  - NIESR의 global econometric model(NiGEM)의 시뮬레이션 결과
  - 항구적 재정정책에 대한 1년차 재정승수 기준

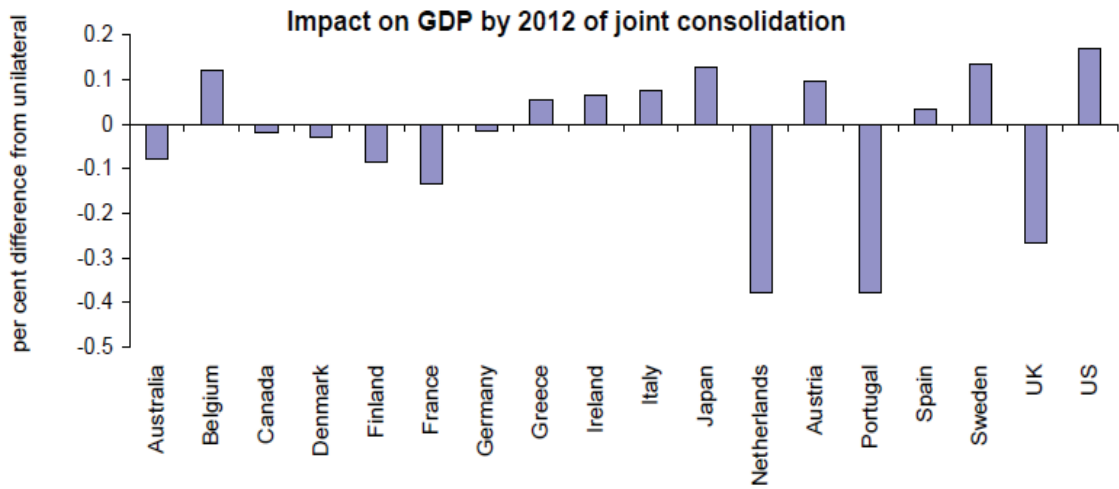
	Government spending		Taxes	
	Consumption	Benefits	Indirect	Direct
Australia	-0.61	-0.17	-0.32	-0.12
Austria	-0.55	-0.18	-0.05	-0.13
Belgium	-0.16	-0.04	-0.02	-0.03
Canada	-0.43	-0.13	-0.10	-0.08
Denmark	-0.54	-0.10	-0.02	-0.05
Finland	-0.67	-0.16	-0.05	-0.10
France	-0.65	-0.33	-0.11	-0.26
Germany	-0.46	-0.29	-0.12	-0.25
Greece	-1.02	-0.44	-0.29	-0.37
Ireland	-0.33	-0.11	-0.06	-0.08
Italy	-0.62	-0.17	-0.06	-0.12
Japan	-1.15	-0.58	-0.43	-0.48
Netherlands	-0.51	-0.19	-0.05	-0.15
Portugal	-0.70	-0.17	-0.06	-0.12
Sweden	-0.40	-0.17	-0.05	-0.13
Spain	-0.74	-0.17	-0.16	-0.12
United Kingdom	-0.55	-0.14	-0.14	-0.08
United States	-0.90	-0.25	-0.27	-0.16

○ 국가별 재정건전화 정책의 효과

- 국가별로 따로 정책을 실시할 경우 2010~2012년 GDP수준에 미칠 영향



- 모든 국가들이 동시에 정책을 실시할 경우 2012년 GDP수준에 미칠 영향



## 2. 재정승수 크기의 결정요인

### □ 개관

- 국민경제의 순환과정에서 **leakage(한계저축성향, 한계수입성향, 소득세율)**가 작을수록 재정승수는 커짐
  - 유동성제약에 놓인 가계의 비중이 클수록
  - 근시안적인 가계의 비중이 높아 미래지향적인 가계의 비중이 작을수록
  - 재정의 자동안정화 기능이 약할수록
  - 경기침체의 정도가 커 국민경제 내에 여력(slack)이 충분할수록
- **금융시장, 통화정책기조**가 협조적(accommodative)일수록 재정승수는 커짐
  - 재정확대 이후 명목금리가 인상되지 않아 정부소비나 정부투자가 민간소비나 민간투자를 구축하지 않을수록
  - 환율이 절상되지 않을수록
- **재정상태**가 양호할수록 재정승수는 커짐
  - 재정상태가 양호하여 정부부채가 장기금리에 미치는 영향이 제한적일수록
- NIESR의 global econometric model(NiGEM)의 OECD국가별 재정승수에 대한 상관계수 계산 결과
  - 경제규모(2005년 GDP규모, PPP 기준)가 클수록, 수입비중(GDP 대비 수입 규모)이 작을수록, 소득탄력성(현재소득에 대한 현재소비의 탄력성)이 클수록 재정승수가 큰 것으로 나타남

재정승수와 국가별 특성 간의 상관계수

구분	일시적 정책				항구적 정책			
	지출확대		감세		지출확대		감세	
	정부소비	이전지출	간접세	직접세	정부소비	이전지출	간접세	직접세
경제규모	0.55	0.44	0.68	0.39	0.43	0.30	0.46	0.23
수입비중	-0.81	-0.68	-0.69	-0.63	-0.74	-0.58	-0.70	-0.51
소득탄력성	0.08	0.47	0.06	0.54	0.06	0.53	0.24	0.58

## □ 재정정책의 지속 정도

- 경제이론에서는 재정정책이 일시적일 때와 항구적일 때의 재정승수가 다른데, 상대적 크기는 재정정책의 수단에 따라 달라짐
  - 대체로 정책수단이 소득변동을 통해 작동하면 항구적 충격의 승수가 일시적 승수에 비해 큰 반면, 가격변동을 통해 작동하면 반대가 됨
  - 일시적 소득세 경감은 재정건전성에 대한 우려를 줄여 리스크 프리미엄을 낮출 수 있지만, 미래지향적인 가계의 소비에는 별다른 영향을 미치지 못함
  - 반면, 일시적인 자동차세나 부가가치세의 인하(또는 투자세액공제 확대)는 현재소비(투자)와 미래소비(투자)의 패턴을 변화시켜 소비(투자)에 큰 영향을 줄 수 있음
  
- OECD Economics Department Working Papers No. 933 “Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations(2012년 2월)의 실증분석
  - 간접세의 경우 대체로 일시적 충격의 승수가 항구적 충격보다 크지만, 직접세의 경우에는 뚜렷한 경향이 나타나지 않음

구분	일시적 정책				항구적 정책			
	지출확대		감세		지출확대		감세	
	정부소비	이전지출	간접세	직접세	정부소비	이전지출	간접세	직접세
Australia	0.82	0.27	0.25	0.22	0.61	0.17	0.32	0.12
Austria	0.53	0.17	0.09	0.13	0.55	0.18	0.05	0.13
Belgium	0.17	0.04	0.05	0.03	0.16	0.04	0.02	0.03
Canada	0.53	0.16	0.05	0.12	0.43	0.13	0.10	0.08
Denmark	0.53	0.10	0.06	0.04	0.54	0.10	0.02	0.05
Finland	0.64	0.14	0.09	0.08	0.67	0.16	0.05	0.10
France	0.65	0.32	0.09	0.27	0.65	0.33	0.11	0.26
Germany	0.48	0.29	0.09	0.27	0.46	0.29	0.12	0.25
Greece	1.07	0.44	0.22	0.32	1.02	0.44	0.29	0.37
Ireland	0.33	0.09	0.07	0.08	0.33	0.11	0.06	0.08
Italy	0.62	0.17	0.07	0.12	0.62	0.17	0.06	0.12
Japan	1.27	0.65	0.34	0.57	1.15	0.58	0.43	0.48
Netherlands	0.53	0.19	0.07	0.16	0.51	0.19	0.05	0.15
Portugal	0.68	0.15	0.08	0.11	0.70	0.17	0.06	0.12
Sweden	0.39	0.14	0.06	0.16	0.40	0.17	0.05	0.13
Spain	0.71	0.15	0.17	0.09	0.74	0.17	0.16	0.12
U. K.	0.74	0.22	0.16	0.15	0.55	0.14	0.14	0.08
U. S.	1.12	0.35	0.35	0.25	0.90	0.25	0.27	0.16

주 : 음영표시는 일시적 정책과 항구적 정책 중에서 재정승수가 큰 쪽을 표시  
 NIESR의 global econometric model (NiGEM)

□ 경제규모

- OECD Economics Department Working Papers No. 933 “Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations(2012년 2월)
  - 재정건전화 정책의 추진으로 인한 장기금리 또는 실질금리의 장기적 하락 효과는 세계금리에 대한 영향력이 큰 경제규모가 큰 국가일수록 큼
  - 2005년 GDP규모(PPP 기준)와 OECD국가들의 재정승수 간의 상관계수를 계산해 본 결과에서도 경제규모가 큰 국가의 재정승수가 크게 나타남

□ 경제발전 정도

- Miller & Russek의 “Fiscal Structures and Economic Growth : International Evidence”(1997)에서는 재원조달 방법 및 경제발전 정도에 따라 재정지출이 경제성장에 미치는 효과가 달라질 수 있음을 실증분석
- 총지출의 효과
  - 국채발행(debt financing)에 의한 재정지출의 증가는 개도국의 경우에는 1인당 경제성장률을 하락시키지만, 선진국의 경우에는 효과가 불명확한 것으로 나타남
    - 이는 개도국의 경우 세입에 의해 조달되지 않는 재정지출이 비효율적으로 집행되는 경우가 많기 때문인 것으로 보임
  - 반면, 세입확대를 통해 세출재원을 조달하는 경우 개도국에서는 1인당 경제성장률을 증가시키지만, 선진국의 경우에는 하락시킴
    - 이는 선진국의 경우 시장경제의 성숙으로 조세에 의한 경제효율성 왜곡이 크게 나타나기 때문인 것으로 보임

구분	All Countries		Developing Countries		Developed Countries	
<b>Debt Financing</b>						
세입확충(수지개선)	0.5727*	0.5463*	0.7061*	0.6723*	-0.3314*	-0.5096*
세출확대(수지악화)	-0.3332*	-0.2630*	-0.4014*	-0.3295*	-0.1777	0.0995
<b>수지균형 유지</b>						
세입 및 세출 확대	0.2395	0.2833	0.3047	0.3428	-0.5091	-0.4101

주 : \* 표시는 통계학적으로 유의미함을 의미

○ 항목별 지출의 효과

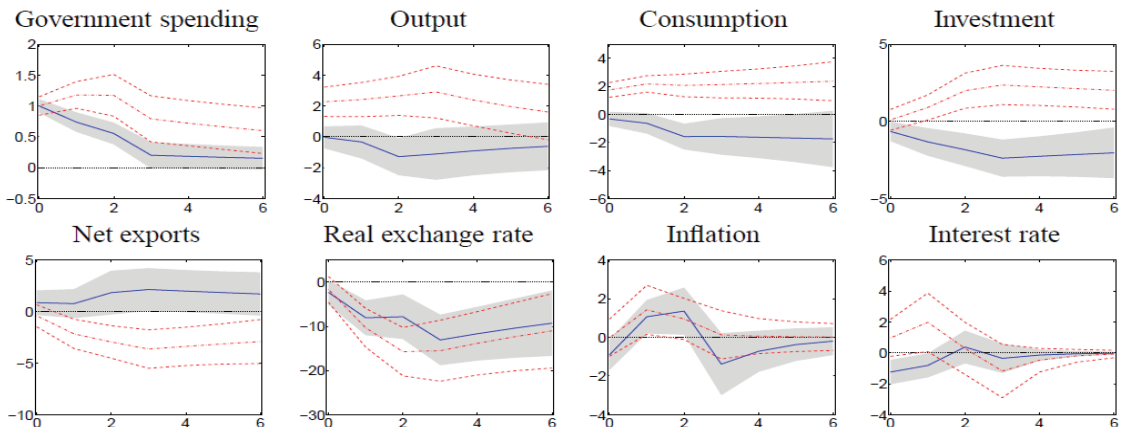
- 국채발행(debt financing)에 의한 재정지출의 증가는 개도국에서는 교통·통신 및 기타지출의 경우에, 선진국의 경우에는 국방, 교육, 기타지출의 경우에 1인당 경제성장률을 증가시키는 것으로 나타남
- 국채발행에 의한 교통·통신 지출의 경우 개도국단계에서는 경제성장률을 증가시키지만 선진국으로 진입한 이후에는 성장률을 하락시킴
- 반면, 국채발행에 의한 국방, 교육 관련 지출은 개도국단계에서는 경제성장률을 하락시키지만 선진국으로 진입한 이후에는 성장률을 증대시킴

구분	All Countries		Developing Countries		Developed Countries	
<b>Debt Financing</b>						
세입확충(수지개선)						
- 법인세	0.5112	0.5706	0.5805	0.7592	0.9106	0.4801
- 소득세	0.4341	0.4006	1.1836	1.0924	-0.3295	-0.5832
- 사회보장기여금	0.3681	0.2224	-0.0572	-0.6571	-0.5381	-0.7037
- 소비세	0.1745	0.2781	-0.0440	0.3578	-0.3613	-0.3526
- 관세	0.1192	-0.0452	0.2129	0.0607	-0.6753	0.1428
- 기타조세수입	0.9748	0.9777	1.8736	1.8437	-1.1382	-0.8910
- 세외수입	0.8424	0.9398	0.8501	0.9563	-0.2443	-0.6167
세출확대(수지악화)						
- 국방	-0.8513*	-0.8153*	-0.9829*	-0.9970*	0.2398	0.1187
- 교육	-0.9870*	-1.1857*	-1.3736*	-1.5800*	1.8600*	1.5885*
- 보건	-1.3413*	-1.1930*	-2.0224*	-1.6945*	-0.4816	-0.0354
- 복지	-0.9250*	-0.8805*	-2.0429*	-1.9381*	-0.2197	0.0589
- 경제	-0.1385	-0.1849	-0.4433	-0.4586	-0.5541	-0.1703
- 교통통신	-0.1851	0.2145	0.2578	0.5871	-0.8459	-0.4770
- 기타지출	-0.0428	-0.0013	0.0180	0.0424	0.0138	0.2065

주 : \* 표시는 통계학적으로 유의미함을 의미

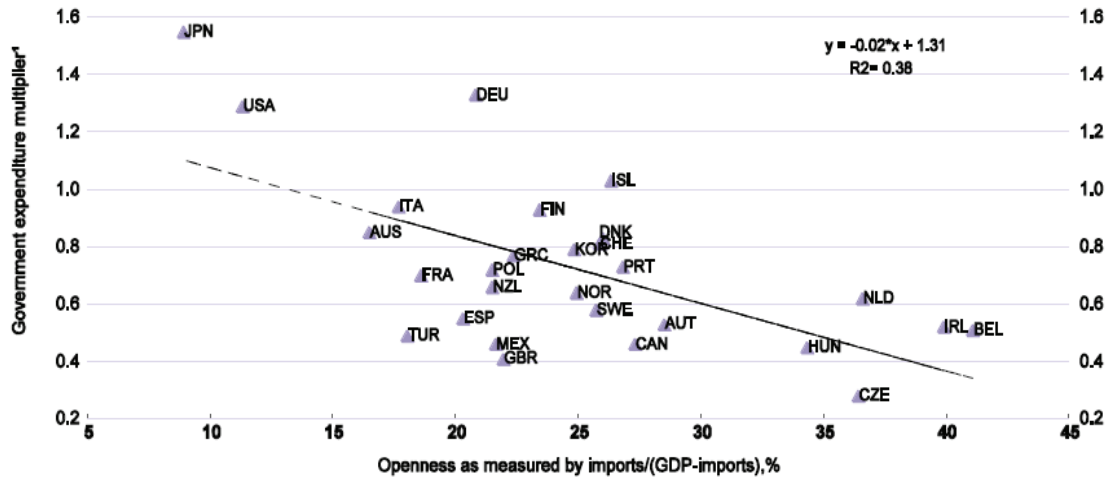
## □ 금융시장 발전정도 및 금융위기

- 금융시장의 발전이 재정승수에 미치는 영향은 불분명
  - 금융시장의 발전은 소비 및 투자의 평활화를 위해 필요한 가계 및 기업의 차입여력을 높여 유동성제약에 놓이는 가계 및 기업의 비중이 낮아지므로 재정승수도 낮아짐
  - 금융발전은 재정적자에 따른 금리의 변동 폭을 줄여 재정승수를 높일 수 있지만, 국채의 강제소화 등이 불가능해짐에 따라 정부의 차입금리가 높아져 재정승수를 낮추는 효과도 있음
  
- 금융위기의 발발이 재정승수에 미치는 영향도 불분명
  - 통화정책이 협조적이며, 단기금리가 거의 0%에 근접함에 따라 단기적인 승수효과가 커짐
  - 가계 및 기업의 부채구조조정(deleveraging)은 유동성제약에 놓이는 가계 및 기업의 비중을 높여 재정승수를 높임
  - 반면, 예비적 동기의 저축(precautionary saving) 증가는 한계소비성향을 낮춰 재정승수를 낮춤
  - 관련 연구에서는 금융위기시 재정승수가 매우 높아진다는 결론이 대부분
    - Perotti(1999) "Fiscal policy in good times and bad"
    - Fernandez-Villaverde(2010) "Fiscal policy in a model with financial frictions"
  
- IMF(2012) "What Determines Government Spending Multipliers?"
  - baseline(실선, 금융위기 없을 때) 대비 금융위기시의 승수 변화



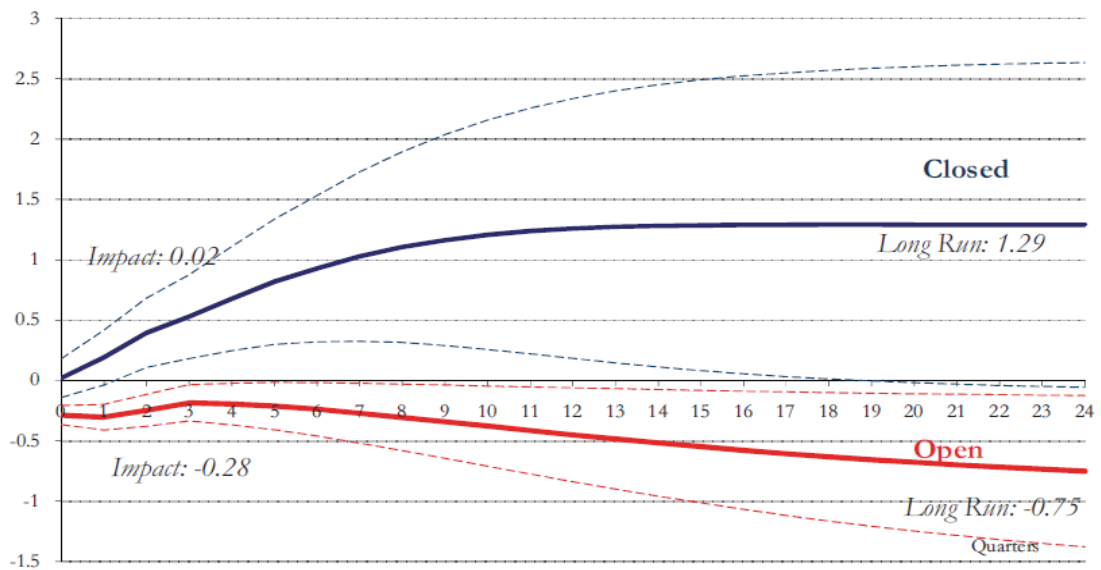
□ 대외개방도

○ OECD Interlink 모형



- OECD Economics Department Working Papers No. 933 "Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations(2012년 2월)
  - 수입비중(GDP대비 수입 규모)과 OECD국가들의 재정승수 간의 상관계수를 계산해 본 결과에서도 대외개방도가 높은 국가의 재정승수가 작게 나타남

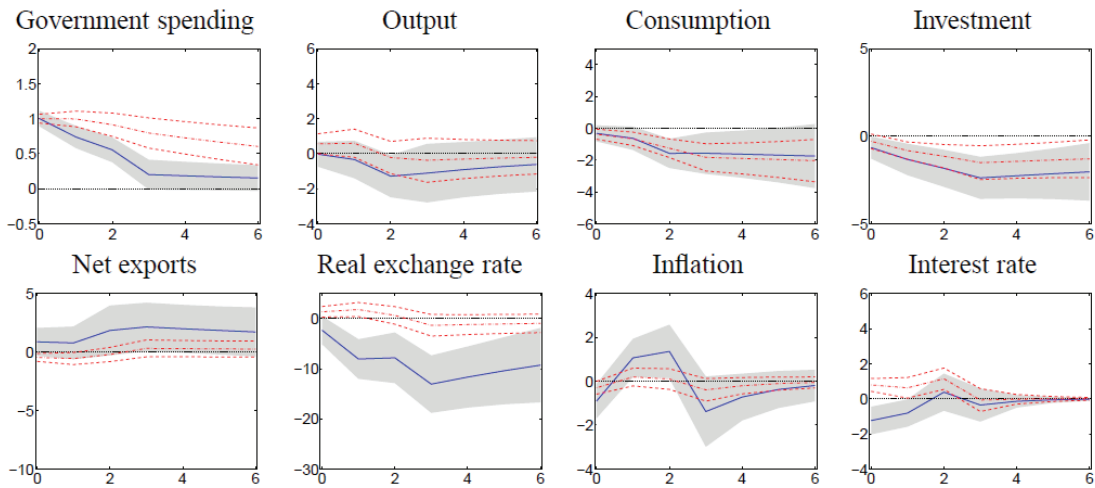
○ IMF(2012) "How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?"



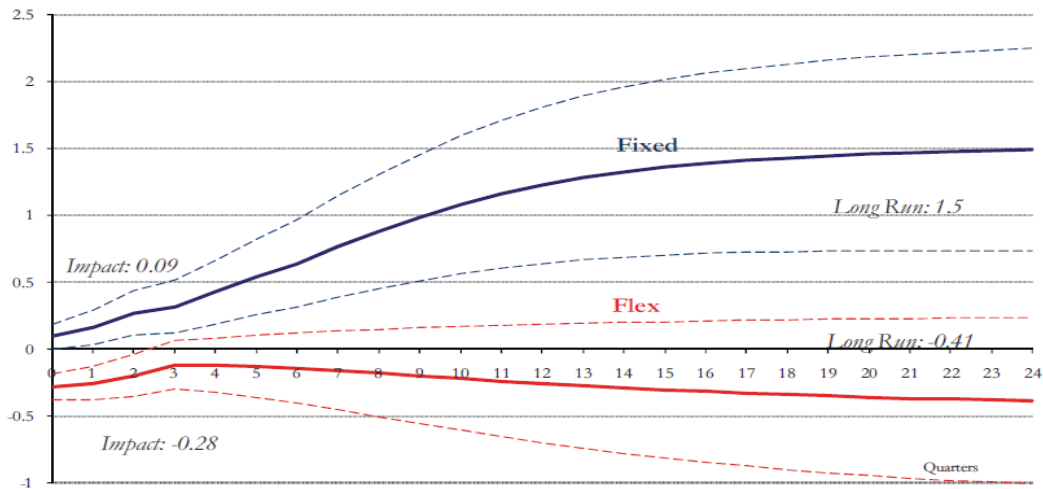
□ 환율제도

- 전통적인 Mundell-Fleming 모형에서 완전변동환율제도 하에서는 통화정책 기조에서 변화가 없다면 확장적 재정정책이 환율절상을 초래하여 순수출에 의해 1:1로 구축(crowding-out)되어 재정정책이 전혀 효력을 발휘하지 못함
- 반면, 고정환율제도 하에서는 통화팽창을 통해 환율절상 압력이 해소되기 때문에 확장적 재정정책이 경기부양 효력을 발휘

- IMF(2012) "What Determines Government Spending Multipliers?"
  - baseline(실선, 자유변동환율제) 대비 고정환율제 하에서의 승수 변화

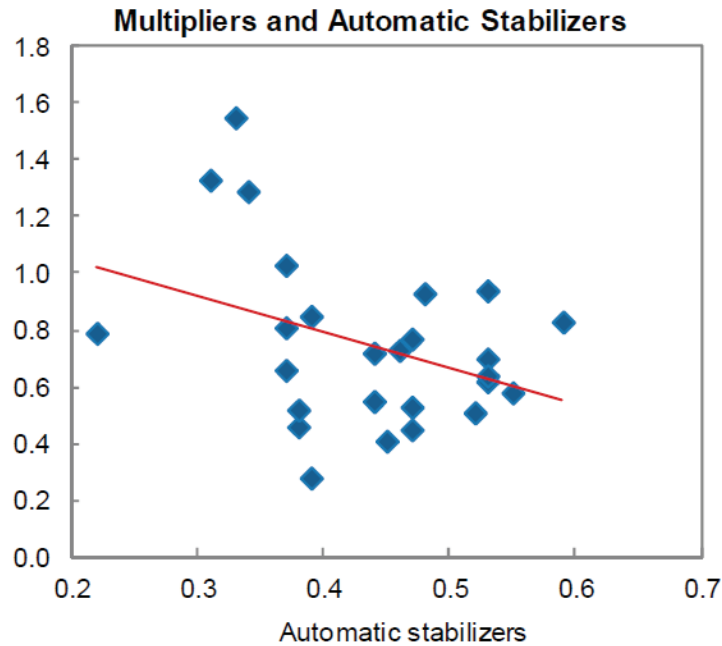


- IMF(2012) "How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?"



## □ 재정의 자동안정화 장치 크기

- Baum, Poplawski-Ribeiro & Weber(2012) "Fiscal Multipliers and the State of the Economy"
  - 재정의 자동안정화 장치의 규모가 큰 국가일수록 재정승수가 작은 경향



주 : Multipliers are based on the OECD(2009) "Economic Outlook: interim Report", Automatic stabilizers are measured as the semielasticity of the budget balance and are extracted from Girouard and Andre(2005) "Measuring Cyclically-Adjusted Budget Balances for OECD Countries".

## □ 재정건전성

- 국가채무비율이 임계치를 초과할 경우 재정건전성에 대한 우려로 확장적 재정정책의 효과가 반감될 수 있음
  - 1990년대 일본의 경우 낭비적인 SOC사업의 확대로 재정지출 승수가 지속적으로 하락하여 최근에는 조세승수보다도 작아졌다는 분석도 있음

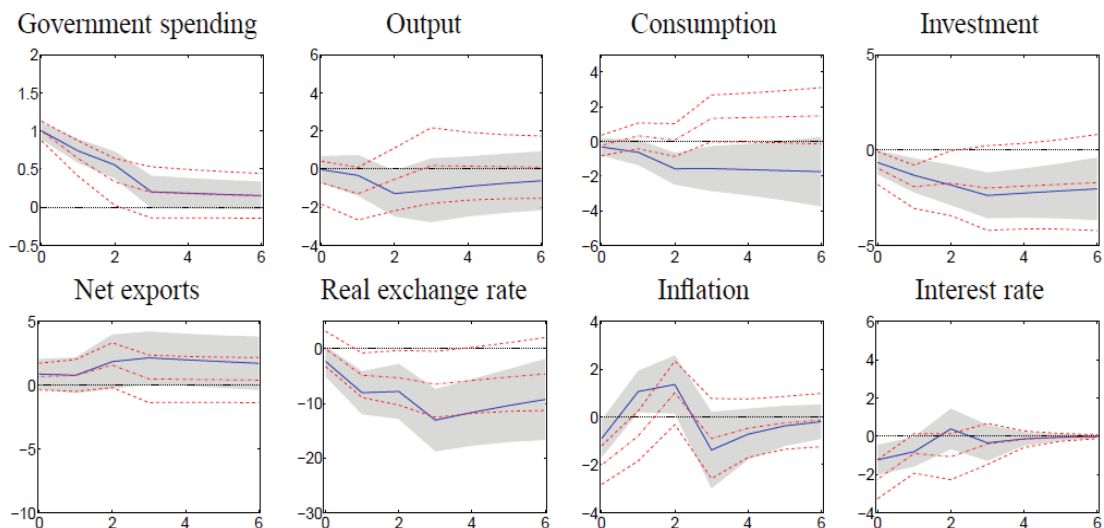
- Kuttner & Posen(2002) "Fiscal Policy Effectiveness in Japan"
- Bruckner & Tuladhar(2010) "Public Investment as a Fiscal Stimulus: Evidence from Japan's Regional Spending During the 1990s" 등

○ Deak & Lenarcic(2012) "The Fiscal Multiplier and the State of Public Finances"

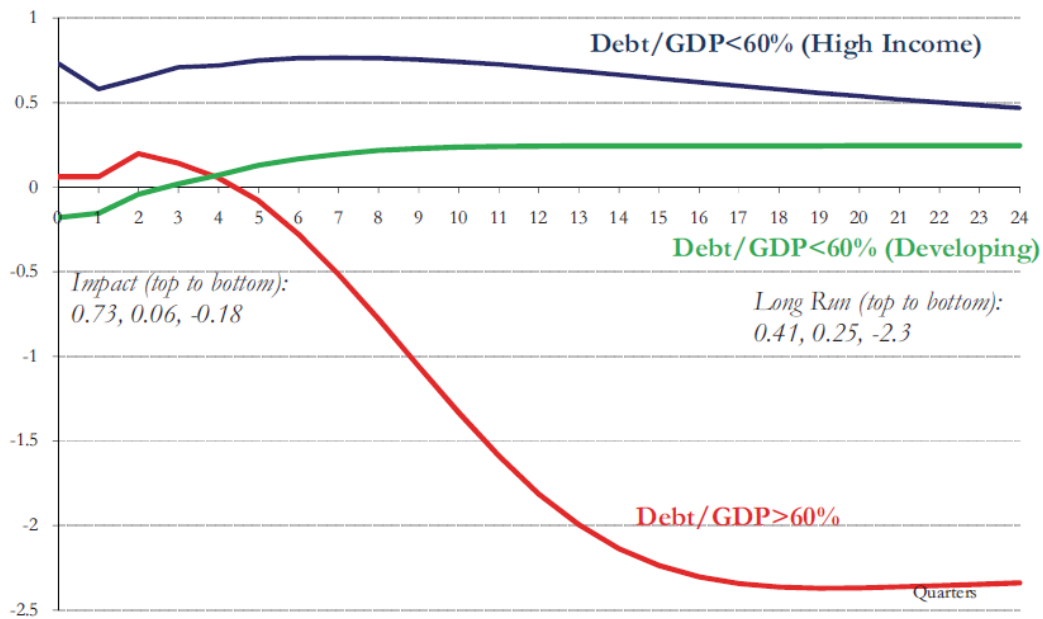
- 국가채무가 임계치를 넘을 경우 국채금리가 급상승(sovereign default risk)하고, 조세의 사중손실(deadweight loss)이 급증하고, 재정지출 삭감에 대한 기대가 커지는(spending reversals) 등으로 재정승수가 하락할 수 있음
- 미국의 분기별 데이터 및 regime-switching VAR 모형을 이용하여 국가채무비율이 임계치인 42.5%보다 높은 상황(bad times)의 재정승수가 낮은 상황(good times)에서보다 2배 이상 큰 것으로 추정되었음
- 또한 재정정책에 의한 재정수지 악화규모가 커짐에 따라 재정승수의 크기는 점차 작아지는(diminishing returns) 것으로 추정되었음

Size of the shock (% of GDP)	Linear model			Good times			Bad times		
	6	12	20	6	12	20	6	12	20
	quarters after impact								
	Expenditure multipliers								
5.0				1.01	1.33	1.33	0.47	0.51	0.60
1.0				1.13	1.51	1.51	0.49	0.57	0.69
0.2	0.75	1.17	1.43	1.14	1.54	1.54	0.49	0.59	0.72
-0.2				1.14	1.55	1.55	0.50	0.59	0.72
-1.0				1.15	1.56	1.56	0.50	0.59	0.72
-5.0				1.17	1.60	1.60	0.52	0.64	0.80
	Revenue multipliers								
-5.0				0.99	1.23	1.23	-0.29	-0.48	-0.26
-1.0				1.01	1.32	1.32	-0.22	-0.21	0.25
-0.2	0.84	1.24	1.54	1.01	1.33	1.33	-0.19	-0.09	0.47
0.2				1.01	1.35	1.35	-0.17	-0.03	0.63
1.0				1.01	1.36	1.36	-0.13	0.08	0.85
5.0				1.00	1.42	1.42	0.06	0.87	1.38

- 나아가 재정승수가 (-)가 되는 non-Keynesian effect가 발생할 수 있는데, 이는 재정정책이 총수요에만 영향을 미칠 뿐만 아니라 미래의 부(wealth)에 대한 경제주체의 기대변화에 신속히 대처하거나(수요측 영향) 경쟁력 개선에도 기여한다(공급측 영향)는 정책파급 메커니즘도 있기 때문
  - 가계 및 기업이 정부정책에 대한 신뢰도가 낮거나 재정건전성에 대한 우려가 높을 경우에는 확장적 재정정책이 성장률을 저하시킬 수 있음
  - 1980년대와 1990년대 일부 OECD국가들의 재정건전화 경험에 대한 연구들에서 재정건전화 정책이 오히려 성장률을 높인 사례를 발견
  - 관련 연구
    - Giavazzi & Pagano(1990) "Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries"
    - Bertola & Drazen(1993) "Trigger points and budget cuts: Explaining the effects of fiscal austerity"
    - Perotti(1999) "Fiscal policy in good times and bad"
- IMF(2012) "What Determines Government Spending Multipliers?"
  - baseline(실선, 국가채무비율 100% 미만) 대비 재정상태 악화시 승수 변화



○ IMF(2012) "How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?"



### 3. 재정승수의 비대칭성

□ 재정승수의 비대칭성(비선형성)

- 경기변동 국면에 따라 경기침체기의 재정승수가 경기확장기보다 더 큼
- 확장적 정책의 재정승수가 긴축적 정책과 대체로 비슷하지만, 일부 국가의 경우 지출감축시의 승수가 더 큰 것으로 나타남
- 재정수지 악화규모가 작거나, 재정정책의 크기가 작을 때 재정승수가 커지는 경향

## □ 경기변동 국면에 따른 재정승수의 비대칭성

- Keynes가 유효수요이론 및 승수효과를 주장했던 중요한 논거 중 하나는 경기후퇴와 불황시에 국민경제 내에 유휴자원(인력, 설비 등 economic slack)이 많이 발생하여 정부정책이 효력을 발휘할 여지가 많아진다는 것이었음
  - 이 외에 경기침체기에는 유동성제약에 놓인 가계의 비중이 커지고, 민간 소비자나 민간투자를 구축하지 않을 가능성이나 통화적인이 협조적일 가능성 등도 높아짐
  - 반면, 경기침체기에 재정승수가 커진다면 최근 일부 선진국과 같이 경기침체기에 불가피하게 재정건전화 정책을 추진해야 하는 경우, 보다 단계적이고 점진적으로 추진하여 경제에 주는 충격을 줄이고 경기가 회복된 이후까지 지속적으로 추진해야 함을 시사
  
- 추정 방법 : smooth transition vs threshold VAR
  - smooth transition VAR(STVAR) 모형 : 매기마다 경기가 확장국면 또는 침체국면에 속하는지에 대해 확률적으로 결정(continuous)되는 반면, 확장/침체국면을 구분하는 임계치 자체는 외생적으로 설정
  - threshold VAR(TVAR) 모형 : 매기마다 경기가 확장국면 또는 침체국면에 속하는지는 확정적으로 결정(discrete)되는 반면, 확장/침체국면을 구분하는 임계치 자체는 데이터에 대한 설명력이 최대화되도록 내생적으로 결정
  
- 확장/침체국면을 구분하는 준거변수 : 경제성장률 vs GDP gap vs 가동률
  
- 관련 연구
  1. Auerbach & Gorodnichenko(2012a) "Measuring the Output Responses to Fiscal Policy"
  2. Auerbach & Gorodnichenko(2012b) "Fiscal Multipliers in Recession and Expansion"
  3. Batini, Callegar & Melina(2012) "Successful Austerity in the United States, Europe and Japan"

4. Fazzari, Morley & Panovska(2012) "State-Dependent Effects of Fiscal Policy"
5. Baum & Koester(2011) "The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle - evidence from a threshold VAR analysis"
6. Baum, Poplawski-Ribeiro & Weber(2012) "Fiscal Multipliers and the State of the Economy"

연구	대상 국가	데이터		추정 모형	경기변동	특징
1	미국	분기	1947:1-2008:4	STVAR (G,T,Y)	경제성장률vs추세(7분기 이동평균) 경기침체기간 20% 되도록 설정	VAR 충격 이외에 예기치 못한 재정정책 충격도 분석
2	OECD 8개국	반기	1985~2010	STVAR (G,FE,Y)	경제성장률vs추세(HP 필터) 경기침체기간 20% 되도록 설정	충격반응함수를 직접 추정, OECD전망치를 활용해 예기치 못한 재정정책 충격 분석
3	OECD 5개국	분기	1975:1-2010:2 (국가별차이)	TVAR (G,T,Y,i)	경제성장률 (+) or (-) threshold는 내생적	충격반응함수를 직접 추정, 국가별로 따로 추정
4	미국	분기	1967:1-2011:1	TVAR (G,T,Y)	가동률(평균조정, 1차례의 구조적 변화 감안)	Bayesian method인 multi-block Metropolis-Hastings (MH) algorithm으로 VAR 추정
5	독일	분기	1976:1-2009:4	TVAR (G,T,Y)	GDP gap(HP 필터)이 (+) or (-) threshold는 내생적	충격반응함수를 직접 추정
6	6개 G-7	분기	1965:2-2011:2 (국가별차이)	TVAR (G,T,Y)	GDP gap(HP 필터)이 (+) or (-) threshold는 내생적	충격반응함수를 직접 추정, 국가별로 따로 추정

○ 추정 결과

- 대체로 경기침체기의 재정승수가 경기확장기보다 큰 것으로 나타남
- 다만 미국의 감세정책과 일부 국가의 재정승수가 (-)인 경우에는 경기확장기의 재정승수가 더 컸음

연구	대상국가	정책수단	누적재정승수			
			4분기		8분기	
			경기침체기	경기확장기	경기침체기	경기확장기
1	미국	지출확대	1.4	0.0	1.8	-0.1
2	OECD 8개국	지출확대	0.5	-0.3	0.4	-0.3
3	미국	지출확대	2.2	0.3	2.2	-0.5
		감세	0.2	0.2	0.7	0.7
	일본	지출확대	2.0	1.4	2.0	1.1
		감세	-0.2	-0.3	0.2	-0.1
	유로	지출확대	2.6	0.4	2.5	0.1
		감세	0.4	-0.2	0.4	-0.1
	프랑스	지출확대	2.1	1.6	1.8	1.9
		감세	0.0	-0.1	-0.3	-0.2
이탈리아	지출확대	1.3	0.4	1.8	0.5	
	감세	0.2	0.1	0.2	0.1	
4	미국	지출확대	n.a.	n.a.	1.6	0.8
5	독일	지출확대	1.04	0.36	0.99	0.34
		감세	0.51	0.61	0.49	0.54
6	캐나다	지출확대	-1.1	-0.9	-0.9	-0.7
		감세	-0.1	0.3	-0.1	0.2
	프랑스	지출확대	0.2	-0.1	0.1	-0.1
		감세	0.7	0.5	0.5	0.4
	독일	지출확대	1.0	0.2	0.8	0.1
		감세	-0.4	-0.6	-0.3	-0.4
	일본	지출확대	2.0	1.4	2.4	1.9
		감세	-0.7	0.4	-0.6	0.5
	영국	지출확대	0.2	0.0	0.1	0.0
		감세	0.2	-0.4	0.2	-0.3
미국	지출확대	1.7	1.3	1.2	1.0	
	감세	-0.1	0.1	-0.1	0.1	

□ 확장적 정책 vs 긴축적 정책

- Deak & Lenarcic(2012) "The Fiscal Multiplier and the State of Public Finances" (앞에서 이미 소개)
  - 지출승수는 지출확대시가 지출감축시보다 더 작음
  - 조세승수는 감세시가 증세보다 더 작음
- Baum & Koester(2011) "The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle - evidence from a threshold VAR analysis"
  - 독일의 경우 지출승수는 경기침체기에는 확장적 정책이, 경기확장기에는 긴축적 정책이 더 큰 것으로 나타남

- 반면, 조세승수는 대체로 확장적 정책(감세)시가 더 큰 것으로 나타남

정책수단	확장적 정책				긴축적 정책			
	4분기		8분기		4분기		8분기	
	침체기	확장기	침체기	확장기	침체기	확장기	침체기	확장기
세출	1.04	0.36	0.99	0.34	-0.86	-0.60	-0.84	-0.56
세입	0.51	0.61	0.49	0.54	-0.50	-0.58	-0.49	-0.53

주 : 음영표시는 확장적 정책과 긴축적 정책 중에서 재정승수가 큰 쪽을 표시

○ Baum, Poplawski-Ribeiro & Weber(2012) "Fiscal Multipliers and the State of the Economy"

- 확장적 재정정책의 재정승수가 (+)인 경우 대체로 확장적 정책과 긴축적 정책의 재정승수가 비슷하지만, 독일 등 일부 국가의 경우 지출감축시의 승수가 더 큰 것으로 나타남

대상 국가	정책 수단	확장적 정책				긴축적 정책			
		4분기		8분기		4분기		8분기	
		침체기	확장기	침체기	확장기	침체기	확장기	침체기	확장기
캐나다	세출	-1.1	-0.9	-0.9	-0.7	1.1	0.9	0.9	0.7
	세입	-0.1	0.3	-0.1	0.2	0.1	-0.3	0.1	-0.2
프랑스	세출	0.2	-0.1	0.1	-0.1	-0.2	0.1	-0.1	0.1
	세입	0.7	0.5	0.5	0.4	-0.7	-0.5	-0.5	-0.4
독일	세출	1.0	0.2	0.8	0.1	-1.3	-0.4	-1.2	-0.2
	세입	-0.4	-0.6	-0.3	-0.4	0.5	0.7	0.4	0.5
일본	세출	2.0	1.4	2.4	1.9	-2.0	-1.5	-2.0	-1.7
	세입	-0.7	0.4	-0.6	0.5	0.5	-0.5	0.3	-0.5
영국	세출	0.2	0.0	0.1	0.0	-0.2	0.0	-0.1	0.0
	세입	0.2	-0.4	0.2	-0.3	-0.2	0.4	-0.2	0.4
미국	세출	1.7	1.3	1.2	1.0	-1.8	-1.3	-1.3	-1.0
	세입	-0.1	0.1	-0.1	0.1	0.1	-0.1	0.1	-0.1

주 : 음영표시는 확장적 정책과 긴축적 정책 중에서 재정승수가 큰 쪽을 표시

#### □ 재량적 재정정책의 크기

○ Deak & Lenarcic(2012) "The Fiscal Multiplier and the State of Public Finances" (앞에서 이미 소개)

- 감세정책 또는 지출확대정책에 의한 재정수지 악화 규모가 커짐에 따라 재정승수의 크기는 점차 작아지는(diminishing returns) 것으로 나타남

- Baum & Koester(2011) "The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle - evidence from a threshold VAR analysis"
  - 독일의 경우 대체로 재정정책의 규모가 클수록 재정승수가 커지는 경향이 있지만, 경기확장기에 실시하는 지출확대 정책의 경우에만 반대로 나타남

확장적 재정정책에 대한 재정승수(독일의 경우)

정책수단	GDP의 1% 충격				GDP의 2% 충격			
	4분기		8분기		4분기		8분기	
	경기 침체기	경기 확장기	경기 침체기	경기 확장기	경기 침체기	경기 확장기	경기 침체기	경기 확장기
세출	1.04	0.36	0.99	0.34	1.27	0.26	1.28	0.28
세입	0.51	0.61	0.49	0.54	0.53	0.62	0.51	0.57

주 : 음영표시는 소규모 정책과 대규모 정책 중에서 재정승수가 큰 쪽을 표시

#### 4. 우리나라에의 시사점

- 우리나라의 경우 경기안정화 정책의 재정정책(특히 재량적 재정정책)에 대한 의존도가 높은 편임
- 경제안정화 정책이 추진되었던 1982년 이후 우리 경제를 분석해 보면 G-7 국가보다 다소 큰 경기변동을 보여 왔음

우리나라와 G-7국가들의 경기변동 규모(1982~2012년)

구분	우리 나라	미국	캐나다	일본	영국	프랑스	독일	이태리
연평균 GDP갭 (절대값 기준, %)	2.67 (2.09)	2.44	2.05	2.89	2.08	1.87	1.66	2.32
GDP순환변동치의 표준편차(%)	2.22 (1.80)	1.91	2.26	2.00	2.18	1.51	1.55	1.64

주 : ( ) 내는 외환위기 직후인 1998년을 제외한 경우

- 주요 선진국들의 경기안정화정책은 국가별로 처한 정책적 여건에 따라 통화정책 또는 재정정책을 적절하게 활용하고 있는데, 우리나라의 경우에는 재정정책에 대한 의존도가 상대적으로 큰 것으로 나타남
  - 정책금리 변경추이를 보면 미국은 매우 적극적으로, ECB도 적극적으로 통화정책을 경기조절수단으로 활용한 반면, 우리나라는 6차례 금리를 인하했던 글로벌 금융위기(2008년 8월~2009년 2월) 기간을 제외하고는 소극적
- 우리나라의 재정 자동안정화 장치 규모는 다른 선진국들의 절반수준에 불과하여 경기 급변동시 재량적 재정정책을 통한 보완 필요성이 상대적으로 큼

1990~2003년 자동안정화 장치의 크기(GDP갭률 1%당)

구분	우리나라	G-7 평균	미국	캐나다	영국	독일	프랑스	이탈리아	일본
경상수입(A)	0.17	0.33	0.23	0.32	0.43	0.44	0.30	0.39	0.17
경상지출+순자본지출(B)	-0.04	-0.05	-0.03	-0.07	-0.08	-0.03	-0.10	-0.04	-0.02
자동안정화장치(A-B)	0.21	0.50	0.26	0.39	0.65	1.01	0.40	0.60	0.20

우리나라와 G-7국가들의 재량적 재정정책 규모(GDP 대비, %)

우리나라	미국	캐나다	영국	일본	이탈리아	프랑스	독일
0.77	0.75	1.01	0.95	0.86	1.07	0.73	0.83

주 : 1984~2005년중 '구조적 재정수지의 증감/GDP'에 대한 절대값의 연평균 기준

- 그런데 최근 국가재정법에 추경편성 요건을 적시(2007년 1월 국가재정법 발효)한 이후 **대표적인 재량적 재정정책인 추경편성 횟수가 급감하고 있음**
  - 추경편성 요건 : 전쟁이나 대규모 자연재해가 발생한 경우, 경기침체·대량실업 등 대내·외 여건에 중대한 변화가 발생하였거나 발생할 우려가 있는 경우, 법령에 따라 국가가 지급하여야 하는 지출이 발생하거나 증가하는 경우
  - 2008년(MB정부 출범 후 고유가 극복을 위한 민생안정 4.2조원 추경) 및 2009년(글로벌 금융위기 조기극복을 위한 28.4조원 추경) 등 2차례에 불과

### 추경편성 추이

구분	50년대	60년대	70년대	80년대	90년대	00~06	51~06	07~12
추경횟수	11	15	9	7	13	9	64	2
연평균	1.22	1.50	0.90	0.70	1.30	0.90	1.16	0.33

□ 반면, 재정정책의 효과 및 재정승수에 대한 국내연구는 양적으로나 질적으로 모두 크게 미흡한 수준에 머물러 있어, 최근 해외학계의 활발한 연구동향을 참조하여 향후 보다 다양한 연구가 기대됨

○ 연구기관들의 경우 주로 거시모형을 이용하여 분석

- 한국조세연구원 : ‘거시-재정모형’을 이용하여 매년 정부예산안, 추경안, 재정조기집행 등 재정정책 수립과정에서 단기적인 거시경제적 효과를 추정
- KDI의 유윤하(1991) : 분기계량모형을 이용하여 재정지출은 소비성 지출이나 투자성 지출 모두 단기에서 총수요를 증대시켜 생산 및 고용을 늘리고 약간의 시차를 가지고 물가와 국제수지를 악화시키는 것으로 나타남. 투자성 지출의 경우 장기적으로는 잠재생산능력을 확충시킴으로써 물가압력을 상쇄시키고 생산증대를 돕는 결과를 보임
- 한국은행의 김양우·이금희(1998) : 거시계량경제모형을 구축하여 재정활동이 국민경제에 미치는 영향과 파급경로를 분석. 세입을 항목별로 구분하여 성장, 물가 등 거시경제에 미치는 효과를 분석한 정책모의실험 결과 소득세의 효과가 부가가치세, 법인세의 경우에 비해 훨씬 큰 것으로 나타남
- 조세연의 박종규(1998) : 중앙정부의 세출과 보전수단의 거시경제적 효과를 분기별 거시경제모형을 이용하여 분석하여, 경기회복을 위해서는 자본지출의 확대가 효과적이며, 그 재원을 가격 중립적 증세조치로서 조달할 때 경기회복 효과가 극대화될 수 있음을 주장
- 윤석완·황태연(2006) : 내생적 성장모형을 이용하여 1) 왜곡적 조세는 경제성장에 유의적인 양의 관계를 가지고 있으며, 비왜곡적 조세는 유의적이지 않은 음의 관계를 가지고 있음, 2) 생산적 재정지출은 1기의 시차를

두고 경제성장에 유의적인 양의 관계를 가지고 있으며, 비생산적인 지출은 유의적인 음의 관계를 가지고 있음을 보임

- 국회예산정책처의 홍인기·박승준(2008) : 거시계량모형인 '재정정책분석 모형(Fiscal Policy Analysis Model)'을 활용하여, 2008년도 제1차 추가경정예산안의 거시경제적 효과를 분석
- 조세연의 김승래·송호신·김우철(2009) : GCE모형을 이용하여 글로벌 금융위기시의 확장적 재정정책의 효과를 추정하고, SOC, 보건복지, 교육, 산업·중소기업·에너지 분야 지출 비중을 높이는 등 재정지출 구조를 적절하게 재구조화할 경우의 성장률 제고 효과도 추정
- KDI의 김성태(2012) : KDI의 거시계량모형을 활용하여 글로벌 금융위기시의 확장적 재정정책의 효과를 추정

○ 이 외에는 개별 학자들의 VAR 모형을 이용한 연구가 대부분인데, 외국에 비해 모형과 추정기법이 정교하지 못하고 추정결과도 매우 큰 차이를 보임

- 김우철(2006) : Blanchard-Perotti 방법을 적용하여 재정지출 확대보다 감세가 더 효과적이라는 결론 제시
- 김성순(2007) : Blanchard-Perotti 방법을 적용하여 재정지출 확대는 GDP를 감소시키는 반면, 감세는 증가시킨다는 결론 제시
- 허석균(2007) : Blanchard-Perotti 방법, Cholesky 분해법, 세입내 세출 가정 모두 적용한 결과 재정지출 확대, 감세정책의 GDP효과가 뚜렷하지 않았음
- 백웅기·서은숙(2009) : Blanchard-Perotti 방법, Cholesky 분해법, 세입내 세출 가정 모두 적용한 결과 기존연구에 비해 재정지출 확대의 효과가 훨씬 커졌지만 감세가 상대적으로 더 효과적이라는 결론은 유지된다고 주장
- 김승래·송호신·김우철(2009) : Blanchard-Perotti 방법을 적용하여 부분별 재정지출의 승수를 단기 0.5~2.8, 장기 1.3~1.7로 추정하고, 경상지출은 단기와 장기가 큰 차이가 없는 반면, 자본지출은 장기승수가 단기의 3~4배

- 김성순(2010) : 총지출은 경제성장에 부정적인 영향을 미치는 반면, 감세 정책이나 정부투자지출은 긍정적인 효과를 보임
- 김배근(2011) : Blanchard-Perotti 방법을 적용하되 세율변동을 포함시켰으며, 기존연구와는 달리 지출확대의 효과가 상당히 크게 나타남. 감세의 경우 효과가 작았으나 세율변동을 이용한 분석에서는 크게 나타남
- 김홍균·박승준(2012) : 구조적 벡터수정모형을 적용하여 지출정책의 효과만 통계적으로 유의미한 효과가 확인되었음

○ 단일방정식의 추정

- 김성순(2010) : 재정지출 중에서 사회적 지출이 경제성장에 유의한 부정적 효과를 나타내며, 교육수준과 민간투자가 경제성장에 중요함을 확인
- 송호신(2012) : 재정지출은 전반적으로 사적소비를 대체하는 것으로 추정되었으나, 통계적인 유의성은 없는 것으로 나타남

□ 재정정책의 승수효과에 대한 메타분석 결과 및 국가별 정책환경 차이에 따른 재정승수 크기 분석 결과를 바탕으로 우리 경제의 특성 등을 감안하여 **우리 나라 재정승수에 대해 추측**

- 세입구조 : 비왜곡적인 간접세의 비중이 상대적으로 높아 성장친화적이지만, 간접세 위주의 감세정책의 경제적 효과는 작을 가능성
  - 다만 개별소비세 및 교통·에너지·환경세의 탄력세율 적용, 임시투자세액공제 등 비과세·감면제도의 적극 활용, 조세행정의 탄력적 운용 등 활용
- 세출구조 : 다른 선진국에 비해 경직적인 복지 및 일반행정 지출비중이 낮고 생산적 지출인 경제관련 예산비중이 높아 성장친화적이며, 지출확대 정책의 효과도 클 가능성
  - 이 외에 재정조기집행, 지난해처럼 기금사업 및 공기업 투자사업의 일시적 확대 등도 적극 활용중

- 재정의 자동안정화 기능 및 건전성 : 자동안정화 기능이 약하고 다른 선진국에 비해 상대적으로 건전재정을 유지하고 있어 재정승수가 클 가능성
- 경제규모 및 발전정도 : 수입비중이 매우 큰 소규모 개방경제이고, 경제발전 정도도 아직은 낮아 재정승수가 작을 가능성
- 금융 및 통화부문 : 금융시장의 발전정도가 미흡하여 유동성제약에 놓인 가계 및 기업의 비중이 높고, 통화정책도 협조적(또는 국채증가에 따른 시장금리 변동 정도가 작은 편)이어서 재정승수가 클 가능성
- 환율제도 : 완전변동환율제도를 채택(1997년 12월 이후)하고 있어 재정승수가 작을 가능성이 높지만, 당국의 적극적인 환율관리를 감안할 때 그 정도는 크지 않을 것임



재정전문가 네트워크 제2차 정책세미나

# 정부지출과 경기변동성

■ 곽노선 서강대 경제학부 교수



## 정부지출과 경기변동성\*

곽 노 선\*\*

### 〈 초 록 〉

본 연구는 최근의 거시경제의 관심주제인 경기변동성의 결정요인, 특히 정부지출 관련 변수들이 경기안정화에 어떻게 기여하였는지 고찰하였다. 148개 국가에 대한 횡단면 분석과 패널자료 분석을 통하여 실증적으로 밝힌 사실은 (i) 거의 모든 모형에서 일관적으로 정부지출의 변동성이 높을수록, 또는 GDP 대비 정부지출 비중의 변동성이 높을수록 경기변동성이 증가하는 것으로 나타났다으며, GDP 대비 정부지출 비중이 높을수록 경기변동성이 낮았고, (ii) 정부지출이 경기안정화 정책에 적절히 사용될수록 경기변동성이 낮았으며, 승수 효과가 경기순응적일수록 경기변동성이 높게 나타났다. 또한 (iii) 많은 추정식에서 GDP 규모가 클수록, 일인당 GDP 수준이 높을수록 경기변동성이 작아지는 경향을 보였고, (iv) 무역의존도가 높을수록 경기변동성이 증가하는 것으로 나타났으며, (v) 대륙별 더미, 환율제도, 명목환율의 변동성, 구매력환율의 변동성 등은 경기변동성과 별 관련이 없는 것으로 나타났다.

\* 본 연구는 재정전문가 네트워크 보고서(2012)에 기초하여 작성되었다. 재정전문가 네트워크 세미나 참가자들과 류덕현, 박정수 교수의 논평에 감사드린다.

\*\* 서강대학교 경제학부 교수, 주소: 121-742 서울시 마포구 신수동 1번지, Tel: 02)705-8770, Fax: 02)704-8599, E-mail: kwark@sogang.ac.kr.

## I. 서론

최근 경기변동에 관한 관심은 확률동학모형을 거시경제모형에 적용한 1980년대 이후의 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형의 발전과 함께 더욱 높아지고 있다. 이론모형에 기초한 분석을 통하여 경기변동의 현상 및 거시경제의 작동에 대한 이해를 높이고 이를 바탕으로 경제정책의 효과를 예측하여 효과적인 경제정책의 수립과 집행을 꾀하는 것도 중요한 과제이다.

본 연구는 최근의 거시경제의 관심주제인 경기변동성의 결정요인을 실증적으로 분석하고자 한다. 특히 재정정책 측면에서 경기변동성의 완화에 기여한 요인들은 무엇이었는지 살펴봄으로써 향후 거시경제정책의 방향을 설정하는데 유의해야 할 점을 제시하고자 한다. 재정정책의 중요한 정책변수로 제시되었던 정부지출의 경기안정화 효과에 대한 논쟁은 거시경제정책의 유효성에 대한 전통적인 논쟁의 중심을 이루어 왔다. 케인즈 학파에서는 정부지출의 경기안정화 효과를 승수효과로서 설명하면서 적극적인 정부의 경기안정화 정책을 주장하였으나 신고전과 경제학에서는 초기에는 구축효과의 논리로 재정정책의 유효성을 낮게 평가하였고 최근에서는 정부의 개입 자체가 경제에 충격을 발생시킬 수 있어 제한적으로 시행할 것을 주장하고 있다. 따라서 이론적으로는 정책처방의 타당성을 어느 한쪽으로 결론내리기에는 어려운 측면이 있다. 따라서 실증적으로 여러 나라의 경기변동성을 결정하는 요인, 특히 재정측면의 변수들의 효과를 살펴봄으로써 경기안정화정책, 특히 재정정책이 경기변동을 완화시키는 데에 효과적이었는가를 살펴볼 수 있으며 이를 통하여 재정의 역할에 대한 평가와 함께 개선방안을 모색하고자 하는 데 본 연구의 목표가 있다고 할 것이다. 보다 구체적으로는 경기변동성의 결정요인, 또는 영향을 주는 요인들을 고찰하는 계량모형을 통하여 각 변수들이 경기변동성에 어떤 효과를 미쳤는지 파악하는 과정에서 재정지출, 특히 정부지출의 경기변동성에 대한 효과의 방향 및 크기를 추정하고자 한다.

먼저 경기변동성을 어떻게 측정할 것인가의 문제로부터 시작하여 대표변수로서 일인당 GDP의 변동성 지표를 구축한다. 경기변동에 영향을 줄 수 있는 요인들을 살펴보면 경기변동의 원인으로서 충격에 민감할 수 있는 경제구조가 가지고 있는 특징을 서술할 수 있는 변수들을 선정하여야 하고 또한 외부 충격에 대하여 정책대응이 얼마나 효과적으로 이루어졌는가를 평가할 수 있는 변수들을

포함시켜 경기변동성 결정요인을 설명하고자 한다. 이에 따라 각국의 경기변동성 지표에 영향을 줄 것으로 추정되는 GDP 규모, 일인당 GDP 수준, OECD 국가, 대륙별 더미, 평균 경제성장률, 무역의존도, GDP 대비 정부지출 비중, 정부지출의 변동성 등을 이용하여 계량모형을 구축할 것이다. GDP 규모가 큰 나라일수록 외부적 충격에 대응하여 충격을 완화할 다양한 산업이 갖추어져 있다고 볼 수 있어 경기변동성과 음의 관계가 예상된다고 생각할 수 있고, 일인당 GDP 수준이 높은 선진국일수록 산업구조가 고도화되어 외부적 충격에 잘 견딜 수 있거나 적절한 정책으로 변동성을 완화할 수 있다고 생각되기 때문에 경기변동성과 음의 관계를 예측해볼 수 있다. 마찬가지로 이유로 OECD 국가, 대륙별 더미변수 중에서 유럽, 북미 대륙 국가들이 변동성이 적은 경제일 가능성이 높다. 경제성장률이 높을수록 변동성을 감수하면서 성장의 편익을 누렸을 가능성도 있지만 다른 한편으로는 성장률이 높은 경제일수록 변동성이 적을 가능성도 있기 때문에 선형적으로 부호를 예상하기 어렵다. 대외개방 정도에 따라 외부적 충격에 민감할 가능성이 있기 때문에 무역의존도는 경기변동성에 양의 영향을 보일 가능성이 크다. GDP 대비 정부지출 비중이 높은 나라일수록 경기변동 원인에 대하여 정부의 정책변수로서 대응할 여지가 높다고 할 수 있기 때문에 경기변동성에 음의 영향을 미칠 가능성이 있고 정부지출의 변동성은 경기변동의 원인으로 작용할 경우 경기변동성에 양의 영향을 줄 수도 있고 또는 경기안정화 정책 수행을 위해 정부지출 변동성이 높아진 경우에는 경기변동성에 음의 영향을 줄 수도 있다.

경기변동성의 결정요인을 고찰하는 계량모형으로는 장기적인 관계를 고찰하기 위해 자료가 이용가능한 모든 국가들을 대상으로 장기 평균값을 계산하여 국가간 횡단면 분석 모형을 추정하였고 OECD 국가들만을 대상으로 한 횡단면 분석, 또한 비교적 장기간의 관계 및 시기별 차이를 통제하기 위해 10년 단위로 평균값을 구하여 패널 회귀분석 모형을 구축하여 패널자료를 이용한 경기변동성 결정 모형을 추정하였다. 패널자료 모형으로는 간단한 pooled OLS 모형에서 출발하여 고정효과 모형, 랜덤효과 모형, 내생성을 고려한 GMM 모형을 추정해 보고 각 모형의 적합성을 검정하였다. 이러한 계량모형을 통하여 발견된 사실은 다음과 같이 요약된다. 가장 관심을 두었던 재정정책 변수들은 거의 모든 모형에서 경기변동성에 영향을 주는 것으로 유의하게 나타났다. 예를 들면, 정부지출의 변

동성은 항상 경기변동성에 양의 영향을 주는 것으로 일관되게 나타났으며 GDP 대비 정부지출 비중은 경기변동을 완화하는 경향이 있고, 경제규모, 일인당 GDP 수준은 경기변동성을 감소시키는 것으로 나타났다. 특히 일인당 GDP의 경기변동부분과 일인당 정부지출의 변동부분 사이의 상관계수가 높을수록 경기변동성을 증가시키는 것으로 나타나 경기안정화 정책을 적절히 수행한 국가일수록 경기변동성이 낮아진다는 것을 확인할 수 있었다.

본 연구의 구성은 다음과 같이 이루어져 있다. II장에서는 경기변동성을 측정하는 지표를 어떻게 구축하였고 경기변동성을 설명하는 계량모형을 어떻게 설정하였는지 설명하고, III장에서는 실증분석 결과로서 횡단면 분석과 패널자료 분석 모형에 따른 추정결과를 자세히 설명하고 이에 대한 해석을 제시함으로써 경기변동성에 영향을 주는 요인들을 자세히 살펴보고자 한다. 끝으로 IV장에서는 요약과 결론 및 향후 연구과제를 제시한다.

## II. 경기변동성 측정과 결정요인 모형

### 1. 경기변동성의 측정

경기변동성 지표는 관심 변수에 따라서 여러 가지가 설정될 수 있으나 본 연구에서는 경기를 나타내는 대표변수인 국민소득 (GDP)을 중심으로 변동성을 측정하는 방법을 제시하려고 한다. 기본적으로 경기변동이란 한 변수가 장기 추세로 벗어나 있는 정도를 측정한 것으로 거시경제학 분야에서는 장기 추세를 잠재총생산, 완전고용총생산, 자연실업률 수준 총생산 등의 이름으로 부르고 있다. 이렇게 거시경제변수의 시계열 자료를 장기적 추세와 단기적 경기변동부분으로 나누어 분석하려는 시도들의 배경에는 장기적 추세를 결정하는 요인과 단기적 변동을 결정하는 요인이 서로 다를 것이라는 전제를 바탕으로 하고 있다. 즉, 장기적 추세에 해당하는 경제성장을 결정하는 요인들에는 자본의 축적, 노동시간 및 노동인구의 변화, 기술수준의 변화 등의 요인으로 나누어볼 수 있는 것에 비해 단기적 경기변동을 결정하는 요인들에는 외생적 충격 및 이에 대한 경기안정화 정책을 수행하는 정부의 대응을 포함한 경제주체들의 반응 등을 생각해 볼 수

있다. 결국 경기변동성의 결정하는 요인을 고찰하는 것은 경기변동을 유발하는 외생적 충격의 크기가 얼마나 큰지 살펴보는 일과 이에 대한 대응, 즉 경기안정화 정책 등의 경제정책이 경기변동에 얼마나 효과적으로 발휘되었는가와 실제로 경기안정화 정책의 효과가 경제에 영향을 미쳤는가를 살펴보는 일이다.

거시변수들에게서 경기변동부분을 추출하는 문제는 결국 장기적 추세선을 어떻게 설정할 것인가의 문제인데 계량경제학 분야에서는 이미 거시경제변수에 존재하는 단위근을 제거하는 문제로 필터링(filtering) 방법을 활발하게 연구해 왔다. 가장 간단하게 생각할 수 있는 장기 추세선은 선형추세선이지만 잠재되어 있는 구조적 변화 (structural break)를 고려해야 하기 때문에 선형추세선보다는 Hodrick and Prescott (1997)이 제안한 filtering 방법이 널리 이용되고 있다. 특히 1980년대 이후 거시경제학의 새로운 패러다임으로 자리 잡은 DSGE 모형 분석에서는 HP-filter라는 이름으로 가장 널리 이용되고 있다. 시계열 계량경제학 분야에서는 단위근을 제거하기 위해 가장 쉽게 이용하는 방법이 로그차분하여 증가율을 계산하는 방법이다. 이와 같은 방법으로 장기 추세를 제거하거나 단위근을 제거하여 경기변동부분만을 추출하면 변수의 정상성(stationarity)이 확보되고 통계적 검정과정을 그에 맞게 적용할 수 있다.

본 연구에서는 관심의 대상이 되는 종속변수로서 경기변동성을 일인당 GDP의 경기변동부분으로서 정의하려 하기 때문에 다음과 같은 두 가지 방법으로 경기변동성 지표를 구축하였다. 첫째, 최근 거시경제학 분야에서 가장 널리 이용되고 있는 HP-filter 방법을 이용하여 경기변동부분을 추출한 후 경기변동부분의 표준편차를 경기변동성 지표라고 정의한다. HP-filter 방법을 적용할 때 로그를 취해 주기 때문에 경기변동부분은 장기 추세선으로부터 벗어나있는 정도를 퍼센티지로 표현한 값이 되고 표준편차를 계산하면 정규분포를 가정하였을 경우 경기변동의 폭이 두 배의 표준편차 내에 존재할 확률이 95% 정도 된다는 것을 의미한다. 두 번째 방법은 일인당 GDP의 전년도 대비 증가율을 계산하여 경제성장률을 계산하고 경제성장률의 표준편차를 경기변동성 지표로 사용하는 것이다.<sup>1)</sup> 일반적으로 전년도 대비 증가율을 계산할 때 로그를 취하여 차분하는 방법이 가장

---

1) 두 가지 방법으로 계산한 일인당 GDP의 경기변동성 지표의 국가별 상관계수를 구해보면 0.947이었고 일인당 정부지출의 변동성을 두 가지 방법으로 계산하여 상관계수를 구해보면 0.951이었다. HP-filter의 방법으로 계산한 각국의 일인당 GDP 경기변동성 지표와 일인당 정부지출 변동성 지표는 부록의 <표 A1>에 제시되어 있다.

흔히 이용된다. 계량모형을 구축하여 설명해야 할 종속변수로서 경기변동성 지표 이외에 설명변수에서도 변동성 지표들을 사용하였다. HP-filter 방법을 이용하여 계산한 경기변동성 지표를 설명하는 회귀식에 이용된 설명변수 중 변동성 지표로는 일인당 정부지출의 변동성과 GDP 대비 정부지출 비중의 변동성인데 일관성을 위하여 설명변수의 변동성도 HP-filter를 이용하여 변동부분을 추출하고 표준편차를 계산하여 변동성을 구하였다. 마찬가지로 로그차분한 일인당 GDP의 증가율을 설명하는 회귀식에 이용된 설명변수의 변동성은 일인당 정부지출 증가율의 표준편차, GDP 대비 정부지출 비중의 표준편차, GDP 대비 투자지출 비중의 표준편차를 구하여 사용하였다.

## 2. 경기변동과 재정정책

재정정책은 경기안정화 정책의 가장 효과적인 정책수단으로 알려져 왔고 통화정책과 함께 가장 널리 사용되고 있는 경기안정화 정책수단이다. 대공황을 겪으면서 극심한 불황 속에서 고민했던 Keynes의 정책처방은 적극적인 재정정책을 통한 유효수요의 증대였으며, 이후 세계경제가 대공황에서 완전히 벗어나는데 재정정책이 중요한 역할을 했다고 평가되고 있다. 정부지출을 증가시켜 유효수요를 증가시키고 이를 통해 불황을 극복하는 논리는 승수효과 이론으로 잘 알려져 있다.

이러한 Keynes의 주장에 대하여 고전학과 경제학자들의 비판이 이어졌는데 그 반대논리로서는 정부지출의 증가가 민간 투자를 감소시킬 가능성이 있다는 것이었다. 불황으로부터 벗어나는 데 가장 효과적인 정책으로 제시되었던 정부지출 증대 방법으로 적자재정을 통한 정부지출의 증가는 이자율을 상승시키고 이는 다시 민간투자를 감소시킬 가능성이 높다는 비판이 제기되었다. 이러한 반대논리는 1960년대까지 거시경제정책 논쟁을 심화시키고 결국에는 신고전과 종합(neoclassical synthesis)이라는 잠정적인 합의에 도달하게 되었는데 고전학파가 주장한 재정정책의 구축효과 논리는 가격이 신축적이고 완전고용에 가까운 경제 상황에서 발생할 수 있는 논리이며 Keynes의 승수효과 및 유효수요 조절을 통한 경기안정화 주장은 경제가 완전고용에서 떨어져 있는 경기침체 국면에서는 더 유효한 이론이라는 합의였다. 결국 이러한 합의는 Keynes 경제학의 경기안정화 정책 논리를 일정부분 인정하는 것으로서 이후 1960년대에서 1970년대 초반까지

정부정책의 근간을 이루는 주요 정책논리로 자리 잡게 된다. 그러나 1970년대 두 차례의 유가충격을 거치면서 Keynes 경제학의 정책처방은 그 효과가 감소된 것으로 나타나고 정보의 중요성과 함께 경제주체의 합리적 기대의 중요성을 강조하는 새고전학파의 대두와 함께 경기안정화 정책수단으로서 재정정책에 대한 새로운 시각이 제기되었다. 즉, 적극적인 정부의 경기안정화 정책이 경제 예측의 어려움, 정책의 시차 문제, 경제주체의 합리성 등과 맞물려 오히려 경제를 불안정하게 만들 수 있는 여지가 있으며 따라서 재량적인 정책보다 준칙에 따른 정책 집행이 바람직하다는 견해가 제기되었다. 이와 맞물려 1970년대 말에는 정부정책의 효과를 평가하는데 흔히 이용되었던 계량모형에 대한 비판으로서 루카스 비판 (Lucas (1978) critique)이 큰 반향을 일으키게 되었다. 이후 경제주체들의 합리적 의사결정을 명시적으로 고려하여 거시경제를 이해하여야 한다는 동태적 확률일반균형 (DSGE) 모형이 새로운 연구 패러다임으로 자리 잡게 되었다. 예를 들면, Kydland and Prescott (1982), Long and Plosser (1983) 등으로부터 시작된 실물경기변동모형 (다른 표현으로는 동태적 확률일반균형모형, DSGE 모형)의 틀 안에서 경기변동의 요인과 이에 대한 경제주체의 합리적 의사결정을 통하여 거시경제변수들이 변화하는 현상을 설명하려는 연구들이 활발히 이루어져 왔다.

이러한 이론적 거시경제정책 논쟁과 더불어 재정정책의 효과를 계량모형을 통해 수량적으로 평가하려는 최근의 연구들은 외생적인 정부지출 충격을 식별해내는 문제와 정부지출승수의 크기를 추정하는 방향으로 이루어지고 있다. Blanchard and Perotti (2002)는 구조형 VAR 모형에서 정부지출 및 조세의 동태적 효과를 분석하고 있으며 허석균(2007)은 한국의 경우에 맞는 식별법을 제안하기도 하였다. 최근 출간된 Ramey (2011)은 계량모형에서 승수효과의 크기를 약 1.2정도로 추정하고 있다. DSGE 패러다임으로 재정정책의 여러 측면을 분석하기 시작한 연구는 Baxter and King (1993)을 시작으로 많은 연구가 이루어졌는데 최근 Christiano, et al. (2011)은 DSGE 모형 내에서 정부지출 승수의 크기를 분석하고 있다.

본 연구에서는 경제안정화 정책수단으로서의 정부의 재정정책의 유효성과 관련되어 과연 재정정책이 경기안정화에 얼마나 기여하였는지를 횡단면, 패널자료 모형을 통하여 계량적으로 살펴볼 필요가 있다고 판단하여 경기변동성의 결정요인으로서 재정정책 변수들의 역할을 살펴보고자 한다.

### 3. 경기변동성 결정요인 모형

경기변동성과 관련된 실증연구들에는 대표적으로 Ramey and Ramey (1995)가 있으며, Giovanni and Levchenko (2009), Rodrik (1997), ILO (2004) 등은 경기변동성과 무역의존도와의 관계에 초점을 두고 분석하였다. Ramey and Ramey (1995)는 기본적으로 경제성장률을 결정하는 요인을 찾아보려는 시도 속에서 경기변동성이 어떤 역할을 했는지 살펴보는 실증연구로서 경기변동성의 경제성장률에 대한 부정적인 효과를 밝혀내고 있다. 경기변동성의 결정요인을 찾으려는 실증연구들은 경기변동성이 경제성장, 후생, 불평등 확대, 빈곤의 문제와 관련이 있다는 것을 밝혀냈다. Giovanni and Levchenko (2009)는 개방의 정도를 나타내는 여러 형태의 지표들을 가지고 무역과 경기변동성 사이의 관계를 살펴보고 있는데 대체적으로 무역의존도가 높을수록 경기변동성이 확대되는 경향을 밝혀냈다. Rodrik (1997), ILO (2004) 등은 경기변동성과 후생, 불평등, 빈곤의 문제를 관련시켜 고찰하고 있다.

본 연구에서는 경기변동성과 정부지출의 관계에 초점을 두고 실증연구를 진행하였는데 구체적으로는 경기변동성의 국가별 차이에 영향을 주는 요인으로서 정부지출의 변동성이 얼마나 어떤 방향으로 영향을 주는지 고찰하는 것을 주요 목적으로 한다. 경기안정화 정책의 수단으로서 정부지출의 중요성이 발휘되고 있다면 정부지출이 경기변동을 완화하는 데 역할을 하고 있을 것이지만 정부지출이 경기안정화 정책 이외의 요인으로 증가한다면 경기변동성을 심화시킬 수 있을 것이라는 추측을 할 수 있을 것이다.

본 연구가 고려하고 있는 경기변동성 결정 요인들에는 정부지출의 변동성, 국민소득에서 정부지출이 차지하고 있는 비중, 경제규모, 소득수준, 경제성장률, 무역의존도, 환율제도 및 변동성, 국민소득에서 투자가 차지하고 있는 비중 등이다. 이 중에서 특히 관심을 두고 있는 변수들은 정부지출의 변동성 및 GDP에서 차지하는 비중이 경기변동성에 어떤 역할을 하고 있는가이다. 추가적으로 정부지출의 변동방향이 국민소득의 변동방향과 얼마나 상관관계를 가지고 있는가에 따라서 경기변동성이 달라지는지 분석하고 이에 대한 해석을 시도할 계획이다. 즉, 경기안정화 정책수단으로서 정부지출이 효과적으로 이용되고 있다면 정부지출 또는 GDP에서 차지하고 있는 정부지출 비중이 경기역행적으로 움직이는 경향이

있을 것이며 이러한 관계를 보이는 나라일수록 경기변동성이 감소하는 경향이 관찰될 것이라고 예상해볼 수 있다. 실증분석을 위한 기본 추정식은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} Volatility\left(\frac{Y}{POP}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 Volatility\left(\frac{G}{POP}\right) + \alpha_2 Volatility\left(\frac{G}{Y}\right) + \alpha_3 \log Y + \alpha_4 \log\left(\frac{Y}{POP}\right) \\ & + \alpha_5 growth + \alpha_6 \left(\frac{G}{Y}\right) + \alpha_7 \frac{I}{Y} + \alpha_8 Openness + \alpha_9 Volatility(EXRATE) \end{aligned}$$

종속변수로서 일인당 GDP ( $Y/POP$ ,  $Y$ 는 GDP,  $POP$ 는 인구수)의 변동성 지표를 사용하였으며 설명변수로서 일인당 정부지출 ( $G/POP$ ,  $G$ 는 정부지출)의 변동성, 무역의존도 ( $Openness$ ), 환율( $EXRATE$ ) 변동성 등의 변수들을 포함하였다. 추가적으로 매 기간 정부지출의 변동부분과 국민소득의 변동부분에 대한 상관계수를 구하여 아래와 같이 추정식에 설명변수로 포함하여 그 효과를 알아보았다.

$$\begin{aligned} Volatility\left(\frac{Y}{POP}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 Volatility\left(\frac{G}{POP}\right) + \alpha_2 Volatility\left(\frac{G}{Y}\right) + \alpha_3 \log Y + \alpha_4 \log\left(\frac{Y}{POP}\right) \\ & + \alpha_5 growth + \alpha_6 \left(\frac{G}{Y}\right) + \alpha_7 \frac{I}{Y} + \alpha_8 Openness + \alpha_9 Volatility(EXRATE) \\ & + \alpha_{10} Corr(\hat{y}, \hat{g}) + \alpha_{11} Corr\left(\hat{y}, \frac{\hat{G}}{Y}\right) \end{aligned}$$

$Corr(\hat{y}, \hat{g})$ 은 일인당 GDP ( $y; Y/POP$ )의 경기변동부분과 일인당 정부지출 ( $g; G/POP$ )의 변동부분 사이의 상관계수를 의미하고 정부지출이 효과적으로 경기안정화 정책을 수행했는가를 반영하는 변수이다. 또 하나의 상관계수로  $Corr\left(\hat{y}, \frac{\hat{G}}{Y}\right)$ 은 일인당 GDP의 변동부분과 GDP에서 차지하는 정부지출 비중의 변동부분 사이의 상관계수로서 재정정책이 경기안정화에 기여하는 역할을 반영했는지를 살펴보는 추가적인 경로가 될 수 있다.<sup>2)</sup>

2) 이에 대한 구체적인 설명은 III장의 실증분석 결과에 대한 해석을 참조하라.

### Ⅲ. 실증분석 결과

#### 1. 횡단면자료 실증분석

##### 가. 자료 추출과 횡단면 자료 구축

본 연구에서는 일관성을 유지하기 위하여 Penn World Table 7.0으로부터 모든 자료를 추출하여 사용하였다.<sup>3)</sup> PWT 7.0은 국민소득계정과 관련된 많은 자료들을 구매력평가 (PPP) 환율을 적용하여 비교 가능하도록 구축하여 놓았는데 총 190개 국가/지역에 대한 자료가 존재하지만 1970~2009년까지의 자료가 존재하는 157개국을 대상으로 자료를 추출한 후 사회주의 체제이거나 또는 사회주의 체제로부터 상대적으로 최근에 자본주의 시장경제체제로 이행한 국가들을 제외한 148개 국가들에 대하여 횡단면 분석을 실시하였다.<sup>4)</sup> 따라서 148개 전체 국가들에 대하여 시행한 횡단면 분석에서는 1970~2009년 기간에 대한 국민소득의 변동성 지표들을 구하였으며 변동성 결정요인으로 추출된 관심변수들은 동 기간에 대한 평균값을 구하여 사용하였다.

전체 148개 국가들에 대한 횡단면 분석을 시행한 후에 OECD 국가들만을 대상으로 동일한 횡단면 분석을 시행하였다. OECD 국가들에 대하여 실증분석을 따로 시행한 이유는 OECD 국가들이 보다 양질의 데이터를 보유하고 있기 때문에 혹시 내재되어 있을 측정오차(measurement error)를 최소화할 수 있다는 장점이 있으며 또한 전체 국가들에 비하여 동질적인 집단인 OECD 국가들에 대하여 분석함으로써 outlier의 효과를 제거하고 국민소득 변동성의 결정요인들을 보다 정확히 파악할 수 있지 않을까 하는 점이었다. 현재 OECD 국가는 34개국이지만 Poland의 경우에는 이행국가라는 점에서, 그리고 Czech Republic, Estonia, Slovak Republic, Slovenia 국가들에 대한 자료들은 1990년대 이후만이 존재하여

---

3) Heston, A., Summers, R. and B. Aten, Penn World Table Version 7.0, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, June 2011. (<http://pwt.sas.upenn.edu/>) 현재 웹에는 PWT 7.1이 업데이트되어 이용가능하다.

4) 1970~2009년 사이의 자료가 존재하는 157개 국가들 중에서 사회주의 경제체제를 유지하고 있거나 또는 비교적 최근에 사회주의 경제체제에서 자본주의 시장경제로 이행한 것으로 추정되는 9개 국가 (Albania, Bulgaria, China, Cuba, Laos, Mongolia, Poland, Romania, Vietnam)를 제외하였다.

제외하여 총 29개 OECD 국가들에 대한 횡단면 분석을 시행하였다.<sup>5)</sup>

먼저 국민소득의 변동성 또는 경기변동성 지표로서 1970~2009년 사이의 일인당 국민소득자료 (PWT 7.0에서 변수명 rgdpch)를 이용하여 두 가지의 지표를 구축하였다. 최근 거시경제학 분야에서 경기변동부분을 추출하는 방법으로 널리 이용되고 있는 HP-filtering의 방법을 이용하여 추세를 제거하고 변동부분의 표준편차를 계산하여 변동성 지표로 이용하였으며(Voly\_hp) 또 다른 방법으로는 일인당 국민소득의 증가율로 계산한 경제성장률의 표준편차를 계산하여 변동성 지표로 사용하였다 (Voly\_ln).<sup>6)</sup> 국민소득의 변동성을 결정하는 요인으로서 고려된 변수들은 일인당 정부지출의 변동성(HP-filtering으로 추세를 제거한 후 표준편차를 계산한 Volg\_hp 또는 로그차분한 증가율의 표준편차로 계산한 Volg\_ln), GDP 대비 정부지출 비중 (PWT 7.0의 변수명 kg)의 변동성 (HP-filtering으로 추세를 제거한 후 표준편차를 계산한 Volkg\_hp 또는 표준편차로 계산한 std\_kg), GDP 대비 정부지출 비중의 기간 평균값, GDP 대비 투자 비중 (PWT 7.0의 변수명 ki)의 변동성 (표준편차로 계산한 std\_ki), GDP 대비 투자 비중의 기간 평균값, 경제규모 및 발전 정도를 반영하는 변수들로서 GDP의 기간 평균값, 일인당 GDP 기간 평균값, 연평균 경제성장률, 무역의존도 (openness; 수출과 수입의 합계가 GDP에서 차지하는 비중), 명목환율과 구매력평가 환율의 변동성 (std\_lnex, std\_lnppp) 등이다. 사용된 변수들의 요약 통계치들은 아래의 <표 1>과 같다.

---

5) Germany, Hungary 이외의 대부분의 국가들의 자료들은 1950년대부터 이용가능하기 때문에 1950~2009년까지의 기간을 대상으로 횡단면 자료를 구축하여 횡단면 분석을 시행하기도 하였으나 전체 148개 국가들에 대한 회귀분석 결과와 비교하기 위하여 동일한 기간인 1970~2009년으로 한정하기로 하였다. 1950~2009년 기간을 대상으로 하였을 경우 실증분석 결과는 질적으로 달라지지 않았음을 밝힌다.

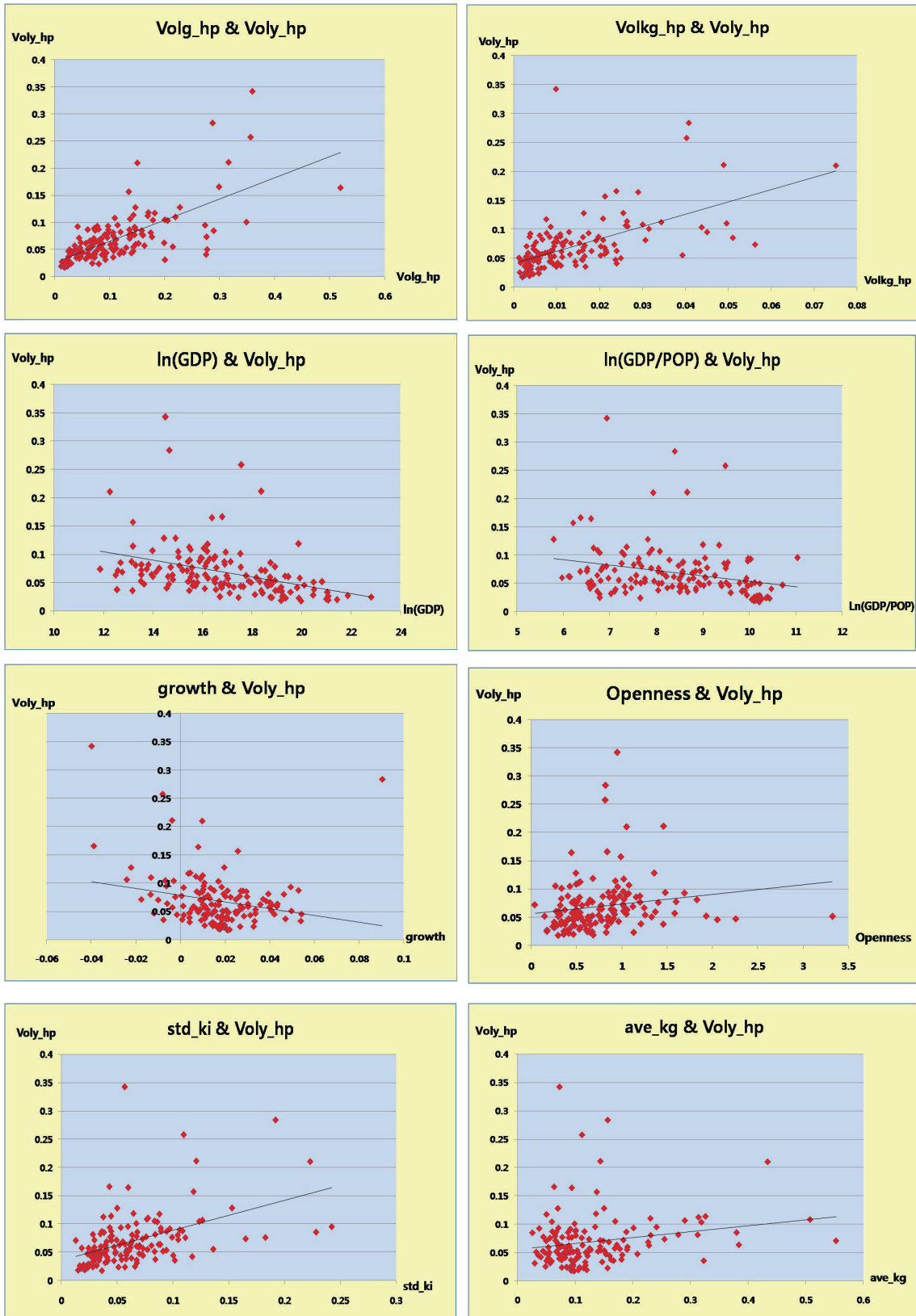
6) 부록에 1970~2009년 기간 동안에 대한 국가별 경제성장률 평균, HP-filtering 후의 경기변동부분 표준편차, 일인당 정부지출의 HP-filtering 후 변동부의 표준편차를 제시하였다.

**<표 1> Summary Statistics (148 Countries, 1970~2009)**

	국가별 평균	표준편차	최소값	최대값
Voly_hp	0.069	0.047	0.017	0.342
Voly_ln	0.063	0.042	0.017	0.273
Volg_hp	0.110	0.084	0.012	0.520
Volg_ln	0.110	0.090	0.013	0.507
Volkg_hp	0.013	0.013	0.001	0.075
std_kg	0.026	0.025	0.003	0.143
std_ki	0.064	0.041	0.013	0.242
ave_kg	0.129	0.089	0.026	0.553
ave_ki	0.235	0.089	0.065	0.495
GDP (억 달러)	2,120	633	1,429	81,700
일인당GDP	9,095	10,624	328	62,214
경제성장률	0.016	0.018	-0.040	0.090
openness	0.772	0.452	0.039	3.323
std_lnex	1.449	2.347	0	13.822
std_lnppp	1.334	2.246	0(미국)	13.672

주: Voly\_hp: 일인당 국민소득의 HP-filtering을 통한 변동부분의 표준편차, Voly\_ln: 일인당 국민소득 증가율의 표준편차, Volg\_hp: 일인당 정부지출의 HP-filtering을 통한 변동부분의 표준편차, Volg\_ln: 일인당 정부지출 증가율의 표준편차, Volkg\_hp: GDP 대비 정부지출 비중 (PWT 7.0의 변수명 kg)의 추세를 HP-filtering으로 제거한 후 변동부분의 표준편차, std\_kg: GDP 대비 정부지출 비중의 표준편차, std\_ki: GDP 대비 투자 비중의 표준편차, ave\_kg: GDP 대비 정부지출 비중의 평균값, ave\_ki: GDP 대비 투자 비중의 평균값, openness: 수출과 수입의 합계가 GDP에서 차지하는 비중, std\_lnex: 명목환율의 로그값의 표준편차, std\_lnppp: 구매력평가 환율 로그값의 표준편차.

<그림 1> 일인당 국민소득 변동성과 주요변수들의 단순 상관관계



<그림 1>에서는 HP-filtering의 방법으로 계산한 일인당 국민소득의 변동성 지표와 주요 변수들과의 단순 상관관계를 그림으로 보여주고 있다. 대체적으로 정부지출의 변동성, GDP대비 정부지출비중의 변동성, GDP대비 투자지출비중의 변동성, GDP대비 정부지출비중 등은 일인당국민소득의 변동성과 양의 관계를 보여주고 있으며 GDP규모, 일인당GDP 수준, 경제성장률 등은 일인당국민소득의 변동성과 약한 음의 관계를 보여주고 있다. 또한 무역의존도는 변동성에 양의 관계를 보여주고 있다. 그러나 이러한 관계들은 두 변수들 사이의 단순 상관관계에 지나지 않으며 정확한 관계를 알아내기 위해서는 적절한 회귀분석 모형을 설정하여 유의성을 가진 추정계수의 부호로부터 관계를 다시 판단하여야 한다.

#### 나. 전체국가에 대한 실증분석 결과

148개 전체 국가를 대상으로 횡단면 회귀분석을 시행하여 얻은 결과는 <표 2>에 요약되어 있다. <표 2>는 HP-filtering의 방법으로 추출한 자료들을 대상으로 분석한 결과이며 로그차분한 증가율로 구성된 변수들로 회귀분석을 시행하였을 경우에는 <표 2>와 비슷하게 나타났기 때문에 부록 <표 A2>에 제시되어 있다. <표 2>의 두 번째 열에 요약되어 있는 추정식 (I)을 보면 정부지출의 변동성이 클수록 일인당 국민소득의 변동성이 크게 나타났음을 알 수 있다. 정부지출의 표준편차가 1% 포인트 높아질 경우 일인당 국민소득의 변동성이 0.36% 높아지는 것으로 추정되었다. GDP대비 정부지출 비중의 변동성은 유의하지 않게 나타났지만 경제규모를 나타내는 GDP, 일인당 GDP, 경제성장률 등은 유의하게 나타났다. GDP 규모가 경기변동성에 음의 영향을 주는 것은 직관적으로 의미있는 결과로 보이지만 소득수준을 의미하는 일인당 GDP가 경기변동성에 양의 영향을 미치는 것은 의외의 결과로 보인다. GDP대비 투자지출의 비중의 변동성 ( $\frac{I}{Y}$ )은 일인당 국민소득의 변동성에 양의 영향을 주는 것으로 나타났지만 내생성의 문제가 있어 분석에 주의를 하여야 할 것이다. 즉, 정부지출의 경우에는 정책적인 외생변수로 인식할 경우 추정식에 설명변수로 포함시키는 것에는 큰 문제가 없어 보이지만 투자지출의 경우 GDP의 구성부분으로서 투자지출의 변동성과 국민소득의 변동성 사이에는 서로 밀접한 관계를 나타낼 수밖에 없는 개념적 구조를 가지고 있다고 하겠다. 따라서 이후의 분석에서는 주로 정부지출의 변동성 등의 지표들과 경기변동성 사이의 관계에 집중하고자 한다.

추정식 (II)에서는 GDP대비 정부지출 비중, GDP대비 투자지출 비중, 무역의존도 등을 추가로 포함시켜 보았지만 모두 유의하지 않은 것으로 나타났으며 추정식 (III)에서 대륙별 더미변수를 포함시켜 보았는데 역시 유의하지 않은 것으로 나타났다. 추정식 (IV)에서는 명목환율의 변동성을 고려해 보았으나 경기변동성에 별 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.<sup>7)</sup>

추정식 (V)~(VII)에서는 정부지출이 경기변동성에 미치는 영향을 더 자세히 분석하기 위해 몇 가지 상관계수를 계산하여 설명변수로 포함시켰다. 추정식 (V)에서는 설명변수로서 두 개의 상관계수가 포함되어 있는데 하나는 일인당 국민소득의 경기변동부분과 일인당 정부지출의 변동부분의 상관계수이고 다른 하나는 일인당 국민소득의 경기변동부분과 GDP에 대한 정부지출 비중의 변동부분 사이의 상관계수이다. 일인당 국민소득의 경기변동부분과 일인당 정부지출의 경기변동부분 사이의 상관관계가 높을수록 일인당 국민소득의 경기변동성이 높게 나타났으며 일인당 국민소득의 경기변동부분과 GDP대비 정부지출 비중의 변동부분 사이의 상관계수( $\text{corr}(\hat{y}, \hat{g})$ )가 낮을수록 일인당 국민소득의 경기변동성이 높게 나타났다. 이러한 두 상관계수의 경기변동성에 대한 부호 및 계수의 크기는 이후의 모든 추정식에서 일관되게 나타났으며 유의성 또한 항상 높은 수준을 유지하였다.<sup>8)</sup> 첫 번째 상관계수인 일인당 국민소득의 경기변동부분과 일인당 정부지출의 경기변동부분 사이의 상관관계가 경기변동성에 양의 영향을 주는 이유는 경기순응적인 정부지출의 경우 경기변동성을 확대시킬 가능성이 있음을 보여주는 것이라고 할 수 있다. 즉, 경기안정화 정책이 효과적으로 집행되었다면 상관계수  $\text{corr}(\hat{y}, \hat{g})$ 가 음의 값을 가질 가능성이 높으며 이러한 경우 경기변동성을 감소시킬 수 있음을 의미하는 것이다. 예를 들어, 경기가 확장국면에 있을 때 일인당 정부지출도 확장적이 되는 국가일수록 경기변동성이 커짐을 의미하므로 상관계수가 낮은 나라일수록 경기안정화 정책을 잘 수행하는 국가로서 경기변동성이 낮아지며, 경기안정화 정책의 방향과 정부지출이 반대로 움직이는 경제의 경기변동성은 확대된다고 해석할 수 있다. 두 번째 상관계수인 일인당 국민소득의 변동부분과 GDP대비 정부지출 비중의 변동부분 사이의 상관계수가 높을수록 경기변동성이

7) 명목환율의 변동성 이외에도 구매력평가 (PPP) 환율의 변동성도 포함하여 보았으나 유의성이 없는 것으로 나타났다.

8) 이러한 추정결과는 앞에서 논의될 패널자료 분석에서도 일관되게 나타났으며 부호도 항상 일정하게 나타났다. 또한 두 상관계수를 동시에 포함하지 않고 하나씩 넣은 경우에도 계수의 부호 및 유의성은 매우 일정하고 높은 수준을 유지하였다.

낮게 나타났는데 그 이유는 다음과 같이 해석될 수 있다. 일인당 GDP가 추세선 위로 상승하는 확장국면에서는 일반적으로 GDP대비 정부지출 비중이 감소하는 경향이 관찰되어 상관계수는 일반적으로 음수로 나타난다. 그런데 호황국면에서 일인당 국민소득이 증가할 때 소득 대비 정부지출 비중이 상승 (또는 덜 하락)하는 나라는 정부지출의 승수효과가 호황국면에서 커지는 경우로 해석할 수 있다. 즉, 경기변동국면에서  $G/Y$ 의 변동부분은 승수효과의 역수로 해석이 가능하다고 하겠다. 즉, 확장국면에서 정부지출의 승수효과가 커지고 침체국면에서 정부지출의 승수효과가 작아지는 경제의 경우 일인당 GDP와 GDP 대비 정부지출 비중의 상관계수가 작아지게 (큰 절대값의 음수) 되고 이러한 경제의 경기변동성은 높아지게 됨을 의미한다. 반대로, 침체국면에서 정부지출의 승수효과가 커지고 확장국면에서 정부지출의 승수효과가 작아지는 경제의 경우 일인당 GDP와 GDP 대비 정부지출 비중의 상관계수가 커지게 (또는 작은 절대값의 음수) 되고 이러한 경제의 경기변동성은 상대적으로 낮아지게 됨을 의미한다. 따라서 두 개의 상관계수가 경기변동성에 미치는 영향을 나타내고 있는 부분은 경기안정화 재정정책이 효과적으로 집행되었는가와 승수효과의 크기가 경기변동국면에서 달라질 경우 얼마나 경기역행적으로 나타나는가를 보여주는 경로라고 할 수 있다. 추정식 (VI), (VII)에서는 정부지출이 시차를 두고 변동하는 경우 경기변동성에 대한 영향을 추가적인 상관계수를 계산하여 경기변동성에 대한 영향을 살펴보고 있다. 유의성 있게 나타난 부분을 살펴보면 현재 일인당 국민소득이 추세선 위로 증가하였을 경우 다음기의 정부지출이 증가하는 경향이 있을수록 경기변동성이 완화됨을 보여주고 있다. 즉, 호황국면에서 현재의 정부지출이 덜 증가하고 다음기로 정부지출 증가가 이연될수록 경기변동이 감소하는 경향이 있는 것으로 해석할 수 있다.9)

---

9) 시차를 고려한 상관계수를 도입한 배경에는  $\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{g}_{t-1})$ 이 경기안정화 정책의 시행여부를 판단하고,  $\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{g}_{t+1})$ 으로부터 정부지출 승수효과의 cyclicalit를 파악하여 각각의 계수로부터 경기변동성에 미치는 영향을 분리해낼 수 있으리라 예상하였지만 실제로 두 상관계수는 더 복잡한 전달경로들을 포함하고 있는 것으로 보인다. 즉, 소득증가에 따른 조세의 변화를 통한 정부지출 증가가 이루어질 경우 경기변동성에 대한 효과는 더 복잡해질 것이라고 생각해 볼 수 있다.

<표 2> 횡단면 실증분석 결과 I (전체 국가: 148개국, 1970~2009)

Explanatory Variables	Dependent Variable: Voly_hp						
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
Volg_hp	0.363*** (0.048)	0.362*** (0.042)	0.373*** (0.040)	0.360*** (0.041)	0.454*** (0.044)	0.443*** (0.043)	0.438*** (0.044)
Volkg_hp	0.019 (0.355)				0.822** (0.342)	0.837*** (0.333)	0.828*** (0.337)
log Y	-0.003* (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.003** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
$\log \frac{Y}{POP}$	0.007** (0.003)	0.005* (0.003)	0.008** (0.003)	0.007*** (0.003)			
growth	-0.198 (0.169)						
$\text{std}(\frac{I}{Y})$	0.218** (0.086)	0.240** (0.093)	0.180** (0.081)	0.209*** (0.076)			
G/Y		0.016 (0.037)			-0.061* (0.039)	-0.076** (0.038)	-0.074** (0.039)
I/Y		-0.038 (0.040)					
openness		0.008 (0.008)					
Asia			-0.002 (0.009)				
Europe			-0.007 (0.013)				
N. America			-0.011 (0.010)				
Oceania			0.008 (0.012)				
S. America			-0.001 (0.011)				
std_lnex				0.002 (0.001)			
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{g}_t)$					0.087*** (0.009)	0.101*** (0.019)	0.090*** (0.009)
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{k}g_t)$					-0.085*** (0.008)	-0.088*** (0.008)	-0.066*** (0.017)
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{g}_{t-1})$						0.017 (0.014)	
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{g}_{t+1})$						-0.031*** (0.012)	
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{k}g_{t-1})$							0.007 (0.013)
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{k}g_{t+1})$							-0.033** (0.018)
$R^2$	0.551	0.552	0.558	0.552	0.738	0.757	0.749

주: 1) Voly\_hp, Volkg\_hp는 HP-filtering으로부터 추출한 변동분에서 계산한 일인당국민소득과 일인당 정부지출의 표준편차를 각각 가리킴.

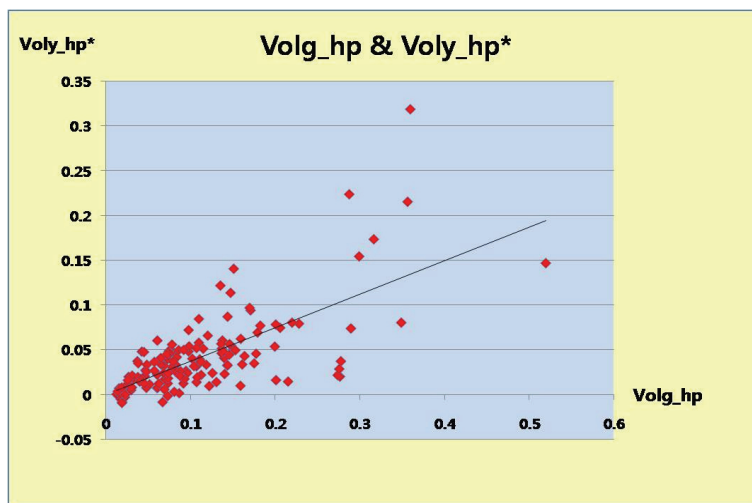
- 2)  $kg$ 는 국내총생산에서 정부지출이 차지하는 비중,  $Y$ 는 GDP,  $G$ 는 정부지출,  $y$ 는 일인당 GDP,  $g$ 는 일인당 정부지출,  $POP$ 는 총인구,  $std\_kg$ 는  $G/Y$  비율의 표준편차를 각각 가리키며  $std(I/Y)$ 는  $I/Y$  비율의 표준편차를 가리킴.
- 3) 괄호 안의 수치는 표준오차를 가리키며, \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.
- 4) Asia, Europe, N. America, Oceania, S. America는 대륙별 더미변수를 의미하며  $corr(\hat{y}, \hat{g})$ ,  $corr(\hat{y}, \hat{kg})$ 는 일인당 GDP, 일인당 정부지출,  $G/Y$  각각의 HP-filtering 후의 변동부분 사이의 상관계수를 의미함.
- 5) 상수항을 포함하여 추정하였으나 표에서는 생략되었음.

경기변동성을 일인당 국민소득을 로그차분한 증가율로 계산하였을 경우의 추정결과는 HP-filtering 방법을 적용한 경우의 추정결과와 비슷하게 나타났기 때문에 부록 <표 A2>에 제시되어 있다.<sup>10)</sup>

이상으로부터 살펴본 횡단면 분석의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 정부지출의 변동성 및 GDP대비 정부지출비중의 변동성은 경기변동성에 양의 영향을 주는 중요한 요인으로 나타났으며, 둘째, GDP 규모는 경기변동성에 음의 영향을, 일인당 GDP 수준은 경기변동성에 양의 영향을 주는 경향이 관찰되었으며 경제성장률은 경기변동성에 음의 영향을 주는 것으로 나타났다. 셋째, 추정식에 따라 유의성이 달라지기는 하였지만 무역의존도는 경기변동성에 양의 영향을 보여주고 있으며 환율의 변동성은 경기변동성에 영향을 주지 못하였다. 넷째, GDP 대비 투자지출비중의 변동성도 경기변동성과 밀접한 양의 관계를 보여주고 있으나 내생성 문제를 고려해야 하는 측면이 있다. 다섯째, 상관계수를 설명변수로 포함하여 분석한 결과로부터 경기안정화 정책이 효과적으로 집행될수록 경기변동성이 감소하는 것으로 해석할 수 있으며 정부지출의 승수효과의 크기가 경기역행적일수록 경기변동성이 감소하는 경향이 나타났다.

10) 정부지출의 변동성이 경기변동성에 미치는 효과가 약간 더 작게 나타났으며 무역의존도가 경기변동성에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 무역의존도가 1% 포인트 높아질수록 0.08~0.13%의 경기변동성이 높아지는 것으로 나타났는데 이러한 실증결과는 Giovanni and Levchenko (2009)의 분석과 유사하다고 할 수 있다. 경제성장률의 경우 Ramey and Ramey (1995)의 연구에서는 경기변동성이 경제성장률에 음의 영향을 미친다는 결과를 얻었으나 본 연구에서는 경제성장률이 경기변동성에 음의 영향을 주는 것으로 나타나 방향성은 다르지만 비슷한 관계를 보여주었다.

<그림 2> 일인당 정부지출 변동성과 일인당 GDP 변동성 (횡단면 자료)



주: Voly\_hp\*는 GDP, 일인당 GDP, GDP 대비 투자지출의 변동성을 통제한 후의 일인당 GDP 변동성을 가리킴.

<그림 2>에서는 GDP, 일인당 GDP, GDP 대비 투자지출의 변동성을 통제한 후 일인당 GDP 변동성과 일인당 정부지출 변동성의 관계를 보여주고 있다. 선형으로 표시된 것으로부터 알 수 있듯이 두 변수 사이에 양의 관계가 존재함을 알 수 있다.

#### 다. OECD 국가에 대한 실증분석 결과

전체 국가들에 대한 실증분석도 중요하지만 선진국들의 그룹인 OECD국가들에 대하여 추가로 실증분석을 수행하는 것도 의미가 있을 수 있다. 그 이유는 앞서도 언급한 바와 같이 양질의 자료를 이용한다는 장점과 동질적인 시장경제 체제에서 변수들 사이에 존재하는 보다 정확한 관계를 파악할 수 있다는 점이다. OECD 국가들에 대한 횡단면 실증분석 결과는 <표 4>와 <표 5>에 제시되어 있다. 현재 OECD에 속한 34개국 가운데 국민소득계정 자료가 1970년대부터 2009년까지 존재하는 29개국에 대하여 횡단면 분석을 시행하였으며 제외된 국가들은 사회주의 경제에서 자본주의 시장경제로 이행한 국가 또는 국가의 분리 독립으로 인하여 자료가 제한적인 5개국이다.<sup>11)</sup>

11) OECD 34개국 중에서 27개국의 자료들은 1950년대까지 이용가능하지만 전체 국가들을 대상으로 시행한 실증분석 결과와 비교하기 위하여 동일한 기간인 1970~2009년을 대상으로 하여 자료를 구축하였다. 그러나 1950~2009년 기간에 대한 자료들을 가지고 분석한 실증결과도 1970~2009년 자료를 이용한 실증분석 결과와 큰 차이가 나타나지 않는다. 1950~2009 기간에

<표 3> 횡단면 실증분석 결과 II (OECD 29개국, 1970~2009)

Dependent Variable: Voly_hp							
Explanatory Variables	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
Volg_hp	-0.147 (0.169)	0.110 (0.160)			0.779*** (0.126)	0.770*** (0.132)	0.792*** (0.136)
Volkg_hp	6.419*** (2.387)	5.474** (2.148)	7.016*** (1.633)	6.982*** (1.569)	4.123*** (1.124)	4.212*** (1.184)	4.270*** (1.220)
log Y	-0.003*** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.002** (0.001)			
log $\frac{Y}{POP}$	-0.010** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.016*** (0.004)	-0.018*** (0.004)			
growth	0.552** (0.249)	0.266 (0.189)					
std( $\frac{I}{Y}$ )	-0.129 (0.190)						
G/Y	-0.392*** (0.120)	-0.346*** (0.110)	-0.413*** (0.086)	-0.408*** (0.083)	-0.144** (0.063)	-0.143** (0.065)	-0.144** (0.066)
I/Y	-0.031 (0.052)						
openness		0.006 (0.005)		0.007* (0.004)			
std_lnex			-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
corr( $\hat{y}_t, \hat{g}_t$ )					0.025*** (0.004)	0.023** (0.010)	0.025*** (0.004)
corr( $\hat{y}_t, \hat{k}g_t$ )					-0.056*** (0.006)	-0.056*** (0.006)	-0.060*** (0.010)
corr( $\hat{y}_t, \hat{g}_{t-1}$ )						0.004 (0.007)	
corr( $\hat{y}_t, \hat{g}_{t+1}$ )						-0.000 (0.006)	
corr( $\hat{y}_t, \hat{k}g_{t-1}$ )							0.003 (0.005)
corr( $\hat{y}_t, \hat{k}g_{t+1}$ )							0.001 (0.006)
$R^2$	0.811	0.806	0.826	0.847	0.954	0.955	0.954

주: 변수설명에 대하여는 <표 2> 주 1)~3), 5)를 참조.

대한 실증분석 결과는 부록 <표 A2>를 참조하라.

HP-filter를 사용하여 측정한 변동성 지표에 대한 횡단면 실증분석 결과는 <표 4>에 요약되어 있다.<sup>12)</sup> 전체 국가들에 대한 횡단면 자료 실증분석과 달리 OECD 국가들의 경기변동성 지표의 결정요인으로서 정부지출의 변동성 보다는 GDP 대비 정부지출 비중의 변동성 및 GDP 대비 정부지출 비중의 크기가 중요한 결정요인으로 등장하고 있다. GDP 대비 정부지출 비중의 변동성(표준편차)이 1% 포인트 높아질 때 일인당 GDP의 변동성은 추세선 대비 변동성을 4.12~7.11% 포인트 증가시키는 효과가 있는 것으로 추정되었다. 다만 설명변수로서 상관계수들이 추정식에 포함되었을 경우에는 정부지출의 변동성도 경기변동성의 중요한 결정요인으로 다시 의미를 갖게 되는 것으로 나타났다. 또한 GDP 대비 정부지출의 비중도 경기변동성의 중요한 결정요인으로 나타났으며 GDP 대비 정부지출의 비중이 1% 포인트 높아질 때 일인당 GDP 변동성을 0.19~0.23% 포인트 낮추는 것으로 추정되었다. 즉, 주요 재정정책 관련 변수들이 경기변동성의 중요한 결정요인으로 나타났다는 점에서 의미있는 결과라고 볼 수 있다.

전체 국가들에 대한 횡단면 분석 결과에서는 경제규모, 즉 GDP 규모가 경기변동성에 음의 영향을 주고 일인당 GDP 수준은 경기변동성에 양의 영향을 보여 주었지만 OECD 국가들에 대한 횡단면 분석에서는 GDP, 일인당 GDP 모두 음의 관계를 보여주고 있다. GDP 규모가 클수록, 일인당 GDP가 높은 수준일수록 경기변동성이 감소하는 것이 직관적인 예상과 일치하는 것이라고 생각된다. 경제성장률은 추정식 (I) 에서만 경기변동성에 양의 영향을 주는 것으로 나타났지만 추정식을 변화시킬 경우 유의성이 낮아지는 모습을 보여 일관적이지 않았다. 또한 가지 특이한 결과는 전체 국가들에 대한 추정에서는 GDP 대비 투자지출의 비중의 변동성이 경기변동성의 중요한 결정요인이었지만 OECD 국가를 대상으로 추정한 결과에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 무역의존도는 여전히 경기변동성에 별 영향을 주지 않는 것으로 나타났으며 명목환율의 변동성은 추정식 (III), (IV)에서 경기변동성에 음의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이것은 주요 선진국의 통화화에 대하여 고정환율제를 채택한 국가들의 경우 대부분 소국경제이

12) OECD 국가들의 일인당 GDP의 로그차분한 경제성장률의 표준편차로 측정한 경기변동성 지표를 이용한 추정식 결과는 부록의 <표 A3>에 첨부되어 있다. 대체적으로 <표 3>의 추정결과와 비슷한 결과를 나타내고 있는데, 상관계수 변수들을 포함하지 않았을 경우에는 일인당 정부지출의 변동성의 유의성이 낮고 GDP 대비 정부지출 비중의 경기변동성에 대한 효과가 강하게 나타난다는 점에서 HP-filtering의 경우와 동일하지만, GDP 대비 정부지출 비중의 경기변동성에 대한 효과의 크기가 작아진다는 점이 다르다.

고 경기변동성이 높게 나타나는 경우가 많아 이러한 결과가 얻어졌을 것으로 판단된다.

<표 2>에서와 마찬가지로 일인당 소득의 경기변동부분과 일인당 정부지출의 변동부분 사이의 상관계수는 경기변동성에 양의 영향을 미치고 일인당 GDP이 변동부분과 GDP 대비 정부지출의 변동부분 사이의 상관계수는 경기변동성에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과로부터 정부지출을 경기안정화를 위해 경기역행적으로 운용할 경우 경기변동성을 감소시킬 수 있으며 정부지출의 승수효과가 경기역행적일수록 경기변동성이 감소한다는 해석이 여기에서도 가능하다고 할 것이다.

## 2. 패널자료 실증분석

PWT 7.0에서 얻을 수 있는 자료들은 모두 연간자료들로서 이제까지의 횡단면 분석에서는 각 국가별 변수들의 관측치를 하나로 만드는 작업을 거쳐 사용하였다. 즉, 연간자료들의 경기변동성 지표를 계산하여 종속변수로 이용하였고 설명변수들도 변수들의 표준편차나 평균값들을 국가별로 계산하여 횡단면 분석을 시행하였다. 그렇지만 연간 자료들이 존재하기 때문에 국가별 패널자료를 구축하여 추정에 이용한다면 좀 더 많은 관측치를 가지고 국가별 특성과 시기별 특성을 제거하여 변수간의 관계를 정확히 추정해낼 수 있는 가능성이 있다고 볼 수 있다.

먼저 자료를 구축하는 과정은 다음과 같다. 경기변동성 지표를 구하기 위하여 일인당 GDP 또는 정부지출의 변동성을 일정 기간 동안의 표준편차로 구해야 하기 때문에 표준편차를 계산하기 위한 최소한의 기간으로 10년이 적절하다고 판단하여 모든 자료들을 10년 단위로 구분하여 계산하였다. 즉, 1950~1959, 1960~1969, 1970~1979, 1980~1989, 1990~1999, 2000~2009의 최대 6개의 10년 단위로 나누어, 각 10년의 기간 동안 연간 관측치들을 가지고 경기변동성 지표, 일인당 정부지출의 변동성, GDP 대비 정부지출 비중의 변동성, 명목환율의 변동성 등을 계산하였으며 10년 단위에서의 GDP, 일인당 GDP, 경제성장률, 무역의존도, GDP 대비 정부지출 비중, GDP 대비 투자지출 비중 등의 평균치를 계산하여 설명변수로 이용하였다. 국가별로 이용가능한 연간 자료의 기간이 다르기 때문에 최소 1970~2009년 이상으로 길게 자료가 존재하는 148개 국가들에 대하여 불균형 패널자료를 구축하여 총 763개의 관측치를 회귀분석에 이용하였다.

### 가. Pooled OLS

전체 국가에 대한 패널자료를 이용하여 pooled OLS 회귀분석을 시행한 결과는 <표 4>에 요약되어 있다. 앞의 분석과 마찬가지로 HP-filtering을 이용하여 추세를 제거한 자료를 이용한 실증분석 결과이며 로그차분한 증가율을 이용한 분석결과는 부록의 <표 A4>에 요약되어 있다. <표 4>를 살펴보면 <표 2>의 횡단면 분석에서 경기변동성의 중요한 결정요인으로 나타난 정부지출 관련 변수들이 일관되게 패널자료 pooled OLS에서도 중요한 결정요인으로 남아 있는 모습을 보이고 있다.<sup>13)</sup> 일인당 정부지출의 변동성, GDP 대비 정부지출 비중의 변동성은 경기변동성을 설명하는 모든 추정식에서 강한 유의성이 있는 것으로 나타났다. 또한 경제규모를 나타내는 GDP가 많을수록 경기변동성이 감소하는 경향이 일관되게 나타났으며 무역의존도가 증가할수록 경기변동성이 확대되는 경향을 보였다.

전체 국가를 대상으로 한 횡단면 실증분석 결과와 다른 점은, 횡단면 분석에서는 일인당 GDP 수준이 경기변동성을 증가시키는 경향이 나타난 점에 비해 패널자료 분석에서는 경기변동성에 별 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한 무역의존도 및 명목환율의 변동성 변수들은 횡단면 분석에서는 유의하지 않았으나 패널자료 분석에서는 경기변동성에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 4> 패널자료 실증분석 결과 - Pooled OLS (148개국, 1950~2009, 763 obs.)

		Dependent Variable: Voly_hp						
Explanatory Variables	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	
Volg_hp	0.247*** (0.021)	0.235*** (0.021)	0.237*** (0.021)	0.237*** (0.020)	0.300*** (0.020)	0.300*** (0.020)	0.298*** (0.020)	
Volkg_hp	0.455*** (0.146)	0.569*** (0.172)	0.543*** (0.172)	0.415*** (0.145)	0.873*** (0.158)	0.858*** (0.158)	0.851*** (0.158)	
log Y	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	

13) <표 2>와 <표 3>에 포함되었던 GDP 대비 투자지출의 비중의 변동성은 패널자료 분석에서도 유의하게 나타났지만 내생성의 문제 등으로 적극적으로 고찰하지 않기로 한다. 정부지출 변수들은 정책변수로서 경기안정화 정책과 연결되어 외생적인 변화가 경기변동성에 미치는 영향을 살펴보는 설명변수로서 적합하다고 생각되지만 투자지출 변수들은 그 자체가 GDP의 구성부분으로서 GDP의 변동성과 투자지출 변수들의 변동성은 항상 높은 상관관계를 나타낼 가능성이 높기 때문이다.

Dependent Variable: Voly_hp							
Explanatory Variables	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
$\log \frac{Y}{POP}$	0.001 (0.001)						
growth	0.043 (0.050)						
G/Y		-0.029 (0.020)	-0.026 (0.020)		-0.051*** (0.018)	-0.052*** (0.018)	-0.051*** (0.018)
I/Y		0.032** (0.013)	0.021 (0.014)				
openness			0.007** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)
std_lnex				0.003** (0.001)			
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{g}_t)$					0.048*** (0.003)	0.052*** (0.005)	0.048*** (0.003)
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{k}g_t)$					-0.053*** (0.003)	-0.053*** (0.003)	-0.047*** (0.005)
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{g}_{t-1})$						0.001 (0.004)	
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{g}_{t+1})$						-0.008** (0.004)	
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{k}g_{t-1})$							0.001 (0.004)
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{k}g_{t+1})$							-0.009** (0.004)
$R^2$	0.375	0.381	0.385	0.385	0.551	0.554	0.555

주: 변수설명에 대하여는 <표 2> 주 1)~5)를 참조.

일인당 GDP의 경기변동부분과 일인당 정부지출의 경기변동부분 사이의 상관계수는 경기변동성을 높이고 일인당 GDP의 경기변동부분과 GDP대비 정부지출 비중의 경기변동부분 사이의 상관계수는 경기변동성을 낮추는 경향을 보임으로써 앞의 횡단면 분석에서 분석한 내용들이 동일하게 적용될 수 있다. 즉, 경기안정화 정책을 효과적으로 집행하여 일인당 GDP가 증가할 때 일인당 정부지출을 감소시키는 국가일수록 경기변동성이 감소하고 정부지출 승수가 경기순응성을 보일수록 경기변동성이 증가하는 경향이 있다는 해석이 다시 한 번 확인을 받고 있다.

#### 나. Fixed Effect Model, Random Effect Model, GMM 추정 결과

Pooled OLS 추정방법은 개별국가들의 특성을 고려하고 있지 않기 때문에 일반적으로 패널자료의 추정에는 고정효과(fixed effect) 모형이나 랜덤효과(random effect) 모형이 사용된다. 고정효과 모형과 랜덤효과 모형 사이의 차이는 누락변수들의 효과가 담겨있는 개별국가 효과가 설명변수와 관련이 있는가의 여부에 달려있다고 할 수 있다. 누락변수들의 효과가 담겨있는 개별국가 효과가 설명변수들과 관련이 있다고 판단될 경우에는 고정효과 모형이 이용되고, 개별국가 효과가 설명변수들과 관련이 없다고 판단될 때에는 랜덤효과 모형이 적절한 모형으로 추정된다. 이렇게 고정효과 모형과 랜덤효과 모형 사이의 적절성을 검정하는 방법에는 Hausman test가 있으며 Hausman 통계치는  $\chi^2$  분포를 따른다.

<표 5>의 하단 부분에 제시된 Hausman test의 검정결과는 고정효과 모형을 지지하고 있으며 두 모형의 계수에서도 큰 차이가 발견되지 않기 때문에 아래에서 추정결과의 해석과 관련된 논의는 주로 고정효과 모형을 중심으로 진행하기로 한다.

고정효과 모형의 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 고정효과 모형의 추정결과는 대체로 Pooled OLS 모형의 추정결과와 크게 다르지 않으며 고정효과 모형과 랜덤효과 모형의 추정결과도 크게 차이가 나지 않는 것으로 나타났다. 모형의 설정에 관계없이 일인당 정부지출의 변동성은 경기변동성의 중요한 결정요인으로 남아 있으며 GDP 규모와 GDP 대비 정부지출 비중은 경기변동성에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 고정효과 모형의 추정결과가 Pooled OLS 추정모형과 다른 점은 Pooled OLS 모형에서는 경제성장률이 유의하지 않게 나타났으나 고정효과 모형에서는 경제성장률이 경기변동성에 양의 영향을 주는 것으로 나타났다.

앞에서와 마찬가지로 일인당 GDP의 경기변동부분과 일인당 정부지출의 경기변동부분 사이의 상관계수는 경기변동성을 높이고 일인당 GDP의 경기변동부분과 GDP대비 정부지출 비중의 경기변동부분 사이의 상관계수는 경기변동성을 낮추는 경향을 보였다.

<표 5> 패널자료 실증분석 결과 - HP filter (148개국, 1950~2009, 763 obs.)

Dependent Variable: Voly_hp								
Explanatory Variables	Fixed Effect Models			Random Effect Models			GMM Models	
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
Volg_hp	0.205*** (0.024)	0.206*** (0.019)	0.258*** (0.022)	0.222*** (0.022)	0.228*** (0.020)	0.274*** (0.020)	0.253** (0.104)	0.403*** (0.066)
Voly_hp <sub>-1</sub>							0.337*** (0.154)	0.296*** (0.090)
Volkg_hp	0.042 (0.197)		0.367** (0.184)	0.354** (0.174)	0.263* (0.156)	0.711*** (0.161)	1.281 (1.353)	
log Y	-0.008** (0.004)	-0.006*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.005 (0.012)	
log $\frac{Y}{POP}$	0.004 (0.007)			-0.001 (0.002)		-0.004** (0.002)	-0.014 (0.018)	
growth	0.093* (0.052)	0.098** (0.051)	0.093** (0.044)	0.056 (0.049)			-0.127 (0.205)	
G/Y	-0.062 (0.040)	-0.062* (0.039)	-0.065** (0.035)	-0.024 (0.024)		-0.042** (0.021)	-0.023 (0.336)	
I/Y	0.008 (0.020)			0.014 (0.016)			0.394** (0.203)	0.323** (0.142)
openness	0.012** (0.006)	0.014** (0.006)	0.012** (0.005)	0.008** (0.004)	0.010*** (0.003)	0.009*** (0.003)	-0.030 (0.032)	
corr( $\hat{y}, \hat{g}$ )			0.042*** (0.003)			0.047*** (0.003)		0.060** (0.027)
corr( $\hat{y}, \hat{k}g$ )			-0.048*** (0.004)			-0.052*** (0.003)		-0.071** (0.032)
$R^2$	0.311	0.333	0.496	0.380	0.378	0.553		
Hausman test (p-value)				36.53 (0.00)	24.64 (0.00)	37.89 (0.00)		
AR(1) test							0.000	0.000
AR(2) test							0.322	0.805
Sargan test							0.188	0.047

주: 변수 설명에 대하여는 <표 2>의 주 1)~5), <표 3>의 주 1), 2) 참조.

주: 1) Voly\_hp<sub>-1</sub>은 Voly\_hp의 전기 값을 가리키며 다른 변수의 설명에 대하여는 <표 2>의 주 1)~5), <표 3>의 주 1), 2) 참조..

2) AR(1), AR(2)는 1차 및 2차에 대하여 오차항의 자기상관에 대한 p-value를 의미함.

3) 도구변수로서 일인당 정부지출의 변동성, GDP 대비 정부지출 비중의 변동성, GDP 대비 정부지출 비중의  $t-1, t-2$ 기 변수들이 사용되었음.

고정효과 모형과 랜덤효과 모형의 문제점 중의 하나는 오차항이 설명변수의 과거값들과 관련이 있을 경우 추정에 편의가 존재할 수 있다는 점이다. 즉, 설명변수의 내생성 문제가 존재할 경우 고정효과 모형과 랜덤효과 모형의 추정치는 편의를 가지게 된다. 따라서 시차를 가지고 나타나는 내생성이 존재한다고 의심되는 경우에는 이 문제를 해결하기 위하여 Arellano and Bond (1991)의 GMM 추정방법을 이용할 수 있다. <표 5>의 마지막 두 열은 Arellano and Bond 방법을 이용한 GMM 모형 추정결과를 요약하고 있다. 일반적으로 패널자료를 GMM 방법으로 추정하기 적절한 전제조건으로는 시계열의 길이가 상대적으로 짧더라도 횡단면 관측치가 많아야 한다. 본 연구의 자료는 148개 국가에 대한 3~6개 시계열 (10년 단위 자료)이 존재하는 불균형 패널자료로서 Arellano and Bond 방법을 적용하는 데 문제가 없을 것으로 판단되지만 일반적인 시계열 자료의 빈도에 비해 훨씬 긴 10년 단위 자료라는 점에서 해석에 유의해야 할 것이다.

시차를 두고 나타나는 내생성의 문제를 고려하기 위해 도구변수로서 일인당 정부지출의 변동성, GDP 대비 정부지출 비중의 변동성, GDP 대비 정부지출 비중 등이 사용되었다. 이러한 변수 선택의 배경으로는 일인당 소득의 변동성이 확대될 경우 정부의 적극적인 경기안정화 정책의 실행으로 일인당 정부지출의 변동성이 증가할 가능성이 있으므로 내생성을 고려할 필요가 있다는 것이다. 또한 일인당 소득의 변동성 증가가 GDP 대비 정부지출 비중의 변동성 증가로 이어질 수 있으며 GDP 대비 정부지출 비중의 수준을 달라지게 할 수 있을 것이다. Arellano and Bond 모형의 적합성을 검정하는 방법에는 대략 두 가지의 측면이 있는데 하나는 오차항에 대한 AR(1), AR(2) 검정이고 다른 하나는 Sargan 과다식별제약 검정이다. <표 5>의 마지막 두 열의 하단에 표시된 AR(1), AR(2) 검정을 살펴보면 오차항의 AR(1) 검정 p-value는 0에 가깝고 AR(2) 검정의 p-value는 높게 나타나 시차를 고려하는 모형이 적합하다는 것을 보여주고 있다. 또한 Sargan의 과다식별제약에 대한 검정은 p-value가 대체로 높게 나와 모형이 적절하다는 것을 보여주고 있다.

고정효과 모형과 랜덤효과 모형에 비해 대체적으로 일치하는 부분도 있지만 설명변수들의 유의성이 변화하여 변동성 결정요인이 약간 달라지는 모습도 보여주고 있다. HP-filtering 방법을 이용하여 구축한 자료에 대한 GMM 모형에서는 일인당 정부지출의 변동성이 경기변동성의 중요한 결정요인으로 남아 있지만 로

그차분한 증가율로부터 구축한 자료에 대한 GMM 모형에서는 GDP 대비 정부 지출 비중의 변동성이 유의성 있는 중요한 요인으로 나타나고 있다. 반면에 고정 효과 모형이나 랜덤효과 모형에서 의미가 있게 추정되었던 GDP 규모, 일인당 GDP, 경제성장률, 무역의존도 등이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 전기의 경기변동성은 HP-filtering 자료의 경우에만 유의성이 높게 나왔으며 이러한 결과로부터 전기에 일인당 소득의 변동성이 높아지면 현재의 여러 변수들에 영향을 미치고 이는 다시 현재 일인당 소득의 변동성에 영향을 미치는 것으로 해석될 수 있으며 일인당 국민소득 변동성의 전기 값에 그러한 내생성이 포함되어 있다고 볼 수 있다.

#### IV. 요약 및 결론

재정정책이 경기안정화 정책으로서 유효한 정책수단인지에 대한 이론적 또는 실험적 논의는 Keynes 이래로 광범위하게 진행되어 왔으며 이에 대한 실증적 연구들도 진행되어 왔다. 시계열 계량모형을 설정하여 정부지출 또는 보다 넓게 재정지출의 승수효과를 추정하고 경제주체들의 효용극대화 문제를 명시적으로 고려한 확률적 동학모형을 이용한 DSGE 모형에서는 외생적인 정부지출의 증가가 다른 거시경제 변수들에 어떻게 영향을 주는지 살펴보고 있지만 경기변동성 자체를 측정하여 그 결정요인을 알아보고 재정정책 변수들이 경기변동성 감소에 효과적이었는지에 대한 직접적인 연구는 본격적으로 진행되지 않은 것으로 보인다. 본 연구는 횡단면 자료 및 패널 자료를 이용하여 경기변동성 지표를 구축하고 이러한 경기변동성을 설명하는 요인들을 고찰하는 과정에서 재정정책 변수들, 특히 정부지출 변수들이 경기변동성 완화에 기여하였는지에 대하여 여러 가지 추정 모형으로 살펴보았다. 먼저 경기변동성을 측정하는 방법으로 최근 거시경제학 분야에서 널리 이용되고 있는 HP-filtering 방법을 이용하여 추세를 제거한 후 변동부분의 표준편차로 측정하는 방법과 변수에 로그를 취하여 차분한 증가율의 표준편차로 변동성을 정의하여 사용하는 두 가지 지표에 대하여 계량분석을 시행하였다. 추정방법으로는 크게 횡단면 분석 모형과 패널자료 분석 모형의 두 가지가 이용되었는데, 횡단면 분석에서는 전체 148개 국가를 대상으로 한 실

증분석과 29개 OECD 국가들을 대상으로 실증분석을 수행하여 비교 분석하였으며 패널자료 분석 모형에서는 148개 전체 국가들의 자료들을 10년 단위로 나누어 변동성 지표를 구축한 후 Pooled OLS, 고정효과 모형, 랜덤효과 모형, GMM 추정 등의 방법으로 경기변동성 결정요인에 대하여 고찰하였다.

횡단면 자료 및 패널 자료를 이용한 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 경기변동성 결정요인으로서 정부지출의 영향은 거의 모든 계량모형에서 일관되게 나타나고 있다. 가장 뚜렷하게 나타난 결과는 정부지출의 변동성이 높을수록 경기변동성이 증가한다는 것이다. 정부지출의 변동은 정부가 경제성장을 이끌기 위해 적극적으로 생산활동에 참가하여 경기를 이끌기 때문에 정부지출의 변동성이 경기변동성의 중요한 결정요인으로 나타날 수도 있으며 외생적인 충격에 반응하여 경기가 변동할 때 정부가 경기안정화 정책을 수행할 경우에도 정부지출의 변동성이 경기변동성의 결정요인으로 등장하게 될 것이다. 이와 관련되어 거의 대부분의 추정식에서 GDP 대비 정부지출이 차지하는 비중의 변동성이 클수록 경기변동성이 증가하는 것으로 나타났다. 또한 GDP에서 정부지출이 차지하는 비중이 높을수록 경기변동성이 낮게 나타나는 경향이 있었다. 둘째, 일인당 GDP의 경기변동부분과 일인당 정부지출의 변동부분 사이의 상관계수가 높을수록 경기변동성이 증가하고, 일인당 GDP의 경기변동부분과 정부지출이 GDP에서 차지하는 비중의 변동부분 사이의 상관계수가 높을수록 경기변동성이 감소하는 현상은 모든 추정식에서 일관되게 나타났다. 일인당 GDP의 변동부분과 일인당 정부지출의 변동부분 사이에 상관계수가 낮다는 것은 경기안정화 정책이 적절히 집행되고 있음을 반영하는 것이며 이러한 경우 경기변동성이 감소한다는 실증분석 결과가 얻어진 것은 직관적으로 당연하다. 일인당 GDP의 경기변동부분과 GDP 대비 정부지출 비중의 변동부분 사이의 상관계수가 경기변동성에 양의 영향을 주는 이유는 경제의 승수효과가 경기변동국면에서 경기순응적인 모습을 보일 경우 경기변동성을 확대시킨다고 해석할 수 있다. 셋째, 모든 경우는 아니었지만 많은 추정식에서 GDP 규모가 클수록, 일인당 GDP 수준이 높을수록 경기변동성이 작아지는 경향을 보였고, 경기변동성에 대한 경제성장률의 영향은 일관된 부호를 유지하지 않았다. 넷째, 무역의존도가 높을수록 경기변동성이 증가하는 것으로 나타났는데 이것은 대외거래 비중이 높은 경제구조에서는 외부로부터의 충격에 경기가 민감하게 반응하기 때문이라고 생각할 수 있다. 다섯째, 대륙

별 더미, 환율제도, 명목환율의 변동성, 구매력환율의 변동성 등은 경기변동성과 별 관련이 없는 것으로 나타났다.

횡단면 분석 및 패널자료 분석만을 통하여 경기변동에 대한 재정정책의 유효성을 분석하기에는 충분하지 않은 측면이 있다. 재정정책의 효과적인 집행과 경기안정화 정책으로서의 정책의 유효성을 실증적으로 살펴보려면 시계열자료 및 다른 재정변수들에 대한 분석도 병행해야 할 것이다. 본 연구의 한계점 및 향후 연구 방향은 다음과 같이 지적될 수 있다. 본 연구는 재정정책의 한 부분인 정부지출을 주로 분석하고 있지만 재정정책의 유효성을 전체적으로 평가하기 위해서는 정부지출 이외에 이전지출 및 조세 관련 정책의 변화도 살펴보아야 할 것이다. 또한 시계열 자료를 대상으로 승수효과의 크기를 엄밀히 추정하는 작업과 승수효과의 크기가 경기변동 국면에 따라 달라지는 경향이 있는지 추정하는 작업도 본 연구에서 나타난 두 가지 상관계수의 의미와 관련되어 중요한 향후 연구 과제가 될 것이다. 즉, 충격에 대한 정책대응으로서 재정정책이 적절히 반응하였는지와 재정정책의 경기안정화 효과가 잘 나타났는지를 구분할 수 있는 모형을 만드는 것이 필요할 것으로 생각된다.

<부록>

<표 A1> List of 148 countries in the sample (1970-2009)

country	mean ( $\Delta \ln y$ )	$\sigma_y$	$\sigma_g$	country	mean ( $\Delta \ln y$ )	$\sigma_y$	$\sigma_g$
<b>Africa:</b>				Tunisia (TUN)	2.85	4.22	2.95
Algeria (DZA)	1.05	4.43	7.30	Uganda (UGA)	0.88	5.41	6.46
Angola (AGO)	1.70	10.37	20.58	Zambia (ZMB)	-0.68	10.52	20.07
Benin (BEN)	0.59	5.94	10.19	Zimbabwe (ZWE)	-2.22	12.80	14.72
Botswana (BWA)	5.29	8.76	8.02	<b>Asia:</b>			
Burkina Faso (BFA)	1.19	4.42	9.45	Afghanistan (AFZ)	0.79	16.43	52.00
Burundi (BDI)	0.12	6.01	14.77	Bahrain (BHR)	0.14	9.27	4.22
Cameroon (CMR)	0.84	8.25	12.02	Bangladesh (BDG)	1.45	3.13	20.09
Cape Verde (CPV)	2.63	5.23	11.24	Bhutan (BTN)	4.35	6.37	8.16
Cen. Afr. Rep. (CAF)	-1.19	4.73	14.32	Brunei (BRN)	-0.63	9.54	11.48
Chad (TCD)	0.89	10.84	10.97	Cambodia (KHM)	1.23	7.90	15.92
Comoros (COM)	-0.76	3.57	7.28	Hong Kong (HKG)	4.21	4.54	3.39
Congo, Dem. Rep. (ZAR)	-3.89	16.6	29.93	India (IND)	3.32	3.32	5.70
Congo, Rep. of (COG)	1.51	8.73	14.76	Indonesia (IDN)	3.99	5.81	8.35
Cote d'Ivoire (CIV)	-0.16	4.47	12.57	Iran (IRN)	0.44	11.86	17.08
Djibouti (DJI)	-2.41	10.67	13.75	Iraq (IRQ)	-0.38	21.13	31.66
Egypt (EGY)	3.37	5.36	4.66	Israel (ISR)	1.85	3.58	6.02
Equatorial Guinea (GNQ)	9.05	28.38	28.75	Japan (JPN)	1.97	2.67	1.54
Ethiopia (ETH)	1.01	6.26	19.95	Jordan (JOR)	1.35	9.17	14.58
Gabon (GAB)	0.35	11.75	18.24	Korea (KOR)	5.42	4.57	3.27
Gambia, The (GMB)	1.31	7.37	17.74	Lebanon (LBN)	-0.80	25.78	35.65
Ghana (GHA)	0.71	5.49	14.37	Macao (MAC)	4.94	9.36	7.79
Guinea (GIN)	0.08	3.61	10.7	Malaysia (MYS)	4.32	5.93	6.85
Guinea-Bissau (GNB)	2.57	15.7	13.51	Maldives (MDV)	4.64	8.07	9.75
Kenya (KEN)	0.41	3.16	9.27	Nepal (NPL)	1.46	2.48	6.89
Lesotho (LSO)	2.25	7.57	13.95	Oman (OMN)	2.80	8.69	13.64
Liberia (LBR)	-3.99	34.23	35.98	Pakistan (PAK)	1.84	4.23	11.84
Madagascar (MDG)	-0.60	6.44	7.52	Philippines (PHL)	1.51	5.06	7.92
Malawi (MWI)	-0.24	7.6	10.67	Singapore (SGP)	4.97	5.13	6.23
Mali (MLI)	1.91	5.03	27.76	Sri Lanka (LKA)	3.28	2.38	8.06
Mauritania (MRT)	0.52	5.54	21.52	Syria (SYR)	2.01	7.68	13.61
Mauritius (MUS)	4.02	6.62	6.45	Taiwan (TWN)	5.39	3.36	4.54
Morocco (MAR)	2.06	5.27	10.39	Thailand (THA)	4.10	6.18	5.70
Mozambique (MOZ)	1.56	6.16	15.28	<b>Europe:</b>			
Namibia (NAM)	0.15	4.43	5.13	Austria (AUT)	2.20	1.83	1.71
Niger (NER)	-1.00	7.07	13.68	Belgium (BEL)	2.00	2.28	1.91
Nigeria (NGA)	0.98	8.5	28.95	Cyprus (CYP)	2.95	8.56	7.40
Rwanda (RWA)	0.69	11.24	16.97	Denmark (DNK)	1.65	2.40	2.22
Sao Tome & Prin. (STP)	1.05	7.38	27.65	Finland (FIN)	2.15	4.86	2.66
Senegal (SEN)	0.40	3.96	4.10	France (FRA)	1.73	1.94	1.24
Seychelles (SYC)	3.94	8.15	17.51	Germany (GER)	1.78	1.95	2.32
Sierra Leone (SLE)	-0.30	10.45	17.91	Greece (GRC)	2.04	3.69	4.76
Somalia (SOM)	-1.76	7.16	10.96	Hungary (HUN)	2.10	4.96	4.76
South Africa (ZAF)	0.93	3.5	3.99	Malta (MLT)	4.07	5.18	6.09
Sudan (SDN)	1.08	10.09	34.9	Netherlands (NLD)	1.94	2.28	1.66
Swaziland (SWZ)	2.65	7.73	14.55				
Tanzania (TZA)	1.66	4.11	27.57				
Togo (TGO)	-1.34	8.03	13.83				

country	$\Delta \ln y$	$\sigma_y$	$\sigma_g$	country	$\Delta \ln y$	$\sigma_y$	$\sigma_g$
Iceland (ISL)	2.47	5.01	2.75	St. Lucia (LCA)	2.68	6.06	8.75
Ireland (IRL)	3.03	5.87	6.74	St. Vincent & Grenadines (VCT)	3.85	6.86	11.20
Italy (ITA)	1.68	2.12	2.53	Trinidad & Tobago (TTO)	2.98	7.65	16.09
Luxembourg (LUX)	3.36	4.67	2.59	United States (USA)	1.79	2.46	3.05
Norway (NOR)	2.67	2.37	1.87				
Portugal (PRT)	2.50	4.65	3.08	<b>South America:</b>			
Spain (ESP)	2.14	3.71	2.58	Argentina (ARG)	1.09	6.01	11.07
Sweden (SWE)	1.56	2.76	1.37	Bolivia (BOL)	0.80	4.94	7.80
Switzerland (CHE)	1.08	2.56	2.24	Brazil (BRA)	1.89	5.15	6.43
Turkey (TUR)	2.07	4.10	7.32	Chile (CHL)	2.49	7.16	4.48
UK (GBR)	1.91	2.61	1.85	Colombia (COL)	2.30	3.56	7.32
				Ecuador (ECU)	1.72	6.19	10.83
<b>North America, Central America, and Caribbean:</b>				Guyana (GUY)	1.96	12.82	22.81
Antigua & Barbuda (ATG)	3.02	6.38	6.93	Paraguay (PRY)	1.48	5.02	8.81
Bahamas (BHS)	1.02	8.95	7.26	Peru (PER)	0.89	7.08	8.58
Barbados (BRB)	1.22	5.36	13.04	Suriname (SUR)	1.04	9.52	27.39
Belize (BLZ)	1.74	6.86	8.24	Uruguay (URY)	2.11	8.72	6.06
Bermuda (BMU)	1.81	4.06	8.63	Venezuela (VEN)	0.05	7.79	9.18
Canada (CAN)	1.80	2.83	2.70				
Costa Rica (CRI)	1.40	4.59	4.56	<b>Pacific:</b>			
Dominica (DMA)	3.58	6.28	8.25	Australia (AUS)	2.11	1.74	1.90
Dominican Republic (DOM)	3.13	4.37	14.01	Fiji (FJI)	1.39	6.30	4.82
El Salvador (SLV)	1.09	5.74	3.70	Kiribati (KIR)	0.97	21.02	15.09
Grenada (GRD)	3.70	7.22	9.61	Marshall Islands (MHL)	0.73	8.55	15.89
Guatemala (GTM)	1.13	4.29	6.04	Micronesia (FSM)	0.97	7.09	7.16
Haiti (HTI)	-0.36	5.75	16.37	New Zealand (NZL)	1.37	2.90	2.15
Honduras (HND)	1.09	3.79	9.13	Papua New Guinea (PNG)	1.84	9.36	9.76
Jamaica (JAM)	0.41	4.78	10.78	Samoa (WSM)	1.21	4.76	12.19
Mexico (MEX)	1.55	5.10	3.80	Solomon Islands (SLB)	0.99	11.40	14.36
Nicaragua (NIC)	-1.32	11.04	21.99	Tonga (TON)	2.71	8.66	9.81
Panama (PAN)	2.78	5.67	6.82	Vanuatu (VUT)	1.93	8.15	10.68
Puerto Rico (PRI)	2.10	5.02	3.75				
St. Kitts & Nevis (KNA)	4.71	3.74	6.68				

<표 A2> 횡단면 실증분석 결과 II (전체 국가: 148개국, 1970~2009)

Explanatory Variables	Dependent Variable: Voly_In						
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
Volg_In	0.284*** (0.035)	0.296*** (0.034)	0.282*** (0.033)	0.276*** (0.031)	0.389*** (0.031)	0.387*** (0.031)	0.386*** (0.030)
std_kg	0.074 (0.139)				0.367*** (0.128)	0.352*** (0.128)	0.361*** (0.128)
log Y	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.002)			-0.003** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)
$\log \frac{Y}{POP}$	0.004* (0.002)	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)				
growth	-0.277* (0.146)	-0.361** (0.153)	-0.386*** (0.153)	-0.314** (0.148)	-0.181* (0.114)	-0.156 (0.115)	-0.177 (0.113)
$\text{std}(\frac{I}{Y})$	0.210*** (0.074)	0.176** (0.082)	0.225*** (0.067)	0.221*** (0.065)			
G/Y		0.026 (0.031)			-0.071** (0.033)	-0.078** (0.033)	-0.066** (0.033)
I/Y		0.025 (0.036)					
openness		0.010 (0.007)	0.010* (0.006)	0.013** (0.006)	0.009** (0.005)	0.008* (0.005)	0.010** (0.005)
Asia			0.008 (0.008)				
Europe			-0.004 (0.011)				
N. America			-0.005 (0.008)				
Oceania			0.007 (0.010)				
S. America			-0.005 (0.010)				
std_inex				0.000 (0.001)			
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta g_t)$					0.090*** (0.010)	0.091*** (0.010)	0.092*** (0.010)
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta k g_t)$					-0.077*** (0.009)	-0.078*** (0.009)	-0.079*** (0.009)
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta g_{t-1})$						0.008 (0.011)	
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta g_{t+1})$						-0.017** (0.009)	
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta k g_{t-1})$							0.018* (0.010)
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta k g_{t+1})$							0.001 (0.010)
$R^2$	0.581	0.591	0.598	0.584	0.755	0.762	0.762

주: 1) <표 2>의 주 2), 3), 4), 5) 참조.

2) Voly\_In, Volg\_In은 전기 대비 경제성장률 (로그차분) 및 일인당 정부지출 변화율의 표준편차를 각각 가리킴.

<표 A3> 횡단면 실증분석 결과 IV (OECD 29개국, 1970~2009)

Dependent Variable: Voly_In						
Explanatory Variables	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Volg_In	-0.064 (0.103)			0.607*** (0.125)	0.602*** (0.113)	0.605*** (0.130)
std_kg	0.502** (0.228)	0.461** (0.196)	0.411* (0.232)	0.307** (0.132)	0.388*** (0.130)	0.299** (0.148)
log Y	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)
$\log \frac{Y}{POP}$	-0.011** (0.004)	-0.011*** (0.003)	-0.009** (0.004)	-0.006** (0.003)	-0.008** (0.003)	-0.007* (0.003)
growth	0.263 (0.187)	0.285* (0.144)	0.330** (0.154)	0.215* (0.110)	0.152 (0.103)	0.203* (0.117)
$\text{std}(\frac{I}{Y})$	0.072 (0.139)					
G/Y	-0.179*** (0.052)	-0.174*** (0.048)	-0.168*** (0.050)			
I/Y	-0.016 (0.041)					
openness		0.002 (0.004)				
std_inex			0.001 (0.002)			
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta g_t)$				0.016*** (0.006)	0.008 (0.006)	0.016*** (0.006)
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta k g_t)$				-0.056*** (0.009)	-0.058*** (0.008)	-0.056*** (0.010)
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta g_{t-1})$					0.011* (0.005)	
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta g_{t+1})$					0.007** (0.004)	
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta k g_{t-1})$						-0.001 (0.005)
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta k g_{t+1})$						0.003 (0.005)
$R^2$	0.837	0.833	0.833	0.910	0.934	0.912

주: 변수설명에 대하여는 <표 3> 주 1)~2)를 참조.

<표 A4> 패널자료 실증분석 결과-Pooled OLS (148개국, 1950~2009, 763 obs.)

		Dependent Variable: Voly_In						
Explanatory Variables	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	
Voly_In	0.221*** (0.018)	0.224*** (0.019)	0.227*** (0.018)	0.229*** (0.018)	0.301*** (0.017)	0.301*** (0.017)	0.302*** (0.016)	
std_kg	0.327*** (0.114)	0.330*** (0.130)	0.291*** (0.113)	0.291*** (0.113)	0.557*** (0.110)	0.555*** (0.110)	0.567*** (0.110)	
log Y	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	
$\log \frac{Y}{POP}$	-0.000 (0.001)				-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	
growth	0.064 (0.050)	-0.119** (0.050)	-0.118** (0.050)	-0.120** (0.052)				
G/Y		-0.012 (0.019)			-0.039** (0.017)	-0.040** (0.017)	-0.039** (0.017)	
I/Y		0.053*** (0.013)	0.048*** (0.014)	0.053*** (0.013)	0.025** (0.011)	0.025** (0.011)	0.024** (0.011)	
openness			0.003 (0.003)		0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	
std_lnex				-0.000 (0.002)				
corr( $\Delta y_t, \Delta g_t$ )					0.056*** (0.004)	0.056*** (0.004)	0.057*** (0.004)	
corr( $\Delta y_t, \Delta kg_t$ )					-0.066*** (0.004)	-0.066*** (0.004)	-0.066*** (0.004)	
corr( $\Delta y_t, \Delta g_{t-1}$ )						0.002 (0.003)		
corr( $\Delta y_t, \Delta g_{t+1}$ )						-0.005 (0.003)		
corr( $\Delta y_t, \Delta kg_{t-1}$ )							0.008*** (0.003)	
corr( $\Delta y_t, \Delta kg_{t+1}$ )							0.000 (0.003)	
$R^2$	0.369	0.382	0.383	0.382	0.579	0.581	0.583	

주: 변수 설명에 대하여는 <표 3>의 주 1), 2) 참조.

<표 A5> 패널자료 실증분석 결과-로그차분 변동성(148개국, 1950~2009, 763 obs.)

Dependent Variable: Voly_In								
Explanatory Variables	Fixed Effect Models			Random Effect Models			GMM Models	
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
Voly_In	0.180*** (0.021)	0.181*** (0.018)	0.266*** (0.018)	0.213*** (0.022)	0.230*** (0.015)	0.273*** (0.019)	-0.073 (0.142)	
Voly_In <sub>t-1</sub>							0.245 (0.224)	0.047 (0.120)
std_kg	0.032 (0.143)		0.219** (0.115)	0.133 (0.168)		0.582*** (0.147)	3.728** (1.532)	4.169*** (0.822)
log Y	-0.013*** (0.004)	-0.009*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.002** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004 (0.011)	-0.010* (0.006)
$\log \frac{Y}{POP}$	0.006 (0.007)			-0.002 (0.002)		-0.004*** (0.001)	0.003 (0.024)	
growth	-0.029 (0.054)			-0.072 (0.050)	-0.083* (0.050)		-0.224 (0.281)	
G/Y	0.003 (0.043)			0.006 (0.024)		-0.042** (0.020)	-0.627 (0.493)	-0.759*** (0.276)
I/Y	0.023 (0.021)			0.040*** (0.016)	0.046*** (0.015)		0.452 (0.360)	0.319* (0.183)
openness	0.015** (0.006)	0.017*** (0.006)	0.012** (0.005)	0.006 (0.004)	0.016*** (0.006)	0.007** (0.003)	-0.040 (0.049)	
corr( $\Delta y, \Delta g$ )			0.050*** (0.004)			0.056*** (0.004)		0.116*** (0.035)
corr( $\Delta y, \Delta kg$ )			-0.062*** (0.004)			-0.065*** (0.004)		-0.088** (0.043)
$R^2$	0.249	0.288	0.472	0.378	0.374	0.571		
Hausman test (p-value)				40.74 (0.00)	36.83 (0.00)	33.14 (0.00)		
AR(1) test							0.000	0.000
AR(2) test							0.236	0.258
Sargan test							0.078	0.557

주: 변수 설명에 대하여는 <표 2>의 주 1)~5), <표 3>의 주 1), 2) 참조.

주: 1) Voly\_hp<sub>t-1</sub>은 Voly\_hp의 전기 값을 가리키며 다른 변수의 설명에 대하여는 <표 2>의 주 1)~5), <표 3>의 주 1), 2) 참조.

2) AR(1), AR(2)는 1차 및 2차에 대하여 오차항의 자기상관에 대한 p-value를 의미함.

3) 도구변수로서 일인당 정부지출의 변동성, GDP 대비 정부지출 비중의 변동성, GDP 대비 정부지출 비중의  $t-1, t-2$ 기 변수들이 사용되었음.

## <참고문헌>

- 허석균 (2007), “우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구,” 『한국개발연구』29 (2), 1-40.
- Arellano, M. and Bond, S. (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies* 58, 277-97.
- Baxter, M. and King, R. G. (1993), “Fiscal Policy in a General Equilibrium,” *American Economic Review* 83, 315-34.
- Blanchard, O.J. and Perotti, R. (2002), “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *Quarterly Journal of Economics* 117, 1329-68.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., and Rebelo, S. (2011), “When Is the Government Spending Multiplier Large?,” *Journal of Political Economy* 119(1), 78-121.
- Cogan, J. F., Cwik, T., Taylor, J. B., and Wieland, V. (2010), “New Keynesian versus Old Keynesian Government Spending Multipliers,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 34, 281-95.
- Giovanni, Julian di and Levchenko, Andrei A. (1995), “Trade Openness and Volatility,” *Review of Economics and Statistics* 91 (3), 558-85.
- Heston, A., Summers, R. and Aten, B. (2011), “Penn World Table Version 7.0,” Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania. (<https://pwt.sas.upenn.edu/>)
- Hodrick, Robert, and Prescott, Edward C. (1997), “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 29 (1), 1 - 16.
- ILO (2004), “A Fair Globalization: Creating Opportunities for All,” World Commission on the Social Dimension of Globalization Report, Geneva, Switzerland.
- Kydland, Finn and Prescott, Edward (1982), “Time to Build and Aggregate Fluctuations,” *Econometrica* 50 (6), 1345-70.
- Lee, Young and Sung, Taeyoon (2007), “Fiscal Policy, Business Cycles and

- Economic Stabilisation: Evidence from Industrialised and Developing Countries,” *Fiscal Studies* 28 (4), 437-62.
- Long, John and Plosser, Charles I. (1983), “Real Business Cycles,” *Journal of Political Economy* 91 (1), 39-69.
- Lucas, Robert (1976), “Econometric policy evaluation: A critique,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1 (1), 19-46.
- Ramey, V. A. (2011), “Identifying Government Spending Shocks: It’s All in the Timing,” *Quarterly Journal of Economics* 126, 1-50.
- Ramey, Garey and Ramey, Valerie A. (1995), “Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth,” *American Economic Review* 85 (5), 1138-51.
- Rodrik, Dani (1997), *Has Globalization Gone Too Far?* (Washington DC: Institute for International Economics).
- Stock, J. H. and M. W. Watson, “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators,” *NBER Macroeconomics Annual* 4, 1989, 351-409.

재정전문가 네트워크 제2차 정책세미나

# 창업 및 고용보조금 정책이 거시경제에 미치는 효과 분석

■ 이윤수 서강대 경제학부 교수



# 창업 및 고용보조금 정책이 거시경제에 미치는 효과 분석\*

이윤수(서강대학교 경제학부)

## 〈 국문초록 〉

새로운 사업체, 기업의 진입은 장기적으로 고용 및 생산성 성장에 중요한 역할을 한다는 것이 알려져 있다. 최근 우리나라에서도 기업의 진입, 퇴출, 성장 및 고용 창출과 소멸 양상을 통계청 및 고용보험의 사업체 단위 미시 자료를 사용하여 설명하는 연구가 증가하고 있다. 본 연구에서는 한국 기업의 진입 퇴출 및 일자리 창출과 소멸 양상을 살펴보고 이를 설명하는 확률적 동태일반균형모형을 개발한다. 모형의 캘리브레이션을 통해 진입 보조금 및 고용보조금의 고용 창출 효과를 분석한다.

주제어: 진입, 퇴출, 고용, 확률적동태일반균형모형, 보조금

## I. 들어가며

### 1. 연구의 배경 및 목적

세계 여러 나라의 사업체 혹은 기업체 단위의 미시자료를 사용한 연구는 새로운 사업체와 기업의 진입이 장기적으로 고용 및 생산성 성장에 중요한 역할을 한다는 사실을 강조한다 (Bartelsman and Doms, ; Foster, Haltiwanger, and Krizan, 2003; Syverson, 2011). 최근 경제성장 속도에 비해 고용 창출이 상대적으로 더디게 이루어지고 있다는 고용 없는 성장(jobless growth)에 대한 우려가 전 세계적으로 관찰

\* 본 연구는 재정전문가 네트워크 보고서(2012)에 기초하여 작성되었다.

되고 있다. 우리나라도 고용 정체 및 청년 실업 등 고용의 더딘 회복에 대한 우려가 제기되고 있으며, 고용지원을 위해 세액 공제, 보조금 등 다양한 정책이 중앙 및 지방정부에 의해 이루어지고 있다. 우리나라의 경우 2004~2005년에 '고용증대특별세액공제'를 통해 고용을 증가시킨 고용주에 대한 지원을 하였으며 2010년에는 '고용증대세액공제'라는 제도를 도입하였다.

본 연구는 한국의 고용 창출 및 소멸의 동학을 수량적으로 설명하는 경제모형을 개발하고 이를 통해 고용지원을 위한 보조금 및 창업 지원금 등 다양한 정책의 효과를 분석 평가하고자 하는데 그 목적이 있다. 최근 각국의 통계청을 통한 기업 혹은 사업체 단위의 자료가 연구에 이용됨에 따라 새로운 기업의 진입, 퇴출, 성장이 거시경제에 미치는 영향에 대한 연구가 꾸준히 증가하였다. 해외 각국 및 미국 내 지역별 일자리 창출과 소멸 양상을 비교 분석한 연구에 따르면 상대적으로 높은 고용 성장을 보이고 있는 지역이나 국가에서는 고용의 창출뿐만 아니라 소멸도 동적으로 활발하게 이루어지고 있다.

본 연구는 먼저 그 동안의 연구에서 보고된 우리나라 기업의 진입과 퇴출의 양상을 살펴보고 이를 동태일반균형모형 (Dynamic stochastic general equilibrium model)을 통해 이해하고 해석한다. 먼저 기존 연구에서 알려진 우리나라 사업체 단위의 고용 양상을 수량적으로 설명하는 동학 모형을 개발하고, 고용 증대를 위한 세제 지원효과를 분석하는데 활용한다(Hopenhayn과 Rogerson, 1992). 기업의 고용 창출과 소멸 양상이 사업체 규모에 따라 어떻게 달라지는지를 살펴보고, 고용주의 노동수요 증진을 위해 고안된 세제 지원의 효과를 모형의 시뮬레이션을 통해 분석한다.

## 2. 연구의 방법과 특징

본 연구는 고용 친화적 재정 정책의 효과를 기업 규모의 이질성을 명시적으로 고려한 동태일반균형모형의 분석을 통하여 분석한다는 데에 그 의의가 있다. 고용 보조금 등의 재정정책이 순고용 증가에 대해 국내외에서 많은 연구가 이루어져 왔다. 하지만 기존의 대부분의 연구는 유한욱(2011)이 지적한 바와 같이, 특정 기업의 고용 여건 변화가 해당 기업의 노동 수요 공급에만 영향을 미친다고 가정하는 부분균형분석의 한계를 지니는 경우가 많다.

본 연구는 고용 증대 및 촉진을 위한 정부의 재정 사업 중 노동 수요 측면의 임금보조제도에 초점을 맞춘다. 고용 증대를 위한 정부의 세제 지원은 근로장려 세제 지원과 같은 노동공급 측면의 세제 지원과 고용주에 대한 임금 보조 등 노동수요 측면의 세제 지원으로 나누어 볼 수 있다. 특히 고용 촉진을 위한 현행 세제 지원이 중소기업으로 한정되어 있다는 점을 고려해, 본 연구에서는 기업의 규모에 따른 차별적, 고용 및 진입 보조금 등의 정책 효과를 분석한다.

최근 노동자와 기업 단위의 미시자료를 이용하는 연구에 따르면, 경제전체에 영향을 미치는 총체적 충격(aggregate shock)이외에도 개별 소비자나 기업이 당면한 이질적인 상황(idiosyncratic shock)이 각 개별 경제주체의 선택에 영향을 미치게 되고, 이러한 선택은 총소비, 투자, 노동 공급 등 거시 변수에 영향을 주게 된다 (Chang and Kim, 2006, 2007; Bloom, 2009). 경제주체간의 이질성(heterogeneity)이 거시경제(aggregate economy)에 미치는 영향에 대해 많은 연구들이 노동자와 소비자의 선택에 초점을 맞추어 이루어져 왔다. 최근에는 기업이나 공장 단위의 미시자료가 각국의 통계청을 통해 연구자에게 접근이 가능해지면서, 서로 다른 기업과 공장 사이에 고용 및 생산 규모, 생산성은 물론 성장 양상에서도 유의미한 차이들이 존재한다는 사실이 알려지기 시작했다. 하지만 대표기업 (representative firm)을 가정하고 모형에 필요한 파라미터를 거시 자료 (aggregate data)로부터 추정하는 기존의 경제 모형은 기업들에게서 관측되는 이질적인 현상을 설명하는데 한계가 있다. 이러한 한계를 극복하기 위해 최근에는 기업의 진입, 퇴출이 거시 경제 및 경기변동에 어떠한 역할을 하는지에 대한 연구가 꾸준히 증가하고 있다 (Lee and Mukoyama, 2010; Clementi and Pallazo, 2011; Berger, 2011; Macnamara, 2011).

## II. 선행 연구

본 연구에서는 먼저 한국의 사업체 단위 자료를 분석한 기존 연구를 통해 한국의 지입과 퇴출, 그리고 그 과정에서 발생하는 일자리 창출과 소멸 등의 재분배 (Reallocation) 양상의 특징을 살펴본다. 우리나라 사업체의 진입과 퇴출, 일자리 창출과 소멸에 관해서는 제조업을 중심으로 실증연구들이 존재한다. 김혜원(2004)

은 1981년부터 2000년까지 '광공업통계조사' 미시자료를 이용해 5인 이상 제조업 사업체의 진입과 퇴출 양상을 분석하였다. 윤윤규·고영우(2009)는 2001년부터 2007년까지 '고용보험DB'를 이용하여 5인 이상 사업체에 대한 일자리 변동을 전 산업을 대상으로 분석하였다. 두 연구에서 보고된 우리 나라의 일자리 창출률과 소멸률은 미국 등 다른 나라에 비해 비교적 높은 수준으로 나타났다.

조성욱(2000)은 1990년에서 1998년까지의 '광공업통계조사'의 5인 이상 사업체 자료를 이용하여 진입 및 퇴출 양상을 산업별로 분석하였다. 이 연구에 따르면, 우리나라 제조업의 진입률과 퇴출률은 미국이나 일본 등 다른 국가에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 조성욱(2000)의 연구는 특히 진입 사업체와 퇴출 사업체의 생산성을 분석하여 그 특징을 살펴 보았다는 데에서 의의를 찾을 수 있다. 우리나라 제조업의 진입 사업체와 퇴출 사업체는 모두 계속 사업체에 비해 평균적으로 생산성이 낮은 것으로 나타났다. 하지만 진입 사업체는 퇴출 사업체에 비해 생산성이 높게 나타났다. 이는 제조업 사업체의 진입과 퇴출 과정을 통해 생산성이 낮은 기업은 퇴출하고 퇴출 기업에서 시장으로 돌아온 자원은 다시 상대적으로 생산성이 높은 진입 기업에게 재배분되어 경제의 효율성이 향상될 수 있다는 가능성을 시사한다. 이러한 창조적 파괴 과정이 생산성에 미치는 영향은 한진희(2003)의 연구에 잘 나타나 있다.

한진희(2003)는 '광공업통계조사'를 사용하여 사업체의 진입, 퇴출, 그리고 사업체 간 자원재배분이 총요소생산성(Total Factor Productivity)에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구의 분석 자료는 다른 해외 자료의 분석에서 나타난 바와 같이 우리나라 제조업에서도 진입과 퇴출, 그리고 이를 통한 자원재배분이 생산성 증가에 중요한 역할을 하고 있음을 보여준다. 총요소생산성 증가의 분산 분해 결과에 따르면, 한국 제조업 총생산성 증가의 약 50%정도가 사업체의 진입과 퇴출이라는 창조적 파괴 과정을 통해 설명될 수 있다. 이 연구는 기업의 진입과 퇴출의 과정이 고용 뿐만 아니라 생산성과 효율성의 측면에서도 매우 중요한 역할을 하고 있다는 것을 의미한다.

앞에서 언급된 연구들은 윤윤규·고영우(2009)의 경우를 제외하고는 주로 제조업 데이터를 바탕으로 사업체의 진입과 퇴출에 따른 재배분과정을 연구하였다는 점에서 우리나라 전 산업의 진입 퇴출 양상을 설명하고 있지 못하다는 한계를 가지고 있다. 김현경·윤영희(2011)은 '사업체모집단 데이터베이스(DB)'의 2004~09년

데이터를 바탕으로 우리나라 전체 사업체의 동학 양상을 분석하였다는 점에서 기존 연구의 한계를 극복한다. 이 연구에 따르면 우리나라의 경우 4인 이하의 소규모 사업체의 비중이 80% 이상으로 나타났는데 이는 상대적으로 규모가 작은 사업체의 분석이 우리나라 전체 사업체의 진입, 퇴출 및 일자리 생멸을 이해하는데 중요하다라는 것을 의미한다.

한 나라의 사업체의 진입 및 퇴출 양상을 이해하기 위해서는 기존에 상대적으로 많은 연구가 이루어진 다른 나라의 진입 퇴출 양상과 비교를 하는 것이 도움이 될 수 있다. Mukoyama(2009)는 일본 사업체의 진입과 퇴출을 분석하고 이를 미국 사업체의 진입 퇴출 양상과 비교 분석하였다. 그의 연구에 따르면 일본은 미국에 비해 사업체 진입과 퇴출률이 낮고, 사업체 규모도 작은 것으로 나타났다. 또한 일자리 창출률과 소멸률을 합한 일자리 재배분율(Job Reallocation Rate)도 미국에 비해 낮게 나타났다. 두 나라 간 진입 퇴출 양상의 차이가 어디에서 비롯되는지를 알아보기 위해 Hopenhayn-Rogerson(1993)과 같은 동학 모형을 토대로 여러 가지 실험 모형을 세워 분석을 시행하였다. 본 연구에서는 미국과 일본의 진입률과 퇴출률을 우리나라의 진입률 퇴출률과 비교함으로써 우리나라 사업체 동학 양상의 특징을 찾고자 한다.

본 연구의 목적 중 하나는 한국 사업체의 진입과 퇴출을 통한 재배분과정을 동태적일반균형모형(Dynamic general equilibrium model)을 통해 수량적으로(quantitatively) 분석하고 이를 통해 고용 및 진입 보조금 정책의 효과를 분석하는 것이다. 본 연구는 Hopenhayn(1992)의 동태적 일반균형모형을 변형, 발전시켜서 우리나라 사업체의 진입과 퇴출 양상을 수량적으로 설명할 수 있는지 살펴본다. Hopenhayn의 모형에서 개별 사업체는 매기 이질적인 생산성 충격을 받으며 이에 근거해 고용을 결정한다. 이 모형에서는 균제상태(steady state)에서 규모가 다른 사업체가 공존하며 균형에서 진입과 퇴출이 이루어져, 사업체의 크기 분포, 진입률과 퇴출률 그리고 일자리 창출률과 소멸률을 분석하는데 용이하다.

Hopenhayn-Rogerson(1993)로부터 발전된 기업 동학 모형(firm dynamic model)은 최근 경기변동과 관련하여 활발하게 이루어지고 있다(Lee · Mukoyama(2008), Clementi · Palazzo(2010), Samaniego(2008) 등). Lee · Mukoyama (2008)는 미국 통계청의 ASM(Annual Survey of Manufacturers)의 1972년부터 1997년 사이의 미국 제조업 사업체 자료를 이용하여 경기변동에 따른 진입 퇴출률과 진입 퇴출 기업의

특성을 분석하였다. 그 결과 퇴출 기업의 규모(고용자수)나 생산성은 경기변동에 따라 크게 변화하지 않은 반면 진입기업의 경우 불경기에 진입한 기업의 규모가 호경기에 진입한 기업에 비해 더 크다는 사실을 발견하였다. 또한 노동 및 총요소 생산성 또한 불경기에 진입한 기업이 호경기에 진입한 기업에 비해 더욱 높다는 사실을 발견하였다. Lee · Mukoyama (2008)의 모형이 노동만을 생산요소로 고려한데 비해, Clementi · Palazzo(2010)는 자본을 추가하여 내생적으로 기업의 진입과 퇴출이 결정되는 모형을 분석하였다. Berger(2012)는 기업 동학 모형을 발전시켜 최근 미국에서 나타나는 '고용 없는 성장'의 원인을 분석하였으며 Macnamara(2012)는 금융 제약(financial friction)이 사업체의 진입과 퇴출에 미치는 영향을 연구하였다. 이와 같이 기업 동학 모형은 최근 사업체의 진입과 퇴출로 인한 일자리 재배분과 경기변동에 따른 고용의 변화와 같은 거시경제 효과를 분석하는데 널리 사용되고 있다.

또한 Hopenhayn · Rogerson(1993)과 같은 기업 동학 모형은 해고비용의 효과에 대한 실험을 통해 해고비용이 고용 및 후생에 미치는 영향을 분석하는데도 널리 사용되고 있다. Hopenhayn · Rogerson(1993)은 모형을 통한 실험을 통해 해고비용의 증가가 고용의 감소로 이어질 수 있다 것을 보였다. 이 후, 해고비용이 노동시장에 미치는 영향에 대한 많은 연구가 진행되었으나 (Saint-Paul, 1995; Ehrenberg · Smith, 2011) Ljungqvist(2002)의 연구는 해고비용이 고용에 미치는 효과에 대해 긍정적인 측면과 부정적인 측면의 이론적 가능성이 존재한다는 가능성을 보여준다. 실제로 Alvarez · Veracierto (1998), Mortensen · Pissarides(1999) 등은 해고세금의 존재와 같은 고용보호제도가 일자리 안정에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 보이고 있다.

문외솔(2008)은 Mortensen · Pissarides(1999)의 매칭모형을 이용하여 우리나라에서의 고용보호제도 변화가 노동수급구조에 미치는 영향을 분석하였다. 문외솔(2008)의 연구는 경제활동인구가 일정하다는 가정에 의존하는 Mortensen · Pissarides(1999)의 매칭모형을 비경제활동까지 포함하도록 보다 일반적인 모형으로 확장하였는데에 그 의의가 있다. 근로자들의 경제활동참여 의사가 내생적으로 결정되는 모형의 분석 결과, 해고비용이 증가할 경우 기업의 고용유인을 줄여 취업자가 감소하는 한편 실업자들의 구직확률 또한 하락하여 실업이 상승하는 것으로 나타났다. Mortensen · Pissarides(1999)과 같은 매칭모형은 실업과 구직 활동을 명시적으로

고려한다는 점에서 장점이 있으나 기본적으로 한 기업이 한 명만을 고용하는 구조로 규모가 다른 사업체의 고용 양상의 변화를 살펴보는 데에는 적합하지 못하다는 한계를 지닌다.

조세 및 재정제도가 고용에 미치는 영향에 대해서는 최근 들어 많은 연구가 이루어 졌다. 유한욱(2011)은 임금보조정책이 노동 수요에 미치는 영향을 살펴본 연구로 기업에 대한 임금보조의 두 유형인 정액 임금보보와 정률 임금보조의 효과를 비교 분석하였다. 세액공제와 같은 정액 임금보조의 경우 모든 기업에 대해 동일한 금액을 보조하는 것이 적절한 반면, 최근 많이 논의 되고 있는 사회보험료 감면과 같은 정률 임금보조의 경우에는 고용반응계수 및 임금수준 등 기업별 고용여건에 따라 보조율을 차등 적용하는 것이 타당하다는 것을 보였다. 전병목(2010)은 고용창출을 위한 조세정책을 살펴본 연구에서 기업의 고용비용을 낮추어 주는 고용주 지원 조세 정책이 추가 고용에 대한 경제적 유인을 제공할 수 있으며 이를 위한 방안으로 법인세나 사회보장기여금을 감면할 것을 제안하였다. 아울러 노동공급 유인을 제공하며 저소득층을 지원하는 EITC(근로장려세제)의 역할에 대해서도 살펴보았다. 이철인(2011)은 재정정책이 고용에 미치는 효과를 정책적 관점에서 접근하여, 거시모형의 캘리브레이션을 통해 분석하였다. 기존 연구와 달리 단순 소득이전 이외에 고용을 기준으로 실제 활용되는 재정 지출 방식을 명시적으로 고려하여 재정정책이 고용에 미치는 효과를 수량적으로 분석하였다.

본 연구는 Hopenhayn · Rogerson(1993)의 모형을 이용해 고용 보조금이나 진입 보조금을 통한 고용유인의 증가가 한국 노동시장에 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 앞의 연구와의 차별성이 있다. 특히 Hopenhayn · Rogerson(1993) 모형은 기업의 진입과 퇴출 특성과 이에 따른 일자리 창출과 소멸을 명시적으로 고려할 수 있으며 임금과 산출물의 변화 등 일반균형 하에서의 노동시장의 변화를 분석할 수 있기 때문에 고용 및 진입보조금의 효과를 명확하게 살펴볼 수 있다는 이점을 가지고 있다. 우선 이러한 모형을 통한 분석을 시행하기에 앞서 다음 장에서는 우리나라 사업체의 진입, 퇴출 및 일자리 소멸 양상이 미국이나 일본에 비해 어떠한 차이가 있는지 기존 연구에 보고된 자료를 중심으로 살펴본다.

### Ⅲ. 우리나라의 일자리 창출과 소멸 양상

최근 사업체 단위 미시자료를 분석한 연구들을 통하여, 새로운 사업체 및 기업의 진입은 장기적으로 고용 및 생산성 성장에 중요한 역할을 한다는 사실이 알려져 있다. 앞에서 살펴본 바와 같이 우리나라 기업의 진입, 퇴출, 성장 및 고용 창출과 소멸 양상을 통계청 및 고용보험의 사업체 단위 미시 자료를 사용하여 설명하는 연구도 최근에 꾸준히 증가하고 있다. 본 연구에서는 먼저 기존 문헌에서 연구된 통계자료를 이용하여 우리나라 사업체 규모별 고용 창출 및 소멸 양상을 설명한다.

#### 1. 사업체 규모별 분포의 특징

한 경제의 사업체의 규모별 분포는 경제의 고용 및 성장에 영향을 미치나. 이는 일반적으로 규모가 작은 사업체가 규모가 큰 사업체에 비해 높은 고용 성장률을 보이기 때문이다. 아래 표 1은 고용자 수로 측정한 우리나라 사업체 규모별 분포를 보고한다. 비교를 위하여 미국과 일본의 사업체 규모별 분포도 우측에 같이 보고하였다.

<표 1> 한국, 미국, 일본의 사업체 규모(고용자 수) 별 분포

(단위: 퍼센트)

구분	한국	미국	일본
4인 이하	83.18	47.96	60.94
5 ~ 9	9.51	13.66	19.16
10 ~ 19	4.00	8.69	10.89
20 ~ 99	2.91	9.05	7.93
100 ~ 499	0.36	4.76	0.91
500인 이상	0.04	15.88	0.08

자료출처: 한국자료는 김현경·윤영희(2011) 사업체생멸현황분석, 미국 자료는 Statistics of US Businesses (SUSB) 2009, 일본자료는 Establishment and Enterprise Census(EEC) 2006년. 일본자료는 Mukoyama (2009)에서 보고된 통계를 사용하여 계산함.

먼저 가장 큰 특징은 미국과 일본에 비해 소규모 사업체의 비중이 압도적으로 높다는 것이다. 한국의 경우 4인 이하 사업체는 전체 사업체 수의 83.2%를 차지하고 있으며 9인 이하의 사업체가 전체 사업체 수의 90% 이상을 설명하고 있다. 우리나라의 경우 자영업자의 비중이 높다는 것은 잘 알려진 사실로, 비록 정확한 통계는 없으나 4인 이하의 사업체 수의 많은 부분이 자영업 사업체일 것으로 생각된다.

우리나라 산업이 상대적으로 사업체의 규모가 작은 산업에 특화되어 있을 경우 전체 산업의 사업체 규모가 상대적으로 작게 나타날 수 있다. 하지만 이처럼 상대적으로 소규모 사업체의 비중이 높은 것은 아래 표 2에서처럼 제조업의 경우에도 나타나는 현상이다. 우리나라 제조업의 경우 20인 미만 사업체는 전체 사업자 수의 90% 이상을 차지한다.

**<표 2> 전체 기업체수, 종사자수에서 차지하는 종사자 규모별 비중 (제조업)**

Size	Number of Plants	Employment Share
5~19	76.8	26.6
20~49	16.0	19.1
50~99	4.3	11.7
100~199	1.8	9.9
200~299	0.5	5.0
300~499	0.3	4.7
500+	0.3	23.1
Total	100.0	100.0

자료출처: 조성욱(2000) KDI 정책 보고서 (표3-9) '전체 기업체수, 종사자수, 출하액에서 차지하는 종사자 규모별 비중'을 재인용. 1990-1998 광공업통계조사보고서 자료에 근거한 통계임.

## 1. 진입률과 퇴출률

전체 사업체 수 중 새로 진입한 기업의 비중을 나타내는 통계로 진입률이 사용된다. 퇴출률은 전체 사업체 수 중 영업을 정지하고 더 이상 고용을 하지 않는 퇴출 사업체의 수를 비율로 나타낸다. 진입률(Entry Rate: ER)은 다음과 같이 계산될 수 있다:

$$ER_t = \frac{N_t^c}{N_t}$$

여기서,  $N_t^c$ 는 신규 사업체의 수,  $N_t$ 는 전체 사업체의 수를 의미한다.

마찬가지로 퇴출률(Exit Rate, XR)는 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$XR_t = \frac{N_t^x}{N_t}$$

여기서,  $N_t^x$ 는 퇴출 사업체의 수,  $N_t$ 는 전체 사업체의 수를 의미한다. 아래의 표 3는 제조업의 진입률과 퇴출률을 보고한다.

**<표 3> 진입률과 퇴출률 (제조업)**

(단위: 퍼센트)			
구분	한국	미국	일본
진입률 (Entry rate)	14.4	6.2	4.4
퇴출률 (Exit rate)	17.7	5.5	4.4

자료출처: 한국 자료는 조성욱 KDI정책연구(2000)에서 보고된 통계를 사용한 것으로 광공업통계조사보고서의 5인 이상 사업체에 근거한 자료임 (1990~1998). 미국 자료는 Statistics of US Businesses (SUSB) 2009, 일본자료는 Establishment and Enterprise Census(EEC) 2006년으로 Mukoyama (2009)에서 보고된 통계를 사용하여 계산함.

표에서 우리나라의 진입률은 연평균 14.4%, 퇴출률은 17.7%로 상대적으로 활발한 진입과 퇴출을 보여준다. 여기서 진입률 14.4%는 당해 년도에 영업 중인 사업체 100개 당 평균 14.4 사업체가 새로 들어온 신규 사업체임을 의미한다. 퇴출률 17.7%는 사업체 100개 당 평균 17.7개가 1년 후 문을 닫는다는 것을 의미한다. 본 자료의 진입률 퇴출률이 상대적으로 진입률 및 퇴출률이 낮은 제조업 자료에 근거한 통계라는 점을 고려할 때 우리나라 산업 전체의 진입률과 퇴출률은 이보다 더 높을 것으로 예상된다.

### 3. 일자리 창출률 및 소멸률

진입과 퇴출은 일자리의 창출과 소멸을 동반한다. 아울러 계속 기업의 경우에도

새로운 일자리가 창출되고 기존의 일자리가 소멸되기도 한다. 아래의 표 4는 한국과 미국, 그리고 일본의 사업체를 통한 일자리 창출률(JC)와 일자리 소멸률(JD)을 비교한 것이다. 일반적으로 일자리 창출률은 진입 사업체로 인해 증가한 일자리와 계속 사업체로 인한 일자리 증가를 구분한다. 마찬가지로 일자리 소멸률 또한 퇴출 사업체로 인한 일자리 소멸과 계속 사업체에 의한 일자리 감소를 구분한다. 일반적으로 일자리 창출률은 다음과 같은 식을 이용하여 계산된다.

$$JC = \frac{\sum_{\{i|n_{i,t} > n_{i,t-1}\}} (n_{i,t} - n_{i,t-1})}{\sum_i n_{i,t-1}}$$

여기서  $n_{i,t}$ 는  $i$ 사업체의  $t$ 기에서의 고용수를 의미한다. 따라서 위 식은 고용을 늘리는 사업체(확장사업체)로 인한 노동자수 증가를 전체 사업체의 노동자수로 나눈 것을 의미한다. 진입 사업체  $i$ 의  $t-1$ 기에서의 노동자수  $n_{i,t-1} = 0$  이다.

유사한 방법으로 일자리 소멸률은 다음의 식을 이용하여 계산된다.

$$JD = \frac{\sum_{\{i|n_{i,t} < n_{i,t-1}\}} (n_{i,t-1} - n_{i,t})}{\sum_i n_{i,t-1}}$$

이는 감소한 노동자수를 전체 노동자수로 나눈 것으로, 퇴출 사업체  $i$ 의  $t$ 기에서의 노동자수  $n_{i,t} = 0$  이다. [표 4]의 결과에서 확인할 수 있듯이, 한국 사업체의 일자리 창출률과 소멸률은 미국 사업체에 비해 큰 것으로 나타난다. 우리나라의 일자리 창출률은 평균 15.2%로 일자리 100개당 약 15.2개의 새로운 일자리가 매년 생긴다는 것을 의미한다. 이는 미국과 일본에 비해서는 높은 수치이나 우리나라에 상대적으로 규모가 작은 사업체의 수가 많고 규모가 작은 사업체의 일자리 창출률이 일반적으로 높다는 사실을 고려하면 우리나라의 일자리 창출률이 높다고 볼 수만은 없다.

<표 4> 사업체의 일자리 창출률 및 소멸률

(단위: 퍼센트)

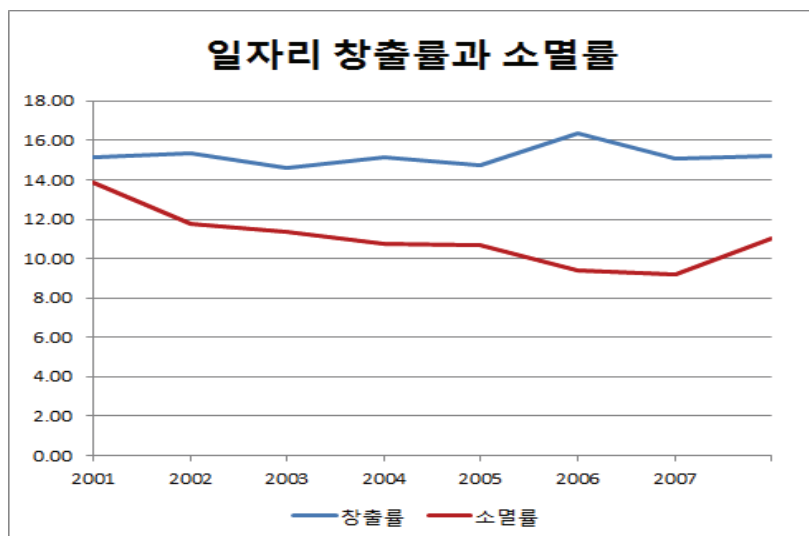
구분	한국	미국	일본
일자리 창출률 (진입사업체)	3.93	2.91	4.5
일자리 창출률 (지속사업체)	11.27	7.13	4.2
<b>일자리 창출률 (전체)</b>	<b>15.2</b>	<b>10.04</b>	<b>8.7</b>
일자리 소멸률 (퇴출기사업체)	2.76	3.67	3.7
일자리 소멸률(지속사업체)	8.24	8.94	3.9
<b>일자리 소멸률 (전체)</b>	<b>11</b>	<b>12.61</b>	<b>7.6</b>

자료출처: 한국 자료는 2001~2007년 고용보험 데이터베이스를 이용한 윤은규,고영우(2009)의 연구에서 가져옴. 미국 자료는 Statistics of US Businesses (SUSB) 2009, 일본자료는 Establishment and Enterprise Census(EEC) 2006년 자료로 Mukoyama (2009)에서 보고된 통계를 사용하여 계산함.

우리나라의 일자리 소멸률은 평균 11%로 이는 일자리 100개중 11개가 매년 사라진다는 것을 의미한다. 우리나라의 경우 지속사업체의 창출률이 상대적으로 높게 나타난다. 이는 진입률은 상대적으로 높음에도 불구하고 신규 진입한 작은 사업체의 일자리 창출률이 상대적으로 작기 때문인 것으로 해석해 볼 수 있다.

아래의 그림 1은 우리나라 일자리 창출률과 소멸률의 추이를 보여준다. 일자리 창출률은 2001년 이후 금융위기 이전까지 큰 변화를 보이지 않은 반면, 일자리 소멸률은 2001년 이후 꾸준히 감소 추세를 보이다가 2007년 이후 증가하기 시작한다.

[그림 1] 우리나라 일자리 창출률과 소멸률의 추이



자료출처: 윤은규, 고영우(2009) "일자리 창출 및 소멸의 구조와 특징"

미국과 유럽의 미시 자료를 이용한 기존의 연구에 따르면, 일반적으로 규모가 작은 기업의 일자리 창출률 및 소멸률이 규모가 큰 기어에 비해 상대적으로 더 높은 경향이 있다. 앞 절에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 경우 미국과 일본에 비해 상대적으로 소규모 사업체의 비중이 높아 이러한 분포 상의 특성이 전체 일자리 창출률과 소멸률의 양상에 영향을 미칠 수 있다. 사업체 규모상의 분포가 미치는 영향을 제거하기 위한 간단한 방법은 일자리 창출률 및 소멸률을 사업체 규모별로 살펴 보는 것이다.

우리나라의 경우 고용보험 자료를 사용하여 사업체 규모별 일자리 창출률 및 소멸률을 보고한 연구가 있다. 표 5는 고용보험 자료를 분석하여 사업체 규모별로 일자리 창출률과 소멸률을 보고한 것이다. 표에 따르면, 소규모 사업체의 창출률과 소멸률이 그다지 높지 않다는 것을 알 수 있다. 특히 소규모 사업체의 일자리의 순증가율은 그다지 높지 않은데 이는 소규모 사업체의 일자리 순증가율이 상대적으로 높은 미국의 경우와는 대비되는 것이다.

**<표 5> 사업체 규모별 일자리 창출률 및 소멸률**

(단위: 퍼센트)

구분	창출률	소멸률	순일자리 증가율
5~9	23.12	17.16	5.96
10~19	18.20	13.98	4.22
20~49	16.15	12.49	3.66
50~99	13.86	10.33	3.53
100~299	11.56	8.22	3.34
300~499	11.66	7.52	4.14
500~	10.35	5.60	4.75

자료 출처: 윤윤규, 고영우(2009) "일자리 창출 및 소멸의 구조와 특징"  
 <Table 3-17> 사업체 규모와 일자리 변동 재인용

반면 우리나라의 경우 대규모 사업체의 고용창출률은 상대적으로 높고, 소멸률은 낮아 대규모 사업체의 순일자리 증가율이 높은 것으로 나타났다. 이는 미국의 경우 500명 이하의 사업체의 순일자리 증가율이 1% 미만인 것과 대조되는 것으로 우리나라에서 순일자리 증가에 대기업의 역할이 상대적으로 중요하다는 것을 의미한다.

## IV. 고용 지원 세제 혜택 및 정책

### 1. 고용지원 재정 정책

기획재정부의 2012년 9월 보고자료, “한국 고용의 현주소(OECD국가와 비교)”에 따르면 GDP 대비 고용분야 재정지출 규모는 '07년 0.38%에서 '10년 0.76%로 크게 확대 (+0.38%p, OECD +0.55%p) 되었다. 그러나 최근 지출규모 확대에도 불구하고 우리나라의 고용분야 재정지출 비중은 OECD 국가 중 하위 4번째 (OECD 평균 1.72%)로 그다지 높은 수준은 아니다.

우리나라의 고용정책을 외국과 비교해 보면, OECD 국가들이 높은 실업률 등으로 실업급여 지출비중이 높은 반면에, 우리나라는 적극적 고용정책 중심으로 재정 지원이 이루어져 “직접일자리 지출비중”이 높은 편이다. 2010~2011년 일자리 지원사업은 23개부처 134개의 다양한 사업으로 정비되었는데, 2011년 현재 사업수는 총 153개에 예산은 8조 8천억원이며 이 중 적극적 노동시장프로그램은 149개사업 4조 9천억원에 이른다.

<표 6> 재정지원 일자리사업 현황 : 2011년

구분	사업수	예산(백만원)	지원인원(명)
직접일자리창출	79	2,512,182	554,759
직업능력개발훈련	25	1,124,114	4,817,736
고용서비스	27	313,787	72,459
고용장려금	12	823,434	308,573
창업지원	6	158,678	13,442
실업소득유지 및 지원	4	3,873,713	1,214,847
총계 (적극적프로그램)	153 (149)	8,805,908 (4,932,195)	

출처: 기획재정부, 2011~2015년 국가재정운용계획 (고용분야), 고용분야 토론회 자료집에서 재인용

이 중 큰 비중을 차지하는 직접일자리 창출은 희망근로, 사회서비스 일자리, 사회적 기업 등에 일자리를 직접 창출하는 사업으로 사회적 기업육성(고용부: 16백억

원), 노인돌봄서비스 (보건복지부: 10백억원), 아이돌보미지원사업(여성가족부: 4백억원), 다문화가족 언어 및 교육지원사업(여성가족부: 3.2백억원) 등이 있다. 또, 지역사회서비스투자사업(보건복지부: 13백억원)과 자활사업(보건복지부: 38백억원), 학교의 문화예술 교육활성화(교과부: 5백억원)사업도 이에 포함된다(복지부 38%, 행안부 16%, 산림청 13% 등).

이외에도 고용보조금 성격을 갖는 사업으로 인턴사업과 같이 특정 계층을 대상으로 일자리를 창출하는 사업이 있다. 청년인턴, 글로벌 인턴, 전파자원총조사 등과 같은 사업이 이에 해당한다.

## 2. 고용지원 세제 혜택<sup>1)</sup>

고용 지원을 위한 재정정책은 이외에도 직접적인 고용창출을 유도하기 위해 임금보조(wage subsidy)등 노동 수요에 영향을 미치는 방법으로 이루어지는 경우가 많다. 우리나라의 고용지원 정책도 고용을 증가시킨 고용주에 대해 특정 액수만큼을 법인세나 사업소득세 등에서 공제해 주는 방식이 사용되고 있다.

### 가. 중소기업 고용증대 세액 공제

상시고용인원을 전년도보다 증가시킨 중소기업에 대하여 증가 인원 1인당 일정 금액을 세액공제하는 제도이다. 2010년 3월 12일 시행되었으며 2010년도 과세분부터 적용을 받는다. 세액공제 규모는 1인당 300만원이나 단시간 근로자 (월 60시간, 주 15시간 이상)의 경우에도 1인당 150만원의 공제 혜택을 지원한다(상시 근로자 0.5인으로 간주). 조세특례제한법상 중소기업이 지원대상으로 전업종을 지원한다. 사후 2년간 상시근로자 수를 유지하도록 하고, 기업주의 친인척 등의 취업은 수혜 대상에서 제외한다.

### 나. 고용창출투자세액공제

기존의 '임시투자세액공제'를 축소된 형태로 연장하는 대신, '고용창출투자세액공제 제도'를 추가하였다. 고용증대가 수반된 설비투자기업에 대해서는 고용창출

---

1) 본 장에 소개된 고용분야 재정정책의 내용은 우석진(2009)와 유경준(2011)의 연구에 의존한다. 자세한 논의는 이들 연구를 참조할 것.

투자세액공제제도(7%) 적용한다. 제조업, 광업, 건설업 등 25개 업종에 대해 설비 관련 투자금액을 대상으로 1%의 세액공제율을 적용하되, 고용 증가 1명당 1000만원의 세금이 감소, 청년층은 1500만원, 마이스터고 및 특성화고 졸업생을 채용하면 2000만원까지의 공제한도를 적용한다.

#### 다. 중소기업 사회보험료 세액공제

전년대비 고용이 증가된 중소기업에 대해 사회보험료\*에 대해 세액공제를 제공한다(국민연금, 고용보험, 산재보험, 건강보험, 노인장기요양보험). 공제금액은 청년근로자 순증인원의 사회보험료 100%, 청년 이외 근로자 순증인원의 사회보험료 50%에 해당하는 금액이다.

#### 라. 중소기업 취업 청년에 대한 소득세 면세제도 (노동공급에 대한 혜택)

앞에서 살펴본 세가지 세제 혜택이 노동 수요 증대에 초점을 맞추었다면 중소기업 취업 청년에 대한 소득세 감면제도는 노동공급에 대한 혜택으로 첫 취업 후 근로소득세 3년간 100% 면제해 주는 제도이다. 중소기업에 취업하는 청년(만 15~29세\*)을 대상으로 하는 정책으로 군복무기간을 가산하여 최고 35세까지 대상연령이 확대된다. 이제도는 적용기한이 2013.12.31.으로 2년간 실시되는 한시적 제도이다.

### 3. 기타 고용창출 및 촉진에 대한 지원 (고용보험기금)<sup>2)</sup>

위에서 살펴본 세제 혜택 이외에도 고용보험기금 등을 통해 고용창출을 지원하는 정책들이 있다. 아울러 중소기업청 정책자금 대출시 고용창출기업에 대하여 우대금리 적용하는 정책 자금 지원대책도 있다. 본 장에서는 고용보험기금을 통한 고용지원 정책에 대해 살펴본다. 주로 중소기업이 근로시간을 단축하거나, 고용환경을 개선하여 고용이 창출된 경우 중소기업에 지원금을 지급하는 정책들로 다음과 같은 정책들이 있다.

2) 본 절에 소개된 고용분야 재정정책의 내용은 우석진(2009)의 연구에 의존한다. 자세한 논의는 이 연구를 참조할 것.

1) **중소기업근로시간단축지원금**: 주 40시간 근무제를 법정시행일 6개월 이전에 도입하는 중소기업에 대해, 근로시간 단축 후 증가한 인력 1인당 분기에 180만원을 지원한다.

2) **중소기업 고용환경개선 지원금**: 고용환경 개선을 위하여 1,000만원 이상 투자한 후 고용환경 개선전보다 근로자 수가 증가한 경우 투자금의 50%, 증가 근로자 1인당 120만원을 1회 지급하는 정책이다.

3) **신규고용촉진장려금**: 실업상태에 있는 고령자, 여성가장, 장애인 등 취업취약 계층을 알선에 의하여 채용하는 사업주에게 장려금을 지원한다.

4) **임금피크제 보전수당**: 임금피크제를 적용받는 근로자에게 임금 삭감액 일부를 지원하여 근로자의 고용안정을 도모한다.

5) **고령자 고용촉진 장려금**: 취업 또는 직업전환이 어려운 고령자를 일정수준 이상 고용하거나 정년연장 또는 정년퇴직자를 계속 고용하는 사업주에 대하여 고령자 고용촉진 장려금을 지원한다.

## V. 동태일반균형모형

우리 나라 사업체 단위 자료에서 관측되는 진입과 퇴출 양상을 설명하는 모형으로, Hopenhayn과 Rogerson (1993)에 근거해 동태 일반 균형 모형을 개발한다. Lee and Mukoyama (2007)는 데이터에서 관측되는 진입기업 및 퇴출기업의 양상을 보다 잘 설명할 수 있도록 모형을 변형하였다. 본 연구에서는 진입보조금에 의해 진입기업의 크기가 바뀔 수 있다는 사실과 실제로는 규모가 큰 기업도 퇴출을 한다는 사실을 설명할 수 있도록 Lee and Mukoyama (2007)의 기본 모형을 따르도록 한다. 소비자의 선택은 Hopenhayn and Rogerson (1993)과 Lee and Mukoyama(2007)을 따라서 동일하게 모형화한다.

## 1. 기업의 문제

기업의 문제는 계속기업의 문제와 진입기업의 문제를 따로 분석한다. 기업의 문제는 다음과 같이 설정한다.

### 계속기업의 결정 과정 (Timing for Incumbents)

먼저 계속기업(an incumbent)의 문제는 다음과 같은 순서를 따른다 (timing of events).

1. 계속기업은  $t$ 기에  $(s_{t-1}, n_{t-1})$ 의 상태를 가지고 시작한다. 여기서  $s_{t-1}$ 과  $n_{t-1}$ 은 각각  $t-1$ 기의 개별 기업의 생산성과 고용수준을 의미한다. 이 단계에서의 개별 기업의 가치함수(value function)를  $W(s_{t-1}, n_{t-1})$ 으로 표시한다.

개별 기업은 퇴출했을 때 얻게 되는 확실적인 exit value,  $x_t$ , 을 관찰하고 퇴출할지 계속 시장에 남아있을지를 선택한다.

만약 기업이 퇴출하기로 결정하면 해고 세금(firing tax)과 노동 조정비용(labor adjustment cost)을 지불하고 퇴출하게 된다. 만약 시장에 남는 것을 선택한다면 기업은  $c_f$ 의 fixed operation cost를 지불한다.

2. 시장에 남을 경우, 이질적 충격인  $s_t$ 를 관측한다. 여기서, 기업의 가치함수(value function)는  $V^c(s_t, n_{t-1})$ 이다.

3. 이 후 기업은 현재 기( $t$ )의 고용 수준  $n_t$ 를 결정하고 생산을 한다.

만약, 이전 기와 현재의 고용 수준에 변화가 있으면 ( $n_t \neq n_{t-1}$ ), 조정비용(adjustment costs)을 지불한다.<sup>3)</sup> 만약 고용이 줄어드는 경우( $n_t < n_{t-1}$ )는 해고 비용(firing tax)을 지불하는 것을 생각해 볼 수 있다.

---

3) 만약 고용이 줄어드는 경우( $n_t < n_{t-1}$ )는 해고 비용(firing tax)을 지불하는 것을 생각해 볼 수 있다.

## 진입기업의 결정 과정 (Timing for Entrants)

진입기업은 다음과 같은 순서로 의사 결정을 내린다.

1. 진입을 위해서 먼저 어떠한 사업을 할지 창업 아이디어를 개발해야 한다. 아이디어를 내기 위해서는 아이디어 비용인  $c_q$ 를 지불해야하며 확률변수 아이디어  $q_t$ 를 받는다.  $q_t$ 는 아이디어가 얼마나 좋은지 그 질을 측정한다. 이처럼 아이디어를 가지고 있는 사람들을 잠재 창업자(potential entrants)라고 부른다.
2. 아이디어 수준인  $q_t$ 가 주어진 잠재 창업자 (potential entrant)는 실제로 창업을 할 것인지 말 것인지를 결정한다. 실제로 창업을 해서 사업을 시작할 경우 창업비용  $c_e$ 을 지불한다 (implementation cost).
3. 창업비용을 지불한 시점부터의 결정과정은 지속기업과 동일하다. 다만 신규 진입기업의 이질적 생산성 충격 (productivity)  $s_t$ 는  $q_t$ 에 의존하게 된다는 점에서 이전기의 생산성  $s_{t-1}$ 에 의존하는 지속 기업과 차이가 있다. 기업은 사업 비용인  $c_f$ 를 지불하고  $s_t$ 를 관측한다. 이때의 가치함수는  $V^c(s_t, 0)$ 이다. 고용량  $n_t$ 를 결정하고 고용조정비용을 지불한 후 생산한다.

## 계속기업의 문제

계속기업의 문제는 다음과 같이 설정할 수 있다.

각 기의 시작점에서 계속 기업의 가치는 다음과 같은 벨만함수 (Bellman's equation)로 나타낼 수 있다.

$$W(s_{t-1}, n_{t-1}) = \int \max \langle E_s [V^c(s_t, n_{t-1}) | s_{t-1}], x_t - g(0, n_{t-1}) - h(0, n_{t-1}) \rangle d\xi(x_t)$$

여기서  $g(n_t, n_{t-1})$ 는 해고 비용,  $h(n_t, n_{t-1})$  고용 조정비용,  $\xi(x_t)$ 는 퇴출 시의 가치 (exit value)의 확률분포이다.

$E_s[V^c(s_t, n_{t-1})|s_{t-1}]$ 는 계속 기업의 가치  $V^c(s_t, n_{t-1})$ 의 기댓값으로 다음과 같이 계산된다.

$$E_s[V^c(s_t, n_{t-1})|s_{t-1}] = \int V^c(s_t, n_{t-1})d\psi(s_t|s_{t-1}).$$

여기서,  $V^c(s_t, n_{t-1}) = \max\langle V^u(s_t, n_{t-1}), V^n(s_t, n_{t-1}) \rangle$ 이고  $\psi(s_t|s_{t-1})$ 는  $s_{t-1}$ 가 주어진 상황에서  $s_t$ 의 확률분포이다.  $V^u(s_t, n_{t-1})$ 는 기업이 고용을 조정할 때의 가치함수,  $V^n(s_t, n_{t-1})$ 는 기업이 고용을 조정하지 않을 때의 가치함수이다.

만약 기업이 고용을 조정한다면, 현재기의 이윤은 다음과 같다.

$$\pi^a(s_t, n_{t-1}, n_t) = \lambda f(n_t, s_t) - w_t n_t - g(n_t, n_{t-1}) - h(n_t, n_{t-1}) + r(n_t, n_{t-1}) - c_f$$

여기서  $\lambda < 1$ 은 조정비용으로 Cooper, Haltiwanger, and Willis (2004)가 강조하는 “disruption cost”에 해당한다. 여기서 정부가 고용을 증가시킨 기업에 대해 보조금을 지급하는 경우  $r(n_t, n_{t-1})$ 을 기업 가치에 더해 주는 것으로 모형을 설정할 수 있다.

고용을 조정하지 않을 경우의 현재기의 이윤은 다음과 같다.

$$\pi^n(s_t, n_{t-1}) = f(n_{t-1}, s_{t-1}) - w_t n_{t-1} - c_f$$

따라서 조정을 할 경우와 하지 않을 경우의 가치함수는 각각

$$V^u(s_t, n_{t-1}) = \max_{n_t} \{ \pi^a(s_t, n_{t-1}, n_t) + \beta W(s_t, n_t) \}$$

$V^n(s_t, n_{t-1}) = \pi^n(s_t, n_{t-1}) + \beta W(s_t, n_{t-1})$ 으로 나타낼 수 있다.

### 진입기업의 문제

한편, 진입기업의 문제는 다음과 같이 설정한다.

진입기업의 가치함수는

$$V^e(q_t) = \int V^e(s_t, 0) d\eta(s_t | q_t)$$

로  $\eta(s_t | q_t)$ 는  $q_t$ 가 주어졌을 때의  $s_t$ 의 확률분포함수이다. 충분히 높은 수준의 아이디어 ( $q_t$ )를 가진 잠재 진입기업만 실제로 시장에 들어온다고 생각한다.

이 경우 진입을 결정하는 아이디어의 수준 (threshold value of  $q_t$ ),  $q_t^*$ 는 진입 조건에 의해 결정된다:

$$V^e(q_t^*) = c_e$$

잠재 진입 기업은  $q_t \geq q_t^*$ 일 경우에만 시장에 진입한다. 이 경우 잠재 진입기업의 가치함수는

$$V^p = \int \max\langle V^e(q_t) - c_e, 0 \rangle d\nu(q_t)$$

로  $\nu(q_t)$ 는 아이디어의 분포를 나타낸다. 잠재 진입기업의 진입조건은 free-entry condition으로 설정한다.

$$V^p = c_q$$

## 2. 소비자의 문제

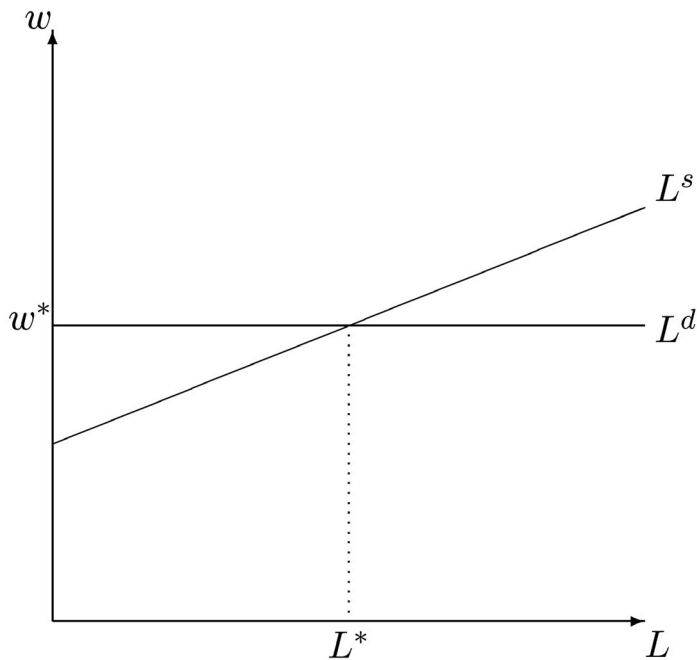
대표 소비자는 다음과 같은 기대 효용을 극대화시킨다.

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [C_t + Av(1 - L_t)]$$

여기서  $v(\cdot)$  는 여가에 대한 오목 증가함수로  $C_t$  는 소비수준,  $L_t$  는 고용수준을,  $\beta \in (0,1)$  는 미래에 대한 할인율,  $A$  는 파라미터이다.<sup>4)</sup>

소비자의 예산제약식은

[그림 2] 노동시장의 균형



$$C_t = w_t L_t + \Pi_t + R_t$$

로  $w_t$  는 임금률,  $\Pi_t$  는 기업의 이윤,  $R_t$  은 정부로부터의 지불요소 (transfer from the government)이다.<sup>5)</sup>

매 기 소비자의 1계 조건을 나타내면:

$$Av'(1 - L_t) = w_t$$

4) Lee와 Mukoyama(2008)을 따라 소비에 선형인 효용함수를 가정한다. 이에 대한 자세한 논의는 Lee와 Mukoyama의 논문을 참조할 것.

5) 정부는 해고비용을 립점으로 소비자에게 매기 돌려준다. 저축은 없는 것으로 가정한다.

### 3. 모형의 균형

균형의 개념은 Hopenhayn 과 Rogerson (1993)의 논문과 유사하다. 우리 모형의 일반 균형은 다음과 같이 노동 시장에서 살펴볼 수 있다.<sup>6)</sup>

세 가지 균형의 요건으로, 임금과, 아이디어의 임계조건 (threshold idea quality)  $q_t^*$ , 그리고 잠재 진입기업 (potential entrant)의 수  $N_t$ 를 들 수 있다. Free-entry condition인  $V^p = c_q$ 는 노동시장의 수요의 특징을 나타내는 식이다. 정상상태에서의 노동의 수요량은,

$$L^d = N \int \phi(s', n) d\mu(s', n)$$

로  $\mu(s', n)$ 는 잠재 진입기업의 수가 매기 1이라고 가정할 때, state  $(s', n)$ 의 분포함수이다.  $\phi(s', n)$ 는 state가  $(s', n)$ 인 사업체의 노동 수요를 나타낸다.  $N$ 은 잠재적 진입기업의 실제 수 (actual mass of potential entry)이다.

소비자의 1계 최적화 조건은,  $Av'(1 - L_t) = w_t$ , 노동의 균형을 특징짓는다. 실제로 노동 수요가 (free-entry condition인  $V^p = c_q$ 와 더불어서) 균형임금인  $w_t^*$ 를 결정짓는다. 노동의 공급곡선인  $Av'(1 - L_t) = w_t$ 와 함께 균형 고용 수준인  $L^*$ 가 결정된다. 노동 시장의 균형은 그림 2에 나타나 있다.

일단 균형 고용 수준인  $L^*$ 가 결정되면, 잠재 진입기업 수  $N$ 의 균형 수준인  $N^*$ 는 노동 수요곡선인  $L^d = N \int \phi(s', n) d\mu(s', n)$ 에 의해 결정된다.

경제 전체의 이윤(Aggregate profit)은 다음과 같이 주어진다:

$$\Pi_t = Y_t - w_t L_t - R_t - N_t c_q - M_t c_e + X_t$$

여기서  $Y_t$ 는 총 생산량,  $N_t$ 는 잠재 진입기업(potential entrant)의 수,  $M_t$ 는 실제로 진입한 기업(actual entrants)의 수,  $X_t$ 는 경제 전체의 퇴출 가치 (exit value)

6) Hopenhayn과 Rogerson (1993)에서의 균형이 재화시장에서 달성되는 것과 달리 본 모형에서의 균형은 노동시장에서 결정된다. 이에 대해서는 Lee와 Mukoyama의 연구를 볼 것.

이다. 따라서 예산 제약식인  $C_t = w_t L_t + \Pi_t + R_t$ 와 결합하면, 균형(즉, 노동수요와 노동공급이 만나는 점)에서  $C_t = Y_t - N_t c_q - M_t c_e + X_t$ .

#### 4. 캘리브레이션 및 기본모형의 결과

모형의 결과가 한국 제조업 데이터에서 보여주는 통계치와 일치하도록 기본모형을 캘리브레이션(calibration) 한다. 한 기간은 1년으로 설정하며 임금  $w$ 을 1로 정규화(normalize)한다. 전체 노동량  $L=0.6$ 으로 고정시키고 잠재적 진입기업의 수  $N$ 을 설정한다. 여가에 대한 효용함수  $v(\cdot)$ 는 로그함수  $\ln(\cdot)$ 로 설정하고  $A$ 는 1계 조건  $Av'(1-L_t) = w_t$ 으로부터 도출한다.

기본모형에서는 해고 비용(firing tax)  $g(n_t, n_{t-1})$ 과 생산에 들어가는 고정 비용  $c_f$ 는 없다고 가정하고 노동 조정비용 함수  $h(n_t, n_{t-1}) = \gamma |n' - n|$ 이다. 개별 기업의 이질적인 생산성 충격인  $s$ 는

$$\ln(s') = a_s + \rho_s \ln(s) + \epsilon_s, \quad \epsilon_s \sim N(0, \sigma_s^2)$$

의 과정을 따른다. 기본모형에서는 Lee와 Mukoyama(2008)에서와 같이  $a_s = 0.04$ ,  $\rho_s = 0.94$ ,  $\sigma_s = 0.11$ 로 설정한다. 기업이 생산규모 변동에 따른 조정비용을 나타내는  $\lambda$ 는 Cooper, Haltiwanger, and Willis(2004)에서와 같이 0.983으로 설정한다. 기업이 퇴출할 때 얻게 되는 exit value,  $x_t$ ,는  $x_0$ 의 확률로 0을 갖고,  $1-x_0$ 의 확률로  $[0, \bar{x}]$ 에서 균등분포를 갖는다.  $x_0$ 와  $\bar{x}$ 는 데이터에서 나타나는 기업의 퇴출률과 퇴출 기업의 평균 크기와 맞도록 설정한다. 진입 비용  $c_e$ 와  $c_q$ 는 모형으로부터 도출한다. 지속 기업의 가치함수  $V^c(s', n)$ 가 주어진 가운데  $q^*$ 를 설정하여  $V^c(q_t^*) = c_e$ 과  $V^p = c_q$  조건으로부터  $c_e$ 와  $c_q$ 를 도출한다. 표7은 기본 모형에서 사용된 모수의 값을 보고한다.

<표 7> 기본모형의 모수 설정

$\beta$	$\theta$	$a_s$	$\rho_s$	$\sigma_s$	$\lambda$	$c_e$	$c_q$	$\gamma$	$q^*$	$x_0$	$\bar{x}$
0.94	0.64	0.04	0.97	0.11	0.983	852.58	18.21	0.2	1.05	0.53	1400

<표 8>은 기본 모형의 캘리브레이션 결과로 모형의 균형 결과와 실제 데이터를 비교한다. 캘리브레이션은 모형에서 도출된 진입률, 퇴출률 및 진입 퇴출 기업의 규모등이 실제 자료에서 관측되는 값과 유사하도록 모수를 설정하였다. 표 8에서 일자리 창출률과 소멸률을 제외한 변수들은 목표 변수로 설정되었다. 실제 자료에서 관측된 바에 비해 진입, 퇴출기업의 규모가 약간 크다는 점을 제외하고는 대부분의 변수가 비슷한 값을 보여주는데 이는 기본 모형이 우리나라 경제의 기업 동학 양상을 비교적 가깝게 만들어낼 수 있다는 것을 의미한다. 목표치로 설정되지 않은 변수인 일자리 창출률과 소멸률을 살펴보면, 모형경제에서는 약 12%의 일자리 창출률과 소멸률을 보여 주는데, 이는 실제 자료에서 관측되는 창출률과 소멸률의 중간값에 가까운 값이다. 참고로 이 모형은 안정적(stationary) 모형으로 정상 상태(steady state)에서 진입기업의 수와 퇴출 기업의 수가 같도록 설정되어 있다. 그 결과 일자리의 창출과 소멸이 비슷한 정도로 이루어진다.

**<표 8> 데이터와 모형의 통계치 비교**

구분	한국 자료	기본모형
사업체의 평균 크기 (고용수준)		
- 모든 기업	42.743	42.679
- 지속 기업	48.726	45.734
- 진입 기업	20.233	24.604
- 퇴출 기업	21.414	24.732
사업체의 상대적 크기 (지속기업 대비)		
- 진입 기업	0.4152	0.538
- 퇴출 기업	0.4395	0.541
진입률 (Entry rate)	14.4%	14.54%
퇴출률 (Exit rate)	17.7%	14.54%
일자리 창출률 (Job creation rate)	15.20%	12.11%
일자리 소멸률 (Job destruction rate)	11.00%	12.46%

자료: 사업체의 평균 크기와 상대적 크기는 김혜원 (2004)에 보고된 통계를 사용한 것으로 광공업통계조사보고서의 5인 이상 사업체에 근거한 자료임 (1982~2000).

모형경제가 우리나라 사업체 분포를 얼마나 가깝게 만들어낼수 있는지를 살펴보기 위해 아래 표9는 기존 연구에서 보고된 사업체 크기 분포와 모형 경제에서의 사

업체 크기 분포를 보고한다. 참고로 제조업 자료의 경우 5인 미만 사업체에 대한 자료가 보고 되어 있지 않아 생략한다. 전반적으로 10 - 49 가 가장 큰 비중을 차지하고 규모가 큰 사업체의 분류로 갈수록 그 수가 줄어든다는 자료에서 관측되는 분포의 특성을 맞추고는 있다. 하지만 기본 모형이 정확한 분포를 맞추지는 못하는데 이는 실제 중소기업에 대한 혜택 등 현실 경제의 제도 및 특성이 모형에는 반영되어 있지 않다는 한계를 보여준다. 아울러 기본 모형은 이질적 충격과정이 전 사업체에 동일하게 적용된다고 가정함으로써 소규모의 사업체와 대기업이 기본적으로 다른 성장 과정을 거칠 수 있다는 사실을 고려하고 있지 못하다. 기본 모형이 실제 자료에서 관측되는 사업체 분포를 맞추기 위해서는 보다 현실적인 제도 등을 모형에 반영하는 것이 필요할 것이다.

**<표 9> 사업체 크기 분포**

구분	한국 자료	기본모형
1 - 4		0.1160
5 - 9	0.264	0.1455
10 - 49	0.585	0.5035
50 - 99	0.086	0.1219
100 - 300	0.049	0.1028
300 +	0.016	0.0103

자료: 한국 자료는 조성욱 KDI정책연구(2000)에서 보고된 통계를 사용한 것으로 광공업통계조사 보고서의 5인 이상 사업체에 근거한 자료임 (1990~1998).

## VI. 모형을 이용한 정책 분석 결과

현행 고용지원을 위한 세제 혜택이 세액공제로 이루어지고 있다는 사실을 고려해 고용 보조금 형태의 정책이 실시될 경우의 효과를 살펴본다. 현재 시행 중인 고용 촉진 재정정책이 세액 공제와 같은 보조금 형태로 이루어지고 있다는 점에 근거해 본 장에서는 고용보조금과 진입보조금이 고용 및 기업의 진입, 퇴출에 미치는 영향을 살펴본다. 본 연구에서 분석하는 모형의 특징은 기업 규모별로 고용 결정이 다르게 이루어 질 수 있다는 사실을 명시적으로 고려한다는 것이다. 현재 세제 지원이 중소기업에 한정되어 있다는 사실을 명시적으로 고려해 보조금의 지원 범위를 사업체 규모별로 한정하는 경우를 살펴본다.

## 1. 고용보조금의 효과

먼저, 이 절에서는 고용보조금의 효과를 살펴본다. 보조금의 규모로는 시장 임금의 50%, 25%, 10%을 고용보조금으로 지원하는 경우로 나누어 분석한다. 예를 들어 평균 연봉이 3,000만원이라고 가정시 300만원의 보조금은 10%의 고용보조금에, 청년을 대상으로한 1,500만원 지원은 50%의 고용보조금에 해당한다고 볼 수 있다.

본 연구에서 분석하는 모형의 특징은 기업 규모별로 고용 결정이 다르게 이루어질 수 있다는 사실을 명시적으로 고려한다는 것이다. 현재 세제 지원이 중소기업에 한정되어 있다는 사실을 명시적으로 고려해 보조금의 지원 범위를 사업체 규모별로 한정하는 경우를 살펴본다. 본 연구에서는 50인 이하, 100인 이하, 200인 이하, 모든 기업에 고용보조금을 지원하는 경우를 각각 나누어 분석한다.

### 가. 균형 임금의 50%을 고용보조금으로 지원하는 경우

본 절에서는 모형에서의 균형 임금의 50%에 해당하는 금액을 새로 창출된 고용자 수만큼 사업체에 지원할 경우 경제의 변화를 고려한다. <표 10>에서는 임금 50%에 해당하는 보조금이 지급되었을 경우 시장의 임금, 기업의 크기 (고용 규모), 진입률, 퇴출률, 일자리 창출률, 소멸률의 변화를 살펴본다. 첫 줄의  $q^*$ 는 진출 기업의 최저 아이디어 수준으로 어느 정도 수준의 기업이 진입하는지를 보여준다 (Selection).

<표 10> 균형 임금의 50%을 지원하는 경우

	한국 자료	기본 모형	50인 이하	100인 이하	200인 이하	모든기업	
$q^*$		1.05	1.0410	1.0437	1.0453	1.0455	
임금 ( $w$ )		1.0	1.0949	1.0994	1.1019	<b>1.1022</b>	
평균 크기	모든 기업	42.743	42.679	37.70	37.85	38.57	38.79
	지속 기업	48.726	45.734	38.71	38.94	39.92	<b>40.16</b>
	진입 기업	20.233	24.604	32.11	31.84	31.07	<b>31.16</b>
	퇴출 기업	21.414	24.732	24.67	23.97	24.06	24.02
진입률	14.4%	14.54%	15.293%	15.258%	15.245%	15.242%	
퇴출률	17.7%	14.54%	15.293%	15.258%	15.245%	15.242%	
일자리 창출률	15.20%	12.11%	21.43%	23.62%	21.75%	22.24%	
일자리 소멸률	11.00%	12.46%	21.83%	24.02%	22.15%	22.63%	

세제 혜택이 중소기업에 한정되어 있다는 사실을 반영하기 위해 사업체 규모별로 지원이 제한되는 경우를 상정, 50인 이하, 100인 이하, 200인 이하, 그리고 모든 기업에 지원하는 경우를 따로 분석, 보고한다. 모든 경우에서 일자리 창출률은 2배이상 증가해서 고용 보조금 지원이 지원 기업 규모에 상관없이 고용을 증가시키는 효과가 있는 것으로 보인다. 다만 모형의 특성상 일자리 소멸률도 같이 증가하는데 뒤에서 살펴 보듯이 전반적으로 경제 전체의 고용은 증가하는 것으로 나타난다.

한가지 유의할 사항은 보조금의 지급으로 노동 수요가 늘어나는 일반 균형 효과로 시장 임금이 약 10%정도 상승한다는 것이다. 시장임금의 기업의 평균 고용규모, 특히 지속 기업의 고용 규모를 감소시키는데 기본 모형과 모든기업에 보조금을 지급하는 경우를 비교하면 지속기업은 평균 45.7명을 고용하다가 보조금 정책이 시행된 후 40명으로 고용 규모를 줄인다는 것을 알 수 있다. 반면 고용보조금은 진입 기업에게 진입보조금으로 작용해 진입기업의 규모를 약 24.7명에서 31명 수준으로 증가시킨다.

위에서  $q^*$ 는 진입기업의 section을 나타내는 변수로 이의 감소는 상대적으로 생산성이 낮은 기업도 진입한다는 것을 의미한다. 고용보조금으로 상대적으로 생산성이 낮은 기업의 진입도 일어나나 그 차이는 그다지 크지 않은 것으로 보인다. 이는 뒤에서 살펴볼 진입보조금이 생산성이 낮은 기업의 진입을 유인하는 것과는 차이를 보여주는 것이라 할 수 있다.

<표 11> 사업체 크기 분포 (50% 고용보조금 지원)

	한국 자료	기본 모형	50인 이하	100인 이하	200인 이하	모든 기업
1 - 4		0.1160	0.1342	0.1325	0.1316	0.1314
5 - 9	0.264	0.1455	0.1475	0.1469	0.1466	0.1465
10 - 49	0.585	0.5035	<b>0.5609</b>	0.5142	0.5152	0.5153
50 - 99	0.086	0.1219	0.0564	<b>0.1541</b>	<b>0.0988</b>	0.0995
100 - 300	0.049	0.1028	0.0978	0.0490	<b>0.0951</b>	0.1009
300 +	0.016	0.0103	0.0032	0.0034	0.0127	0.0063

<표 11>은 고용 보조금 지원시 사업체 규모 분포의 변화를 보여준다. 모든 기업에 고용 보조금을 지원하는 경우에는 사업체 규모 분포에 큰 변화가 일어나지 않

았다. 하지만 사업체 규모에 따라 차별적으로 보조금을 지원하는 경우 보조금이 지원되는 규모에 해당하는 사업체의 수가 상대적으로 크게 증가하고 보조금 지원 대상보다 규모가 큰 사업체의 수는 현저히 감소한다는 것을 알 수 있다. 이는 사업체 규모에 따른 차별적 보조 정책이 사업체 규모의 왜곡을 가져올 가능성이 있다는 것을 시사한다.

아래 <표 12>는 고용보조금이 지원될 경우 사업체 규모별 일자리 창출률과 소멸률이 어떻게 변하는지를 보여준다. 보고된 결과를 해석하는데 있어서 주의해야 할 것은 기본모형이 사업체 규모별 일자리 생멸률을 근사하게 맞추지 못하는 한계가 있는 상태에서의 실험이라는 점이다. 이는 기본 모형에서 사업체가 직면하는 이질적 충격이 Mean Reversion Shock Process를 따르기 때문이다. 특히 고용 생멸 양상을 맞추기 위해서는 매우 persistent한 AR(1) process가 필요한데 (0.94), 모형 내에서 상대적으로 규모가 큰 기업은 평균 규모로 수렴하려는 경향을 보여 일자리 창출보다는 소멸을 보여주려는 경향이 강하다.

<표 12> 사업체 규모별 일자리 창출률 및 소멸률 (50% 고용보조금 지원)

(단위 : %)

	한국자료		기본모형		50인 이하		100인 이하		200인 이하	
	JC	JD	JC	JD	JC	JD	JC	JD	JC	JD
1 - 4	87.08	12.47	90.47	13.49	90.54	13.49	55.70	8.26	90.46	13.61
5 - 9	7.65	19.27	17.48	26.67	16.59	27.03	1.81	2.87	16.90	27.22
10 - 49	5.88	18.12	21.10	24.01	14.54	27.16	18.33	33.32	<b>14.58</b>	26.97
50 - 99	4.50	14.71	0.00	32.31	19.90	20.15	9.10	17.94	<b>12.72</b>	25.17
100-300	4.05	8.47	0.70	19.98	0.39	<b>33.50</b>	15.05	<b>27.89</b>	<b>10.60</b>	20.95
300+	0.00	6.04	0.00	15.84	0.00	<b>16.34</b>	0.00	<b>9.73</b>	0.00	<b>24.84</b>

주: JC는 창출률 (Job Creation rate), JD는 퇴출률 (Job Destruction rate)을 의미함.

이러한 한계점을 유념하고 결과를 살펴보면, 규모별로 차이를 두는 보조금은 보조금 지원 대상 사업체에 한정해서 창출률을 높이는 효과가 있는 것으로 보인다. 보조금 지원대상에 해당하는 사업체의 경우 일자리 창출률은 증가하였다. 반면 보조금 지원 대상보다 규모가 큰 사업체에서는 일자리 퇴출률이 급격히 증가하였다. 이는 상대적으로 임금은 증가한 반면 보조금은 받지 못하는 데에서 오는 효과와 더불어 보조금을 받기 위해 사업체 규모를 줄일 유인에서 비롯되는 것으로 보인다.

#### 나. 균형 임금의 25%을 고용보조금으로 지원하는 경우

본 절에서는 모형에서의 균형 임금의 25%에 해당하는 금액을 새로 창출된 고용자 수만큼 사업체에 지원할 경우 경제의 변화를 고려한다. <표 13>에서는 임금 25%에 해당하는 보조금이 지급되었을 경우 시장의 임금, 기업의 크기 (고용 규모), 진입률, 퇴출률, 일자리 창출률, 소멸률의 변화를 살펴본다. 일자리 창출률은 보조금 지급으로 증가하나 증가의 정도는 50% 보조금의 경우에 비해 상대적으로 작게 나타났다.

<표 14>는 고용 보조금 지원시 사업체 규모 분포의 변화를 보여준다. 50% 보조금의 경우와 마찬가지로 사업체 규모에 따라 차별적으로 보조금을 지원하는 경우 보조금이 지원되는 규모에 해당하는 사업체의 수가 상대적으로 크게 증가하고 보조금 지원 대상보다 규모가 큰 사업체의 수는 현저히 감소하였다.

<표 13> 균형 임금의 25%을 지원하는 경우

	한국 자료	기본 모형	50인 이하	100인 이하	200인 이하	모든 기업	
$q^*$		1.05	1.0442	1.0458	1.0469	1.0470	
임금 ( $w$ )		1.0	1.0414	1.0441	1.0459	1.0461	
평균 크기	모든 기업	42.743	42.679	39.59	39.77	40.42	40.45
	지속 기업	48.726	45.734	41.76	42.25	43.03	43.02
	진입 기업	20.233	24.604	27.22	25.63	24.59	25.78
	퇴출 기업	21.414	24.732	24.61	24.36	25.55	24.50
진입률	14.4%	14.54%	14.941%	14.924%	14.916%	14.914%	
퇴출률	17.7%	14.54%	14.941%	14.924%	14.916%	14.914%	
일자리 창출률	15.20%	12.11%	13.82%	13.85%	13.50%	13.82%	
일자리 소멸률	11.00%	12.46%	14.20%	14.23%	13.86%	14.19%	

<표 14> 사업체 크기 분포 (25% 고용보조금 지원)

	한국 자료	기본 모형	50인 이하	100인 이하	200인 이하	모든 기업
1 - 4		0.1160	0.0792	0.0784	0.0778	0.0778
5 - 9	0.264	0.1455	<b>0.2135</b>	0.2130	0.2127	0.2126
10 - 49	0.585	0.5035	0.5176	0.4419	0.4423	0.4423
50 - 99	0.086	0.1219	0.0652	<b>0.1995</b>	<b>0.1601</b>	0.1597
100 - 300	0.049	0.1028	0.1150	0.0581	<b>0.0923</b>	0.1002
300 +	0.016	0.0103	0.0094	0.0092	0.0147	0.0074

아래 <표 15>는 고용보조금이 지원될 경우 사업체 규모별 일자리 창출률과 소멸률이 어떻게 변하는지를 보여준다. 고용보조금의 일자리 창출 및 소멸에 미치는 효과가 50%보조금의 경우에 비해 상대적으로 작아 전반적으로 사업체 규모별 일자리 생멸률에 큰 변화를 가져오지는 못하는 것으로 보인다.

<표 15> 사업체 규모별 일자리 창출률 및 소멸률 (25% 고용보조금 지원)

(단위 : %)

	한국자료		기본모형		50인 이하		100인 이하		200인 이하	
	JC	JD	JC	JD	JC	JD	JC	JD	JC	JD
1 - 4	87.08	12.47	91.74	12.29	91.33	12.58	91.33	12.66	91.41	12.56
5 - 9	7.65	19.27	8.30	20.49	8.30	20.50	8.29	20.50	8.29	20.50
10 - 49	5.88	18.12	7.29	18.88	6.45	19.54	6.47	19.54	6.47	19.54
50 - 99	4.50	14.71	3.16	18.44	7.27	15.06	5.22	16.02	5.81	15.92
100-300	4.05	8.47	2.85	10.88	2.06	10.82	4.98	<b>10.59</b>	4.63	10.95
300+	0.00	6.04	0.00	5.85	0.00	6.07	0.00	7.28	0.00	8.25

#### 다. 균형 임금의 10%를 고용보조금으로 지원하는 경우

본 절에서는 모형에서의 균형 임금의 10%에 해당하는 금액을 새로 창출된 고용자 수만큼 사업체에 지원할 경우 경제의 변화를 고려한다. 이는 평균 임금을 3,000만원으로 잡을 경우 새롭게 창출된 고용당 300만원의 보조금을 지급하는 것으로 생각해 볼 수 있다. <표 16>에서는 임금 10%에 해당하는 보조금이 지급되었을 경우 시장의 임금, 기업의 크기 (고용 규모), 진입률, 퇴출률, 일자리 창출률, 소멸률의 변화를 살펴본다. 앞에서 살펴본 50% 보조금과 25% 보조금의 경우와 달리 진입률, 퇴출률, 일자리 창출률 및 소멸률 등 주요 동학 변수에 대해 눈에 띄는 변화가 일어나지 않았다. 이는 새로운 고용 창출에 지급되는 보조금의 규모가 상대적으로 작아 기업의 의사 결정에 큰 영향을 미치지 않음을 의미한다. 표에서 임금은 약 1.8% 정도 상승하여 상대적으로 그 효과가 크지 않음을 알 수 있다.

<표 17>은 고용 보조금 지원시 사업체 규모 분포의 변화를 보여준다. 앞에서 살펴본 것처럼 모든 기업에 고용 보조금을 지원하는 경우에는 사업체 규모 분포에 큰 변화가 일어나지 않았다. 하지만 사업체 규모에 따라 차별적으로 보조금을 지

원하는 경우 보조금이 지원되는 규모에 해당하는 사업체의 수가 상대적으로 크게 증가하고 보조금 지원 대상보다 규모가 큰 사업체의 수는 현저히 감소한다는 것을 알 수 있다. 이는 일자리 창출에 큰 영향을 미치지 않을 정도로 상대적으로 작은 보조금일지라도, 사업체 규모에 따라 차별적으로 지급할 경우 사업체 규모 분포에 왜곡을 가져올 가능성이 있다는 것을 시사한다.

**<표 16> 균형 임금의 10%을 지원하는 경우**

		한국 자료	기본 모형	50인 이하	100인 이하	200인 이하	모든기업
$q^*$			1.05	1.0474	1.0482	1.0487	1.0488
임금 ( $w$ )			1.0	1.0159	1.0171	1.0180	1.0181
평균 크기	모든 기업	42.743	42.679	41.59	41.70	41.79	41.74
	지속 기업	48.726	45.734	44.33	44.57	44.66	44.59
	진입 기업	20.233	24.604	25.71	25.04	25.12	25.18
	퇴출 기업	21.414	24.732	24.82	24.64	24.53	24.54
진입률		14.4%	14.54%	14.709%	14.702%	14.699%	14.698%
퇴출률		17.7%	14.54%	14.709%	14.702%	14.699%	14.698%
일자리 창출률		15.20%	12.11%	12.71%	12.62%	12.74%	12.76%
일자리 소멸률		11.00%	12.46%	13.06%	12.97%	13.09%	13.11%

**<표 17> 사업체 크기 분포 (10% 고용보조금 지원)**

	한국 자료	기본 모형	50인 이하	100인 이하	200인 이하	모든 기업
1 - 4		0.1160	0.0766	0.0763	0.1206	0.1206
5 - 9	0.264	0.1455	0.2101	0.2099	0.1651	0.1651
10 - 49	0.585	0.5035	0.4844	0.4393	0.4404	0.4403
50 - 99	0.086	0.1219	0.1205	0.1888	0.1641	0.1653
100 - 300	0.049	0.1028	0.0983	0.0756	0.0956	0.1010
300 +	0.016	0.0103	0.0100	0.0101	0.0142	0.0077

아래 <표 18>은 10% 임금에 해당하는 고용보조금이 지원될 경우 사업체 규모별 일자리 창출률과 소멸률이 어떻게 변하는지를 보여준다. 전반적으로 보조금의 지급으로 인해 일자리 창출률 및 소멸률에 생기는 변화는 그다지 크지 않았다. 다만 200인 이하 사업체에만 보조금을 지원하는 경우에도 4인 이하 사업체의 일자리 창

출률은 오히려 감소하였다는 점에 주목할 필요가 있다. 이는 상대적으로 규모가 작은 사업체에만 보조금을 지원하는 경우에도 그 중 더 규모가 영세한 사업체는 전반적인 임금 상승 등으로 오히려 고용에 부정적인 효과를 가져올 가능성이 있을 수 있다는 것을 의미한다.

<표 18> 사업체 규모별 일자리 창출률 및 소멸률 (10% 고용보조금 지원)

(단위 : %)

구분	한국자료		기본모형		50인 이하		100인 이하		200인 이하	
	JC	JD	JC	JD	JC	JD	JC	JD	JC	JD
1 ~ 4	87.08	12.47	91.21	12.31	91.00	12.38	87.28	12.66	<b>87.31</b>	12.63
5 ~ 9	7.65	19.27	8.02	20.30	7.76	20.24	7.58	20.31	7.58	20.31
10 ~ 49	5.88	18.12	6.24	18.59	6.35	19.10	6.36	19.08	6.37	19.08
50 ~ 99	4.50	14.71	4.39	15.25	5.63	14.44	4.96	15.37	5.10	15.36
100~300	4.05	8.47	3.61	9.00	3.12	8.71	4.59	9.48	3.96	9.16
300+	0.00	6.04	0.00	6.07	0.00	6.08	0.00	6.68	0.00	6.75

## 2. 창업 지원금의 효과

2절에서는 창업지원금이 고용 및 기업 동학에 미치는 효과를 살펴본다. 창업 지원금의 한 예로 진입시 진입 비용(entry cost)의 1%를 지원하는 경우를 분석해 보도록 한다. 앞 장에서 캘리브레이션한 기본 모형의 진입 비용을 근거로 계산할 경우 진입 비용의 1%는 약 8.5명의 임금에 해당하는 금액을 지원하는 것과 금액상 같은 효과가 있다.

<표 19>에서는 진입비용 1%에 해당하는 진입 보조금이 지급되었을 경우 시장의 임금, 기업의 크기 (고용 규모), 진입률, 퇴출률, 일자리 창출률, 소멸률의 변화를 살펴본다. 첫 줄의  $q^*$ 는 진출 기업의 최저 아이디어 수준으로 어느 정도 수준의 기업이 진입하는지를 보여주는데 (Selection), 기본 모형에 비해 진입기업의 아이디어의 임계점(threshold)이 30%가량 감소하였다. 이는 진입 보조금으로 인해 이전에는 진입하지 못했던 생산성이 낮은 기업이 진입하였음을 의미한다. 그로 인해 진입률은 기본 모형에 비해 2퍼센티지포인트 가량 증가한다. 즉 직접적인 창업 보조의

효과로 임금 50%에 해당하는 고용보조금 지원의 경우보다 진입률이 더 높아졌음을 알 수 있다. 하지만 진입보조금은 진입하는 기업에만 혜택이 돌아가 경제 전체의 일자리 창출률에는 그다지 큰 영향을 미치지 못하였다.

<표 19> 진입 비용(entry cost)의 1%를 지원하는 경우

		한국자료	기본모형	진입비용 1% 지원
$q^*$			1.05	0.733095
임금 ( $w$ )			1.0	1.061974
평균 크기	모든 기업	42.743	42.679	<b>25.26</b>
	지속 기업	48.726	45.734	<b>27.25</b>
	진입 기업	20.233	24.604	<b>14.87</b>
	퇴출 기업	21.414	24.732	<b>15.40</b>
진입률		14.4%	14.54%	16.092%
퇴출률		17.7%	14.54%	16.092%
일자리 창출률		15.20%	12.11%	13.10%
일자리 소멸률		11.00%	12.46%	13.74%

<표 20>은 진입 보조금 지원시 사업체 규모 분포의 변화를 보여준다. 진입 비용의 보조로 상대적으로 규모가 작은 사업체 (1 - 4와 5 - 9)의 수가 증가하였음을 알 수 있다. 이는 모형에서 잠재적 진입자의 수에 비해 전체 사업체(기업)의 수가 고용보조금을 지급하는 경우에 비해 절대적으로 증가함을 의미한다. 진입 보조금 지급시 규모가 큰 사업체의 수는 현저히 감소하는데 이는 진입 보조금이 상대적으로 규모가 작은 사업체의 창출은 장려하는 한편 사업체 규모의 왜곡을 가져올 가능성이 있다는 것을 의미한다.

<표 20> 사업체 크기 분포 (진입 비용의 1%를 지원)

구분	한국자료	기본모형	진입비용 1% 지원
1 ~ 4		0.1160	0.3262
5 ~ 9	0.264	0.1455	0.2098
10 ~ 49	0.585	0.5035	0.3211
50 ~ 99	0.086	0.1219	0.0921
100 ~ 300	0.049	0.1028	0.0442
300 +	0.016	0.0103	0.0065

아래 <표 21>은 창업 보조금이 지원될 경우 사업체 규모별 일자리 창출률과 소멸률이 어떻게 변하는지를 보여준다. 앞에서 살펴본 바와 같이 진입률의 상승으로 규모가 작은 기업의 수는 늘어나는데 비해 일자리 창출률은 오히려 줄어드는데 이는 진입 사업체의 규모가 절대적으로 감소하는 데에서 비롯된다(창업시 24.6명 고용에서 18.7명 고용).

<표 21> 사업체 규모별 일자리 창출률 및 소멸률 (진입 비용의 1%를 지원)

(단위 : %)

	한국자료		기본모형		진입비용 1% 지원	
	JC	JD	JC	JD	JC	JD
1 ~ 4	87.08	12.47	91.21	12.31	<b>72.68</b>	<b>14.37</b>
5 ~ 9	7.65	19.27	8.02	20.30	7.46	19.54
10 ~ 49	5.88	18.12	6.24	18.59	5.88	18.68
50 ~ 99	4.50	14.71	4.39	15.25	5.36	14.07
100 ~ 300	4.05	8.47	3.61	9.00	3.28	9.27
300+	0.00	6.04	0.00	6.07	0.00	6.20

### 3. 임금과 고용, 산출량 분석

본 장에서는 앞에서 살펴본 고용보조금과 창업지원금이 경제 전체의 산출량, 노동량, 생산성에 미치는 영향을 살펴본다. 생산성은 노동생산성과 솔로우 레지듀얼과 같은 요소 생산성을 살펴본다.

<표 22> 지원 정책에 따른 임금, 산출량, 노동량 및 생산성 비교

구분	임금	산출량(Y)	노동량(L)	$Y/L$	$Y/L^{\theta}$	
기본모형	1.000	0.985	0.600	1.642	1.366	
고용보조금 (200인 이하)	10%	1.018	1.000	0.607	1.648	1.377
	25%	1.046	1.023	0.618	1.657	1.393
	50%	1.102	1.062	0.637	1.667	1.417
창업지원 (진입비용의 1%)	1.062	1.089	0.623	1.747	1.473	

<표 22>에 나타난 바와 같이 고용보조금과 창업 지원금 모두 전반적으로 산출량과 고용을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 200인 이하 사업체에 임금의 50%에 해당하는 고용보조금을 지원할 경우 고용은 약 5% 정도 증가하는 것으로 나타났다. 창업 지원금의 경우도 비록 진입사업체의 규모는 줄어들어도 그 수가 크게 늘어남에 따라 경제 전체의 고용은 증가하는 것으로 나타났다.

## Ⅶ. 결론

노동시장의 경직성 및 고용보호 정책이 실업 및 노동시장에 미치는 영향은 중요한 연구주제이다. 본 연구에서 개발되는 모형은 기업의 고용조정에 따른 변화를 명시적으로 고려함으로써 창업보조금, 임금보조, 해고비용 등 정부의 다양한 고용정책의 효과를 분석하는 데 사용할 근간을 제공할 것으로 기대된다. 본 모형을 통해 고용보조금과 진입보조금이 고용에 미치는 효과를 살펴본 결과 두 정책 모두 고용 증진에 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다. 하지만 전반적인 시장 임금이 상승하는 등 일반 균형효과와 보조금이 특정 규모의 사업체에만 그 혜택이 돌아갈 경우 사업체 규모의 왜곡을 가져올 수 있다는 문제점도 있음을 알 수 있었다.

본 모형의 실험 결과를 해석하는 데에는 다음과 같은 한계점을 명확히 할 필요가 있다. 먼저 본 연구에서 사용된 모형은 정상적 (stationary) 모형으로 진입률과 퇴출률, 일자리 창출률과 소멸률이 같다는 한계가 있다. 또한 사업체 규모의 분포나 일자리 소멸률의 사업체별 분포를 맞추는 데 한계가 있는 상태에서의 정책 분석이라는 점에서 해석에 유의해야 할 것이다. 그리고 본 연구에서는 보조금이 어디서 오는지 재원에 대해 설명을 하고 있지 못하다. 아직 세원에 대한 설명이 없어 정부의 재정에 대해서는 추후 연구에서 보완할 필요가 있다. 마지막으로 규모가 작은 사업체의 경우 실제 납부세액이 작아 세액 공제의 혜택이 작을 수 있다는 점에 유의해야 할 것이다.

## 참고문헌

- 김현경 · 윤영희, “사업체 생멸현황분석.” 2011년 상반기 연구보고서, 통계청, 제 I 권, 제4장(2011), pp. 173-261.
- 김혜원, “1981-2000년간 한국 광공업 5인 이상 사업체에서의 일자리 창출과 소멸.” 노동경제논집, 제27권, 제2호 (2004), pp. 29-66.
- 문외술, “고용보호제도 변화가 노동시장에 미치는 영향 분석.” 금융경제연구, 한국은행, 제342호 (2008), pp. 1-66.
- 윤윤규 · 고영우, “일자리 창출 및 소멸의 구조와 특징.” 노동리뷰, 한국노동연구원, 제57호 (2009), pp. 15-29.
- 한진희, “진입 · 퇴출의 창조적 파괴과정과 총요소생산성 증가에 대한 실증분석,” KDI 정책연구, 한국개발연구원, 제25권 제2호 (2003), pp. 3-53.
- Alvarez, F. and Veracierto, M., “Search, self-insurance and job-security provisions.” Working Paper 98-2 (1998), Federal Reserve Bank of Chicago.
- Ayyagari, M., Demircuc-Kunt, A. and Maksimovic, V., "Small vs. young firms across the world : contribution to employment, job creation, and growth." Policy Research Working Paper Series 5631 (2011), The World Bank.
- Berger, D. “Countercyclical Restructuring and Jobless Recoveries.” Manuscript (2012), Yale University.
- Burda, M., “A note on firing costs and severance benefits in equilibrium unemployment.” *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 94, no. 3 (1992), pp. 479 - 89.
- Clementi, G. L. and Dino Palazzo, "Entry, Exit, Firm Dynamics, and Aggregate Fluctuations," Working Paper Series 27-10 (2010), The Rimini Centre for Economic Analysis.
- Ehrenberg R. and R. Smith., *Modern Labor Economics : Theory and Public Policy*,. (Prentice Hall, 2011).
- Foster, L., J.C. Haltiwanger, and C.J. Krizan, "Aggregate Productivity Growth:

- Lessons from Microeconomic Evidence." in C.R. Hulten, E.R. Dean, and M.J. Harper (eds.), *New Developments in Productivity Analysis*, (Chicago: University of Chicago Press, 2001), pp. 303 - 363.
- Gollin, Douglas., "Nobody's business but my own: Self-employment and small enterprise in economic development." *Journal of Monetary Economics*, vol. 55, No. 2 (2008), pp.219-233.
- Haltiwanger, John C., Ron S. Jarmin and Javier Miranda, "Who Creates Jobs? Small vs. Large vs. Young." NBER Working Papers 16300 (2010), National Bureau of Economic Research, Inc.
- Hobijn, B. and Şahin, A., "Firms and Flexibility." *Economic Inquiry*, Vol. 51. No. 1 (2013), pp. 922 - 940.
- Hopenhayn, H. and Richard Rogerson, "Job turnover and policy evaluation: a general equilibrium analysis." *Journal of Political Economy*, vol. 101, no. 5 (1993), pp. 915 - 38.
- Joh, Sung Wook., "Micro-Dynamics of Industrial Competition: Evidence from Korean Manufacturing Plants." Korea Development Institute Policy Study, Policy Study Series 2000-05 (2000), pp. 1-66.
- Lee, Y. and Toshihiko Mukoyama, "Entry, exit and plant-level dynamics over the business cycle." Working Paper 0718 (2008), Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Ljungqvist, L., "How do lay-off costs affect employment?", *The Economic Journal*, vol. 112, issue 482 (2002), pp. 829 - 853.
- Mortensen, Dale T. and Christopher A. Pissarides, "New developments in models of search in the labor market." in O. Ashenfelter and D. Card (ed.), *Handbook of Labor Economics*, edition 1, vol. 3, chapter 39, (Elsevier, 1999), pp. 2567-2627.
- Macnamara, P., "Firm Entry and Exit with Financial Frictions." Manuscript (2012).
- Moscarini, G. and Fabien Postel-Vinay, "The Contribution of Large and Small Employers to Job Creation in Times of High and Low Unemployment,"

*American Economic Review*, vol. 102, No. 6 (2012), pp. 2509-39.

Mukoyama, T, "On the Establishment Dynamics in the United States and Japan," *Monetary and Economic Studies*, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, vol. 27, No. 1 (2009), pp. 53-74.

Roberto M. Samaniego, "Entry, Exit and Business Cycles in a General Equilibrium Model," *Review of Economic Dynamics*, vol. 11, No. 3 (2008), pp. 529-541.