

# 한국의 지역소비가 지역소득에 미치는 영향 분석

- 패널공적분에 의한 접근 -

이현재\*

## On the Effect of Regional Consumption toward Regional Income in Korea - An Application of Panel Cointegration -

Hyun-Jae Rhee\*

**국문요약** 본 연구는 우리나라의 지역 소비지출이 지역소득 증대에 미치는 영향을 분석하기 위한 것이다. 실증분석을 위한 계량경제기법으로는 패널공적분, 합리적기대 및 FM-OLS 공적분추정법을 적용하였는데 그 결과에 의하면 지역소득이 현재의 지역소비 뿐만 아니라 전기의 지역소득과 정(+)의 관계를 유지하고 있어서 수요측면을 활용한 지역소득 증대의 가능성을 시사하고 있다. 시도별 한계소비성향과 지출승수에 의하면 한계소비성향의 상위그룹은 지역 소비지출을 증가시킬 경우 지출승수 효과에 의해 지역내총생산이 증대되는 반면, 중위 및 하위그룹에서는 그 효과가 미미하거나 지역내총생산이 오히려 감소하는 것으로 분석되었다. 이와 같은 현상을 해소하기 위해서는 지역경제의 운용에 있어서 시장기능을 강화하고 지역 소비지출의 확대를 통한 지역소득 창출체계의 구축이 선행되어야 할 것으로 판단된다.

**주제어** 한계소비성향, 지출승수, 합리적기대, 패널공적분, FM-OLS

**Abstract** : The paper is basically designed to investigate how regional consumption affects to regional income in Korea by introducing a model with panel cointegration, rational expectation and FM-OLS cointegration methodology. Empirical evidence reveals that the regional income could be stimulated by manipulating the regional consumption due to the fact that current regional consumption and first-lagged regional income are positively related to the level of regional income. Although there exists a possibility to increase the regional income which is associated with a spending multiplier in the group of regions with highly calculated MPC, but not in the groups of regions with middle and low calculated MPCs. To this end, it could be tentatively concluded that market-oriented system should be implemented elaborately to enable that the spending multipliers are appropriately operated in these two groups.

\* 청주대학교 경제학과 교수(hyunrhee@cju.ac.kr)

**Key Words** : MPC, Spending Multiplier, Rational Expectation, Panel Cointegration, FM-OLS

## 1. 서론

전통적인 거시경제정책은 경제성장의 초기단계에서 재정 및 금융정책을 활용한 총수요관리의 중요성을 시사하고 있다. 즉, 총수요를 유효수요와 연결하여 소득증대를 도모하는 경제정책의 효율성은 실증분석을 통해서도 입증되고 있다. 주지하는 바와 같이 재정정책에 의한 총수요 관리는 보다 직접적인 형태로 운용되는데 주로 정부지출을 증대시키거나 조세제도에 의존하게 되며, 금융정책은 통화량이나 이자율을 조정하여 그 효과가 금융시장의 전달기능(transmission mechanism)을 통해 구체화 되도록 유도하고 있다. 그러나 경제성장이 고도화 단계에 진입하여 시장기능이 활성화되면 소득증대 과정에서 민간부문의 소비와 투자 지출의 역할이 증대하게 된다. 특히, 이 단계에서 소비지출은 국민소득 중에서 차지하는 비중이 점차 높아지기도 하고, 또한 활성화된 시장기능과 결합하면서 체계적인 경제정책의 수행을 가능케 하기 때문에 경제운용의 중요한 전환점으로 인식되고 있다.

우리나라의 경우 지방자치제를 시행한지 20여년이 지났지만 지역경제 정책은 아직까지도 중앙정부 의존적인 지대추구(rent-seeking)의 형태를 유지하고 있다. 즉, 국가의 산업정책에 순응하면서 이와 관련된 예산을 보다 많이 확보하는 방안에 관심을 갖게 되어 중앙정부의 산업정책을 대부분의 지자체가 유사한 형태로 수행하는 경우가 빈번하다. 그 결과 지역소득 창출의 원천도 생산측면에 치중하는 경향으로 나타나게 된다. 즉, 중앙정부로부터 배분받은 투자재원과 각 지자체가 자체적으로 역량을 강화하여 역외로부터 신규 투자를 유치함으로써 이를 지역경제 정책의 근간으로 활용하고 있다. 따라서 지역경제의 소득증대 정책은 지자체의 특성을 반영하여 독립적으로 수행하기 어려울 뿐만 아니라, 또한 단기적인 관점에서 운용되는 측면이 있다. 또한, 경제적 기능을 바탕으로 광역 경제권을 형성하여 경제권 상호간에 보완관계를 유지하기

보다는 행정구역 중심으로 지역경제 체계가 구축되어 지역경제 정책의 경직성이 나타나기도 한다. 그러나 고도화된 지역경제정책을 수행하기 위해서는 공급측면 뿐만 아니라 수요측면을 지역경제 성장의 원동력으로 활용하려는 노력이 필요하고, 이를 위해서는 민간부문의 소비지출을 지역경제 활성화에 활용하는데 관심을 가져야 할 것이다. 이와 같은 지역경제 정책의 효과를 극대화하기 위해서는 경제정책의 전달기능을 원활하게 수행할 수 있는 시장경제 체계를 구축하고, 또한 지역경제가 선순환 구조를 형성할 수 있도록 지원해야 할 것이다.

민간부문의 소비지출이 경제성장에 미치는 영향에 관한 분석은 국가경제 차원에서 다수의 연구들이 수행되어 왔지만 지역경제와 관련된 연구는 없는 실정이다. 따라서 본 연구에서는 우리나라의 지역경제에서 민간부문의 소비지출이 지역소득 증대에 미치는 영향을 분석하여 지역경제 운용체계의 심화 가능성을 파악하고 이를 바탕으로 지역경제의 활성화 방안을 논의할 것이다.

## 2. 기존의 연구

국가경제의 운용에서 민간 및 공공부문의 소비지출이 소득증대에 미치는 영향은 전통적인 거시경제 분석의 주요한 연구 대상이다. 즉, Tsen(2010)은 중국의 수출, 총수요 및 경제성장의 관계를 공적분추정법과 Granger 인과관계로 분석하고 세 변수 상호간에 쌍방향 인과관계(bi-directional causality)가 있다는 것을 규명하였다. 즉, 중국의 경우 경제성장 과정에서 수출과 총수요가 경제성장을 견인하였다는 것을 입증하였다. Nell(2012)은 인도를 대상으로 저축과 투자의 인과관계를 분석하여 경제성장이 수요견인(demand-led)인지 아니면 공급견인(supply-led)인지를 논의하였다. 그 결과에 의하면 인도의 경우 경제성

장의 진행과정에서 1980년대에는 정부지출의 증가로 인한 총수요의 증가가, 1990년대에는 개방화에 따른 수출입의 확대가 경제성장을 견인하였다고 분석하였다.

한편, Gualerzi(2012)에 의하면 소비증가로 인한 소득증가에서 유효수요가 중요한 요인이며 소비지출과 소득수준이 순기능의 환류(positive feedback) 체계를 형성할 수 있다는 가능성을 제시하였다. Garegnani and Trezzini(2011)는 투자의 변동성이 크다는 것과 한계소비성향이 호황기와 불황기에 비대칭적이라는 것을 전제로 수요주도(demand-driven)의 내생적 성장(endogenous growth)과정을 장단기에 걸쳐 이론적으로 분석하였다. 그리고 Trezzini(2011)도 소비가 불황기에는 감소하고 호황기에는 증가하는 비대칭성이 오히려 내생적 성장의 원천이라고 분석하였다.

Mishra(2011)는 경제성장의 초기단계에서는 소비가 생산 증대에 지대한 역할을 수행하지만 성장 단계가 고도화됨에 따라 점차 소비증가, 한계소비성향 및 지출승수가 안정적일 것이라는 가정하에 인도의 경제성장이 소비주도(consumption-led)인지 아니면 생산주도(production-led)인지를 실증적으로 분석하였다. 그 결과에 의하면 경제가 고도화됨에 따라 소비부문의 비중이 커지고 한계소비성향도 높아지기 때문에 지출승수효과가 크게 나타난다는 것을 입증하였다. 그리고 실증분석 결과에 의하면 장기적으로 소비지출로부터 국민소득으로 일방적 인과관계(uni-directional)가 존재하지만 단기적인 관계는 없는 것으로 나타났다. 또한, Jasinski and Mielcarz(2013)는 2007-2009년까지 유럽의 경제가 침체되었을 때 스페인, 헝가리 및 폴란드의 경기침체 원인을 실증적으로 분석한 결과 세 국가 중에서 폴란드의 경우만 경기침체가 나타나지 않았는데 이는 주로 소비지출 때문인 것으로 분석되었다. 즉, 폴란드의 경우 저축률이 낮고 한계소비성향은 높아 이런 요인들이 실업률을 감소시킬 수 있었던 것으로 나타났다.

우리나라의 소비성향은 김천구(2016)에 의해 분석되었는데, 그 결과에 의하면 가계동향조사에서 전국 일인 이상 가구의 소비지출과 가처분소득을 기준으로

안정한 평균소비성향의 추세를 살펴보면 2010년 이후 평균소비성향은 0.77 정도인데 최근에는 그 추세가 급감하는 것으로 나타났다. 즉, 2015년에는 평균소비성향이 0.72인데 이는 전국 일인 이상 가구의 통계 작성 이후 최저치를 기록하는 것이다. 이뿐만 아니라 더욱 특이한 것은 가계의 실질소득이 증가해도 소비지출이 증가하지 않는다는 것이다. 따라서 우리나라의 경우 경제운용에 있어서 민간부문을 경제 활성화에 활용하기 위해서는 소비지출 규모의 확대뿐만 아니라 이를 체계적으로 지원할 수 있는 경제구조의 구축이 필요하다는 것을 입증하고 있다.

우리나라의 지역소비 수준을 결정하는 지역소득과 관련된 기존의 연구를 살펴보면 박완규(2013)는 우리나라의 16개 광역자치단체의 지역내총생산, 본원소득 및 가처분소득에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 그 결과에 의하면 2008년 이후 지역소비에 영향을 미치는 가처분소득의 격차가 지역 간 확대되어 왔는데 그 원인으로 지역 간 노동생산성의 차이에 기인한다고 분석하였다. 김홍배 외(2013)는 『5+2』 광역경제권의 확산효과를 추정하여 지역 간 소득과 지출의 공간적 확산효과를 분석하였다. 그 결과에 의하면 확산효과는 수도권이 가장 크고 비수도권 5개 거점지역의 경우 주변지역보다는 수도권과의 확산효과가 오히려 큰 것으로 분석되었다. 따라서 거점 주변지역에 대한 집적화를 통해 확산효과를 창출해야 한다고 제시하고 있다. 지해명·황성일(2013)은 부가가치 승수와 생산요소 연계모형을 활용하여 지역경제의 성장잠재력을 추정하였다. 그 결과에 의하면 노동과 자본투입의 효과는 지역 간에 공유될 수 있는데, 수도권은 그 효과의 내부화 비중이 높으며, 기타 지역은 내부화 비중이 낮을 뿐만 아니라 오히려 수도권과의 높은 부가가치 연관관계를 유지하고 있는 것으로 분석되었다. 즉, 수도권에 노동과 자본이 투입되면 그 효과는 주로 수도권 내부로 흡수되는 반면에 기타 지역에서의 효과도 대부분 수도권으로 유입되는 것으로 나타났다.

### 3. 현황분석

본 연구에서는 1995년부터 2014년까지의 연간자료를 활용하여 우리나라의 시도별 소비지출이 해당지역의 소득증대에 미치는 영향을 분석하였다. 그리고 현황분석에서는 2000, 2010년 2개 연도를 비교했으며 자료 출처는 국가통계포털(KOSIS)이다. <그림 1>은 시도별 소비 및 생산구조의 분석결과인데, 여기서 (1인당 지역내총생산×총인구수)가 각 시도의  $GRDP_i$ 이기 때문에 이를 기준으로 평균소비( $\frac{\text{지역소비}_i}{GRDP_i}$ ), 한계소비( $\frac{\Delta \text{지역소비}_i}{GRDP_i}$ ), 총부가가치( $\frac{\text{총부가가치}_i}{GRDP_i}$ ), 순생산( $\frac{\text{순생산}_i}{GRDP_i}$ )을 각각 산정하였으며 평균소비와 한계소비는 수요측면을, 총부가가치와 순생산은 생산측면의 경제구조를 나타내는 지표이다.

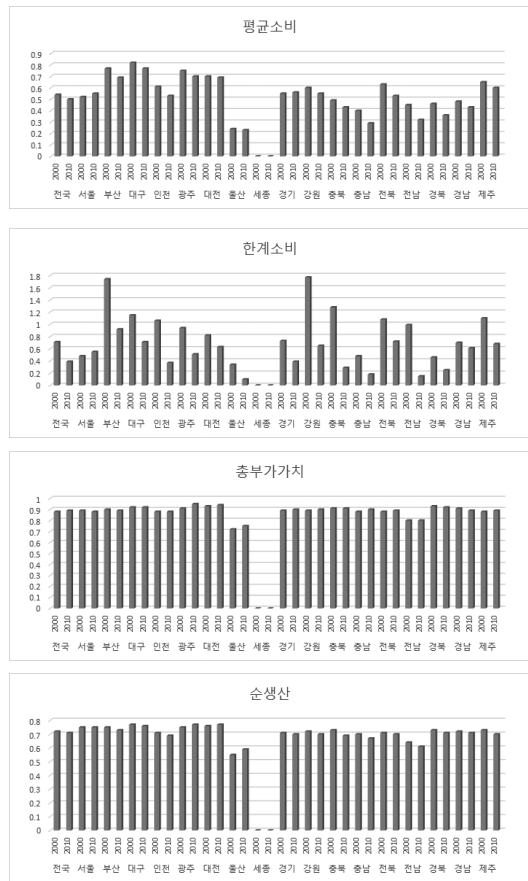
<그림 1>에 의하면 평균소비의 경우 대부분 0.5-0.7 정도의 수준을 유지하고 있지만 울산시는 2000년과 2010년 모두 0.2 정도의 낮은 수준이며, 충남의 경우 2000년에는 높았지만 2010년에는 낮은 수준을 나타내고 있다. 그리고 한계소비는 대부분의 경우 2000년과 2010년 기간 동안 큰 편차를 나타내고 있어서 각 시도의 소비지출과 지역소득의 성향에 많은 변화가 있음을 알 수 있다.

한편, 생산측면을 살펴보면 총부가가치와 순생산의 경우 울산시와 전남은 낮은 수준을 유지하고 있지만 전반적으로 2000년과 2010년 기간 동안 큰 변화가 없었는데 이는 각 시도의 생산체계에도 큰 변화가 없었다는 것을 의미하는 것이다.

### 4. 실증분석

#### 1) 분석모형의 설정

우리나라 각 시도의 지역소득과 지역 소비지출의 경제적 관계를 분석하기 위한 모형은 Khan et al.(2015), Matilla-Garcia et al.(2006) 및 Batchelor and Dua(1992)에 의거하여 설정하였다. 즉, 다음과 같이 함축적 함수(implicit function)로 구성된 구조방정식은 지역소득( $Y_{ijt}$ )과 지역 소비지출( $C_{ijt}$ )의 수준 및



<그림 1> 시도별 소비와 생산 비중

자료: 국가통계포털(KOSIS)

시차변수뿐만 아니라 지역 소비지출에 영향을 미치는 물가( $P_{ijt}$ )와 이자율( $i_t$ )도 반영하였다. 물가(2000=100)는 각 시도의 명목 및 실질산출액을 기준으로 산정하였고 이자율은 CD유통수익률(91일)을 공통적으로 적용하였다.

$$Y_{ijt} = f(C_{ijt}, Y_{ijt-1}, C_{ijt-1}, Y_{ijt-2}, C_{ijt-2}, P_{ijt}, i_t)$$

함축적 함수에 의한 구조방정식으로 부터 실증분석을 수행하기 위한 추정방정식을 고려하면 다음의 (1)식부터 (7)식까지인데 (1)식은 지역소득과 지역 소비지출의 시차변수로, (2)식은 지역 소비지출의 수준, 지역소득과 지역 소비지출의 시차변수를 각각 설명변수로 설정하였는데 (2)식을 본 연구에서 가장 일반

적인 기본방정식으로 활용하였다. 그리고 (3)식과 (4) 식은 물가와 이자율을 각각 반영한 것이며, (5)식부터 (7)식은 지역소득과 지역 소비지출의 시차변수를 추가한 경우인데, (5)식부터 (7)식으로는 시차변수에 의한 영향을 비교분석할 수 있게 된다.

$$\log Y_{ijt} = a + b \log Y_{ijt-1} + c \log C_{ijt-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\log Y_{ijt} = a + b \log C_{ijt} + c \log Y_{ijt-1} + d \log C_{ijt-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\log Y_{ijt} = a + b \log C_{ijt} + c \log Y_{ijt-1} + d \log C_{ijt-1} + e \log P_{ijt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\log Y_{ijt} = a + b \log C_{ijt} + c \log Y_{ijt-1} + d \log C_{ijt-1} + e \log i_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\log Y_{ijt} = a + b \log C_{ijt} + c \log Y_{ijt-1} + d \log C_{ijt-1} + e \log Y_{ijt-2} + f \log C_{ijt-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\log Y_{ijt} = a + b \log C_{ijt} + c \log Y_{ijt-1} + d \log C_{ijt-1} + e \log Y_{ijt-2} + f \log C_{ijt-2} + g \log P_{ijt} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\log Y_{ijt} = a + b \log C_{ijt} + c \log Y_{ijt-1} + d \log C_{ijt-1} + e \log Y_{ijt-2} + f \log C_{ijt-2} + g \log i_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

## 2) 단위근 검정

본 연구에서 패널공적분을 수행하기 위해 실증분석에 사용하는 변수들의 단위근 검정을 수행하였다. 단위근 검정 결과는 <표 1>과 같은데, 5% 유의수준을 기준으로 p-값에 의하면 공통 단위근 과정에서 수준 변수와 차분변수가 모두 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났으며, 개별 단위근 과정을 살펴보면 수준 변수는 귀무가설을 기각하지 못하지만 차분변수는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타나 모든 변수들이 I(1)임을 알 수 있다. 그리고 이 변수들 중에서 이자율은 패널자료가 아니기 때문에 공통 단위근 과정보다 개별 단위근 과정에 의한 결과가 더 많은 정보를 제공한다고 할 수 있다. 단위근 검정을 위한 검정통계량의 경우 LLC는 t 통계량을, IPS는 Wald 통계량을, 그리고 ADF-F와 PP-F는  $\chi^2$  통계량을 각각 적용하였다.

## 3) 패널공적분 추정

본 연구에서 수행한 패널공적분 추정 결과는 <표 2> 및 <표 3>과 같다. <표 2>는 횡단분석(cross-section analysis)에 고정효과모형을, <표 3>은 확률효과모형을 각각 적용한 경우인데 두 모형에 의하면 지역 소득은 해당년도 지역 소비지출 및 시차(-1)의 지역소득과 정(+)의 관계인데 이 때 시차(-1)의 지역소득에 의한 지역소득 증대 효과가 더욱 크며, 두 변수에 의한 지역소득 증대 효과는 비교적 안정적인 것으로 나타났다. 특히, 고정효과모형에 의한 추정이 보다 안정적인데 이모형에 의하면 지역 소비지출의 60% 정도와 시차(-1)의 지역소득 중에서 80% 정도가 지역소득 증대에 기여하는 것으로 나타났다.

그리고 지역소득과 시차(-2)의 지역 소비지출은 양(+)의 관계이지만 시차(-2)의 지역소득은 음(-)의 관

<표 1> 변수의 단위근 검정

항목	변수	공통 단위근 과정	개별 단위근 과정	ADF-F( $\chi^2$ )	PP-F( $\chi^2$ )
		LLC(t)	IPS(W)		
수준변수	$\ln Y_{ijt}$	-3.341(0.00)*	2.435(0.99)	14.11(1.00)	79.72(0.00)*
	$\ln C_{ijt}$	-4.659(0.00)*	1.280(0.90)	16.89(0.99)	165.8(0.00)*
	$\ln P_{ijt}$	-2.711(0.00)*	2.067(0.98)	13.11(1.00)	17.91(0.98)
	$\ln i_t$	-4.062(0.00)*	-0.875(0.19)	29.08(0.62)	41.89(0.11)
차분변수	$\Delta \ln Y_{ijt}$	-13.20(0.00)*	-11.01(0.00)*	168.9(0.00)*	256.2(0.00)*
	$\Delta \ln C_{ijt}$	-14.74(0.00)*	-11.22(0.00)*	172.3(0.00)*	204.0(0.00)*
	$\Delta \ln P_{ijt}$	-7.815(0.00)*	-7.549(0.00)*	116.0(0.00)*	242.6(0.00)*
	$\Delta \ln i_t$	-11.11(0.00)*	-7.759(0.00)*	118.2(0.00)*	247.0(0.00)*

주 1: ( )는 p-값이며 (\*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임. 검정통계량은 Levina et al.(2002), Im et al.(2003), Maddala and Wu(1999)를 각각 참고함.

주 2: LLC, IPS, ADF-Fisher 및 PP-Fisher는 패널 단위근 검정에 있어서 단위근(unit root)이 존재한다는 귀무가설을 검정함.

〈표 2〉 패널공적분 분석 결과: 고정효과 모형

변수	추정계수						
	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5	EQ6	EQ7
상수항	0.746(4.28)*	-0.119(-0.84)	0.037(0.20)	0.310(1.11)	-0.224(-1.45)	-0.006(-0.03)	0.341(1.19)
$\ln C_{ijt}$	-	0.611(15.3)*	0.613(15.3)*	0.567(12.1)*	0.612(14.8)*	0.614(14.9)*	0.540(10.5)*
$\ln Y_{ijt-1}$	0.833(23.6)*	0.801(30.6)*	0.784(26.9)*	0.810(30.5)*	0.879(14.7)*	0.855(14.1)*	0.887(15.0)*
$\ln C_{ijt-1}$	0.143(3.89)*	-0.401(-8.94)*	-0.398(-8.88)*	-0.384(-8.39)*	-0.431(-6.43)*	-0.425(-6.36)*	-0.364(-5.01)*
$\ln Y_{ijt-2}$	-	-	-	-	-0.119(-2.17)*	-0.122(-2.23)*	-0.109(-1.99)*
$\ln C_{ijt-2}$	-	-	-	-	0.077(1.51)	0.077(1.52)	0.039(0.73)
$\ln P_{ijt}$	-	-	0.036(1.34)	-	-	0.051(1.82)	-
$\ln i_t$	-	-	-	-0.002(-1.79)	-	-	-0.003(-2.32)*
$R^2$	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
F	6978.8	12001.8	11402.8	11459.0	10279.7	9875.9	9952.7
DW	2.10	1.88	1.85	1.90	2.06	2.04	2.09
Hannan-Quinn	-3.30	-3.89	-3.89	-3.89	-3.89	-3.89	-3.89

주: ( )는 t 통계량이며 (\*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임.

〈표 3〉 패널공적분 분석 결과: 확률효과 모형

변수	추정계수						
	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5	EQ6	EQ7
상수항	0.191 (2.53)*	0.019(0.32)	0.052(0.74)	0.075(1.29)	0.001(0.02)	0.032(0.45)	0.074(1.26)
$\ln C_{ijt}$	-	0.577(15.6)*	0.567(14.9)*	0.574(15.7)*	0.590(15.1)*	0.585(14.7)*	0.559(14.1)*
$\ln Y_{ijt-1}$	0.995(112.8)*	0.993(142.8)*	0.992(142.6)*	0.995(160.5)*	1.123(21.2)*	1.124(21.3)*	1.112 (21.1)*
$\ln C_{ijt-1}$	0.001(0.01)	-0.569(-15.3)*	-0.558(-14.3)*	-0.571(-15.5)*	-0.599(-9.29)*	-0.599(-9.33)*	-0.517(-7.64)*
$\ln Y_{ijt-2}$	-	-	-	-	-0.127(-2.38)*	-0.128(-2.40)*	-0.117(-2.21)*
$\ln C_{ijt-2}$	-	-	-	-	0.013(0.27)	0.019(0.40)	-0.038(-0.78)
$\ln P_{ijt}$	-	-	-0.013(-0.93)	-	-	-0.011(-0.72)	-
$\ln i_t$	-	-	-	-0.001(-2.56)*	-	-	-0.002(-3.68)*
$R^2$	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
F	47974.4	48615.2	36328.3	45195.0	33044.8	27478.9	28536.6
DW	1.92	1.83	1.84	1.83	2.03	2.03	2.06
probability(F-stat.)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
(A)	s.d	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00
	rho	0.01	0.02	0.02	0.01	0.00	0.00
(B)	s.d	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03
	rho	0.99	0.98	0.98	1.00	1.00	1.00

주 1: ( )는 t 통계량이며 (\*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임.

주 2: (A)는 cross-section random이고, (B)는 idiosyncratic random임.

계로 분석되었다. 따라서 지역 소비지출이 지역소득보다 시간경로에 따라 지속성을 유지하면서 지역소득 증가에 영향을 미치는 것으로 판단할 수 있다. 그러나 그 영향력은 시차(-1)에 비해 현저하게 감소하는 것

을 알 수 있다.

또한, 고정효과모형과 확률효과모형에서 지역소득과 물가의 관계는 정(+)의 효과와 부(-)의 효과가 혼재되어 나타나지만 이자율은 모두 부(-)의 효과를 보

〈표 4〉 패널공적분 검정 결과

구분	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5	EQ6	EQ7
패널 v	5.899(0.00)*	1.957(0.03)*	1.457(0.07)	0.768(0.22)	-0.224(0.59)	-1.071(0.86)	-1.167(0.88)
패널 rho	-4.943(0.00)*	-0.907(0.18)	0.746(0.77)	0.696(0.76)	1.313(0.91)	2.805(1.00)	2.649(1.00)
패널 PP	-13.18(0.00)*	-6.652(0.00)*	-6.299(0.00)*	-5.709(0.00)*	-5.799(0.00)*	-4.989(0.00)*	-4.457(0.00)*
패널 ADF	-9.507(0.00)*	-4.819(0.00)*	-3.716(0.00)*	-3.871(0.00)*	-0.522(0.30)	-0.581(0.28)	0.805(0.79)
그룹 rho	-3.294(0.00)*	0.652(0.74)	2.416(0.99)	2.121(0.98)	2.886(1.00)	4.460(1.00)	4.239(1.00)
그룹 PP	-17.57(0.00)*	-8.487(0.00)*	-8.585(0.00)*	-6.817(0.00)*	-8.695(0.00)*	-9.959(0.00)*	-8.238(0.00)*
그룹 ADF	-11.60(0.00)*	-5.173(0.00)*	-4.501(0.00)*	-3.771(0.00)*	-0.357(0.36)	-1.134(0.13)	0.520(0.70)

주: ( )는 p-값이며 (\*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임.

이고 있다. 따라서 물가에 의한 지역소득의 영향은 명확하지 않지만 이자율에 의한 영향은 일관성이 있기 때문에 이자율이 상승할 경우 지역소득은 감소하는 것을 알 수 있다. 그러나 물가나 이자율이 지역소득의 증가 또는 감소에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타났다.

한편, EQ1부터 EQ7까지의 추정방정식을 활용하여 지역 소비지출의 수준변수와 시차변수, 물가, 이자율 및 지역소득의 시차변수 등이 지역소득에 미치는 영향을 패널공적분으로 추정하기 위한 고정효과모형과 확률효과모형은 통계적 안정성을 확보하고 있는 것으로 나타났다. 즉,  $\bar{R}^2$ , F 통계량 및 DW 모두 안정적이며, 고정효과모형의 경우 Hannan-Quinn Information Criterion(HQIC)에 의하면 추정모형의 시차도 적절하게 선정되었음을 알 수 있다.

한편, EQ1부터 EQ7까지의 추정방정식에 대한 패널공적분 검정 결과는 〈표 4〉와 같은데, 이 검정결과로 5% 유의수준의 p-값을 기준하여 그룹내(within-dimension) 및 그룹 간(between-dimension)의 패널공적분을 검정할 수 있다. 즉, 패널 PP 검정과 그룹 PP 검정결과에 의하면 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 모든 추정방정식에서 기각함으로써 추정방정식의 변수들 간에 장기적 균형 관계가 존재함을 알 수 있다. 그러나 패널 ADF 검정과 그룹 ADF 검정결과에 의하면 EQ5, EQ6 및 EQ7에서는 장기적 균형관계가 불안정한 것으로 나타났다.

#### 4) 소비지출, 물가 및 이자율 분석

일반적으로 소비지출 규모는 물가와 이자율에 의해서도 영향을 받기 때문에 우리나라의 시도별 지역 소비지출이 물가 또는 이자율과 어떠한 경제적 관계가 있는지를 분석하였다. 이를 위해 물가 또는 이자율을 각각 조건부 확률로 설정한 후 기대변수를 추정하는 합리적 기대(rational expectation) 모형을 활용하였다. Maddala(1992, pp.419-422)에 의하면 합리적 기대는 다음과 같은 형태이다.

$$C_{ijt}^* - C_{ijt-1}^* = \lambda(C_{ijt-1} - C_{ijt-1}^*)$$

여기서,  $C_{ijt}^*$ 는 지역 소비지출의 합리적 기대변수,  $C_{ijt-1}$ 은 지역 소비지출의 시차변수,  $\lambda$ 는 조정계수인데  $0 < \lambda < 1$ 의 값을 가지며 이 값이 클수록  $C_{ijt}^*$ 가  $C_{ijt-1}$ 에 신속하게 수렴해 간다는 것을 의미한다. 다음 단계에서는  $C_{ijt}^*$ , 즉 지역 소비지출의 합리적 기대변수를 추정해야 하는데 이를 위해서 물가 또는 이자율을 정보메트릭스(information matrix)로 활용하면 될 것이다. 여기서,  $I_{ijt}$ 는  $C_{ijt}^*$ 를 규정하는 모든 정보가 포함된 정보메트릭스이기 때문에 정보메트릭스의 시차에 따른  $C_{ijt}$ 의 조건부확률을 산정하면  $C_{ijt}^*$ 를 추정할 수 있게 된다.

$$C_{ijt}^* = E[C_{ijt} | I_{ijt-1}]$$

$$C_{ijt} = \omega C_{ijt}^* + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = C_{ijt} - C_{ijt}^*, E[\varepsilon_t] = 0$$

〈표 5〉 합리적 기대와 소비지출: 물가 및 이자율

추정식	상수항	추정계수	F		DW	AR(1)
$\ln C_{ijt}^* = f_1[\ln p_{ijt-1}]$	34.75(5.03)*	-0.069(-0.97)	40403.4	0.99	2.07	0.99(285.2)*
$\ln C_{ijt}^* = g_1[\ln i_{t-1}]$	36.39(3.54)*	-0.008(-6.04)*	45186.5	0.99	2.34	0.99(297.2)*
$\ln c_{ijt} = f_2[\ln c_{ijt}^*]$	-0.869(-3.45)*	1.038(98.1)*	9621.2	0.97	0.11	-
$\ln c_{ijt} = g_2[\ln i_t^*]$	-0.478(-1.89)	1.021(96.3)*	9267.0	0.97	0.09	-

주: ( )는 t 통계량이며 (\*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임.

〈표 6〉 시도별 소득의 소비탄력도 분석결과: EQ2 기준

시도	상수항	$\ln C_{it}$ (b)	$\ln Y_{it-1}$ (c)	$\ln C_{it-1}$ (d)	$\bar{R}^2$	DW
전국	0.229(1.36)	0.602(13.1)*	0.740(9.43)*	-0.343(-4.14)*	0.99	2.05
서울	0.783(2.78)*	0.584(11.0)*	0.856(8.48)*	-0.467(-5.35)*	0.99	1.97
부산	0.065(0.15)	0.331(3.52)*	0.760(7.06)*	-0.089(-0.73)	0.99	2.16
대구	-0.067(-0.34)	0.605(13.0)*	0.731(10.8)*	-0.329(-4.21)*	0.99	1.89
인천	0.398(1.07)	0.719(7.04)*	0.683(7.21)*	-0.410(-2.84)*	0.99	1.68
광주	-0.085(-0.41)	0.759(13.4)*	0.787(10.9)*	-0.538(-5.90)*	0.99	1.57
대전	0.715(2.19)*	0.530(6.49)*	0.722(7.20)*	-0.277(-2.24)*	0.99	1.53
울산	-0.668(-0.71)	1.818(4.64)*	0.274(1.32)	-1.021(-2.87)*	0.97	1.88
경기	0.254(0.61)	0.658(7.42)*	0.864(5.33)*	-0.529(-3.46)*	0.99	2.04
강원	0.150(0.45)	0.340(3.97)*	0.820(11.0)*	-0.160(-1.61)	0.99	0.86
충북	-0.434(-1.28)	0.608(5.40)*	0.789(10.0)*	-0.370(-3.07)*	0.99	2.16
충남	-0.919(-0.80)	0.758(4.77)*	0.818(7.24)*	-0.528(-2.67)*	0.99	1.09
전북	-0.616(-1.26)	0.616(5.77)*	0.884(10.5)*	-0.470(-3.85)*	0.99	1.84
전남	-0.155(-0.09)	0.248(1.05)	0.860(5.44)*	-0.093(-0.36)	0.97	1.94
경북	-0.302(-0.34)	0.457(3.33)*	0.793(8.07)*	-0.228(-1.38)	0.99	1.87
경남	-0.437(-0.98)	0.823(7.29)*	0.628(5.61)*	-0.420(-2.20)*	0.99	1.47
제주	-0.238(-0.78)	0.482(4.89)*	0.769(8.14)*	-0.235(-1.82)	0.99	2.30

주 1: ( )는 t 통계량이며 (\*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임.

주 2: 세종시는 시도별 분석에서 제외함.

따라서 실증분석을 수행할 경우 합리적 기대는 추정계수  $\hat{\omega}$ 과  $\varepsilon_t$ 의 통계적 특성에 의해 정의된다. 만일, 합리적 기대를 적용할 수 있다면  $\hat{\omega}$ 은 1(unity)에 수렴하게 되고,  $\varepsilon_t$ 는 가우스의 백색오차(Gaussian white noise)인 i.i.d.(identically independently distributed)의 특성을 나타낸다.

합리적 기대를 활용하여 우리나라 각 시도의 지역 소비지출이 물가 및 이자율에 의해 어떻게 영향을 받는가를 분석한 결과는 〈표 5〉와 같다. 이 결과에 의하면 추정계수( $\hat{\omega}$ )의 경우 물가는 1.038, 이자율은 1.012로 각각 나타나 합리적 기대의 관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 이는 우리나라 각 시도에서 물가와 이

자율이 밀접하게 지역 소비지출에 영향을 미치는 것을 의미한다. 따라서 패널공적분 추정방정식 중에서 고정효과모형인 EQ3과 EQ4를 기준할 때 물가가 상승하면 각 시도의 지역 소비지출은 증가하고, 이자율이 상승하면 지역 소비지출은 감소하는 경제제 구조를 형성하고 있는 것으로 분석되었다.

### 5) FM-OLS에 의한 시도별 분석

앞 절에서는 시도의 소비지출이 지역소득 증대에 미치는 영향을 패널자료로 분석하였지만 본 절에서는 각 시도별로 그 영향을 분석하였다. 계량분석기법으로는 FM-OLS에 의한 공적분추정법을 활용하였고,



〈표 7〉 시도별 한계소비성향과 지출승수 추정 결과

시도	한계소비성향( $\beta$ )	지출승수	시도	한계소비성향( $\beta$ )	지출승수
전국	0.494	1.98	강원	0.534	2.19
서울	0.579	2.38	충북	0.399	1.66
부산	0.654	2.89	충남	0.226	1.29
대구	0.734	3.76	전북	0.470	1.89
인천	0.562	2.28	전남	0.271	1.37
광주	0.696	3.28	경북	0.310	1.45
대전	0.719	3.56	경남	0.420	1.72
울산	0.239	1.31	제주	0.559	2.27
경기	0.574	2.35	-	-	-

주: 세종시는 시도별 분석에서 제외함.

〈표 8〉 시도별 그룹별 소비행태 종합

구분	상위그룹	중위그룹	하위그룹	
소득의 소비탄력도	추정치	0.616-1.818	0.530-0.608	0.248-0.482
	시도	인천, 광주, 울산, 경기, 충남, 전북, 경남	서울, 대구, 대전, 충북	부산, 강원, 전남, 경북, 제주
한계소비성향(지출승수)	추정치	0.574-0.734(2.35-3.76)	0.420-0.562(1.72-2.28)	0.226-0.399(1.29-1.66)
	시도	서울, 부산, 대구, 광주, 대전, 경기	인천, 강원, 전북, 경남, 제주	울산, 충북, 충남, 전남, 경북

주 1: 소득의 소비탄력도는 〈표 6〉의 추정계수 (b)에 의거함.

주 2: 한계소비성향 (또는 지출승수)은 〈표 7〉에 의거함.

주 3: 전국을 기준으로 구분하였으며 전국의 소득 소비탄력도는 0.602, 한계소비성향은 0.494, 지출승수는 1.98임.

기본모형 EQ2를 추정방정식으로 하여 각 시도별로 지역소득과 지역 소비지출의 경제적 관계를 추정한 결과는 〈표 6〉과 같다. 이 결과에서 추정계수 (b)는 각 시도별 소득의 소비 탄력도인데 전국의 경우는 0.602인 반면에 울산시는 1.818로 추정되었다. 이는 울산시의 경우 생산구조가 집중화되어 있어서 지역소득과 지역 소비지출의 경제적 관계가 안정적이지 못하기 때문인 것으로 보인다. 그리고 시도별 지역소득과 지역 소비지출의 관계는 패널공적분 추정결과와 유사하게 나타났다.

### 6) 시도별 한계소비성향과 지출승수

지금까지의 패널공적분이나 FM-OLS 공적분추정법에 의한 분석결과에 의하면 우리나라의 경우 지역소득은 현재의 지역소비( $C_{ijt}$  또는  $C_{it}$ )와 전기의 지역소득( $Y_{ijt-1}$  또는  $Y_{it-1}$ )과 정(+)의 관계를 유지하고 있어서 지역소비를 통한 지역소득 증대의 가능성을 시사하고 있다. 따라서 본 절에서는 지역소비 증가에 따른 지역소득 증대의 규모를 파악하기 위해 FM-OLS 공

적분추정법에 의해 각 시도별 한계소비성향을 추정하고 이를 바탕으로 지출승수를 산정하였다. 즉,  $C_{it} = \alpha + \beta Y_{it} + \epsilon_t$ 에 의거하여 각 시도별 한계소비성향(marginal propensity to consume, mpc)과 지출승수를 추정하였는데 그 결과는 〈표 7〉과 같다. 이 결과에 의하면 한계소비성향은 충남의 0.226부터 대구시의 0.734까지이고 이에 따른 지출승수는 1.29부터 3.76까지이다. 여기서 지출승수는  $\frac{1}{(1-mpc)} = \frac{1}{(1-\beta)}$  로 산정하였다.

이와 같은 실증분석 결과를 종합적으로 살펴보면 〈표 8〉과 같다. 즉, 전국을 기준으로 각 시도를 상위, 중위 및 하위 그룹으로 각각 구분하였는데, 소득의 소비탄력도와 한계소비성향(또는 지출승수)의 크기는 각 시도별로 유사하게 분포되는 경향이 있지만 부산시의 경우 소득의 소비탄력도에 비해 한계소비성향(또는 지출승수)이 높게 나타났으며, 울산시와 충남은 부산시와 반대의 소비행태를 보이고 있다. 따라서 부산시, 울산시 및 충남의 소비행태는 다른 시도에 비해 안정성이 낮은 것으로 판단된다. 다시 말해서 부산시의 경우 지역소비의 변화에 따른 소득의 변화는 민감

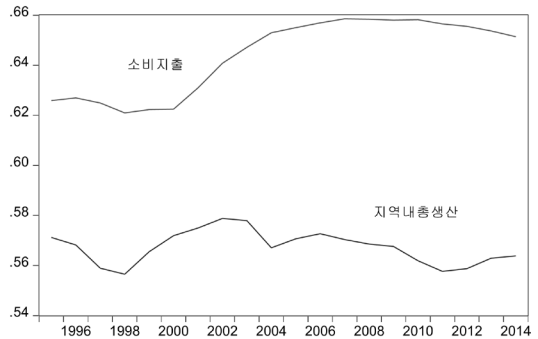
〈표 9〉 전국대비 그룹별 지역내총생산 및 소비지출 비중

항목	연도	상위그룹	중위그룹	하위그룹
지역내총생산	2000	0.572	0.183	0.246
	2010	0.562	0.180	0.259
소비지출	2000	0.622	0.192	0.185
	2010	0.658	0.178	0.164

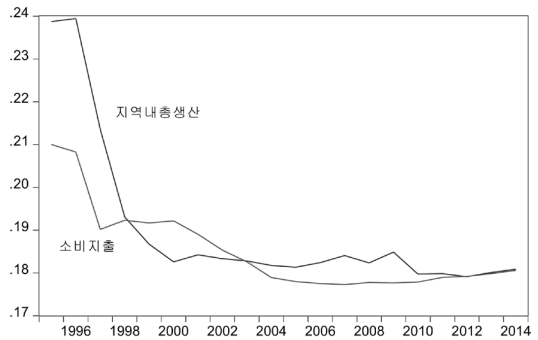
하지 않지만 일단 소비지출이 증가하면 지역소득 증대로 이어질 가능성이 크다 하겠다. 그러나 울산시와 충남의 경우는 지역소비의 변화가 지역소득을 증가시키기보다는 지역소득의 변동성을 증대시킬 가능성이 있는 것으로 보인다.

한편, 지역소비가 지역소득에 미치는 영향은 지출승수의 크기에 의존하기 때문에 앞 절에서 논의한 지출승수가 각 시도의 지역소득을 증대시켰을 경우의 예상 지역내총생산을 추정해 볼 수 있을 것이다. 한계 소비성향 (또는 지출승수)을 기준으로 구분한 각 그룹별 지역내총생산과 지역 소비지출 변화 행태를 분석하기 위해 전국대비 비중을 살펴본 결과는 〈표 9〉와 같다. 이 결과에 의하면 상위그룹이 지역소득이나 지역소비에서 큰 비중을 차지하고 있고 이와 같은 추세는 지속적으로 유지되는 것으로 나타났다. 그러나 중위그룹과 하위그룹에서는 보합세 또는 감소세를 유지하고 있다. 〈표 9〉에서 중위그룹의 비중이 하위그룹보다 오히려 작은 것은 그룹의 구분을 한계소비성향 (또는 지출승수)만을 기준으로 하였기 때문이다.

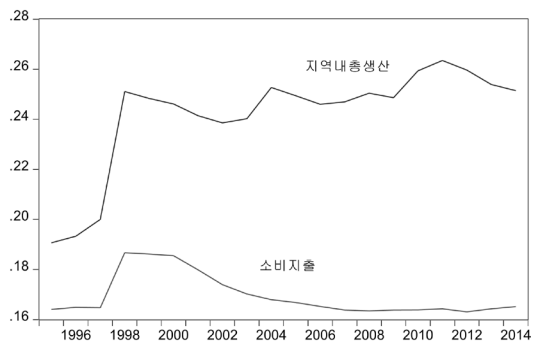
실증분석 기간인 1995-2014년 전 기간 동안 각 그룹별 전국대비 지역내총생산과 지역 소비지출 비중의 추이를 살펴보면 〈그림 2〉부터 〈그림 4〉까지이다. 이 결과에 의하면 상위그룹에서는 지역내총생산보다 지역 소비지출의 비중이 높은 수준을 유지하고 있고, 중위그룹에서는 지역내총생산과 지역 소비지출의 비중이 유사한 수준을 나타내고 있을 뿐만 아니라 상호간에 수렴하는 것을 알 수 있다. 그리고 하위그룹에서는 지역내총생산의 비중이 지역 소비지출의 비중 보다는 높은 수준을 유지하고 있다. 따라서 상위그룹의 경우 지역소비에 의한 지출승수 효과가 체계적으로 나타난다면 수요측면을 활용하여 지역소득을 증대시킬 수



〈그림 2〉 전국대비 지역내총생산 및 소비지출 비중: 상위그룹



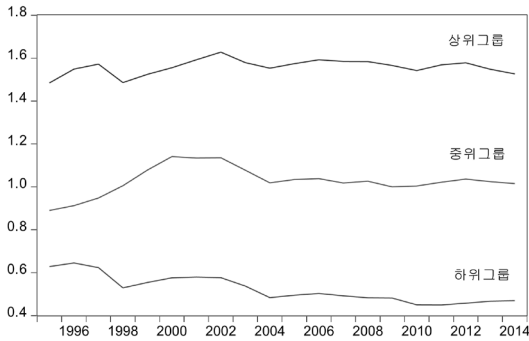
〈그림 3〉 전국대비 지역내총생산 및 소비지출 비중: 중위그룹



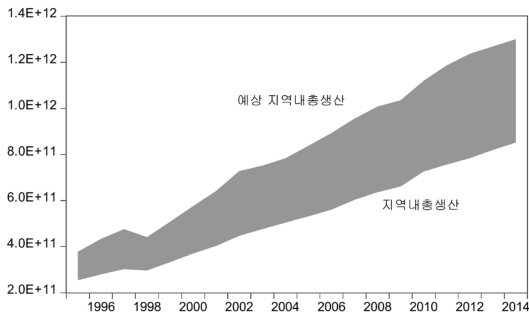
〈그림 4〉 전국대비 지역내총생산 및 소비지출 비중: 하위그룹

〈표 10〉 예상 지역내총생산 비중

항목	연도	상위그룹	중위그룹	하위그룹
예상 지역내총생산	2000	1,555	1,141	0,567
	2010	1,542	1,004	0,450



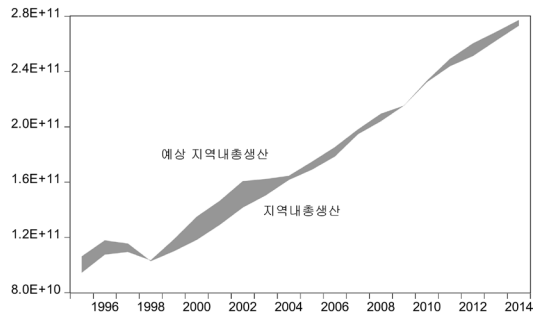
〈그림 5〉 예상 지역내총생산 비중



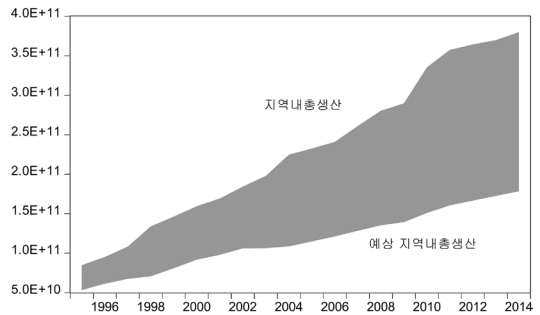
〈그림 6〉 상위그룹

있는 방안을 마련할 수 있을 것이다. 그러나 중위그룹과 하위그룹에서는 지역 소비지출에 의한 지출승수 효과가 미미하게 나타나거나 지역 소비지출의 증가가 지역내총생산의 증대로 연결되지 못하는 경제구조일 가능성을 시사하고 있다.

한편, 상위, 중위 및 하위그룹별로 지역 소비지출에 의한 지출승수 효과를 고려한 예상 지역내총생산을 산정하고 이를 지출승수가 반영되지 않은 지역내총생산과 비교하여 그 비중을 산정하였다. 그 결과는 〈표 10〉과 같은데 상위그룹에서는 지출승수를 고려할 경우 2000년에는 1,555배, 2010년에는 1,542배로 지역내총생산을 증가시키며, 중위그룹에서는 지출승수 효과가 각각 1,141배와 1,004배인 것으로 나타났다. 따라서 상위그룹에서는 수요측면을 활용하여 지역소득



〈그림 7〉 중위그룹



〈그림 8〉 하위그룹

을 증대시킬 가능성이 있지만 중위그룹에서는 지출승수 효과가 미미한 것으로 나타났다. 더구나 하위그룹에서는 이 비중이 각각 0,576배와 0,450배로 나타나 지출승수를 고려할 경우 오히려 지역내총생산이 감소하는 것으로 분석되었다.

이와 같은 결과는 〈그림 5〉부터 〈그림 8〉까지에서 재확인할 수 있다. 즉, 상위그룹의 경우 시간 경로에 따라 예상 지역내총생산이 지출승수를 반영하지 않은 지역내총생산보다 크게 확대되는 경향을 보이고 있지만 중위그룹에서는 그 차이가 미미하게 나타나고 있다. 더구나 하위그룹에서는 예상 지역내총생산이 지출승수를 반영하지 않은 지역내총생산보다 낮은 수준을 나타낼 뿐만 아니라 시간경로에 따라 오히려 그 차이가 더욱 확대되는 것으로 분석되었다. 따라서 우리나라의 경우 수요측면에 의한 지역소득 증대 효과는 상위, 중위 및 하위그룹에 따라 큰 편차를 보이고 있다.

## 5. 요약 및 결론

우리나라의 지역경제 정책은 중앙정부 의존적인 지대추구의 형태를 유지하고 있을 뿐만 아니라 지역소득 창출의 원천도 역외로부터 신규투자를 유치하고 이를 활용하는 생산측면에만 치중하는 경향이 있다. 그러나 고도화된 지역경제 정책을 수행하기 위해서는 공급측면보다 수요측면을 지역경제 성장의 원동력으로 활용하려는 노력이 필요하고, 이를 위해서는 민간부분의 소비지출을 지역경제 활성화에 활용하는데 관심을 가져야 할 것이다. 따라서 본 연구에서는 우리나라의 지역경제에서 민간부분의 소비지출이 지역소득 증대에 미치는 영향을 분석하여 지역경제 운용체계의 심화 가능성을 분석하고 이를 바탕으로 지역경제의 활성화 방안을 논의하였다.

패널공적분, 합리적기대 및 FM-OLS 공적분추정법 등을 활용한 실증분석 결과에 의하면 우리나라의 경우 지역소득이 현재의 지역소비와 전기의 지역소득과 정(+)의 관계를 나타내고 있어서 지역소비의 증가에 의한 지역소득 증대의 가능성을 시사하고 있다. 또한, 각 시도별 한계소비성향과 지역 소비지출에 의한 지출승수를 산정하고, 이를 바탕으로 각 시도를 상위, 중위 및 하위그룹으로 구분하여 소비지출의 특성을 분석한 결과에 의하면 상위그룹은 전국대비 지역내총생산과 지역 소비지출의 비중이 높은 수준이며 이와 같은 수준을 지속적으로 유지하고 있다. 그러나 중위그룹과 하위그룹은 전국대비 지역내총생산과 지역 소비지출의 비중이 감소하거나 또는 보합세를 유지하는 것으로 나타났다. 따라서 상위그룹에서는 수요측면을 활용한 소비지출 증대에 의한 지출승수 효과를 통해 지역소득을 증대시킬 가능성이 있지만, 중위그룹이나 하위그룹에서는 지역 소비지출의 증가가 지역내총생산의 증가로 연결되지 못하는 경제구조인 것으로 분석되었다. 특히, 하위그룹의 경우 지출승수를 고려하면 오히려 지역내총생산이 하락하는 것으로 나타났다.

따라서 상위그룹에서는 지역의 소득창출 체계를 구축하여 지역 소비지출에 의한 승수효과를 유도한다

면 지역내총생산과 지역 소비지출간에 순기능의 환류(positive feedback)의 가능성을 기대할 수 있을 것이다. 그러나 중위그룹과 하위그룹의 경우에는 지역소득과 지역 소비지출 간에 괴리가 존재하는 구조적인 문제가 있기 때문에 수요측면을 활용한 지역소득 증대를 위해서는 이와 같은 문제 해결이 선행되어야 할 것이다. 다시 말해서 지역 소비지출 구조뿐만 아니라 시장의 전달기능(transmission mechanism)을 구체화하여 활성화된 시장기능과 결합될 수 있도록 시장구조를 개편해야하기 때문에 보다 근본적인 지역경제구조의 구축이 필요할 것으로 판단된다.

이와 같은 결과를 종합적으로 살펴볼 때 우리나라의 각 시도의 경우 중위그룹과 하위그룹에서 지역 소비지출의 확대를 통한 지역소득 창출체계를 구축한다면 생산측면뿐만 아니라 지역 소비지출을 지역소득의 확충에 활용할 수 있기 때문에 우리나라 지역경제는 운용체계의 고도화를 달성할 수 있을 뿐만 아니라 각 지자체의 경제적 독립성을 확보하는데도 기여할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 김천구, 2016, 평균소비성향 변동의 기여요인 분해와 시사점, 『경제주평』, 현대경제연구원, 제16권 제18호.
- 김홍배 · 최준석 · 정일남, 2013, 지역소득-지출의 공간적 확산효과 분석에 관한 연구, 『지역연구』, 29(2), pp.31-45.
- 박완규, 2013, 광역자치단체의 지역내총생산, 본원소득, 가처분소득의 비교 분석-지방재정과의 관계를 중심으로, 『지역연구』, 29(3), pp.43-63.
- 지해명 · 황성일, 2013, 지역경제의 성장잠재력 추정에 관한 연구: 부가가치승수와 생산요소 연계모형, 『지역연구』, 29(2), pp.3-30.
- 통계청, 국가경제포털(KOSIS)
- Batchelor, R. and P. Dua, 1992, Survey Expectations in the Time Series Consumption Function, 『Review of Economics and Statistics』, 74(4), pp.598-606.
- Garegnani, P. and A. Trezzini, 2010, Cycles and Growth: A Source of Demand-Driven Endogenous Growth, 『Review of Political Economy』, 22(1), pp.119-125.

- Gualerzi, D., 2012, Towards a Theory of the Consumption–Growth Relationship, 『Review of Political Economy』, 24(1), pp.33-50.
- Im, Kyung So, M. H. Pesaran, and Yong Cheol Shin, 2003, Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, 『Journal of Econometrics』, 115(1), pp.53-74.
- Jasinski, T. and P. Mielcarz, 2013, Consumption as a Factor of Polish Economic Growth During the Global Recession of 2008/2009: A Comparison with Spain and Hungary, 『Contemporary Economics』, 7(2), pp.5-16.
- Khan, K., S. Anwar, M. Ahmed and M. A. Kamal, 2015, Estimation of Consumption Functions: The Case of Bangladesh, India, Nepal, Pakistan and Sri Lanka, 『Pakistan Business Review』, 17(1), pp.113-124.
- Levina, A., Chien-Fu Lin, and Chia-Shang J. Chu, 2002, Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties, 『Journal of Econometrics』, 108(1), pp.1-24.
- Maddala, G. S., 1992, 『Introduction to Econometrics』, 3rd. ed., New York, NY: Wiley.
- Maddala, G. S. and S. Wu, 1999, A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, 『Oxford Bulletin of Economics and Statistics』, 61(S1), pp.631-652.
- Matilla-Garcia, M., P. Perez and B. Sanz, 2006, Testing for Parameter Stability: the Spanish Consumption Function, 『Applied Economics Letters』, 13(7), pp.445-448.
- Mishra, P. K., 2011, Dynamics of the Relationship between Real Consumption Expenditure and Economic Growth in India, 『Indian Journal of Economics & Business』, 10(4), pp.553-563.
- Nell, K. S., 2012, Demand-led versus Supply-led Growth Transitions, 『Journal of Post Keynesian Economics』, 34(4), pp.713-747.
- Trezzini, A., 2011, The Irreversibility of Consumption as a Source of Endogenous Demand-driven Economic Growth, 『Review of Political Economy』, 23(4), pp.537-556.
- Tsen, W. H., 2010, Exports, Domestic Demand, and Economic Growth in China: Granger Causality Analysis, 『Review of Development Economics』, 14(3), pp.625-639.

계재신청 2017.4.26  
 심사일자 2017.5.1  
 게재확정 2017.6.26  
 주저자: 이현재