

財政研究

Review of Fiscal Studies

第9卷 第2號(通卷 17號)

2003年 7月

目 次

論文	1990년대 전·후반기의 소득세 부담률 변화의 요인별 효과 분리추정에 관한 연구	성명재 ... 1
	형평성 요인별 분석을 통한 소득세제의 소득재분배 효과	현진권·임병인 ... 33
	지역생산의 역외 유출입에 관한 연구	김정완 ... 53
	Interest Group, Government Structure and Public Expenditure	김상헌 ... 75
	英文抄錄	93

1990년대 전·후반기의 소득세 부담률 변화의 요인별 효과 분리추정에 관한 연구

성 명 재*

요 약

일반인들은 세부담 증가율이 소득증가율보다 더 높아 실효세부담률이 상승하면 과세당국이 지나치게 세금을 과다하게 징수한다고 비난한다. 일반적으로 소득세 경감이 소득증가에 따른 세부담 증대효과를 상쇄해 줄 정도로 충분하지 않다면 소득세 실효세부담은 상승한다.

그렇지만 세법개정을 통한 세감 효과는 소득증가율을 초과하더라도 평균실효세부담률은 오히려 상승할 수도 있다. 그러한 경우에는 소득세 경감이 부족하여 납세자들의 실질소득이 침해되었다는 주장은 설득력을 잃게 된다. 이러한 경우는 소득분배 격차가 일정 수준 이상으로 크게 확대되거나 개인사업자들의 소득신고율이 크게 상승하는 경우 종종 발생할 수 있다.

1990년대 전반기(1992~1996년)에는 소득세 실효세율이 3.4%에서 3.0%로 하락하였다. 이는 소득증가에 의한 세부담 증가효과보다 소득세 경감효과가 더 컸기 때문이다. 1990년대 후반기(1997~2001년)에는 소득세 실효세율이 3.3%로 상승하였다. 분석 결과, 하반기에는 소득증가에 의한 세부담 증가효과와 거의 일치할 정도로 소득세 경감이 충분히 이루어졌다. 다만 그럼에도 불구하고 하반기에 실효세율이 상승한 것은 상당부분이 소득분배 격차의 확대에 따른 고소득층의 실질세부담 증가에 기인한다. 그러므로 최소한 1990년대 하반기에는 소득세 경감 조치가 미흡하였다고 보기는 어렵다.

* 한국조세연구원 연구위원

I. 서 론

기존 연구에 의하면 1990년대는 전반기와 후반기에 소득분배 구조가 극명하게 대조를 보인다고 한다. 유경준·김현경(2001), 유경준(2002), 유경준·김대일(2002), 성명재(2001, 2002) 등의 연구를 종합해 보면, 1980년대 이래 소득계층별 소득분배 격차가 축소되었으며 1990년대 전반~중반에는 지니계수가 가장 낮게 나타나다가 1990년대 후반기에는 경제위기 등으로 인해 소득분배 격차가 급속히 확대되는 모습을 보인 것으로 볼 수 있다. 최근에는 노령화의 급속한 진전과 이혼 급증 등의 인구학적 특성과 경제구조가 크게 변화하였고, 개방화·세계화가 급속히 진전되었다. 이러한 요인들의 복합적인 변화가 최근의 소득분배 격차 확대에 일조를 한 것으로 추정된다. 따라서 이 시기의 소득분배 구조는 이전 기간과 확연히 구분되는 모습을 보인다고 할 수 있다.

우리나라의 소득세는 비교적 빈번하게 개정되었다. 소득분배 구조의 변화추이가 반전되었던 1990년대에도 소득세는 수 차례 개정되어 일반 국민들의 세 부담에 크게 영향을 미쳤다. 소득분배 구조가 근본적으로 변화하면서 소득세법의 개정이 세 부담 분포에 미친 영향은 이전 시기와 비교해 볼 때 상당히 큰 차이를 보이는 것으로 추정된다. 이는 소득세 부담이 세제 자체에 의존하지만 그에 못지않게 소득분포 자체에도 크게 영향을 받기 때문이다. 1990년대에는 소득분배 구조가 크게 변화하였기 때문에 일반 국민들의 세 부담 변화는 단순히 세법개정에 의한 변화 효과만으로 해석할 수 없는 부분이 많다. 그밖에도 소득의 일부만이 신고·납부되는 자영업소득자 등에 대한 소득포착률의 변화도 세 부담 분포에 상당히 큰 영향을 미친 것으로 추정된다.

일반적으로 소득분배 구조가 안정적일 경우에는 소득세부담이 세제의 변화, 누진도, 물가(또는 임금) 상승률 등에 의해 결정된다. 그렇지만 소득분배 구조가 크게 변화하는 경우에는 세 부담 분포 구조가 전혀 다른 양상으로 변화할 수도 있다. 그러한 의미에서 경제위기로 대변되는 1990년대 후반기는 전반기와 전혀 다른 양상으로 소득세 부담이 변화하였을 것으로 추정된다. 이에 따

라 본 연구에서는 1990년대를 전·후반기로 나누어 근로·종합소득세의 부담 분포에 미친 영향을 요인별로 분해하여 추정함으로써 소득분배 구조의 변화와 기타 요인의 변화가 소득세 부담 분포에 미친 효과 등을 실증적으로 규명해 본다. 이는 향후에 소득세제를 개편함에 있어 세제 자체만의 문제점을 개선하는 데 그치지 않고 이를 통해 소득분배 구조와 같은 외생적 환경변화에도 적절히 대응하여 개편방향을 수립하는 데 기초연구자료를 제공하기 위해서이다.

II. 소득세 부담의 결정요인과 1990년대의 세부담 변화

1. 소득세 부담의 결정요인

가. 결정요인

한 사회·경제의 소득세 실효세부담을 결정하는 요인으로는 소득수준, 소득 분포, 가구유형별(또는 소득세 납세자 유형별) 구성분포, 세법, 자영업자들에 대한 과세당국의 소득포착률 등을 들 수 있다. 따라서 두 시점 사이에 나타나는 실효세부담의 변화는 이들 다섯 가지 요인의 변화가 복합적으로 조합된 결과로 볼 수 있다.

우리들은 흔히 소득세 부담을 결정하는 요인으로 소득수준과 세법만을 생각하기 쉽다. 그러나 사회 전체적으로 보면 세법이 주어진 상태에서 전체의 총소득이 일정하더라도 소득이 소득자별로 어떻게 분포되어 있는지에 따라 사회 전체의 소득세 부담, 즉 실효소득세부담률이 달라진다. 이는 소득세가 소득공제 제도 및 누진세율 체계 등 누진적인 과세체계를 가지고 있기 때문에 소득 분포가 변하면 사회 전체의 소득세 실효세율도 달라지기 때문이다. 현재 과세 유형별(예: 근로소득세 대 사업소득세)로 소득공제 수준과 각종 비용인정 항목 등이 서로 다르기 때문에, 위와 마찬가지로 이유로 이들 가구의 구성비와 소득포착률 등도 실효세부담을 결정하는 데 중요한 역할을 한다.

나. 문제의 제기

전술한 바와 마찬가지로, 흔히 두 시점 사이의 세부담 변화를 분석함에 있어서는 평균소득증가율과 세법개정을 감안한 연후의 평균세부담 증가율을 비교하는 경향이 있다. 또한 양자간의 차이가 마치 실효소득세부담 변화와 관련한 세법개정의 과부족분이라는 평가를 내리는 경우도 종종 볼 수 있다. 예를 들면 2002년 9월 정기국회의 국정감사 과정에서 1996~2001년 사이에 소득세 부담 증가율이 소득증가율을 상회하여 마치 경제위기 이후의 소득세 개편이 충분하지 못하였다는 비판이 제기되었던 것이 한 예이다. 즉, 경제위기로 인해 어려워진 경제여건을 감안하여 세부담을 줄여주려는 정책적 시도가 있었으나 세법개정이 불충분하여 소기의 효과를 거두지 못하였다는 것이 비판의 주된 내용이었다.

그러나 이는 단순히 경제위기 전후의 총량적 실효세부담률의 상승 현상만을 피상적으로만 보고 결론을 내린 것일 뿐, 소득세 부담의 누진구조 변화에 따른 소득재분배 효과의 강화 효과와, 소득분배 구조의 변화 및 소득포착률 상승에 따른 고소득층과 자영업자의 실효세부담 증가와 저소득 근로자층의 실효세부담 하락 요인을 감안하지 않음에 따라 야기된 오해에서 비롯된 것임에 주목할 필요가 있다. 이와 같이 소득세 부담의 변화를 초래한 요인에 대한 정확한 분석을 외면함으로써 현실을 제대로 파악하지 못하게 되면 자칫 소득세 개편에 잘못된 시그널을 제공할 수 있다.

동일한 소득증가율과 세제개편 내용을 가지고도 다른 요인에 의해 실효세부담률은 얼마든지 달라질 수 있다. 그러므로 그러한 변화를 야기한 요인에 대한 정확한 분석이 선행되어야만 올바른 조세정책 수립이 가능하다. 본 연구에서는 소득분배 구조의 변화가 있었던 것으로 추정되는 1990년대 중반을 분기점으로 하여 직전기와 직후의 기간에 대한 소득세부담 변화를 요인별로 분석하여 향후 소득세제 개편에 도움을 줄 수 있는 기초자료를 제공하고자 한다.

2. 1990년대의 소득세 부담 변화추이

가. 분석자료

본 연구에서는 1992년, 1996년, 2001년의 「도시가계조사자료」를 사용하여 분석한다. 1990년대 전·후반기는 각각 1992~1996년과 1996~2001년 기간을 대상으로 한다¹⁾.

「도시가계조사자료」 이외에도 「가구소비실태조사보고자료」가 있다. 이 자료는 2개월치의 소득·소비자료로 구성되어 있다. 따라서 연간단위 소득을 기준으로 하는 소득세 부담 연구에는 적합하지 않다. 왜냐하면 이 자료는 특정 월의 소득을 기준으로 작성되기 때문에 필연적으로 계절성(seasonality)과 선택편의(selection bias)가 개입되어 일치추정량(consistent estimator)을 얻을 수 없기 때문이다. Sung(2002)의 연구에 의하면 같은 기간을 대상으로 한 「도시가계조사자료」에서도 계절성 문제가 있다. 따라서 본 연구와 1년 단위의 소득을 기준으로 세부담이 결정되는 소득세의 세부담 변화효과를 추정하는 데 있어서는 상기 자료, 특히 1991년과 1996년 자료의 경우에는 계절성 문제 등으로 인해 편의를 제거한 소득세 부담 추정치를 얻기 어렵다. 그 밖에도 현재 「가구소비실태조사자료」는 1991년, 1996년, 2001년을 대상으로 자료가 조사·축적되어 있는데 각 기간별로 조사항목이 서로 일치하지 않아 모의실험을 통

1) 1991년 대신에 1992년부터의 기간을 선정한 이유는, 1991년은 1980년대 말에 부동산 지가가 급등한 직후의 시점으로서, 주로 근로소득세와 사업소득세를 분석하는 본 연구의 범위를 고려할 때 소득세 부담 분석시에 편이를 나타낼 소지가 다른 연도에 비해 높을 뿐만 아니라, 1991년에는 소득세법이 대폭적으로 개편되면서 이전 기간과 달리 소득세 부담의 변화가 지나치게 급격하여 세계개편에 의한 세부담 효과가 과소평가될 가능성이 있어 이러한 요인이 상당 부분 제거된 것으로 판단되는 1992년부터의 기간을 분석대상으로 하였다.

여러 연도 가운데 상기의 세 연도만을 선택한 이유는 설명의 편의를 위해서이다. 즉, 다른 연도에 대해서도 모두 동일한 분석을 통해 추정결과를 살펴볼 수 있지만 그러한 경우 결론에는 별 차이가 없으면서도 이를 직관적으로 설명하는 것이 용이하지 않을 뿐만 아니라 오히려 이해를 돕기보다는 혼란을 초래할 것이 우려되기 때문이다.

해 소득세 부담을 산출함에 있어 각 자료 연도간에 일관성 있는 기준을 적용하기 어렵다는 문제점도 안고 있다. 따라서 본 연구의 목적에 비추어볼 때 세가지 자료에 대한 일관성을 유지하는 것이 용이하지 않다. 그러므로 본 연구에서는 「가구소비실태조사자료」가 「도시가계조사자료」에 비해 피조사가구의 범주와 표본의 수가 더 크다는 장점이 있음에도 불구하고 연간소득을 단위로 하는 소득세 분석에 부합하는 분석자료로는 적합하지 않은 것으로 판단된다.

본 연구에서 사용하고자 하는 「도시가계조사자료」에 대해서도 다음과 같은 비판이 제기되고 있다. 이 자료는 도시지역에 거주하는 2인 이상의 가구만을 대상으로 하기 때문에 전국민 대상의 자료로 보기 어렵다는 점이 그것이다. 실제로 가구 수를 기준으로 농어촌지역에 거주하는 가구비중은 2000년 현재 10.24%, 전국의 1인 가구 비중은 15.54%로 「도시가계조사자료」에서 제외되는 대상 가구는 우리나라 전체 가구 가운데 최대 약 1/4에 이른다. 그렇지만 이는 가구 수를 기준으로 하였을 경우이고, 만약 인구 구성비를 기준으로 한다면 농어촌 거주 인구와 전국의 1인 가구의 인구 비중은 각각 9.58%와 4.98%로 도합 15% 미만이다. 따라서 실제로 「도시가계조사자료」가 포괄하는 인구의 범위는 전체 인구의 약 85% 이상이다. 더욱이 농민들의 경우에는 농업소득세의 대상자들로서 기본적으로 소득세가 과세되지 않는다. 그러므로 따라서 이들을 분석대상에서 제외하고 있는 「도시가계자료」를 사용하더라도 자료의 포괄범위를 분명히 정의한다면 「도시가계조사자료」를 사용하더라도 별 문제가 되지 않을 것으로 사료된다.

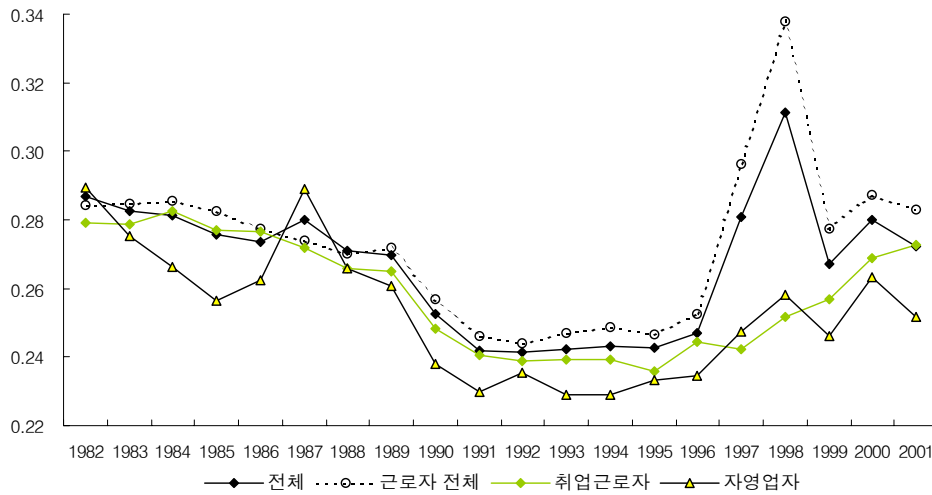
그 밖에 「대우패널자료」와 「노동패널자료」가 있지만 이들 자료는 본 연구의 분석대상 시점 중 1990년대 초 또는 1990년대 중반에 해당되는 자료가 없기 때문에 원천적으로 연구자료로 활용하는 데 적합하지 않다. 즉, 「대우패널자료」의 경우에는 자료가 구축된 기간이 1993~1998년에 불과하고 「한국노동패널자료」의 경우에는 1999년 이후부터 자료가 구축되어 있기 때문에 사실상 1990년대와 2000년대 초의 세부담 분포의 변화를 추적 조사하는 것이 원천적으로 불가능하다.

나. 소득분포의 변화

1990년대 전반기(1992~1996년)와 후반기(1996~2001년)는 소득분배 구조 및 소득증가율의 두 가지 측면에서 모두 대조적이다. 상대적인 소득분배 상태를 나타내는 지니계수는 두 기간 사이에 별 차이가 없다. 전반기에는 총소득 기준의 지니계수가 0.24147에서 0.24685로 거의 차이가 없었던 반면에 후반기에는 0.24685에서 0.27222로 상당히 크게 상승하였다. 이는 1990년대 전반에 지니계수 곡선이 수평에 가까웠던 반면에 후반에는 우상향으로 바뀐 것으로부터 쉽게 알 수 있다([그림 1] 참조).

전반기의 연평균 소득증가율은 11.9%였으나 후반기에는 3.4%로 대폭 축소되었다. 가구유형별로도 약간의 차이가 있을 뿐, 후반기의 소득증가율이 크게 낮아졌음에는 별 차이가 없다.

[그림 1] 지니계수의 변화추이



<표 1> 총소득 기준 지니계수 추정치

	전 체	근로자가구		자영업자
		전 체	취업근로자	
1982	0.28678	0.28444	0.27920	0.28937
1987	0.27986	0.27383	0.27181	0.28886
1992	0.24147	0.24379	0.23900	0.23529
1996	0.24685	0.25258	0.24448	0.23473
2001	0.27222	0.28288	0.27276	0.25156

자료: 성명재(2002)

<표 2> 소득계층별 총소득 분포

(단위: 천원, %)

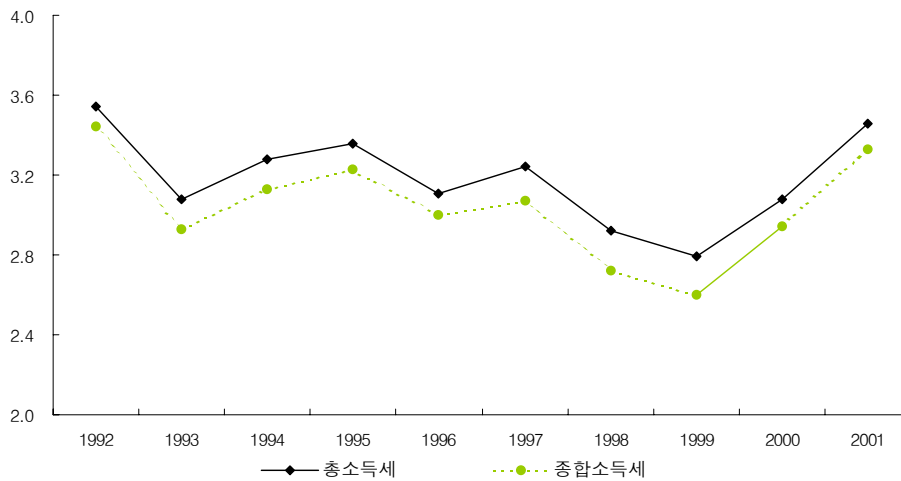
	전체	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
	1992	6,896	9,656	11,290	12,760	14,187	15,851	17,609	19,748	23,495	32,954	16,445
1996	10,275	14,703	17,258	19,785	22,371	25,018	28,083	31,703	36,862	51,374	25,745	
2001	11,363	16,323	19,371	22,316	25,283	28,596	32,539	37,804	44,967	65,205	30,376	
근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균	
1992	6,845	9,629	11,269	12,782	14,194	15,864	17,600	19,772	23,387	32,475	16,107	
1996	10,243	14,658	17,250	19,802	22,367	24,982	28,037	31,602	36,719	51,091	25,371	
2001	11,171	16,339	19,311	22,314	25,226	28,579	32,552	37,852	45,010	65,226	29,662	
취업근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균	
1992	6,853	9,618	11,250	12,785	14,187	15,864	17,613	19,785	23,384	32,482	16,306	
1996	10,343	14,672	17,232	19,800	22,406	24,999	28,044	31,574	36,715	51,168	25,832	
2001	11,649	16,367	19,287	22,346	25,229	28,623	32,553	37,887	44,971	65,629	30,870	
자영업자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균	
1992	7,059	9,728	11,334	12,710	14,173	15,826	17,622	19,698	23,712	33,822	17,155	
1996	10,388	14,809	17,274	19,754	22,378	25,082	28,156	31,914	37,174	51,899	26,494	
2001	12,188	16,284	19,475	22,319	25,368	28,619	32,516	37,724	44,895	65,170	31,678	

<표 2>의 계속

점 유 비	전체	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	계
	1992	4.20	5.87	6.87	7.75	8.61	9.66	10.66	12.06	14.28	20.04	100
	1996	3.99	5.72	6.71	7.67	8.69	9.72	10.89	12.32	14.35	19.95	100
	2001	3.73	5.39	6.36	7.35	8.33	9.40	10.71	12.45	14.82	21.44	100
	근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	계
	1992	4.80	6.47	6.98	8.17	8.33	9.50	10.02	12.24	14.32	19.16	100
	1996	4.72	6.10	6.71	7.59	8.08	9.40	10.23	12.66	14.92	19.61	100
	2001	4.72	6.02	6.35	7.18	7.88	8.77	10.83	12.34	14.69	21.22	100
	취업근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	계
	1992	4.33	6.14	6.85	7.92	8.56	9.55	10.16	12.47	14.57	19.45	100
	1996	4.09	5.90	6.51	7.48	7.77	9.41	10.62	12.78	15.38	20.05	100
	2001	3.77	5.48	6.06	7.08	7.48	8.67	10.98	12.72	14.53	23.22	100
	자영업자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	계
	1992	3.02	4.68	6.65	6.91	9.15	9.97	11.93	11.69	14.21	21.79	100
	1996	2.59	4.98	6.72	7.81	9.87	10.34	12.17	11.66	13.26	20.61	100
	2001	2.04	4.33	6.37	7.64	9.11	10.49	10.51	12.65	15.05	21.82	100

[그림 2] 종합소득세(근로소득세 포함) 실효세부담률의 변화추이

(단위: %)



<표 3> 소득계층별 종합소득세(근로소득세 포함) 분포의 변화

(단위: 천원, %)

	전체	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
소득세	1992	44	100	145	204	318	404	552	745	1059	2095	567
	1996	32	141	215	317	429	576	766	977	1458	2800	771
	2001	35	126	244	346	460	619	837	1355	2037	4052	1011
	근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
	1992	28	78	115	168	253	335	479	715	1001	1908	492
	1996	11	74	117	209	299	464	661	859	1346	2623	655
	2001	3	28	92	167	240	364	579	1072	1744	3676	768
	취업근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
	1992	33	87	124	184	262	355	503	747	1047	1999	530
	1996	13	83	130	229	336	500	686	916	1406	2768	719
	2001	5	35	110	193	288	420	652	1188	2010	3859	912
	자영업자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
	1992	95	161	209	289	433	532	672	807	1175	2433	724
	1996	108	300	402	517	632	771	936	1227	1702	3128	1003
	2001	172	358	505	634	787	984	1289	1825	2524	4676	1454
	소득세 실효 부담 률	전체	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1992		0.63	1.04	1.29	1.60	2.24	2.55	3.13	3.77	4.51	6.36	3.44
1996		0.31	0.96	1.24	1.60	1.92	2.30	2.73	3.08	3.95	5.45	3.00
2001		0.31	0.77	1.26	1.55	1.82	2.17	2.57	3.58	4.53	6.21	3.33
근로자		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1992		0.40	0.81	1.02	1.31	1.78	2.11	2.72	3.61	4.28	5.87	3.05
1996		0.10	0.51	0.68	1.06	1.34	1.86	2.36	2.72	3.67	5.13	2.58
2001		0.03	0.17	0.47	0.75	0.95	1.27	1.78	2.83	3.87	5.64	2.59
취업근로자		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1992		0.48	0.91	1.11	1.44	1.85	2.24	2.86	3.78	4.48	6.16	3.25
1996		0.13	0.57	0.75	1.16	1.50	2.00	2.44	2.90	3.83	5.41	2.78
2001		0.04	0.21	0.57	0.86	1.14	1.47	2.00	3.14	4.47	5.88	2.96
자영업자		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1992		1.35	1.66	1.85	2.27	3.06	3.36	3.81	4.10	4.96	7.19	4.22
1996		1.04	2.03	2.33	2.62	2.83	3.07	3.33	3.84	4.58	6.03	3.79
2001		1.41	2.20	2.59	2.84	3.10	3.44	3.97	4.84	5.62	7.18	4.59

주: 위의 표에서는 이자·배당소득세 부담을 제외하고 근로소득세를 포함한 종합소득세 부담만을 고려하고 있음. 따라서 이자·배당소득세 부담을 포함하고 있는 성명제(2002) 등의 수치와는 차이를 보임에 유의하기 바람.

다. 소득세 부담 분포의 변화

1990년대에 걸쳐 평균소득은 가구유형에 관계없이 증가율만 떨어졌을 뿐, 전반기와 후반기 모두 소득이 증가하였다. 그러나 소득세의 실효세부담률은 하락하였다가 상승한 것으로 추정되었다. 즉, 소득세 부담의 절대수준이 증가하기는 하였으나 1990년대 전반기에는 소득증가율(연평균 11.9%)보다 세부담증가율(연평균 7.3%)이 낮아 실효세율은 3.44%에서 3.00%로 낮아졌다. 전반기에 나타난 실효세부담률의 하락 현상은 자영업자가구에서 특히 두드러지게 나타났다. 그러나 후반기에는 가구당 소득이 연평균 3.4%씩 증가하여 소득세 부담증가율(6.3%)보다 낮았다. 이에 따라 실효소득세부담률은 3.00%에서 3.33%로 상승하였다.

가구유형별로는 (취업)근로자가구에서도 이러한 모습을 볼 수 있다. 다만 1990년대 후반의 경우 취업근로자가구의 실효소득세부담률의 상승효과(2.78% → 2.96%)는 자영업자가구(3.79% → 4.59%)에 비해 상당히 작다.

라. 분석방법

본 연구에서는 1990년대 후반부터 최근까지의 10년 기간을 대상으로 소득세의 실효세부담의 변화추이를 소득증가, 소득분포의 변화, 세법개정, 소득포착률의 변화 등 모두 네 가지 요인별로 분리하여 추정한다.

소득증가에 따른 효과는 기준연도와 비교연도 사이의 평균 소득증가율만큼 기준연도 자료의 모든 가구소득이 동일한 증가율로 증가한 경우를 상정하고 이 때 기준연도의 세법을 적용시켰을 때의 실효세부담률 변화효과를 추정한다.

소득분포의 변화효과는 기준연도와 기준연도 사이의 소득분포의 변화에 따른 효과를 나타낸다. 그러므로 비교연도의 자료를 사용하여 기준연도의 세법과 기준연도의 소득포착률을 적용시켰을 경우에 나타나는 소득세 실효세부담률의 변화효과를 추정한다.

세법개정 효과는 비교연도의 자료에 비교연도의 세법을 적용하되 소득포착

률은 기준연도의 수치를 사용하여 실효세부담률의 변화효과를 추정함으로써 얻는다.

소득포착률의 변화효과는 비교연도의 자료와 비교연도의 세법 및 소득포착률을 적용하였을 경우에 나타나는 실효세부담률의 변화효과를 나타낸다.

위의 네 가지 효과 모두 상기의 시나리오에 입각하여 모의실험(simulation)을 통한 추정(imputation)을 통해 산출한다.

Ⅲ. 소득세 부담 변화의 요인별 분해

대개의 경우 가구유형별(소득세 납세자 유형별) 가구구성 분포의 변화는 미미하다²⁾. 그러므로 이 항목을 독립항목으로 추정하더라도 효과의 절대수준은 무시할 수 있을 정도로 작다. 실제로 분석해 본 결과에서도 그 효과는 매우 미미하였다. 이에 본 연구에서는 전장에서 살펴본 5가지 소득세 결정요인 가운데 가구유형별 구성비 요인에 의한 효과를 소득분포의 변화요인에 포함시켜 분석하였다.

1. 1990년대 전반의 소득세 부담 변화(1992~1996년)

먼저 1990년대 전반에는 소득세 실효세부담률이 3.44%에서 3.00%로 0.44%p 하락하였다. 가구유형별로는 취업근로자가구의 근로소득세 실효세부담률이 0.47%p(3.05% → 2.58%) 하락(3.25% → 2.78%)하였으며, 자영업자의 종합소득세 실효세부담률은 0.43%p 하락(4.22% → 3.79%)하였다. 이와 같이 1990년대 전반에 걸쳐 소득세 실효세부담률이 하락한 효과를 요인별로 분해해 보면 다음과 같다.

먼저 1992~1996년 사이에 모든 가구(소득계층)의 소득증가가 전체 평균소

2) <부표 2> 참조

득의 증가율만큼 있었다고 가정하자. 또한 그동안 세법개정이 없었으며 소득포착률에도 아무런 변동이 없었다고 하자. 이러한 가상적인 상황하에서는 전체 가구의 실효소득세부담률은 3.44%에서 6.40%로 2.96%p 상승하는 것으로 추정되었다. 이는 소득세가 누진세율 체계를 가지고 있기 때문에 소득증가시 한계세율이 상승하면서 자연스럽게 실효세부담률이 상승하게 되기 때문이다(소득증가).

소득수준의 증가뿐만 아니라 소득분포가 변하더라도 소득세부담은 영향을 받는다. 1990년대 전반기 동안 지니계수는 0.24147에서 0.24685로 변동폭이 매우 미미하였다. 따라서 소득분배 구조는 별로 변화하지 않았다고 볼 수 있다. 따라서 이 기간 동안에 이미 모든 가구의 소득이 동일한 비율로 상승하였다는 전제를 다소 수정하여, 경제 전체적으로는 총소득 규모가 일정하다고 하더라도 추가적으로 소득분포가 변화한다고 가정하면 가구간에 소득증가율이 상이하게 나타나면서 평균실효소득세부담률이 변화하게 된다. 그렇지만 전술하였듯이 소득분포의 변화 자체가 상당히 작았기 때문에 그에 따른 실효세부담률의 변화 효과는 +0.03%p(6.40%→6.43%)에 불과할 정도로 매우 작았다(소득분포의 변화).

1992~1996년 사이에는 근로소득공제 및 인적공제의 확대, 소득세율의 인하 및 과세체계의 단순화 등의 세법개정이 있었다. 이러한 세법개정은 필연적으로 실효세부담률을 떨어뜨린다. 이에 따라 근로·종합소득세의 실효세부담률은 6.43%에서 2.99%로 대폭(3.44%p) 하락하였다(세법개정).

같은 기간 동안 자영업자에 대한 소득포착률은 53.37%에서 53.44%로 소폭 상승한 것으로 추정된다. 소득포착률의 상승은 자영업자들의 종합소득세 부담을 상승시킨다. 그렇지만 그 규모는 상당히 작아 소득포착률의 상승에 따른 실효세부담률의 상승효과는 +0.01%p(2.99%→3.00%)로 극히 미미하게 추정되었다(소득포착률 상승효과)³⁾.

3) 자영업자의 소득포착률에 대한 추정방법은 성명재(1999)의 연구방법을 적용하여 추정하였다.

이를 요약하면, 1990년대 전반에는 주로 소득이 크게 증가하면서 실효세부담률도 크게 상승하였다. 그렇지만 이를 상쇄하고도 남을 만큼 세경감이 더 크게 이루어짐으로써 결과적으로는 소득세 실효세부담률이 하락하는 결과를 나타낸 것으로 추정된다. 이러한 변화는 가구유형에 관계없이 거의 공통적으로 관찰되었다.

<표 4> 소득계층별 근로·종합소득세 부담의 요인별 변화
효과(1992~1996년)

(단위: 천원, %)

전 체	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1992	44	100	145	204	318	404	552	745	1,059	2,095	567
소득증가	145	396	581	767	1,037	1,283	1,707	2,253	3,056	5,287	1,651
분포변화	103	362	530	793	1,014	1,403	1,758	2,183	3,062	5,338	1,655
세법개정	32	141	214	316	428	575	765	976	1,456	2,797	770
포착률변화(1996)	32	141	215	317	429	576	766	977	1,458	2,800	771
근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1992	28	78	115	168	253	335	479	715	1,001	1,908	492
소득증가	115	360	542	741	1,029	1,283	1,751	2,369	3,149	5,380	1,622
분포변화	76	314	459	758	992	1,430	1,762	2,152	3,126	5,525	1,630
세법개정	11	74	117	209	299	464	661	859	1,346	2,623	655
포착률변화(1996)	11	74	117	209	299	464	661	859	1,346	2,623	655
취업근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1992	33	87	124	184	262	355	503	747	1,047	1,999	530
소득증가	136	403	587	814	1,066	1,358	1,839	2,478	3,294	5,638	1,748
분포변화	95	350	509	829	1,113	1,540	1,829	2,295	3,267	5,832	1,789
세법개정	13	83	130	229	336	500	686	916	1,406	2,768	719
포착률변화(1996)	13	83	130	229	336	500	686	916	1,406	2,768	719
자영자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1992	95	161	209	289	433	532	672	807	1,175	2,433	724
소득증가	239	498	663	827	1,052	1,283	1,635	2,013	2,869	5,119	1,713
분포변화	197	475	666	857	1,050	1,357	1,752	2,248	2,920	4,991	1,704
세법개정	107	299	401	515	631	769	934	1,223	1,697	3,121	1,001
포착률변화(1996)	108	300	402	517	632	771	936	1,227	1,702	3,128	1,003

<표 4>의 계속

실 효 세 부 담 률	전 체	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
	1992	0.63	1.04	1.29	1.6	2.24	2.55	3.13	3.77	4.51	6.36	3.44
	소득증가	1.34	2.62	3.28	3.83	4.66	5.16	6.18	7.27	8.29	10.23	6.40
	분포변화	1.00	2.46	3.07	4.01	4.53	5.61	6.26	6.89	8.31	10.39	6.43
	세법개정	0.31	0.96	1.24	1.60	1.92	2.30	2.72	3.08	3.95	5.44	2.99
	포착률변화(1996)	0.31	0.96	1.24	1.60	1.92	2.30	2.73	3.08	3.95	5.45	3.00
	근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
	1992	0.40	0.81	1.02	1.31	1.78	2.11	2.72	3.61	4.28	5.87	3.05
	소득증가	1.07	2.37	3.04	3.67	4.58	5.12	6.29	7.58	8.51	10.47	6.37
	분포변화	0.74	2.14	2.66	3.83	4.43	5.72	6.28	6.81	8.51	10.81	6.43
	세법개정	0.10	0.51	0.68	1.06	1.34	1.86	2.36	2.72	3.67	5.13	2.58
	포착률변화(1996)	0.10	0.51	0.68	1.06	1.34	1.86	2.36	2.72	3.67	5.13	2.58
	취업근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
	1992	0.48	0.91	1.11	1.44	1.85	2.24	2.86	3.78	4.48	6.16	3.25
	소득증가	1.25	2.64	3.29	4.02	4.74	5.41	6.59	7.91	8.89	10.96	6.77
	분포변화	0.92	2.39	2.95	4.19	4.97	6.16	6.52	7.27	8.90	11.40	6.93
	세법개정	0.13	0.57	0.75	1.16	1.50	2.00	2.44	2.90	3.83	5.41	2.78
	포착률변화(1996)	0.13	0.57	0.75	1.16	1.50	2.00	2.44	2.90	3.83	5.41	2.78
	자영자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
	1992	1.35	1.66	1.85	2.27	3.06	3.36	3.81	4.10	4.96	7.19	4.22
	소득증가	2.20	3.32	3.79	4.21	4.81	5.25	6.01	6.62	7.84	9.80	6.47
	분포변화	1.90	3.21	3.85	4.34	4.69	5.41	6.22	7.05	7.86	9.62	6.43
	세법개정	1.03	2.02	2.32	2.61	2.82	3.07	3.32	3.83	4.57	6.01	3.78
	포착률변화(1996)	1.04	2.03	2.33	2.62	2.83	3.07	3.33	3.84	4.58	6.03	3.79

주: 이자·배당소득세 등은 제외

<표 5> 1992~2001년 사이의 실효소득세부담률 변화 요인분석

(단위: %p)

	전체가구		취업근로자가구		자영업자가구	
	1992~1996	1996~2001	1992~1996	1996~2001	1992~1996	1996~2001
소득증가	+2.96	+0.85	+3.52	+1.04	+2.25	+0.62
소득분포의 변화	+0.03	-0.03	+0.16	+0.18	-0.04	-0.04
세법개정	-3.44	-0.57	-4.15	-1.04	-2.65	0.00
소득포착률 상승	+0.01	+0.08	-	-	+0.01	+0.22
계	-0.44	+0.33	-0.47	+0.18	-0.43	+0.80

주: 전체가구에는 무직가구도 포함. 이자·배당소득세 등은 제외함.

2. 1990년대 후반의 소득세 부담 변화(1996~2001년)

1990년대 후반기에는 2인 이상 도시가구의 소득이 연평균 3.4%씩 증가하였다. 다른 여건이 동일하다고 할 때 모든 계층에 걸쳐 지난 5년간 매년 3.4%씩 소득이 비례적·평균적으로 동일하게 증가하였다는 가상적인 상황하에서 근로·종합소득세 실효세부담률은 3.00%에서 3.85%로 +0.85%p 상승하였을 것으로 추정된다. 가구유형별로는 취업근로자가구의 근로소득세 실효세부담률이 +1.04%p(2.78%→3.82%) 상승하였고 자영업자가구의 종합소득세 실효세부담률은 +0.62%p(3.79%→4.41%) 상승하였다.

같은 기간 동안 무직가구와 실업가구 등을 제외한 취업근로자가구와 자영업자가구의 연평균 소득증가율은 각각 3.63%와 3.64%로 거의 동일하다. 그렇지만 전자의 실효세부담률이 더 많이 상승한 데에는 근로소득세의 면세점이 종합소득세 면세점보다 높다는 데에서 요인을 찾을 수 있다. 이는 두 가구유형의 평균소득수준이 비슷하지만 취업근로소득자들의 실효세부담률이 더 낮다는 점에서도 이를 간접적으로 유추할 수 있다⁴⁾. 근로소득자의 경우 자영업자보다

4) 또한 근로소득세의 경우 종합소득세보다 면세점 수준이 더 높기 때문에 소득수준이 동일할 경우 종합소득세의 한계세율이 근로소득세보다 더 높다고 할 수 있다. 물론

더 많은 비중이 면세자에 속해 있다고 볼 수 있다. 그러므로 소득이 동일한 비율로 증가하더라도 면세자에서 과세자로 전환되는 소득자의 비율은 근로소득세에서 더 많이 나타나게 된다. 더욱이 종합소득자의 경우에는 이미 근로소득자에 비해 평균적으로 더 높은 한계세율을 적용받고 있다. 그러므로 소득증가율이 동일하여 한계세율의 절대 상승분이 같더라도 한계소득세율의 상승률은 근로소득자에게서 더 높게 나타나기 때문에 이러한 결과가 나타난 것으로 해석된다.

1990년대 후반기에는 소득분배 구조가 크게 변하였다. 취업근로자의 경우 지니계수는 0.24448에서 0.27276으로 11.57% 상승하였고, 자영업자의 경우에는 0.23473에서 0.25156으로 7.17% 상승하였다. 일반적으로 사회·경제 전체의 총소득이 일정하다고 할 때 소득분배 격차가 커질수록 소득세수(또는 세부담)는 증가한다. 그러므로 총소득이 일정하다는 가정하에 1996~2001년 사이에 순수하게 소득분배 구조가 변화함에 따라 발생한 취업근로자가구의 실효소득세부담률의 상승폭은 +0.18%p(3.82%→4.00%)였으며 자영업자가구의 경우에는 -0.04%p(4.41%→4.37%)로 추정되었다.

같은 기간 동안 소득세 부담에 영향을 미칠만한 세법개정은 근로소득공제 및 근로소득세액공제의 한도 확대이다. 이는 모두 근로소득세에만 적용된다. 따라서 세법개정에 따라 도시가구 전체적으로는 평균실효세부담률이 0.57%p(3.82%→3.25%) 하락하였다. 그러나 자영업자가구의 경우에는 세법개정에 따른 세경감 효과가 없는 만큼 이를 모든 소득자들에 대해 동일하게 실효세부담이 하락하였다고 보기는 어렵다. 취업근로자가구에 대해서만 실효(근로)소득세 부담률이 1.04%p(4.00%→2.96%) 하락하였으며 자영업자가구의 실효세부담에는 변동이 없었다. 세법개정으로 인한 취업근로자가구의 실효세부담률 하락효

자영업자의 경우에는 소득의 일부만을 과세당국에 보고하기 때문에 근로소득자와 실제의 소득수준이 동일하더라도 소득을 과소신고함으로써 더 낮은 한계세율을 적용받을 가능성도 있다. 그러나 종합소득세는 사실상 인적공제와 표준공제를 제외하고는 추가적인 소득공제가 없기 때문에 소득을 과소신고하더라도 적용받는 한계세율은 평균적으로 근로소득자의 경우보다 높다고 할 수 있다. 이는 추정된 종합소득세 실효세부담률이 근로소득세의 경우보다 높은 데에서부터 유추할 수 있다.

과(-1.04%p)는, 1996~2001년의 기간 동안 모든 취업근로자가구의 소득이 평균적·비례적으로 증가한 경우에 추정된 실효세부담률 상승효과와 그 규모가 정확히 일치하여 상쇄된다. 그러므로 사실상 거의 100%의 소득이 포착되는(취업)근로소득자의 경우에는 1990년대 후반기 동안의 실효소득세부담의 변화분은 소득분포의 변화에 의한 세부담 변화효과와 일치한다.

지난 5년간 자영업자가구에 대한 소득포착률은 53.44%에서 54.92%로 소폭 증가한 것으로 추정된다⁵⁾. 실제의 소득이 증가하지 않더라도 과세당국에 포착되는 소득의 비율이 증가하면 소득세 과표가 증가하면서 실효세부담률도 상승한다. 1996~2001년 동안 소득포착률이 상승함에 따른 자영업자가구의 종합소득세 실효세부담률 상승효과는 +0.22%p(4.37%→4.59%)에 이르는 것으로 추정된다.

위에서 살펴보았듯이 1990년대 후반에도 단일요인으로는 소득증가에 따른 실효세부담률 상승효과가 가장 컸다. 이와 반대로 취업근로자가구의 경우에는 세법개정을 통한 실효세부담률 하락효과가 거의 정확하게 소득증가에 의한 실효세부담률 상승효과를 상쇄하였다. 그런데 세법개정은 근로자가구의 근로소득세만을 대상으로 이루어짐으로써 세법개정을 통한 자영업자가구의 세경감은 이루어지지 않았다⁶⁾.

결과론적으로 보면 자영업자가구의 (종합)소득세 부담의 증가가 가시적으로 나타났다. 이는 가구유형간 세부담의 형평 제고를 위한 측면에서 자영업자에 대한 사업소득세와 관련된 부분에 대한 세법개정을 미루었던 것과, 과표양성화를 통한 소득세의 소득재분배 기능 강화정책이 상당부분 기여하였기 때문인

5) 1997~1998년의 경제위기 이후 재정확충을 위한 징세행정 강화와 영수증 복권제, 신용카드 소득공제제도의 도입 등이 효과를 거두어 자영업자에 대한 소득포착률이 상승한 것으로 판단된다.

6) 이는 아마도 ‘넓은 세원, 낮은 세율’의 과세원칙 확립 차원에서 소득신고율이 낮은 자영업자에 대한 소득세 과세 강화의 필요성이 증대되고 따라서 국민정서적으로도 이들에 대한 소득세 경감이 형평에 어긋난다는 국민적 공감대 이루어졌기 때문인 것으로 추측된다. 그러나 이는 모든 자영업자가 소득을 실제보다 과소신고한다는 전제하에서만 타당하므로 선량하고 정직한 자영업자의 경우에는 소득세 부담의 증가분 중 일부는 물가세(inflation tax)로서의 성격을 지닐 수 있음에 유의하여야 한다.

것으로 평가할 만하다.

<표 6> 소득계층별 근로·종합소득세 부담의 요인별 변화 효과
(1996~2001년)

(단위: 천원, %)

전 체	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1996	32	141	215	317	429	576	766	977	1,458	2,800	771
소득증가	62	230	341	499	671	939	1,250	1,574	2,238	4,005	1,181
분포변화	41	146	271	393	524	719	993	1,590	2,353	4,588	1,162
세법개정	32	119	234	334	446	597	808	1,317	1,991	3,981	986
포착률변화(2001)	35	126	244	346	460	619	837	1,355	2,037	4,052	1,011
근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1996	11	74	117	209	299	464	661	859	1,346	2,623	655
소득증가	27	142	223	389	557	868	1,170	1,457	2,159	3,936	1,074
분포변화	14	65	150	262	371	571	870	1,509	2,323	4,650	1,040
세법개정	3	28	92	167	240	364	579	1,072	1,744	3,676	768
포착률변화(2001)	3	28	92	167	240	364	579	1,072	1,744	3,676	768
취업근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1996	13	83	130	229	336	500	686	916	1,406	2,768	719
소득증가	34	158	248	425	626	935	1,214	1,554	2,256	4,155	1,179
분포변화	20	82	179	304	445	659	979	1,672	2,678	4,881	1,235
세법개정	5	35	110	193	288	420	652	1,188	2,010	3,859	912
포착률변화(2001)	5	35	110	193	288	420	652	1,188	2,010	3,859	912
자영자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1996	108	300	402	517	632	771	936	1,227	1,702	3,128	1,003
소득증가	188	439	568	705	851	1,063	1,380	1,819	2,408	4,131	1,395
분포변화	157	336	478	604	752	932	1,209	1,722	2,402	4,486	1,383
세법개정	157	336	478	604	752	932	1,209	1,722	2,402	4,486	1,383
포착률변화(2001)	172	358	505	634	787	984	1,289	1,825	2,524	4,676	1,454

세
부
담
액

<표 6>의 계속

전 체	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1996	0.31	0.96	1.24	1.60	1.92	2.30	2.73	3.08	3.95	5.45	3.00
소득증가	0.51	1.31	1.66	2.12	2.52	3.15	3.73	4.16	5.09	6.53	3.85
분포변화	0.36	0.89	1.40	1.76	2.07	2.52	3.05	4.21	5.23	7.04	3.82
세법개정	0.29	0.73	1.21	1.50	1.76	2.09	2.48	3.48	4.43	6.10	3.25
포착률변화(2001)	0.31	0.77	1.26	1.55	1.82	2.17	2.57	3.58	4.53	6.21	3.33
근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1996	0.10	0.51	0.68	1.06	1.34	1.86	2.36	2.72	3.67	5.13	2.58
소득증가	0.22	0.81	1.09	1.65	2.10	2.92	3.50	3.87	4.93	6.47	3.56
분포변화	0.12	0.40	0.78	1.18	1.47	2.00	2.67	3.99	5.16	7.13	3.51
세법개정	0.03	0.17	0.47	0.75	0.95	1.27	1.78	2.83	3.87	5.64	2.59
포착률변화(2001)	0.03	0.17	0.47	0.75	0.95	1.27	1.78	2.83	3.87	5.64	2.59
취업근로자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1996	0.13	0.57	0.75	1.16	1.50	2.00	2.44	2.90	3.83	5.41	2.78
소득증가	0.27	0.90	1.20	1.80	2.34	3.13	3.62	4.12	5.14	6.80	3.82
분포변화	0.17	0.50	0.93	1.36	1.77	2.30	3.01	4.41	5.95	7.44	4.00
세법개정	0.04	0.21	0.57	0.86	1.14	1.47	2.00	3.14	4.47	5.88	2.96
포착률변화(2001)	0.04	0.21	0.57	0.86	1.14	1.47	2.00	3.14	4.47	5.88	2.96
자영자	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1996	1.04	2.03	2.33	2.62	2.83	3.07	3.33	3.84	4.58	6.03	3.79
소득증가	1.51	2.48	2.75	2.98	3.18	3.54	4.10	4.77	5.42	6.66	4.41
분포변화	1.29	2.06	2.46	2.71	2.96	3.26	3.72	4.57	5.35	6.88	4.37
세법개정	1.29	2.06	2.46	2.71	2.96	3.26	3.72	4.57	5.35	6.88	4.37
포착률변화(2001)	1.41	2.20	2.59	2.84	3.10	3.44	3.97	4.84	5.62	7.18	4.59

실
효
세
부
담
률

주: A - 1996년 자료+1996년 소득세법 (1996년 소득포착률)
 B - 1996년 자료×평균소득증가율+1996년 소득세법 (1996년 소득포착률)
 C - 2001년 자료+1996년 소득세법 (1996년 소득포착률)
 D - 2001년 자료+2001년 소득세법 (1996년 소득포착률)
 E - 2001년 자료+2001년 소득세법 (2001년 소득포착률)
 이자·배당소득세 등은 제외

3. 1990년대 전·후반기의 소득세 부담 변화의 비교

가. 가구유형별 평균실효세부담의 비교

(1) 취업근로자가구

소득세 실효세부담의 결정요인별 변화추이를 1990년대 전·후반기로 나누어 살펴보면, 소득세의 실효세부담의 변화효과가 가구유형별로 매우 극명하게 대비되어 대조를 이루는 것을 볼 수 있다.

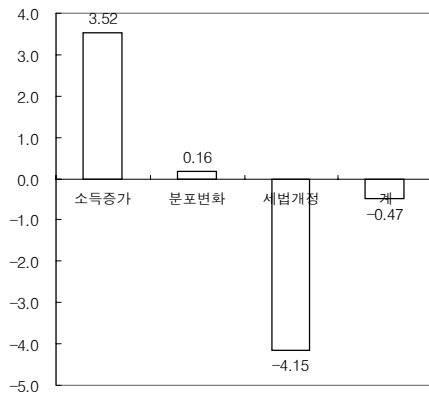
먼저 취업근로자가구의 경우를 살펴보면, 전·후반기 모두 단일요인으로서 소득증가와 세법개정이 실효세부담의 변화에 가장 큰 영향을 미쳤다. 1990년대 전반기에는 세법개정을 통한 실효소득세 부담의 경감효과가 소득증가에 의한 실효세부담 증가효과를 초과하였다. 뿐만 아니라 소득분포의 변화에 의한 세부담 증가효과까지도 압도하였다. 이에 따라 전반기에는 취업근로자가구의 실효세부담률이 하락하였다. 그러나 후반기에는 양자의 크기가 우연하게도 일치하여 결과적으로 취업근로자가구의 근로소득세 실효세부담률은 소득분포의 변화에 의해 초래된 효과와 정확히 일치하는 수준만큼 상승하는 결과를 가져다 주었다.

소득분포의 변화에 의한 실효세부담률의 변화효과는 전·후반기가 각각 +0.16%p와 +0.18%p로 추정된다. 절대수준으로는 소득증가와 세법개정에 의한 실효세부담률 변화효과보다 작다. 전반기에는 세법개정에 따른 실효세부담의 감소효과가 여타요인에 의한 변화효과를 압도하여 소득분포 변화에 의한 실효세부담의 변화가 제대로 부각되지 않았다. 그렇지만 후반기에는 소득증가와 세법개정에 의한 세부담 변화가 서로 상쇄됨으로써, 1990년대 후반기의 근로소득세 실효세부담의 변화와 관련해서는 소득분포의 변화에 의한 효과가 상대적으로 더 크게 부각된다고 해석할 수 있다. 왜냐하면 다른 여건은 전혀 변하지 않고 소득분포만 변한 가상적인 상황에서 나타나는 근로소득세 실효세부담률의 변화효과와 효과 측면에서 차이가 없기 때문이다.

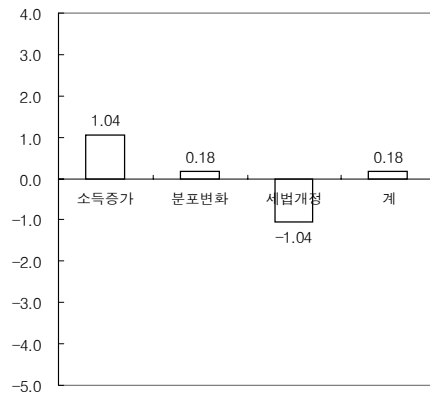
일부에서는 1990년대 후반기의 근로소득세의 실효세부담이 상승한 것은 세

법개정에 의한 세경감 효과가 과소하였기 때문이라고 보는 견해도 있다. 그러나 상기의 분석에 의하면 반드시 그러한 주장이 적절하다고 하기 어렵다.

[그림 3] 요인별 실효근로소득세율의 변화 기여도
(취업근로자, 1992~1996)
(단위: %p)



[그림 4] 요인별 실효근로소득세율의 변화 기여도
(취업근로자, 1996~2001)
(단위: %p)



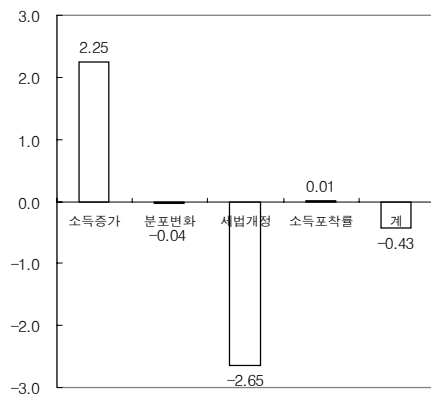
(2) 자영업자가구

1990년대 전반기에는 자영업자가구에서도 종합소득세율 체계가 대폭 개편되면서 세경감 효과가 크게 나타났다. 세법개정에 의한 종합소득세의 실효세부담률 하락폭은 -2.65%p로 근로소득세의 -4.15%p보다 작다. 이는 종합소득세의 경우에는 소득세율의 인하와 인적공제의 확대가 세법개정의 주요 골격이었던 데 반해 근로소득세의 경우에는 이것 외에 근로소득공제 등도 크게 확대되었기 때문이다. 그 밖에 1990년대에는 자영업자가구의 소득분포나 소득포착률의 변화가 극히 미미하였다. 따라서 전반기에는 세법개정에 의한 실효세부담경감효과가 소득증가에 의한 실효세부담 감소효과를 초과하여 전체적으로는 0.43%p만큼 실효세부담률이 하락하였다.

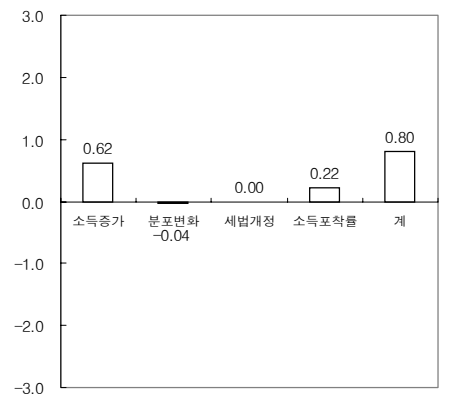
1990년대 후반기에는 종합소득세의 세부담에 영향을 미칠 만한 세법개정이 없었다. 따라서 이 기간 동안 자영업자가구의 소득세 부담은 대부분 소득증가

에 의한 효과로 볼 수 있다. 그 밖에 자영업자가구에 대한 소득포착률이 53.44%에서 54.92%로 소폭 상승하면서 실효세부담률도 0.22%p 상승하였다. 그러므로 자영업자가구의 실효소득세부담 변화패턴은, 1990년대 전반기에는 대규모의 세경감에 따라 전체적으로 실효세부담률이 낮아진 반면, 후반기에는 세경감 조치가 없었으며, 소득증가와 함께 과세당국의 소득포착률 상승에 따라 종합소득세의 실효세부담률이 상승하였다고 할 수 있다.

[그림 5] 요인별 실효종합소득세율의 변화 기여도
(자영업자, 1992~1996)
(단위: %p)



[그림 6] 요인별 실효종합소득세율의 변화 기여도
(자영업자, 1996~2001)
(단위: %p)



나. 소득계층별 평균실효세부담의 비교

(1) 취업근로자가구

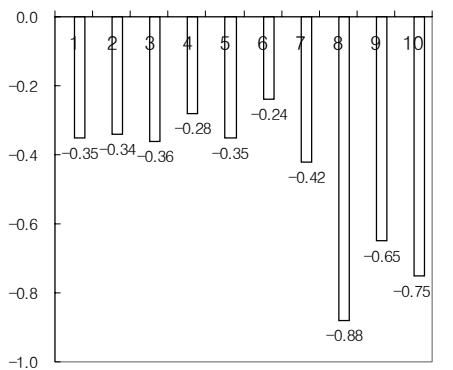
1990년대 전반기에는 모든 계층에서 취업근로소득자의 실효세부담률이 하락하였다. 근로소득세 실효세부담률의 하락폭은 1~7분위에서 -0.24~-0.42%p 정도로 서로 비슷한 반면 8~10분위의 고소득층에서는 하락폭이 -0.65~-0.88%p로 상당히 높다. 모든 계층에서 실효세부담률이 하락한 것은 전반적인 소득세율의 인하와 소득공제의 확대에 기인한다. 그런데 저소득층의 실효세부

담률 하락폭이 작고 고소득층에서 실효세부담의 하락폭이 큰 이유는, 1992년과 1996년 사이에 소득세 최고세율이 38~50%에서 30~40%로 대폭 하락한 반면, 최저세율은 오히려 5%에서 10%로 상승함에 따라 낮은 세율을 적용받는 중·저소득층에서, 작지만 세부담 증가요인이 발생하였기 때문이다.

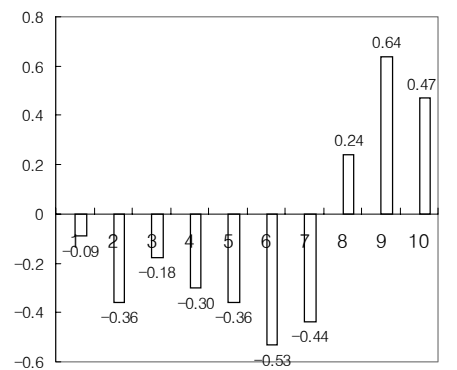
1990년대 후반기에는 근로소득세의 평균실효세부담률이 0.16%p 상승하였다. 그러나 계층별로는 실효세부담의 변화 차이가 극명하게 나뉘어졌다. 1~7분위에서는 실효세부담률이 낮아졌지만 8~10분위에서는 실효세부담률이 상승하였다. 후반기에는 취업근로자가구의 경우 소득증가로 인한 세부담 상승효과와 세법개정으로 인한 세경감 효과가 상쇄되었다. 그렇지만 이 기간 동안 소득분배 격차가 확대되면서 중·저소득층에서는 소득점유비가 하락하면서 실효세부담률이 하락하는 경향을 보였던 반면에 고소득층에서는 1990년대 말부터 고액연봉자들이 급증하는 등 소득세 최고세율을 적용받는 소득자들이 크게 증가하면서 실효세부담률이 높아진 것으로 추정된다.

이와 같이 1990년대 후반기에는 근로소득세의 실효세부담률의 변화방향이 계층별로 비대칭적으로 나타나면서 결과적으로 근로소득세 부담의 누진도가 강화되는 모습을 나타내었다.

[그림 7] 소득계층별 실효소득세율의 변화
(취업근로자, 1992~1996)
(단위: %p)



[그림 8] 소득계층별 실효소득세율의 변화
(취업근로자, 1996~2001)
(단위: %p)



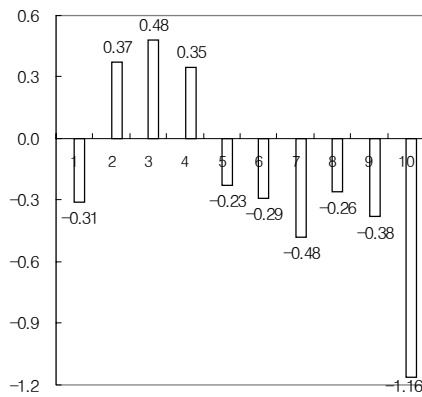
(2) 자영업자가구

1990년대 전반기에는 2~4분위에서 자영업자가구의 종합소득세 실효세부담률이 상승하고 1분위와 5~10분위에서는 실효세부담률이 하락하여 매우 특이한 분포의 변화를 보여주었다. 1분위의 경우에는 인적공제 수준의 대폭 인상에 따라 과세자에서 면세자로 전환되는 소득자들의 비중이 높아짐으로써 실효세부담률이 하락한 것으로 보인다. 그런데 2~4분위에서는 소득세 최저세율이 5%에서 10%로 높아지면서 세부담의 증가요인이 발생하였고, 이 요인이 인적공제 확대에 따른 세경감 효과를 압도하여 결과적으로 실효세부담률이 상승한 것으로 추정된다. 5~10분위 자영업자가구의 경우에는 최고세율을 포함하여 높은 세율수준이 크게 낮아짐에 따라 실효세부담률이 크게 하락한 것으로 사료된다.

[그림 9] 소득계층별 실효소득세율의 변화

(자영업자, 1992~1996)

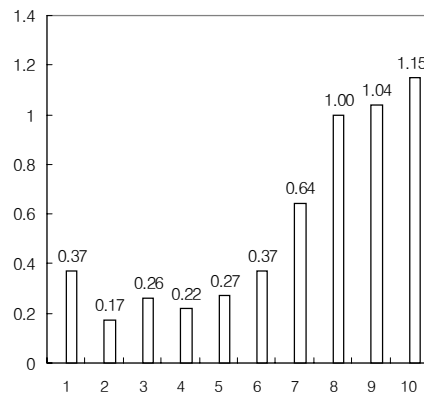
(단위: %p)



[그림 10] 소득계층별 실효소득세율의 변화

(자영업자, 1996~2001)

(단위: %p)



[그림 7]에 의하면 취업근로자가구의 경우에는 1990년대 전반기에 최저소득세율의 인상에 따른 세부담 증가 효과가 대체로 1~7분위까지 영향을 미친 것으로 보인다. 반면에 자영업자가구의 경우에는 영향이 미치는 범위가 좁은 것

으로 추정된다. 왜냐하면 근로소득자의 경우에는 근로소득공제를 통해 소득공제의 한도가 자영업자와 비교할 수 없을 정도로 높기 때문에 최저소득세율의 인상효과가 상당히 높은 소득분위까지 영향을 미치기 때문인 것으로 보인다.

1990년대 후반기에는 모든 계층에서 예외없이 종합소득세의 실효세부담률이 상승하였다. 1분위를 제외하고는 실효세부담률의 상승곡선이 거의 선형에 가까울 정도로 일률적으로 상승하는 모습을 보이고 있다. 1분위의 실효세부담률 상승폭이 2~5분위보다 높게 나타나는 이유는, 1분위의 상당수가 종합소득세 면세자로 추정되는데, 1996~2001년 사이의 소득증가에 따라 이 가운데 상당히 많은 소득자들이 과세자로 전환된 데 따른 것으로 추정된다.

IV. 요약 및 시사점

1990년대 우리나라의 소득세 부담 구조는 전반기와 후반기가 극명하게 대조를 이루는 가운데 실효세부담률이 소폭 상승하였다. 기간별로는 1990년대 전반기(1992~1996년) 동안 소득분배 구조가 상당히 안정적인 모습을 보이는 가운데 주로 소득증가에 의한 실효세부담 상승효과와, 세부담을 경감시켜 주는 방향에서 전개된 세법개정에 의한 실효세부담 감소효과가 함께 나타났다. 전체적으로는 후자의 효과가 전자의 효과를 압도하면서 실효세부담률이 하락하였다.

이 기간 동안 취업근로자가구의 경우에는 모든 계층에서 실효세부담률이 하락한 것으로 나타났다. 반면에 자영업자가구의 경우에는 2~4분위에서 실효세부담률이 상승하고 나머지 분위에서는 하락하였다. 2~4분위에서 실효세부담률이 상승한 것은 소득세율 체계 개편과정에서 최저한계세율이 5%에서 10% 인상되면서 저소득층에 집중적으로 영향을 미쳤기 때문에 그러한 현상이 발생한 것으로 사료된다.

1990년대 후반기(1996~2001년)에는 전반적으로 소득세의 실효세부담률이 상승하였다. 근로소득세 납세대상인 취업근로자가구의 경우에는 5년간의 실효

세부담률 상승효과가, 다른 여건이 동일하다고 할 때 소득분포의 변화(소득격차의 확대)에 따라 초래된 실효세부담의 상승효과와 정확히 일치하는 것으로 나타났다. 이는 1990년대 후반기 동안 소득증가에 따른 실효세부담의 상승효과와 세법개정에 의한 실효세부담 하락효과가 서로 상쇄되었기 때문이다. 자영업자가구의 경우에는 소득증가와 소득포착률 상승이 복합적으로 작용하여 실효세부담률이 상승한 것으로 추정된다.

소득계층별 실효세부담률의 변화추이는 가구유형별로 대조를 이룬다. 취업근로자가구의 경우에는 소득증가 효과와 세법개정 효과가 평균적으로 상쇄되었지만 소득분배 격차가 확대됨에 따라 8~10분위의 고소득층에서는 실효세부담률이 상승한 반면 1~7분위의 중·저소득층에서는 실효세부담률이 하락하였다. 전체적으로는 전자의 실효세부담 증가효과가 후자의 실효세부담 감소효과를 초과하여 취업근로자 전체적으로는 실효세부담률이 소폭 상승하였다.

자영업자가구의 경우에는 1990년대 후반기 동안 세법개정이 없었다. 소득의 자연 증가와 소득포착률이 소폭 상승하면서 과세표준 소득이 증가하면서 모든 계층에서 종합소득세의 실효세부담률이 상승한 것으로 추정되었다.

미국에서는 소득세의 소득공제 수준을 매년 물가에 연동하여 조정해주고 있다. 이는 실질소득이 일정하더라도 물가상승에 따른 명목임금의 증가가 자칫 실효세부담의 증가를 초래함으로써 가처분소득 감소를 통한 복지후생수준 하락을 방지하기 위한 것이라고 볼 수 있다. 그런데 우리나라에서는 공제수준의 물가연동 제도가 없다. 그러므로 물가세(inflation tax)로 인한 후생감소를 회피하기 위해서는 주기적인 세법개정이 필요할 수 있다. 이 과정에서 세법개정의 過少에 대한 논란이 있을 수 있다.

위에서 고찰해본 바와 같이 1990년대의 소득세 부담은 각 결정요인별·가구유형별로 상이한 형태를 띤다. 일각에서는 소득증가와 세법개정의 두 가지 요인에만 초점을 맞추어 실효소득세부담률의 변화에 따라 세법개정이 경제여건의 변화, 즉 소득수준의 변화에 적절히 대응하여 세부담이 과중 또는 과소하게 변화하였는지의 여부에 관심을 보이고 있다. 이론의 여지가 있지만, 소득공제 수준의 물가연동제에서 보듯이 소득증가에 의한 평균적인 실효세부담 상승효

과를 상쇄해주는 수준의 세법개정이 적정하다고 본다면, 1990년대 전반기에는 세법개정이 과도하였던 반면, 후반기에는 적정 수준에 가깝다고 조심스럽게 얘기할 수도 있을 것으로 생각된다. 따라서 세부담률의 변화에 미친 영향을 요인별로 분해해보고 이를 토대로 세법개정의 공과를 평가하는 것이 바람직하며, 무비관적으로 단순히 세부담률의 상승·하락만으로 세법개정의 과부족을 논하는 것은 적절하지 않다.

일반적으로 소득수준의 상승으로 인한 세부담의 증가는 세부담이 과도해지지 않도록 세법개정을 통해 상당 부분 상쇄해주는 것이 장기적으로 바람직한 것으로 판단된다. 그렇지만 소득분포의 변화로 인한 세부담의 증가에 대해서는 반드시 그렇지 않을 수 있음에 유의할 필요가 있다. 전반적으로 세부담의 절대수준이 상당히 낮은 경우에는 소득분포의 변화로 인해 평균적인 세부담이 증가하더라도 이것이 대부분 고소득층의 세부담 증가에 기인하는 것이고 중·저소득층의 세부담에는 별다른 영향이 없다면 굳이 세법개정을 통해 세부담의 증가를 상쇄할 필요가 없을 것이다. 오히려 이는 소득세의 소득재분배 효과를 강화시켜 줄 수 있기 때문이다. 그러나 소득분포의 변화가 매우 커서 세부담의 누진도가 지나치게 높아지게 되는 경우에는 자칫 고소득층의 근로의욕을 저해할 가능성이 누적적으로 커지는 만큼 그러한 경우에는 공제수준 또는 한계세율의 조정을 통해 과도한 세부담의 증가를 방지하는 것이 바람직하다.

본 연구의 결과를 요약하면 1992~2001년 사이에 종합소득세(근로소득세 포함)의 실효세부담률은 3.44%→3.00%→3.33%로 변화하였는데, 전반기에는 소득 증가에 따른 세부담의 상승효과를 세법개정을 통한 세경감 효과가 이를 초과하였다. 후반기에도 소득증가에 따른 세부담 상승효과를 세법개정을 통해 상쇄시켜 주었으나 소득분포의 변화 등으로 인해 실효세부담률이 상승하는 결과를 가져다주었다. 이는 자영업자의 경우 소득포착률의 상승으로 모든 계층의 실효세부담이 상승한 반면, 근로소득자의 경우에는 저소득층은 세부담이 하락한 반면 고소득층은 실효세부담률이 상승하여 소득세의 누진구조가 강화되면서 소득재분배 효과가 확대되었음을 시사해 준다. 1990년대 전반기에는 세법개정의 결과로서 실효세부담률 하락의 혜택을 가장 크게 본 계층이 고소득층

이웃음을 상기할 때 1990년대 후반기 동안 고소득층의 실효세부담률 상승효과
는 굳이 상쇄시켜줄 만큼 과도하게 증가한 것은 아닌 것으로 판단된다.

결론적으로 말해, 1990년대 후반기 동안 소득세법의 개정이 불충분하였다는
주장은 설득력이 약한 것으로 평가되며 소득수준의 변화와 세법 못지않게 소
득분포의 변화가 실효세부담에 미치는 영향이 지대할 수 있음을 알 수 있다.
이로부터 세부담의 과부족 문제와 관련하여 조세정책적인 함의를 도출한다면,
원론적으로 소득증가에 의한 세부담의 자연증가분은 소득공제나 세율조정 등
을 통해 상쇄시켜 주어 평균 세부담이 과도해지지 않도록 하는 것이 바람직하
다. 다만 소득분포의 변화 등 기타 요인에 의한 세부담의 변화효과는 원인과
세부담 구조의 변화양상, 누진구조 등의 변화추이에 따라 세부담의 증가효과
를 상쇄시킬지의 여부를 선택적으로 판단할 필요가 있다. 즉, 일례로, 평균적인
세부담이 과중해지지 않는 범위 내에서 최근과 같이 분배격차 축소에 대한 현
실적인 요구가 큰 경우에는 고소득층의 세부담률이 다소 상승하더라도 소득재
분배 기능의 강화 측면에서 이를 허용하는 것이 바람직한 반면, 만약 고소득
층의 실효세부담률 상승이 극단적으로 나타난다면 이는 일반적으로 생산성이
높은 계층의 노동공급 의욕을 떨어뜨려 성장의 원동력을 저해할 가능성이 점
점 더 높아지게 될 것이므로 세부담 증가의 일부를 상쇄해 주는 것이 바람직
한 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 성명재, 『종합소득세와 부가가치세 탈세규모의 추정과 세수추계의 정확성 제고』, 정책보고서 99-05, 한국조세연구원, 1999.
- _____, 『외환위기 발생후 2년간의 소득·소비패턴 및 개인세부담의 변화 분석』, 연구보고서 00-02, 한국조세연구원, 2000.
- _____, 「세법개정효과 및 소득·소비패턴 변화에 따른 세부담 효과의 분리 추정에 관한 연구」, 『재정연구』, 제7권 제2호, 한국조세연구원, 2001.
- _____, 『조세정책의 소득재분배 효과 분석에 관한 연구: 도시가계조사자료를 중심으로』, 연구보고서 02-01, 한국조세연구원, 2002.
- 안중범·임병인, 「물가상승을 고려한 소득세 누진도의 추정과 세제개편의 평가」, 『재정논집』, 제16집 제2호, 한국재정·공공경제학회, 2002.
- 유경준, 『외환위기 전후 소득분배의 변화추이 및 원인분석-소득이동을 중심으로』, 한국개발연구원, 2002.
- 유경준·김대일, 『외환위기 이후 소득분배 구조 변화와 재분배 정책 효과 분석』, 한국개발연구원, 2002.
- 유경준·김현경, 『경제사회 여건변화와 재정의 역할』, 강문수·이혜훈 편저, 한국개발연구원, 비봉출판사, 2001.
- Sung, Myung Jae, “Changes in Tax Burden of Urban Households in Korea: 1982~1999,” *Working Paper 01-01*, Korea Institute of Public Finance, 2001.
- _____, “Test of Sample Selection Bias Based on Bootstrapping and Recovery of Distribution Using Nearest Neighbor Estimation Method,” mimeo, 2002.
- Yitzhaki, Shlomo and Robert I. Lerman, “Income Stratification and Income Inequality,” *Review of Income and Wealth*, Series 37, Number 3, pp. 313~329, September 1991.

부록: 소득세 과세체계의 주요 개편내용

<부표 1> 분석대상 연도별 종합소득세 체계

(단위: 만원)

		1992	1996	2001
근로소득공제	공제율	~230: 전액 230~: 30%	~400: 전액 400~: 30%	~ 500: 전액 ~1,500: 40% ~4,500: 10% 4,500~: 5%
	공제한도	490	800	없음
기본공제	본인	48	100	100
	배우자	54	100	100
	부양가족	48	100	100
추가공제	장애자	48	50	50
	경로우대	48	50	50
	부녀자	54	50	50
소수자 추가공제	1인가구	-	-	100
	2인가구	-	-	50
특별공제 (공제한도)	보험료	24	50 (의료보험: 전액)	70 (의료보험: 전액)
	의료비	100 (총급여 3% 초과분)	100 (총급여 3% 초과분)	300 (총급여 3% 초과분)
	교육비	본인: 전액 초중고 수업료, 기타공납금	1992년 + 유치원(70), 대학(230)	1992년 + 유치원(100), 초중고 (150), 대학(300)
신용카드 소득공제	공제율	-	-	총급여의 10% 초과분의 20%
	한도	-	-	총급여의 20%, 500만원 중 작은 금액
면세점 (4인 가구)	근로소득	512.85	1057.14	1266.67
	종합소득	198.0	460.0	460.0
종합소득세율		~ 400: 5% ~1,000: 16% ~2,500: 27% ~5,000: 38% 5,000~: 50%	~1,000: 10% ~4,000: 20% ~8,000: 30% 8,000~: 40%	좌동
근로소득세액 공제	공제율	총급여액 3,600만원 대상 산출세액의 20%	산출세액의 20%	산출세액 기준 ~50: 45% 50~: 30%
	한도	50	50	60

주: 면세점은 4인 가구 기준으로 근로소득공제, 인적공제, 표준공제를 기준으로 하였을 경우에 산출한 금액임.

<부표 2> 기간별 도시가계자료의 특성 요약

(단위: 인, %)

	1992	1996	2001
평균가구원수	4.04	3.78	3.57
(근로자가구)	(3.96)	(3.68)	(3.46)
(자영업자가구)	(4.25)	(4.01)	(3.77)
평균취업인수	1.45	1.53	1.46
(근로자가구)	(1.37)	(1.43)	(1.33)
(자영업자가구)	(1.65)	(1.75)	(1.71)
가구주 연령	40.4	42.4	45.4
(근로자가구)	(39.6)	(41.9)	(45.3)
(자영업자가구)	(42.2)	(43.5)	(45.6)
가구비율			
(근로자가구)	70.71	69.6	64.6
(자영업자가구)	29.29	30.4	35.4

형평성 요인별 분석을 통한 소득세제의 소득재분배 효과

현진권* · 임병인**

요 약

본 연구는 우리나라 소득세제의 소득재분배 효과를 1991년, 1996년 통계청의 가구소비실태조사에 관한 미시자료를 사용하여 형평성 종류별로 분해해서 특징을 살펴보았다.

한국의 소득세제는 비교적 소득재분배 효과가 낮게 나타났는데, 이는 소득세제의 누진도는 높으나, 절대 세부담을 나타내는 평균소득세율이 너무 낮기 때문이다. 전체 소득재분배 효과를 형평성별로 분해해 보면, 고전적 의미의 수평적 불공평성이 너무 높은 특징을 보여준다. OECD 국가들과 비교해 보아도 한국의 소득세제는 고전적 의미의 수평적 불공평성은 너무 심각한 수준이다. 이러한 특징은 1991년과 1996년의 두 시점을 비교해 볼 때, 1996년 소득세제의 소득재분배 효과는 1991년보다도 낮게 나타났다. 그 요인을 살펴보면, 수직적 형평성은 별다른 차이가 없었지만, 고전적 의미의 수평적 불공평성이 1996년에 더욱 악화되어 결과적으로 1996년 소득세제의 소득재분배 효과가 1991년에 비해 낮게 나타났다.

본 연구를 통한 정책시사점으로 소득세제의 수평적 형평성 제고를 위한 정책적 관심을 강조한다. 여러 가지 형태의 소득공제 및 세액공제 제도의 도입 및 확대는 고전적 의미의 수평적 불공평성을 악화시켜, 결과적으로 소득세제의 소득재분배 효과를 감소시키기 때문이다.

본 논문의 초안은 2003년 3월 한국재정·공공경제학회 학술발표회에서 발표되었으며, 초안에 대해 귀중한 논평을 주신 인천대 전영준 교수에게 감사를 드린다. 아울러 본 논문의 심사과정에서 유익한 논평을 해 주신 익명의 두 분 심사자들에게도 깊은 감사를 드린다.

* 한국조세연구원 연구위원, E-mail: jkhyun@kipf.re.kr

** University of Wyoming, E-mail: billforest@hanmail.net

I. 서론

소득세제는 소득재분배라는 정책목표를 달성하는 데 효과적인 정책수단으로 많이 활용되고 있다. 이에 따라 소득세제의 소득재분배 효과에 대한 많은 실증연구가 존재한다(예를 들면, 나성린과 현진권(1993), 현진권과 임병인(2000)). 기존의 연구들은 소득세제의 소득재분배 효과를 측정하기 위해 세전소득과 세후소득의 지니계수를 사용하거나, 소득세제의 누진도를 통해 분석하였다. 그러나 소득세제의 소득재분배 효과는 여러 가지 복합적인 요인들이 작용함으로써 이루어진다.

일반적으로 소득세제의 소득재분배 효과를 논의할 때, 수직적 형평성의 개념을 사용하고 있다. 그러나 수평적 형평성도 소득재분배 수준을 결정하는 데 중요한 한 요인으로 작용하고 있다. 즉, 고전적인 수평적 형평성(classical horizontal equity)의 정의에 따르면 같은 소득을 가진 두 집단이 서로 다른 세 부담을 가지게 되면, 결과적으로는 소득불균형을 심화시키게 된다. 따라서 소득세제의 소득재분배 효과는 수직적 형평성과 함께 수평적 형평성을 동시에 고려할 필요가 있다.

Kakwani(1984)는 조세의 소득재분배 효과를 수직적 형평성과 순위보전 원리(rank preserving principle)를 사용한 수평적 형평성으로 분해하는 방법을 제시하였다. 그러나 수평적 형평성과 순위보전 원리는 서로 개념적으로 독립적이므로, 순위보전 원리에 입각한 수평적 형평성의 측정은 현실을 오도할 가능성이 있다는 비판이 있다(예를 들면, Berliant and Strauss(1985)). 이에 따라 수평적 형평성을 측정하기 위해 순위보전원리를 이용한 지표와 고전적인 개념인 같은 소득의 같은 세부담(equal treatment of equals)에 근거한 지표를 동시에 사용한 방법론이 Aronson, Johnson, and Lambert(1994)(이하로는 AJL로 표기함.)에 의해 개발되었다. 이러한 방법론은 Wagstaff, et. al.(1999)에 의해 OECD 국가들에 적용되어 형평성별로 분해하여 소득세제의 소득재분배 효과를 설명하는 데 응용되고 있다.

본 연구는 AJL이 개발한 방법론을 사용하여 한국 소득세제의 소득재분배 효과를 수직적 형평성과 수평적 형평성으로 나누어 분석하여, 형평성별 특징을 살펴본다. 사용한 자료는 통계청에서 조사한 「가구소비실태조사자료」로서 가구별 인구 및 경제특성을 비교적 세밀하게 가지고 있는 미시자료이다. 이 자료는 1991년에 처음 실시되었고, 5년 주기로 실시되고 있다. 본 연구에서는 1991년과 1996년 두 시점의 미시자료를 사용하여 한국 소득세제의 소득재분배 효과의 변화를 살펴보았다. 두 시점을 통한 분석은, 기존의 Wagstaff, et. al. (1999)가 OECD 국가들의 횡단면 미시자료를 분석하여 국제간 비교에 치중한 것에 비해 본 연구는 한국의 두 시점 자료를 사용하여 소득세제의 재분배 효과를 형평성 분해라는 관점에서 시계열적인 변화를 살펴보았다는 데 차이가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 수직적 형평성과 수평적 형평성에 대한 기존의 논의를 설명하고, 제Ⅲ절에서는 본 연구에서 사용한 AJL 모형과 자료사용 방법을 간단히 설명한다. 제Ⅳ절에서는 실증분석 결과를 보여주고, 제Ⅴ절에서는 본 연구를 요약하고 마무리짓는다.

Ⅱ. 형평성 개념의 개괄적 논의

1. 수직적 형평성

조세제도의 형평성을 측정하는 많은 계수들이 개발되어 왔으며 이들 간에 형평성의 개념과 원리에 대해 많은 논의가 계속되어 왔다. 형평성 측정계수는 각각 서로 다른 특성을 가지고 있으므로 세제의 형평성을 분석하는 실증적인 연구에서는 여러 가지 계수들이 함께 사용되어야 한다. 수직적 형평성을 측정하는데 가장 많이 사용되는 계수는 로렌쯔 곡선을 이용한 지니계수이다. 이 계수는 최적의 소득분포를 가정하고 실제의 소득분포가 최적의 분포와 어떠한 차이를 가지느냐를 보여준다. 지니계수에 대한 비판적 토론은 주로 최적의 소

득분포에 대한 것이다. 예를 들면, Paglin(1975)은 최적의 소득분포를 나타내는 선은 각 세대의 평생주기(life cycle)에 따른 지출에 대한 수요를 무시한다고 주장한다. 또한 모든 가구는 시간에 관계없이 동등한 소득을 가지는 것을 최적의 상태로 가정함으로써 현실에 올바르게 접근하지 못하고 있다고 주장한다. 일반적으로 로렌즈 곡선을 사용한 모형은 가구들간의 형평성과 시간적인 형평성을 동시에 내포하고 있다.

지니계수는 자체의 한계에도 불구하고 소득분배의 정도를 경험적으로 측정하는 데 가장 많이 쓰이고 있다. 우리나라에서도 소득분배의 정도를 측정하는 실증적 연구는 거의 지니계수를 사용하고 있다. 대표적인 연구로는 주학중(1979, 1982)을 들 수 있으며, 그외 다수의 연구들도(예를 들면, 나성린과 현진권(1993)) 지니계수를 사용하여 서로 비교하고 있다. 정부에서도 주기적으로 지니계수를 사용하여 우리나라 소득 불균형 수준을 평가하고 있으며, 국제간 연구에서도 가장 보편적으로 사용되고 있다¹⁾.

조세제도의 수직적 형평성을 측정하기 위해 흔히 사용하는 개념으로 누진도, 역진도, 비례도를 들 수 있다. 수직적 형평성을 분석하는 많은 연구는 조세제도의 이러한 특성을 실증적으로 보여주고 있으며, Berliant와 Strauss(1983, 1985), Kiefer(1984), Suits(1977), Wertz(1978)를 들 수 있다. 그러나 Kakwani(1977)는 조세제도의 누진도는 소득분배를 개선하는 데 충분하지 않은 정책수단이며, 세제의 누진수준과 평균세율이 동시에 소득분배 완화효과를 결정함을 보여 준다²⁾. 이러한 개념을 바탕으로 현진권과 임병인(2000)은 한국의 소득세제는 누진도가 상대적으로 높은 수준이나, 소득세 부담이 낮아, 결과적으로 한국의 소득세제의 소득재분배 효과가 낮음을 실증적으로 보여 주었다.

조세의 소득재분배 효과와 조세의 수직적 형평성은 동일한 개념으로 많이

1) 통계청에서 발표하는 『한국의 사회지표』에서 소득 불균형의 국제간 자료로 지니계수를 사용하고 있다.

2) Kakwani(1977; p.80)는 조세의 소득재분배 기능을 다음과 같이 정리하였다. “It has helped to show clearly that the reduction in income distribution resulting from taxation depends not only on the degree of tax progressivity, as is commonly believed, but also on average tax rate.”

사용되고 있지만, 이는 수평적 불공평성으로 인한 소득재분배 효과를 고려하지 않을 경우이다. 즉 수평적 불공평은 전체 세후소득의 불균형 수준을 악화하므로, 조세정책으로 인한 소득재분배 효과는 수직적 형평성과 수평적 형평성으로 분해하여 이해되어야 한다. 이러한 관점에서 Kakwani(1984)는 지니계수를 사용한 조세의 소득재분배 효과를 수직적 형평성과 수평적 형평성으로 분해하여 각각의 기여도를 설명하고 있다. 그러나 수평적 형평성을 측정할 때, 일반적으로 많이 사용되고 있는 순위보전 원리(rank preserving principle)에 입각한 지표를 사용하였다.

2. 수평적 형평성

조세제도의 수평적 형평성은 ‘같은 능력을 가진 계층이 같은 세부담을 하는 정도’를 측정함으로써 이루어진다. 이 때 ‘같은 능력’이란 Feldstein(1975)이 주장하는 것처럼 ‘같은 효용’으로 이해될 수 있으나, 실증적 분석에서는 각 개인의 효용함수를 모두 정확히 반영하기 어려우므로, 소득의 종류에 관계없이 전체 소득을 통하여 같은 능력의 계층을 구분하는 것이 일반적이다. 수직적 형평성이 오랫동안 관심의 대상이었던 반면, 수평적 형평성은 1980년대 이후에 와서야 많은 연구의 초점이 되고 있다(Atkinson, 1983; Feldstein, 1976; Plotnick, 1985).

Nozick(1974)은 올바른 분포는 현존하는 분포형태를 말하는 것이 아니라, 그러한 분포를 이루게 한 과정이 올바르게 이루어져야 함을 주장하면서, 특히 수평적 형평성의 중요성을 강조하였다. 수평적 형평성의 중요성에도 불구하고 그 개념은 혼란되고 있는 실정이다. 수평적 형평성의 측정은 크게 두 가지 접근법으로 나뉘어 질 수 있다. 먼저 Musgrave의 고전적 수평적 형평성에 대한 정의를 바탕으로 개발된 측정지수를 들 수 있다. Musgrave(1959)에 따르면 고전적 수평적 형평성이란 ‘같은 상황에 있는 사람은 반드시 같이 취급되어야 한다(equal treatment of equal situation)’고 정의한다. 이러한 고전적인 수평적 형평성 원리에 입각하여 수평적 형평성을 측정하는 지수로 Berliant- Strauss

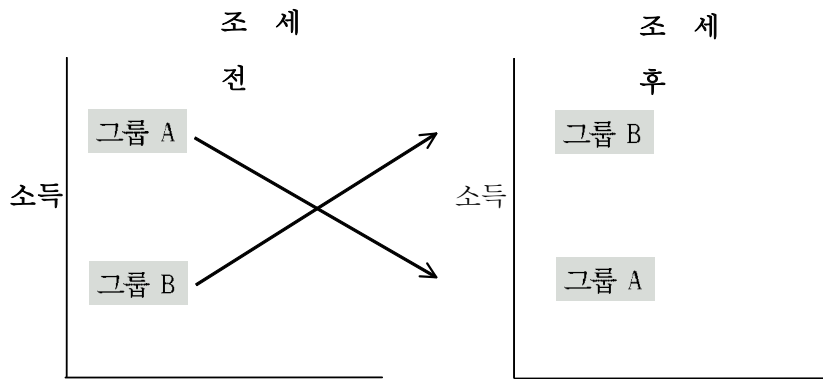
계수를 들 수 있다.

또 하나의 수평적 형평성 측정방법으로 King(1983)은 수평적 형평성에 대한 고전적 정의인 ‘같은 상황의 같은 취급’은 개념적으로 불완전하며, 소득을 순위 별로 나누어 조세를 부과하기 전과 후의 순위를 비교하여 수평적 형평성을 측정하는 방법이 더 일반적이라고 주장하고 있다. Plotnick(1982)은 Fields and Fei(1978)의 접근법을 따라 수평적 형평성을 측정하는 계수가 반드시 가져야 할 특성들을 제시하고, 순위보전(rank preservation)은 가장 중요한 원리가 된다고 주장한다. 수평적 형평성을 측정하는 많은 계수들은 이러한 순위보전의 원리를 이용하여 개발되어 왔다(Feldstein, 1976; Plotnick, 1981, 1982, 1985). 그러나 수평적 형평성에 대한 두 가지 접근법인 ‘같은 상황의 같은 취급(equals-treated-equally)의 원칙’과 ‘순위보전(no-rank-reversal)의 원칙’은 논리적으로 독립적이므로, 순위보전 원칙만을 사용한 수평적 형평성의 측정은 논리적으로 불완전하다고 설명하고 있다.

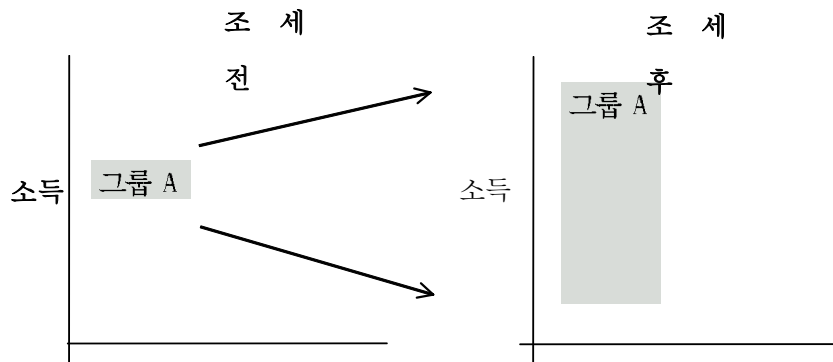
Berliant-Strauss(1983)는 두 가지 개념의 독립성을 다음의 예를 통하여 설명하고 있다. [그림 1]은 같은 상황의 같은 취급의 원칙은 만족시키면서 순위보전의 원칙을 만족시키지 못하는 예를 보여준다. A그룹과 B그룹을 각각 같은 수준의 소득을 가진 계층으로 가정하자. 조세 전과 조세 후를 비교할 때 그룹 A와 그룹 B는 같은 분포를 가지고, 단지 A그룹과 B그룹이 조세 후 순위가 바뀌게 되었다. 그러므로 이러한 조세제도는 같은 상황의 같은 취급의 원칙은 만족시키지만, 순위보전의 원칙은 만족시키지 못하는 경우를 말한다.

반면 [그림 2]는 순위보전의 원칙은 만족시키면서 같은 상황의 같은 취급의 원칙을 만족시키지 못하는 예를 보여준다. 즉 조세 전에 같은 소득수준에 있던 계층이 조세 후에는 소득의 분포상태가 달라져 다른 수준의 소득계층이 되었다. 그러므로 이러한 조세제도는 순위보전의 원칙은 만족시키지만, 같은 상황의 같은 취급의 원칙은 만족시키지 못하는 예를 보여준다. 이러한 두 가지 예를 통하여 수평적 형평성에 대한 고전적 정의와 순위보전 원리가 서로 상충하고, 고전적 정의와 순위보전 원리는 서로 개념적으로 다름을 알 수 있다.

[그림 1] 순위변화와 수평적 공정성



[그림 2] 순위보전과 수평적 불공평성



Ⅲ. 모 형

조세정책이 소득재분배에 미치는 효과를 실증 분석하는 데 가장 보편적으로 사용되는 방법은 세전소득과 세후소득의 지니계수를 비교하는 것이다. Aronson, et. al.(1994)은 조세정책을 통한 지니계수의 변화를 세 가지 요인으로 분해하는 방법을 제시하였다. 소득재분배 효과를 수직적 형평성 효과와 고전적인 수평적 형평성, 순위변화 효과의 세 가지 요인으로 분해함으로써, 조세정책의 소득재분배 효과를 좀더 정밀하게 파악할 수 있게 되었다. 이 모형은 수평적 형평성에 대한 개념이 전통적인 개념과 순위보전 원리가 서로 독립적이므로, 수평적 형평성으로 인한 요인을 설명하기 위해 두 가지 모두 고려하였다는 데 의의가 있다. Kakwani(1984)의 경우에는 수평적 형평성으로 인한 요인으로 순위보전 요인만을 고려하였기 때문에 고전적인 수평적 형평성을 고려하지 못했다는 한계를 가지고 있다.

AJL에 의한 소득재분배 효과의 분해모형(decomposition model)을 간단히 설명한다. 소득세제의 소득재분배 효과는 세전 소득분포와 세후 소득분포 지니계수의 차이, RE를 통해 측정할 수 있다. 즉

$$RE = G_x - G_{x-T}$$

여기서 G_x 는 소득세 이전의 지니계수, G_{x-T} 는 소득세 이후의 지니계수를 나타낸다. 소득세제의 소득재분배 효과를 나타내는 RE는 크게 수직적 형평성(V), 고전적인 수평적 불형평성(H), 세후소득 순위변화(R)의 세 가지 요인으로 구분할 수 있다³⁾.

$$\begin{aligned} RE &= V-H-R \\ &=(g/(1-g)) K_T - \sum a_x G_{F(x)} - R \end{aligned} \quad (1)$$

3) AJL(1994; p.265)에서는 이러한 분해를 theorem으로 제시하고 있다.

여기서 수직적 형평성을 나타내는 V 는 Kakwani(1977)에서 보여주는 것같이 Kakwani 지수 K_T 에서 평균세율 g 를 고려함으로써 구할 수 있다. Kakwani (1977)의 경우에는 수평적 형평성을 고려하지 않았기 때문에 소득세제의 소득 재분배 효과는 수직적 형평성만을 사용해서 평가하였다. 고전적인 수평적 불 형평성을 나타내는 부분은 같은 소득이면서 세부담이 다른 계층 내의 지니계 수, $G_{F(x)}$ 와 이러한 계층의 가구 또는 개인 수가 전체 모집단에서 차지하는 비율과 세후 평균소득의 세전 평균소득에 대한 비율의 곱, α_x 을 통해서 구할 수 있다. 순위변화를 나타내는 R 은 Atkinson(1983) 혹은 Plotnick(1981)를 통해 구할 수 있다. RE 와 V , H 가 구해지므로, 항등식 (1)에 의해 R 을 간접적으로 구할 수 있게 된다.

본 연구에서 사용한 자료는 통계청에서 발간한 『가구소비실태조사자료』로서 가구특성과 소득에 대한 정보가 상대적으로 풍부한 가구단위 미시자료이다. 이 자료는 1991년에 처음으로 조사하기 시작했으며, 5년 단위로 실시하고 있다. 본 연구에서는 1991년과 1996년의 자료를 사용하여 우리나라 소득세제의 시계열적 특성을 파악하였다. 본 연구에서 사용한 각 가구의 소득세 부담액은 조사한 소득세액을 사용하지 않고, 가구별 특성을 고려하여 간접적으로 계산한 소득세액을 사용하였다. 이는 조사한 소득세 정보가 비교적 신빙도가 떨어 지기 때문이며, 조세 관련 실증연구에서는 조사한 세액보다는 계산한 세액을 보편적으로 사용하고 있다⁴⁾.

본 연구에서 사용한 소득은 다음과 같이 표준화된 소득(equivalent income)을 사용한다.

$$\text{표준화 소득} = \text{소득} / (A + \beta B)^v$$

여기서 A , B 는 성인 수, 어린이 수를 각각 의미하며, β , v 는 모수를 나타낸

4) 김준영과 임병인(2000)에 의하면, 『가구소비실태조사자료』의 경우 계산한 소득세액은 조사 소득세액의 1991년의 경우에는 3배, 1996년은 6배 가량 높은 것으로 나타났다.

다. AJL(1994)과 Wagstaff, et. al.(1999)에서는 이들 모수값을 모두 0.5로 사용하고 있으므로, 본 연구에서도 같은 값을 사용한다. 이는 본 연구결과를 OECD 다른 국가들과 비교함으로써, 한국의 소득세제의 특징을 추가로 알 수 있는 장점이 있기 때문이다.

사용한 모형에서 고전적 의미의 수평적 형평성을 계산하기 위해서는 같은 소득수준의 범위를 임의적으로 선정해야 한다. AJL(1994)과 Wagstaff et. al., (1999)에서는 주간 소득으로 5파운드를 기준으로 했으므로, 이를 연소득으로 환산할 경우 약 37만원 수준이므로 이를 기준으로 같은 소득의 범위를 설정하였다.

IV. 분석결과

<표 1>은 소득세제의 소득재분배 효과와 형평성 요인별 분석결과를 보여준다. 1991년의 경우, 소득세전, 소득세후 지니계수는 각각 0.34718, 0.32455로서 소득세의 소득재분배 효과는 0.022631 수준을 보여준다. 소득세제의 누진도를 나타내는 Kakwani지수는 0.41158이며, 평균세율은 경제적 의미의 소득을 대비해서 약 6.52% 수준으로 나타났다. 소득세의 소득재분배 효과를 형평성 요인별로 분석하기 위해, 전체 소득재분배 효과를 100%로서 표준화했을 때, 수직적 형평성은 126.8%로서 비교적 높게 나타났다. 그러나 고전적 의미의 수평적 불공평성으로 인한 소득악화 효과가 23.11%를 차지하고, 소득세후 기존의 소득순위를 바꾸어 발생하는 수평적 불공평성 효과가 3.7% 수준을 나타낸다.

1996년의 경우는 소득세 전후의 지니계수가 각각 0.33682, 0.31877로 소득재분배 효과가 0.0180 수준을 보여준다. Kakwani지수는 0.40158, 평균 소득세율은 6.6% 수준으로 나타났다. 소득세제의 소득재분배 효과를 100%로 표준화하여 형평성 요인별로 분해하면, 수직적 형평성이 157.35%, 고전적 의미의 수평적 불공평성이 49.46%, 소득세후 순위변화로 인한 수평적 불공평성은 7.89% 수준을 보여준다. 고전적 의미의 수평적 불공평성이 심하게 나타난 것은 우리

<표 1> 형평성별 분해결과

	1991	1996
세전지니	0.34718	0.33682
세후지니	0.32455	0.31877
RE	0.022631	0.018041
Kakwani지수	0.41158	0.40158
평균세율	0.065178	0.066025
V	0.028697	0.028389
H	0.00523	0.008924
R	0.000836	0.001424
V(%)	126.8	157.35
H(%)	23.11	49.46
R(%)	3.7	7.89

나라 소득세제의 특징을 보여준다. 이러한 결과에 대해서는 여러 가지 요인들이 있겠지만, 근로소득에 대한 높은 소득공제와 세액공제제도가 중요한 요인으로 작용한다. 근로소득에 대해 세제상으로 우대정책을 펴는 이유는 사업소득이 상대적으로 투명하게 과표가 노출되지 않았기 때문에, 이러한 세정문제를 세제에서 정책적으로 고려한 결과라고 할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 사업소득의 과소보고 문제는 전혀 고려되지 않았고, 세제상 효과만을 분석하였으므로, 근로소득과 사업소득 간에 고전적 의미의 수평적 불공평성이 높아지게 되었다. 따라서 고전적 의미의 불공평성 정도가 심각한 결과에 대해서는 사업소득에 대한 낮은 포착률을 고려해서 해석이 되어야 한다.

1991년과 1996년 두 시점에서 소득세제의 소득재분배 효과를 비교하기 위해 1991년의 소득세 소득재분배 효과를 100%로 표준화하여 각 형평성별 효과를 비교한 결과는 <표 2>와 같다. 1996년의 소득재분배 효과는 79.7%로 1991년에 비해 매우 낮음을 알 수 있다. 수직적 형평성 효과는 1991년과 1996년에 각각 126.8%, 125.4%로 거의 비슷한 수준을 보이나, 고전적 의미의 수평적 불공평성이 1991년에는 23%인 반면, 1996년은 39.4%로 상대적으로 높음을 알 수 있다. 또한 소득세후 순위변화로 인한 수평적 불공평성이 1991년에 3.7%,

1996년에 6.3%로 상대적으로 높게 나타났다. 따라서 두 해의 수직적 형평성은 거의 비슷한 수준이며, 이는 Kakwani지수와 평균 소득세율이 비슷한 수준이기 때문이다. 그러나 고전적 의미의 수평적 불공평성은 1996년에 월등히 높아 결과적으로 1996년의 소득재분배 효과가 낮아지게 되었다.

두 시점에서 소득세제의 소득재분배 효과를 좀 더 구체적으로 살펴보면, 우선 소득세율의 구조를 통해 1991년의 누진구조가 높음을 알 수 있다(<표 3> 참조). 1991년에는 한계세율이 5~50%인 반면, 1996년에는 10~40%이며, 최고 한계세율이 적용되는 구간도 1991년은 5천만원 초과이나, 1996년에는 8천만원 초과로 1991년의 누진구조가 높아, 결과적으로 수직적 형평성은 1996년이 높게 나타났다. 반면, 수평적 불공평성에 있어서 1996년이 높은 이유는 <표 4>를 통해 간접적으로 살펴볼 수 있다. 인적공제액을 살펴보면, 1996년이 1991년에 비해 공제수준이 훨씬 높으며, 이는 같은 소득을 가지고 있다고 해도 인적 구성의 차이로 인해 세부담의 수평적 불공평성이 1996년이 훨씬 높아짐을 의미한다. 또한 필요경비 공제수준도 1996년이 1991년에 비해 월등히 높아 결과적으로 수평적 불공평성을 높게 만들게 된다(<표 5> 참조).

<표 2> 형평성 효과의 변화: 1991년 기준

	1991	1996
RE	100.00	79.72
V	126.80	125.44
H	23.11	39.43
R	3.70	6.29

<표 3> 소득세율의 변화: 1991년과 1996년

(단위: %)

1991년		1996년	
과세표준	세율	과세표준	세율
400만원 미만	5	1,000만원 미만	10
1,000만원 이하	16	4,000만원 이하	20
2,500만원 이하	27	8,000만원 이하	30
5,000만원 이하	38	8,000만원 초과	40
5,000만원 초과	50		

<표 4> 소득세제의 공제제도 변화

		1991	1996
인적공제액			
· 기초공제		48	· 기본공제: 1인당 100만원 · 추가공제: 사유당 50만원
· 배우자공제		54	
· 부양가족공제		48	
사업자 면세점	5인가족	246	560
	4인가족	198	460
근로자 면세점	5인가족	581.4	1,200
	4인가족	512.8	1,057
	독신자	298.5	629
	일용근로자	3.5	5.0

<표 5> 소득세제의 필요경비 공제제도

	1991	1996
근로소득 공제액	- 230만원 이하 : 전액 - 230만원 초과 : 30% - 공제한도 : 490만원	- 400만원 이하 : 전액 - 400만원 초과 : 30% - 공제한도 : 800만원
보험료 공제제도	- 저축성 보험 차익의 과세제도 도입 · 소액보험 : 3년 미만의 저축원금 기준 800만원(5% 저율과세)	- 보험료 공제금액 인상 (24만원→50만원)
의료비 공제제도	- 공제액 : 연간의료비 지출액이 급여 액의 3%를 초과시 100만원까지 공 제	- 공제액 : 연간의료비 지출액이 급여액 의 3%를 초과시 100만원까지 공제. 단, 동거부양노인의료비, 장애인재활의료비 에 대하여는 100만원 한도 초과시에도 전액 공제
교육비 공제제도	- 공제액 본인(대학포함), 자녀2인, 형제 자매 2인, 동거입양자의 초·중·고 교육비	- 공제액 · 자녀의 유치원 및 대학교육비를 포함 하되 공제한도액을 설정 · 공제한도 : 유치원: 1인당 연 70만원 초·중·고: 전액 대학: 1인당 연 230만원 (근로자 본인은 전액) (대학원 제외)

<표 5>의 계속

	1991	1996
주택자금 공제제도	<ul style="list-style-type: none"> - 공제대상 <ul style="list-style-type: none"> • 총급여액에서 비과세급여를 차감한 연간급여액이 1,200만원 이하인 자 • 과세기간 종료일 현재 무주택자로서 당해 과세기간 동안 주택을 소유한 일이 없는 자 • 세대주로서 배우자 또는 부양가족이 있는 자 이상의 세 가지 조건을 모두 만족하는 근로자 - 공제액 : 연 100만원 ※ '무주택근로자공제'로 시작 	<ul style="list-style-type: none"> - 공제대상 <ul style="list-style-type: none"> • 무주택자 • 전용면적 60m² 이하의 1주택 소유자 - 공제대상저축 <ul style="list-style-type: none"> • 주택건설촉진법상의 청약저축 • 주택공급에 관한 규칙상의 청약부금 • 주거안정법상의 근로자주택마련저축 • 조감법상의 장기주택마련저축 - 공제액 <ul style="list-style-type: none"> • 공제대상저축에 가입하고 불입하는 저축금액과 전용면적 25.7평 이하의 주택을 임차·구입하기 위하여 공제대상저축과 연결하여 대출받은 금액의 상환액의 40% • 공제한도 : 연 72만원 ※ '무주택근로자공제'→'주택자금공제'로 변경
기부금 공제제도		<ul style="list-style-type: none"> - 공제한도 : 사립학교에 지출한 기부금의 경우 소득금액의 5%까지 공제한도 인정
근로소득 세액공제제도	<ul style="list-style-type: none"> - 근로소득자 <ul style="list-style-type: none"> • 연간 총급여액 3,600만원 이하 : 산출세액의 20%, 50만원 한도 - 일용근로자 : 20% 	<ul style="list-style-type: none"> - 모든 근로자 : 산출세액의 20%, 50만원 한도
배당소득세액 공제제도	<ul style="list-style-type: none"> - 세액공제대상 배당소득금액의 17/99(공공법인은 1/12)을 배당소득에 가산한 후 배당소득금액의 17/99(공공법인은 1/12)을 배당세액으로 공제 	<ul style="list-style-type: none"> - 배당소득의 19%에 상당하는 금액을 종합소득세 산출세액에서 공제

본 연구는 OECD 국가들을 대상으로 소득세의 소득재분배 효과를 분석한 Wagstaff, et. al.(1999)와 같은 방법론을 사용하였으므로, 한국 결과를 상호 비교함으로써 한국 소득세제의 특성을 파악할 수 있다⁵⁾. Wagstaff, et. al.(1999)

5) 본 연구에서 사용한 방법론이 국제간 비교가 가능하도록 Wagstaff, et. al.(1999)와

의 분석시기가 대체로 1980년대 말과 1990년대 초이므로, 본 연구의 1991년 결과를 중심으로 비교해 본다(<표 6> 참조).

<표 6> 소득재분배 효과의 국제간 비교

	자료	세전지니	세후지니	RE	평균 세율	Kakwani 지수	V (%)	H (%)	R (%)
덴마크(1987)	A	0.3023	0.2703	0.0320	0.2966	0.0938	123.8	1.9	21.9
핀란드(1990)	A	0.2685	0.2253	0.0432	0.2188	0.1644	106.7	1.0	5.7
프랑스(1989)	A	0.3219	0.3065	0.154	0.0620	0.2717	116.6	1.9	14.8
독일(1988)	A/E	0.2591	0.2312	0.279	0.1108	0.2433	108.5	1.3	7.3
아일랜드(1987)	A	0.3870	0.3418	0.0452	0.1540	0.2685	108.2	1.0	7.3
이탈리아(1991)	E	0.3248	0.3009	0.0239	0.1354	0.1554	102.0	0.4	1.6
네덜란드(1992)	A	0.2846	0.2517	0.0329	0.1487	0.1977	104.9	0.7	4.2
스페인(1990)	A	0.4083	0.3694	0.0389	0.1397	0.2545	106.1	0.4	5.7
스웨덴(1990)	A	0.3004	0.2608	0.0396	0.3270	0.0891	109.3	1.5	7.8
스위스(1992)	A	0.2716	0.2541	0.0174	0.1210	0.1528	120.7	1.7	19.0
영국(1993)	A	0.4121	0.3768	0.0352	0.1421	0.2278	107.1	0.9	6.3
미국(1987)	E	0.4049	0.3673	0.0376	0.1370	0.2371	102.6	0.4	1.9
한국(1991)	E	0.3472	0.3246	0.0226	0.0652	0.4116	126.8	23.1	3.7
한국(1996)	E	0.3368	0.3188	0.0180	0.0660	0.4016	157.4	49.5	7.9

주: A=조사소득세액, E=추정소득세액

자료: 한국을 제외하고 Wagstaff, et. al.(1999)

세전소득의 분배구조를 살펴보면, 영국, 미국, 스페인, 아일랜드 순이며, 한국의 소득불균형 수준이 다음임을 알 수 있다. 소득세의 소득재분배 효과를 비교해 보면, 프랑스가 가장 낮고 다음으로 스위스, 한국 순으로 나타나, 한국 소득세의 소득재분배 효과는 OECD 국가들 중에서 하위권에 속하고 있다. 수직적 형평성 측면에서 살펴보면, 평균세율이 프랑스가 6.2%로 가장 낮고, 한국이 6.5%로 다음 수준을 보여준다. 스위스는 12.1%로 비교적 평균세율은 높은

일치시켰으므로, 소득계층의 분리, 총소득의 구성요소, 과세대상소득 범위 등으로 인한 결과의 오류는 없다고 볼 수 있다.

것으로 나타났다. 소득세제의 누진도를 나타내는 Kakwani지수는 프랑스는 0.2717로 낮아 낮은 평균세율과 함께 결과적으로 수직적 형평성이 가장 낮게 나타났다. 반면 스위스는 평균세율은 상대적으로 높지만 누진도 수준이 낮아 결과적으로 소득세제의 소득재분배 효과가 낮은 것을 나타났다. 한국의 경우, 스위스와는 반대로 소득세의 누진도는 비교적 높으나, 평균 소득세율이 너무 낮아 결과적으로 수직적 형평성이 OECD 국가들에 비해 낮게 나타났다⁶⁾.

소득세제의 소득재분배 효과에서 형평성 종류별로 구분해서 살펴보면, 고전적 의미의 수평적 불공평성이 차지하는 비중이 한국에서 가장 높게 나타났다. 대부분의 OECD 국가가 5% 이내의 고전적 의미의 수평적 불공평성을 나타내는 반면, 한국은 23% 수준으로 가장 높게 나타났다. 반면 순위변화로 인한 수평적 불공평성이 차지하는 비중은 한국의 경우 3.7%로 OECD 국가들에 비해 낮게 나타났다.

한국 소득세제의 특징을 OECD 국가들과 비교해 보면, 소득세제의 소득재분배 효과는 비교적 낮은데, 이는 소득세제의 누진도는 비교적 높으나, 절대적 부담수준인 평균세율이 매우 낮기 때문이다. 전체 소득재분배 효과 중에서 고전적 의미의 수평적 불공평성으로 인한 소득재분배 효과의 감소가 매우 심각한 수준으로 나타났다.

V. 결 론

본 연구는 우리나라 소득세제의 소득재분배 효과를 형평성 종류별로 분해해서 특징을 살펴보았다. 사용한 자료는 통계청의 1991년과 1996년 『가구소비실태조사자료』로 가구별 인구 및 경제특성별 정보를 가지고 있는 미시자료이다.

한국의 소득세제는 비교적 소득재분배 효과가 낮으며, 이는 소득세제의 누

6) 한국 소득세제의 이러한 특징은 현진권과 임병인(2000)에서도 같은 결과를 보여 주었다. 즉 소득세 한 단위가 가지는 소득재분배 효과는 비교적 높은 편이나, 전체 소득세제로 인한 소득재분배는 낮게 나타났다.

진도는 높으나, 절대 세부담을 나타내는 평균 소득세율이 너무 낮기 때문이다. 전체 소득재분배 효과를 형평성별로 분해해 보면, 고전적 의미의 수평적 불공평성이 너무 높은 특징을 보여준다. OECD 국가들과 비교해 보아도 한국 소득세제는 고전적 의미의 수평적 불공평성은 너무 심각한 수준이다. 이는 우리나라 소득세제에서 근로소득에 대해 소득공제 및 세액공제제도를 대폭 인정하고 있기 때문이다. 근로소득에 대한 정책적 배려는 사업소득에 대한 과표양성화가 이루어지지 않았기 때문에 이루어졌으나, 본 연구에서는 세무행정상의 문제는 전혀 고려하지 않고, 세제상의 차이만을 반영한 결과이므로, OECD 국가들과 비교해서 상대적으로 심각한 결과에 대한 조심스런 해석이 필요하다.

우리나라 소득세제를 1991년과 1996년 두 시점을 통해 비교해 볼 때, 1996년 소득세제의 소득재분배 효과는 1991년보다도 낮게 나타났다. 이러한 요인을 살펴보면, 수직적 형평성은 별다른 차이가 없었지만, 고전적 의미의 수평적 불공평성이 1996년에 더욱 악화되어 결과적으로 1996년 소득세제의 소득재분배 효과가 1991년에 비해 낮게 나타났다.

본 연구결과를 통한 정책시사점은 다음과 같다. 우리나라 소득세제의 소득재분배 효과에 대한 논의와 정책관심은 주로 수직적 형평성 위주로 이루어졌다. 그러나 수평적 불공평성이 소득세의 소득재분배 효과를 결정하는 중요한 요인이므로, 정책수립 과정에서 수평적 형평성을 증가시키는 정책방향에 대한 논의가 이루어져야 하겠다. 여러 가지 형태의 소득공제 및 세액공제제도의 도입 및 확대는 고전적 의미의 수평적 불공평성을 악화시키는 만큼, 소득공제 및 세액공제제도에 대한 정책적 관심을 신중하게 접근할 필요가 있다. 또한 세무행정개혁을 통해 사업소득을 양성화한 후, 근로소득에 대한 높은 공제수준을 점차로 하향조정하여 근로소득과 사업소득 간에 수평적 불공평성을 개선할 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김준영(2000), 임병인 「한국의 조세형평성과 세후소득 불평등」, 『공공경제』, 제5권, 제1호, pp. 3~31.
- 나성린·현진권(1993), 『조세 및 사회부조정책의 효과분석: Tax-Benefit 모형을 중심으로』, 한국조세연구원 연구보고서 93-09.
- 주학중, 『한국의 소득분배와 결정요인 (상)』, 한국개발연구원, 1979.
- , 『한국의 소득분배와 결정요인 (하)』, 한국개발연구원, 1982.
- 현진권, 임병인 「소득종류에 따른 소득불균형 유발효과의 국제비교」, 『공공경제』, 제5권, 제2호, 2000, pp. 95~114.
- Aronson, Richard, Paul Johnson, and Peter Lambert, “Redistributive effect and unequal income tax treatment,” *The Economic Journal* 104, March, 1994, pp. 262~270.
- Atkinson, A.B.(1983), “Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden,” In Aaron, H. and M.J. Boskin(eds.), *The Economics of Taxation*, Washington, D.C.: Brookings Institution.
- Berliant, M.C. and R.P. Strauss, “Measuring the Distribution of Personal Taxes,” In Zeckhauser, R. and D. Leebaert (eds.), *What Role for Government?*, Durham, ND: Duke University 1983.
- Berliant, M.C. and R.P. Strauss, “The Vertical and Horizontal Equity Characteristics of the Federal Individual Income Tax,” in David & Smeeding(eds), *Horizontal Equity, Uncertainty, and Economic Well-being*, University of Chicago Press, 1985.
- Feldstein, M.(1976), “On the Theory of Tax Reform,” *Journal of Public Economics* 6.
- Fields, G.S. and C.H. Fei, “On Inequality Comparisions,” *Econometrica* 46, March, 1978.

- Kakwani, Nanak, "On the measurement of tax progressivity and redistributive effect of taxes with application to horizontal and vertical equity," *Advances in Econometrics*, vol. 3, 1984, pp. 149~168.
- Kakwani, Nanak, "Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison," *The Economic Journal*, Vol. 87, Issue 345, March, 1977, pp. 71~80.
- Kiefer, D.W., "Distributional Tax Progressivity Indexes," *National Tax Journal*, 1984.
- King, M.A., "An Index of Inequality: With Applications to Horizontal Equity and Social Mobility," *Econometrica* 51, January, 1983.
- Musgrave, R.A.(1959), *The Theory of Public Finance*, New York: McGraw-Hill.
- Nozick, R.(1974), *Anarchy, State and Utopia*, New York: Basic Books.
- Paglin, M., "The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision," *The American Economic Review*, 1975.
- Plotnick, R., "A Measure of Horizontal Inequity," *The Review of Economics and Statistics*, 1981.
- Plotnick, R.(1982), "The Concept and Measurement of Horizontal Inequity," *Journal of Public Economics*.
- Plotnick, R.(1985), "A Comparison of Measures of Horizontal Inequity," In David and Smeeding (eds.). *Horizontal Equity, Uncertainty, and Economic Wellbeing*, Durham, NC: Duke University Press.
- Suits, D., "Measurement of Tax Progressivity," *The American Economic Review*, 1977.
- Wagstaff, Adam, et. al., "Redistributive effect, progressivity and differential tax treatment: personal income taxes in twelve OECD countries", *Journal of Public Economics* 72, 1999, pp. 73~98.
- Wertz, K.L.(1978), "A Method for Measuring the Relative Taxation of Families," *The Review of Economics and Statistics*.

지역생산의 역외 유출입에 관한 연구

김 정 완*

요 약

지역경제 발전은 지역성장과 지역귀착으로 구성됨에도 불구하고 그 동안 우리는 지역성장에만 관심을 가졌다. 그 결과 지역내총생산(GRDP)이 지역경제 수준 측정의 유일한 지표로 활용되었다. 그러나 생산과 귀착은 항상 일치하지 않으며 우리나라와 같이 職住分離 현상이 심한 곳에서는 양자간의 괴리가 발생할 가능성이 크다. 실제로 지역생산 지표인 지역내 총생산과 지역귀착 지표인 예금액·가계소비액·지방세수 등의 사이에 의미 있는 상관관계를 발견할 수 없다. 이는 지역에서 생산된 부가가치의 역외 유출입이 심하다는 것을 증명하고 있다. 실제로 부가가치가 지방에서 서울로, 인접도에서 광역시로 유출되어 생산과 귀착의 불일치라는 자원배분의 비효율성, 빈익빈 부익부라는 역진성을 야기시키고 있다. 이는 그 동안 우리나라의 국토 균형개발정책은 공공부문의 양대 원리인 효율성과 형평성 중에서 어느 것에도 기여하지 못했다는 점을 보여주고 있다. 따라서 정부는 종합적이고 실질적인 지역균형개발정책을 추진해야 하고 단기적으로는 지역생산의 역외 유출입을 조정할 수 있는 재정정책이 요구된다.

* 대전대학교 행정학과 교수

I. 서론

1960~70년대 우리나라 국토 및 지역개발정책은 특정 지역과 특정 부문에 중점을 두는 불균형 성장모델(Growth pole strategy)을 취한 결과 지역간 불균형이 심화되었다. 1990년대 접어들면서 균형개발 정책으로 전환하게 되었다. 시도 지역간 균형 있는 SOC 확충, 토지개발, 산업시설입지 등의 정책을 폈다. 그 결과 지역내총생산(GRDP: Gross Regional Domestic Product)을 기준으로 한 생산측면에서는 지역간 균형이 확보된 것으로 평가되고 있다¹⁾. 그렇다면 과연 지역생산의 과실이 해당 지역소득으로 귀착되는지 혹은 성장과실이 역외로 유출입되는지 여부와 그 정도를 측정할 필요가 있다. 이는 지역별 지역내총생산과 지역소득을 비교하면 쉽게 파악할 수 있으나 지역소득에 관한 신뢰할 수 있는 공식적인 지표가 없는 실정이다. 따라서 지역소득의 후보지표로서 지역별 예금액·가계소비액·지방세수 등을 선정하여 이들 중에서 지표의 승意, 선행연구의 결과, 통계분석을 통해서 지역소득의 대표지표로 결정한다.

지역별로 지역소득의 대표지표와 지역내총생산의 비교를 통해서 지역생산의 역외 유출입 규모를 추정하고 이를 조정하기 위한 정책적 함의를 제시하는 데 목적이 있다.

현실에 있어 지역내총생산은 단지 생산측면만을 나타내고 귀착측면을 고려하지 않기 때문에 지역생산과 지역귀착의 불일치가 발생할 수 있다. 예컨대 산업지대에 있어 지역내총생산은 높지만 사업주와 근로자들이 도시지역에 주소와 생활근거지를 두는 경우 지역생산의 과실이 도시지역으로 유출되어 생산과 귀착의 괴리를 발생시킬 수 있다. 특히 우리나라는 교육·문화·의료시설 등이 대도시에 편중되어 대도시 인구집중과 職住分離 현상이 심하기 때문에 그 가능성이 높다.

만약 지역생산과 지역귀착의 불일치가 발생한 경우 지역생산의 유출지역(산

1) 2000년 기준 지니계수 0.1120

업지역)은 지역소득·지역소비·지방세수 등 성장에 따른 과실을 향유하지 못하면서 생산활동에 따른 외부불경제(external diseconomy)만을 떠맡게 된다. 반면에 유입지역(도시지역)은 비용을 지불하지 않으면서 혜택만을 보게 된다. 이러한 직주분리에 의한 지역생산과 지역귀착의 불일치는 효율을 극대화하고자 하는 개인들의 입장에서는 효율적인 선택일 수 있으나 지방자치단체간의 관계에서는 자원배분의 효율성이 저해된다. 따라서 중앙정부는 조정자의 관점에서 지역간 최적자원배분의 왜곡을 치유하기 위한 조치를 취해야 한다.

지역생산을 나타내는 지역내총생산과 지역귀착을 나타내는 지표들간의 상관관계 여부를 측정하여 불일치가 발생한 경우 이를 개선하기 위한 새로운 정부정책을 운영해야 할 것이다. 본 연구는 우리나라에 있어 지역생산과 지역귀착의 상관관계를 분석하여 지역생산의 지역귀착 여부를 측정하고 만약 역외 유출입이 심하여 지역생산과 지역귀착에 있어 괴리가 발생한 경우 이를 시정하기 위한 정부정책의 필요성을 제기하는 데 목적이 있다.

지역생산에 관한 지표로는 지역내총생산 통계를 활용한다. 지역귀착은 지역소득으로 표현될 수 있으나 지역소득에 관한 통계가 없기 때문에 자료 접근이 가능한 후보지표로서 예금액·가계소비액·지방세수를 제시하고 그 타당성을 검증하여 최종지표로 선정한다. 예금액은 개인소득 중에서 부채나 생계지출을 제외한 실질적인 가처분소득으로 소득수준을 나타내는 유용한 지표가 될 수 있다. 또한 담세능력에 기초한 과세에 있어 과거에는 재산과세 위주였으나 재산가액의 경직성으로 말미암아 담세력을 정확히 나타내지 못함에 따라 개인소득에 중점을 두게 되었다. 그리고 최근에는 자영업의 발달로 所得源이 다양해짐에 따라 개인소득 추적의 곤란으로 소비액을 기초로 하고 있다. 현대에는 소비액도 경제수준과 밀접하게 관련 있는 지표로 활용되고 있다. 마지막으로 지방세는 국세에 비해 局地性과 歸着性이 강하다. 실제로 지방세는 개인의 주소지별로 부과되기 때문에 지역귀착을 비교적 정확히 반영할 수 있다. 과연 이러한 세 지표가 지역귀착 지표로서 타당성을 갖는가를 통계적으로 검증한 후에 타당성이 확보된 경우 이들 지표와 지역생산을 나타내는 지역내총생산과의 상관성을 분석한다.

이와같이 본 연구는 지역생산에 있어 지역내총생산, 지역귀착에 있어 예금액·가계소비액·지방세수 등 총 네 가지 지표를 선정하고 지역적 범위는 자료 접근이 가능한 시·도를 대상으로 하고, 시계열자료는 1996~2000년 기간 동안(5년)을 대상으로 하고 구체적인 데이터는 정부발행 통계자료를 활용한다. 그리고 현황분석에 있어 네 지표의 지역적 분포현황을 인구 기준으로 살펴본다. 각 지표의 지역간 불균형도는 지니계수(Gini계수)로 나타내고 각 지표의 지역적 점유율은 입지계수(Location Quotient)로 환산한다.

그 다음 지역생산인 지역내총생산과 지역귀착인 예금액·가계소비액·지방세수의 상관관계를 분석한다. 지역분포 및 지역불균형은 통상 인구 수를 기준으로 분석하기 때문에 네 지표를 입지계수로 환산하여 5년 동안의 시계열자료와 16개 시·도지역의 횡단자료를 결합한 집적시계열자료(pooled time series analysis)를 활용한다.

<표 1> 입지계수 및 지니계수의 산출식

<p>- 입지계수$=R_i / P_i$, $P_i = P_i / \sum P_i$, $R_i = R_i / \sum R_i$ (1) 여기서 P=인구, R=지표 수치, i=각 지역</p> <p>- 지니계수(Gini)$=1 - 1/0.5 \sum (T_r(i) + T_r(i-1)) \{P_r(i) - P_r(i-1)\}$ (2) 여기서 P=특정 지역의 인구수, P_r=특정 지역의 전체 대비 인구비율, $P_r(i)$ =특정 지역까지의 인구비율의 누적(i의 순서는 입지계수 올림차순), T=특 정 지역의 지표 수치, T_r=특정 지역의 전체 대비 지표의 비율, $T_r(i)$=특정 지역까지의 지표의 비율의 누적을 각각 나타냄.</p>

상관관계분석 결과 상관계수가 작은 경우 지역생산과 지역귀착간에 불일치가 발생하고 있다는 점을 추론할 수 있다. 이는 특정 지역에서 생산되는 지역내총생산의 역외 유출입이 심하다는 점을 나타낸다. 따라서 지역생산을 나타내는 지역내총생산과 지역귀착을 나타내는 지표를 지역별로 비교함으로써 각 지역의 지역내총생산의 역외 유출입의 규모를 추정할 수 있게 된다.

본 연구는 이를 바탕으로 지역생산과 지역귀착을 일치시킴으로써 지역간 자원의 최적배분을 회복하기 위한 정부정책의 필요성을 제기한다.

II. 선행연구의 검토

지역주민의 복지수준을 향상시킬 수 있는 진정한 지역경제 발전을 도모하기 위해서는 지역경제를 지역생산뿐만 아니라 지역귀착 측면에서 분석해야 한다. 더 나아가 지역주민의 복지수준과 직결된 실질적인 지역경제 수준은 귀착측면에서 접근해야 한다. 왜냐하면 지역생산의 경우는 균형을 이루고 있으나 지역귀착에 있어 불균형이 발생한다면 지역생산이 해당 지역의 복지에 기여하지 못하기 때문이다. 따라서 현재 우리나라의 경우 지역내총생산을 기준으로 한 지역생산은 지역간 균형을 이루고 있기 때문에²⁾ 이제는 지역귀착 측면의 균형 달성 여부를 평가하고 이를 개선하기 위한 연구가 요구되고 있다.

그 동안 우리나라에 있어 지역경제에 관한 연구는 지역내총생산을 기준으로 한 생산측면에 국한시켜 왔다. 이러한 경향은 특히 ‘지역경제와 지방재정의 관계’에 관한 선행연구들에서 많이 볼 수 있다.

대표적으로 박병희(1996)는 지역내총생산을 기준으로 한 지방교부세의 형평화 효과, 박정수(1998)는 1인당 예산규모와 지역내총생산의 관계, 박병희(2002)는 지방세 수입과 지역내총생산의 관계를 분석한 바 있다. 그러나 만약에 지역내총생산의 역외 유출입이 심하다면 지역내총생산은 지역경제 지표로서 의미가 약화되고 지역내총생산과 지방재정 및 지방세의 관계에 관한 연구는 의

2) 1960년대부터 1980년대까지의 국토개발에 있어 불균형 성장전략을 채택한 결과 지역간의 격차가 심했다. 지역간의 위화감 조성을 우려하여 지역내총생산 지표를 공개하지 않을 정도였다. 1990년대 접어들면서 지역균형개발을 국토개발의 기본전략으로 채택한 결과 상당한 수준의 균형개발이 이루어졌다. 실제로 지역생산 측면을 나타내는 지역내총생산은 다른 지표보다 균형을 확보하고 있는 것으로 나타나고 있다. 1996~2000년기간 동안의 평균 지니계수를 기준으로 할 때 다른 지역경제 지표에 균형을 보이고 있다(지역내총생산: 0.1001, 가계소비: 0.1752, 예금액: 0.3436, 지방세수: 0.1269).

미 있는 결론을 추론하지 못하게 된다. 실제로 박병희(2002)는 지역내총생산과 지방세 수입간 상관관계가 점점 약해지다가 1990년대 후반에 접어들면서 역의 상관관계를 나타내고 있다는 점을 보여주고 있다. 이는 지역내총생산을 기준으로 한 지역생산 중심으로 지역경제 분석모형은 진정한 지역경제 수준을 반영하지 못한다는 점을 의미한다. 우리나라의 경우 지역내총생산은 그 유동성으로 말미암아 안정적인 지역경제의 지표가 될 수 없다는 점을 증명하고 있다. 현실에 있어 지방세 수입은 지역내총생산이라는 지역생산 지표보다 지역귀착 지표인 가계소득(예금액)·가계소비액 등과 유의미한 상관관계를 나타낼 가능성이 높을 것으로 예상된다(<표 2>참조).

<표 2> 지역귀착 지표들간의 상관계수

구 분	가계소비	예금액	지방세수
가계소비	1	-	-
예금액	0.8532	1	-
지방세수	0.7479	0.7779	1

주: 1996~2000년 기간 동안 전국 시·도별 각 지표의 입지상을 기준으로 함.

그 결과 지역경제를 귀착측면에 중점을 두고 지역생산의 역외 유출입의 현황을 파악하여 양자를 일치시키기 위한 정부정책이 요구된다. 이를 위해서는 지역생산과 지역귀착의 상관관계 여부를 분석하고 불일치가 발생한 경우 그 정도를 계량적으로 측정할 필요가 있다. 측정 결과는 향후 국토균형개발·지역개발·지방재정분권 등의 정부정책에 있어 가이드라인 역할을 하게 될 것이다.

이 밖에도 지역내총생산을 대신하여 주민세 所得割을 활용하여 지역경제 혹은 지방재정의 문제를 분석한 연구가 있다. 특히 지역내총생산에 관한 자료는 광역자치단체에 국한되기 때문에 기초자치단체의 지방재정과 지역경제를 분석하는 경우가 이에 해당된다(박정수, 1990) (박병희·이재기, 1993) (박병희, 1996) (유태현, 1996) (조연상, 1998). 그러나 주민세 소득할은 사업체가 원천징수하여 사업체 소재의 기초자치단체에 직접 납부하기 때문에 근로자의 주소지

나 생활의 근거지와 관계가 없게 된다. 따라서 지역내총생산과 마찬가지로 실질적으로 지역주민의 삶의 질과 직결되는 지역귀착 측면을 고려하지 못한다.

따라서 본 연구는 지역경제를 지역생산과 지역귀착으로 나누어 지역내총생산은 생산측면에 국한시키고 귀착측면에 관한 지표를 별도로 개발한다. 다양한 지표 중에서 예금액·가계소비액·지방세수 등을 후보지표로 제시한다. 이들 지표와 지역내총생산간의 상관관계를 분석함으로써 지역생산과 지역귀착의 상관관계 여부를 측정하고, 더 나아가서는 양자간의 상관관계를 높이기 위한 정부정책 방향을 제시하는 데 목적이 있다.

Ⅲ. 지역생산과 지역귀착의 현황

1. 지역생산과 지역귀착의 지표 개발

가. 지역생산

우리나라에 있어 지역생산에 관한 지표는 지역내총생산(GRDP)이다. 1993년부터 통계청이 집계하여 매년 시·도별로 발표하고 있으며 지역경제의 실태를 지역별로 파악할 수 있는 유일한 지표이다. 지역내총생산은 일정한 지역 내에서 생산되는 부가가치의 합계로서 각 시·도의 경제규모·생산수준·산업구조 등을 나타냄으로써 지역경제 분석 및 지역균형개발 정책수립에 있어 기초자료로 활용되고 있다. 지역내총생산은 시·도별 국내총생산(GDP: gross domestic product)이라고 할 수도 있다. 그러나 지역내총생산은 국내총생산을 단순히 지역별로 배분한 것은 아니다. 이용하는 기초자료와 접근방법의 차이로 인하여 지역내총생산의 합계와 국내총생산은 반드시 일치하지 않는다. 실제로 지역내총생산은 지역배분이 곤란한 국방부문 생산액과 수입관세 등은 포함되지 않는다.

또한 지역내총생산은 지역주민의 거주지나 생활근거지와 관계없이 해당 지역에서 발생한 부가가치만을 계상한다. 따라서 발생한 부가가치가 지역간 이

동을 통해 최종적으로 어느 지역으로 유입되는가를 나타내는 지역귀착 측면과는 차이가 있다. 특히 우리나라는 직주분리 현상이 심하기 때문에 지역내총생산과 지역소득간에는 상당한 차이가 예상된다. 이에 반해 국내총생산은 국적을 불문하고 한 국가 내에서 이루어지는 모든 생산을 의미하는 것으로서 외국인을 제외한 자국민들의 국제적 직주분리 현상은 미미하기 때문에 국내총생산은 국민소득으로 간주될 수 있다. 또한 국민총생산(GNP: Gross National Product)은 거주지 여부를 불문하고 자국민들에 의한 생산을 의미하는 것으로서 자국민들은 통상 국내에 거주하기 때문에 국민소득으로 볼 수 있다.

나. 지역귀착

지역귀착을 나타내는 공식적인 지표가 없기 때문에 대체지표를 개발해야 한다. 귀착측면에 있어 지역소득을 반영하는 다양한 후보지표 중에서 타당성(relevance)·객관성(objectivity)·측정가능성(measurability)을 내포하고 있는 지표를 선정한다. 무엇보다 생산지가 아닌 생활의 근거지(주소지)에서 이루어지는 경제활동에 관한 지표 중에서 타당하고 계량가능한 경제지표를 대상으로 한다.

(1) 가계소비액

가계소비액은 지역소득에 관한 유용한 대체지표로 이용되고 있다. 지역소득은 所得源이 다양할 뿐만 아니라 소득세 부담을 회피하기 위해 은폐하기 때문에 정확한 추계가 곤란하다. 반면에 소비지출은 소득수준과 밀접한 상관관계를 내포하고 있기 때문에 소득의 대체지표로 활용할 수 있다. 이러한 관점에서 조세의 형평성을 실현하기 위해 기존의 소득과세 중심에서 소비과세 확충으로 방향을 선회하고 있다.

여기서 가계소비액은 가계 최종 소비지출액의 의미로 이용하고자 한다(통계청a, 2001: 290). 이는 소비를 목적으로 하는 가계의 재화 및 서비스에 대한 경상적 최종지출액을 의미하고 가계의 포괄범위는 주택소유라는 산업의 주체로

서의 가계가 아닌 소비주체로서의 가계만을 포함한다. 거주자주의 원칙(resident principle)에 따라 거주자 가계의 최종 소비지출만을 대상으로 하며 거주자 가계의 역외 소비는 移入으로 계상하고 비거주자의 역내 소비는 移出로 계상한다. 또한 소비지출의 시점은 재화와 용역의 구입시점을 기준으로 한다. 이러한 가계소비액은 통계청의 『지역내총생산 및 지출(2001)』의 자료를 이용하고자 한다.

(2) 예금액

예금액은 소득에서 조세와 소비지출을 제외한 금액으로서 잉여 가치분소득에 해당된다. 또한 소득 중에서 필요한 경비를 제외한다는 의미에서 순수한 소득수준을 나타낸다. 실제로 예금계좌의 관리는 근무지보다는 가계운영자를 비롯한 가족의 거주지를 중심으로 이루어지고 있다. 비록 입출금은 전국 어디서든지 가능하지만 계좌의 개설은 거주지에서 하는 경우가 일반적이기 때문에 예금통계는 계좌 개설 지역인 거주지를 중심으로 산정되고 있다. 이러한 맥락에서 예금액은 지역소득 수준의 반영에 있어 소득과세(주민세 소득할)보다 지역여건을 보다 더 정확히 반영한다는 점이 실증적으로 증명된 바 있다(박완규, 1997: 48). 예금액은 예금은행의 요구불 예금과 저축성 예금을 포함한 액수로써 통계청의 『지역통계연보(2001)』의 자료를 이용한다.

(3) 지방세수

지방세는 국세에 비해 지역귀착성이 강한 세원을 과세대상으로 한다. 지방세는 재산과세 위주(70%)로 이루어져 있으며 재산의 보유뿐만 아니라 거래도 재산의 소유자별 거주지원칙에 의해 지방자치단체별로 징수된다. 건물·토지·자동차 등 재산은 경제수준과 밀접한 관계가 있기 때문에 지역소득의 대리 지표로서 유용성을 내포하고 있다. 우리나라와 같이 職住分離 현상이 심한 경우에는 직장의 경제활동은 지역내총생산, 거주지의 경제활동은 지방세로 각각 나타낼 수 있다. 이러한 지방세에 관한 통계는 행정자치부의 『지방세정연감(2000)』의 자료를 활용한다.

(4) 지역귀착 지표의 타당성 분석

지역귀착에 관한 세 가지 지표의 타당성을 분석할 필요가 있다. 이론상의 논의는 통계적으로 검증되어야 설득력이 있기 때문이다. 예금액·가계소비액·지방세수가 지역귀착 지표로서 타당성을 내포하고 있는지 여부를 평가하기 위해 이들간의 상관관계를 분석한다. 특히 예금액은 지표의 숨意나 선행연구(박완규, 1997)에 의해서 지역귀착 지표로서 타당성이 증명된 바가 있기 때문에 예금액을 기준으로 하여 다른 지표와의 상관관계를 분석하면 여타 지표의 타당성을 간접적으로 검증할 수 있다. 만약 예금액과의 상관관계가 낮은 지표는 지역귀착 지표로서의 통계적 有意性を 발견할 수 없게 된다. 또한 세 지표들간의 상관관계 분석에 있어 특정 지표(예: 예금액)가 관련된 경우의 상관관계 수가 다른 지표가 관련된 경우보다 높은 경우 해당 지표가 대표적인 지역귀착 지표가 된다. 만약에 선행연구에 의해서 지역귀착 지표로서 검증된 바 있는 예금액보다 다른 지표가 여타 지표와의 상관관계가 높은 경우에는 해당지표(예: 가계소비)가 대표지표가 될 수 있다.

상관관계 분석결과에 의하면 예금액을 기준으로 한 세 지표들간의 상관계수는 0.7 이상으로 매우 높은 상관관계를 나타내고 있다. 따라서 가계소비액과 지방세수도 유용한 지역귀착 지표가 될 수 있다. 그 다음에는 세 지표 중에서 지역귀착에 관한 대표지표를 선정해야 한다. 분석결과에 의하면 가계소비와 예금액은 0.8532, 가계소비와 지방세수는 0.7479, 예금액과 지방세수 0.7779로 나타나고 있다. 실제로 예금액을 중심으로 한 상관계수가 여타의 경우보다 높게 나타나고 있어 예금액이 지역귀착의 대표지표로 선정될 수 있다는 점을 보여주고 있다.

2. 지역생산과 지역귀착 분포 현황

가. 지역생산: 지역내총생산

지역내총생산의 경우 2000년 현재 전국 총규모는 503조 5,420억원이고 서울

시(108조 5,240억, 21.55%)와 경기도(106조 9,030억, 21.23%)가 큰 비중을 차지하고 있다. 1996~2000년 기간 동안 전국의 연평균 증감률은 6.01%이고 인천시(11.68%)·울산시(9.26%)·대전시(7.45%)·충남도(7.39%)·경북도(6.35%) 등은 높은 증가율을 보이는 반면에 부산시(3.03%)·인천시(3.10%)·강원도(3.28%)·전북도(3.82%) 등은 낮은 증가율을 보이고 있다³⁾.

지역내총생산의 지역별 점유율을 입지상⁴⁾ 기준으로 살펴보면 울산시만이 인구점유율 2배 이상(2.34)을 차지하고 있을 뿐이고 다른 지역은 1에서 크게 벗어나지 않고 있다. 그 결과 지역간 불균형도는 나타내는 지니계수⁵⁾는 2000년 현재 0.112로 비교적 균형을 유지하고 있다고 평가할 수 있다. 그러나 분석 기점인 1996년부터 불균형이 심화되고 있다는 점이 우려할 만한 사항이다.

또한 관심을 끄는 점은 입지상의 경우 광역시와 인접도의 관계에 있어 광역시는 1 이하인 반면에 인접도는 1 이상을 나타낸다. 실제에 있어 부산시 0.781, 경남도 1.201, 대구시 0.673, 경북도 1.110, 광주시 0.792, 전남도 1.145, 인천시 0.887, 경기도 1.038이다. 이러한 사실은 광역적인 관점에서 볼 때 광역시보다 상대적으로 인구규모가 작으면서 생산시설이 집중된 인접도에서 주로 생산활동이 이루어지고 있다는 점을 보여주고 있다.

나. 지역귀착

(1) 가계소비

가계소비의 경우 2000년 현재 전국 총규모는 292조 5,290억원이고 서울시(70

3) 울산시는 광역시 승격 후인 1998~2000년 기간 동안을 대상으로 하고 1996~1997년 기간 동안의 경남도는 울산시를 제외한 규모이다.

4) 입지상은 인구 점유율을 기준으로 한 특정 지표의 점유율을 나타낸다. 지역내총생산의 입지상=(지역 GRDP/전국 GRDP)/(지역인구 수/전국인구 수). 입지상이 1(unit)이면 인구 점유율과 지역내총생산 점유율이 같다. 1 이상이면 인구 점유율보다 높은 지역내총생산 점유율을 나타내는 반면에 1이하이면 인구 점유율보다 낮은 점유율을 보여준다.

5) 지니계수는 0에서 1의 값을 가지며 0에 가까울수록 균형, 1에 근접할수록 불균형이 심하다는 점을 나타낸다.

조 7,030억, 24.17%)와 경기도(56조 5,720억, 19.3%)가 큰 비중을 차지하고 있다. 1996~2000년 기간 동안 전국의 연평균 증감률은 5.71%이고 경북도(10.51%)·경기도(9.81%)·강원도(7.60%)·대전시(7.55%) 등은 높은 증가율을 보이는 반면에 서울시(2.58%)·전남도(3.88%)·광주시(4.30%)·부산시(4.332%) 등은 낮은 증가율을 보이고 있다.

가계소비의 지역별 점유율 입지상을 기준으로 살펴보면 서울시만이 인구 점유율보다 높을(1.118) 뿐이고 다른 지역은 1에서 크게 벗어나지 않고 있다. 그 결과 지니계수는 2000년 현재 0.0441로 인구 점유율을 기준으로 한 지역간 가계소비 분포는 비교적 균형을 유지하고 있다고 평가할 수 있다. 특히 분석기점인 1996년부터 불균형도가 점점 완화되고 있다.

그러나 입지상의 경우 광역시와 인접도의 관계에 있어 광역시가 인접도에 비해 크다. 실제에 있어 부산시 1.047 경남도 0.921, 대구시 1.022 경북도 0.916, 광주시 0.933 전남도 0.854 등이다. 이러한 사실은 지역내총생산과 반대로 광역적인 관점에서 볼 때 상대적으로 인구규모가 크고 도시적인 요소가 구비된 광역시에 있어 가구당 소비지출 규모가 더 크다는 점을 나타낸다. 생산은 주변지역에서 이뤄진 반면에 소비는 도시지역에서 주로 이루어진다는 점을 보여 주고 있다.

(2) 예금액

예금액의 경우 2000년 현재 전국 총규모는 404조 6,620억원이고 서울시(209조 8,200억, 51.85%)와 경기도(51조 5,860억, 12.74%)가 큰 비중을 차지하고 있다. 1996~2000년 기간 동안 전국의 연평균 증감률은 22.16%이고 대전시(26.75%)·제주도(24.31%)·서울시(23.74%)·경남도(23.67%) 등은 높은 증가율을 보이는 반면에 전남도(16.50%)·경북도(17.23%)·강원도(17.68%)·충남도(18.15%) 등은 낮은 비율을 보이고 있다.

예금액의 지역별 점유율을 입지상 기준으로 살펴보면 서울시만이 인구점유율 2배 이상(2.398)을 차지하고 있을 뿐이고 여타 지역은 모두 1 미만일 뿐만 아니라 지역간의 편차도 큰 편이다. 광역시는 높은 반면에 도는 낮다. 특히 광

역시와 인접도의 관계에 있어 격차가 크게 나타나고 있다. 실제에 있어 부산시 0.878, 경남도 0.541, 대구시 0.851, 경북도 0.424, 광주시 0.806, 전남도 0.313 등이다. 이러한 점은 광역적인 관점에서 볼 때 상대적으로 인구규모가 크고 도시적인 요소가 구비된 광역시에 있어 예금액 규모가 더 크다는 점을 보여주고 있다. 이는 생산은 주변지역에서 이루어지고 소득은 도시지역에 집중된다는 것을 의미한다.

이와 같은 지역간 점유율의 격차로 말미암아 지니계수는 2000년 현재 0.3618로 상당히 높은 수준이다. 특히 1997년 이후 지역간 불균형도가 매년 증가추세를 보이고 있다는 점이 주의를 환기시키고 있다.

(3) 지방세수

지방세수의 경우 2000년 현재 전국 총규모는 20조 6,000억원이고 서울시(6조 2,040억, 30.12%)와 경기도(4조 5,690억, 22.18%)가 큰 비중을 차지하고 있다. 1996~2000년 기간 동안 전국의 연평균 증감률은 4.32%이고 울산시(8.09%)·제주도(7.02%)·경기도(6.42%)·서울시(6.13%) 등은 높은 증가율을 보이는 반면에 대구시(0.14%)·부산시(0.16%)·충북도(1.34%)·강원도(2.23%)·전북도(2.56%) 등은 낮은 증가율을 보이고 있다.

지방세수의 지역별 점유율을 입지상 기준으로 살펴보면 서울시(1.393)·경기도(1.147)·울산시(1.037)·제주도(1.007)만이 인구 점유율 이상을 나타낼 뿐이다. 다른 지역은 1 이하이지만 지역간 격차는 여전하다. 특히 광역시와 인접도의 관계에 있어 격차가 크게 나타나고 있다. 실제에 있어 부산시 0.875, 경남도 0.794, 대구시 0.854, 경북도 0.786, 광주시 0.820, 전남도 0.613이다. 이러한 점은 광역적인 관점에서 볼 때 상대적으로 인구규모가 크고 도시적인 요소가 구비된 광역시에 있어 지방세수 규모가 더 크다는 점을 보여주고 있다. 이는 생산은 주변지역에서 이루어지만 생산지의 세수증대에 기여하지 못하고 인구가 집중되는 도시지역으로 세원이 편중된다는 점을 나타낸다.

이러한 지역간 점유율의 격차로 말미암아 지니계수는 2000년 현재 0.1445이고 특히 1996년부터 불균형도가 매년 증가추세를 보이고 있다.

<표3> 지역별 지역생산과 지역분배 현황(2000)

(단위: 10억)

구 분	지역내총생산	가계소비	예금액	지방세수
서울특별시	108,524	70,703	209,820	6,204
	(0.997)	(1.118)	(2.398)	(1.3930)
부산광역시	30,292	24,330	28,233	1,433
	(0.757)	(1.047)	(0.878)	(0.875)
대구광역시	17,120	15,811	18,228	931
	(0.643)	(1.022)	(0.851)	(0.854)
인천광역시	22,283	15,382	13,987	1,015
	(0.829)	(0.985)	(0.647)	(0.923)
광주광역시	11,250	7,822	9,344	484
	(0.780)	(0.933)	(0.806)	(0.8200)
대전광역시	11,525	8,690	10,063	556
	(0.790)	(0.933)	(0.8580)	(0.931)
울산광역시	25,338	6,298	4,536	465
	(2.312)	(0.989)	(0.515)	(1.037)
경 기 도	106,903	56,572	51,586	4,569
	(1.098)	(1.000)	(0.659)	(1.1470)
강 원 도	12,966	9,054	5,980	498
	(0.793)	(0.952)	(0.455)	(0.744)
충청북도	18,390	8,765	5,871	474
	(1.165)	(0.955)	(0.4630)	(0.734)
충청남도	23,900	11,058	6,189	634
	(1.180)	(0.940)	(0.380)	(0.765)
전라북도	16,989	10,836	7,957	531
	(0.807)	(0.886)	(0.470)	(0.616)
전라남도	25,480	11,120	5,633	562
	(1.137)	(0.854)	(0.313)	(0.6130)
경상북도	33,558	15,715	10,063	949
	(1.137)	(0.916)	(0.424)	(0.786)
경상남도	34,148	17,452	14,192	1,060
	(1.047)	(0.921)	(0.541)	(0.7940)
제 주 도	4,788	2,920	2,980	235
	(0.840)	(0.882)	(0.650)	(1.007)
전국합계	503,452	292,529	404,662	20,600
표준편차	19,659	9,975	16,627	742
변이계수	62.48	54.56	65.74	57.66
지니계수	0.1120	0.0441	0.3618	0.1445

주: ()는 입지상

자료: 통계청, 『지역내총생산 및 소비』, 『지역통계연보』 각 연도 참조

<표 4> 연도별 지역생산과 지역분배의 지니계수

구 분	1996	1997	1998	1999	2000	연평균
지역내총생산	0.0886	0.0917	0.1002	0.1082	0.1120	0.1001
가 계 소 비	0.0679	0.0651	0.0587	0.0543	0.0441	0.0680
예 금 액	0.3250	0.3238	0.3412	0.3660	0.3618	0.3436
지 방 세 수	0.1110	0.1215	0.1206	0.137	0.1445	0.1269

자료: 통계청, 『지역내총생산 및 소비』, 『지역통계연보』 각 연도 참조

IV. 지역생산과 지역귀착의 상관관계 분석

1. 지역생산과 지역귀착간의 상관관계 측정

입지상을 기준으로 하여 지역생산인 지역내총생산과 지역귀착인 가계소비액·예금액·지방세수 사이의 상관관계⁶⁾를 분석한다. 1996~2000년 기간 동안의 분석결과에 의하면 지역내총생산과 지역귀착 지표간에는 상관관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 특히 지역내총생산과 가계소비·예금액간에는 음(-)의 부호를 나타내고 있다. 지방세수도 상관계수가 너무 작아 유의미한 상관성을 추론할 수 없다. 그 결과 지역내총생산이 해당 지역의 실질적인 후생에 기여하지 못한 것으로 평가할 수 있다. 이러한 현상은 지역내총생산의 역외 유출입이 심하여 지역생산과 지역귀착간에 불일치가 발생하기 때문에 야기된다. 이는 우리나라에 있어 광범위한 職住分離에 의한 지역간 자원최적분배 왜곡 현상을 나타내는 대표적인 사례이다.

6) 상관계수는 양 변수간의 상호 관련성 정도를 나타낸다. $-1 \leq r \leq 1$ 의 값을 갖는다. 음(-)값은 반대방향의 관련성, 양(+)값은 정방향의 관련성을 각각 나타낸다. 정방향의 관계를 기준으로 할 때 $0.0 \leq r \leq 0.2$: 거의 무시할 정도의 상관관계, $0.2 \leq r \leq 0.4$: 낮은 상관관계, $0.4 \leq r \leq 0.7$: 비교적 높은 상관관계, $0.7 \leq r \leq 1.0$: 매우 높은 상관관계를 각각 보여준다.

<표 5> 지역내총생산과 지역귀착 지표간의 상관계수

구 분	가계소비	예금액	지방세수
1996	-0.2936	-0.1413	-0.1168
1997	-0.3084	-0.1693	-0.1517
1998	-0.0691	-0.1536	0.1746
1999	-0.0233	-0.1610	0.2031
2000	-0.0320	-0.1742	0.1728
1996~2000	-0.0953	-0.1581	0.1108

2. 지역생산의 역외 유출입 규모 추정

지역생산과 지역소득을 비교함으로써 부가가치의 지역간 유출입 현황을 파악할 수 있다. 여기서 지역생산은 지역내총생산을 활용하고, 지역소득은 지역귀착 지표들 중에서 대표지표로 검증된 바 있는 지역별 예금액을 기준으로 추계한다.

<표 6>에서 보는 바와 같이 대체로 특별시와 광역시는 부가가치의 유입이 발생한 반면에 道는 유출을 보이고 있다. 특히 서울시는 지역내총생산의 140.54%에 달하는 152조 5,190억원의 부가가치 추가유입을 보이고 있다. 다만 광역시 중에서 인천시(-4,881조)와 울산시(-19,694조)만이 추가유출을 나타내고 있다. 인천시는 서울시에 인접한 관계로 근로자들이 서울에 거주지를 두는 경우가 많기 때문에 발생한다. 울산시는 산업시설에 비해 주거환경이 정비되지 못한 관계로 직주분리 현상이 심하여 지역내총생산의 77.73%라는 전국에 있어 가장 높은 유출률을 보이고 있다.

전국 9개의 모든 도는 부가가치의 유출을 야기시키고 있다. 특히 서울시와의 접근도가 높고 광역시와 인접한 道일수록 유출이 심하다. 유출액을 기준으로 할 때 경기도(-42,723조)·경북도(-21,038조)·전남도(-18,472조)·경남도(-16,491조)·충남도(-16,200조)·충북도(-11,086조)·전북도(-7,089조)·강원도(-5,526조)·제주도(-1,080조)의 순이고, 유출률을 기준으로 할 때는 전남도(-72.50%)·

충남도(-67.78%)·경북도(-62.69%)·충북도(-60.28%) 등의 순서이다.

지역간 부가가치의 유출입 현황 분석에 의하면 지역경제력이 강한 지역은 유입, 약한 지역은 유출이라는 빈익빈 부익부 현상을 초래하고 있다. 실제로 지역별 재정자립도와 순유출입률간, 재정자립도와 순유출입액간의 상관관계 분석 결과 상관계수의 값이 0.6782와 0.4532를 나타내고 있어 재정자립도가 높은 지역은 유입, 낮은 지역은 유출이라는 역진적인 현상을 보이고 있다.

<표 6> 지역별 지역내총생산의 역외 유출입 현황(2000)

(단위: 10억원, %)

구 분	재정자립도	지역내총생산	예금액	지역소득액 ¹⁾	순유출입액 ²⁾	순유출입률 ³⁾
서울특별시	95.3	108,524	209,820	261,043	152,519	140.54
부산광역시	81.9	30,292	28,233	35,126	4,833	15.96
대구광역시	78.6	17,120	18,228	22,678	5,558	32.46
인천광역시	77.0	22,283	13,987	17,402	-4,881	-21.90
광주광역시	65.8	11,250	9,344	11,625	375	3.33
대전광역시	76.9	11,525	10,063	12,520	995	8.64
울산광역시	78.3	25,338	4,536	5,643	-19,694	-77.73
경 기 도	77.5	106,903	51,586	64,180	-42,723	-39.96
강 원 도	32.4	12,966	5,980	7,440	-5,526	-42.62
충청북도	37.0	18,390	5,871	7,304	-11,086	-60.28
충청남도	32.2	23,900	6,189	7,700	-16,200	-67.78
전라북도	31.4	16,989	7,957	9,900	-7,089	-41.73
전라남도	23.5	25,480	5,633	7,008	-18,472	-72.50
경상북도	33.9	33,558	10,063	12,520	-21,038	-62.69
경상남도	42.3	34,148	14,192	17,657	-16,491	-48.29
계 주 도	36.3	4,788	2,980	3,708	-1,080	-22.56
전국 합계	59.4	503,452	404,662	503,452	0	-

주 1. 전국 지역내총생산=전국 소득액=전국 예금액×보정률, 보정률=전국 지역내 총생산(503,452)/전국 예금액(404,662)=1.244, 각 지역 소득액=예금액×1.244

2. 순유출입액=소득액-지역내총생산

3. 순유출입률=(소득액-지역내총생산)/지역내총생산×100

V. 결론 및 정책제언

그 동안 우리는 지역경제를 지역성장 측면에만 관심을 갖고 지역내총생산을 유일한 지역경제 지표로 활용했다. 그러나 분석결과에 의하면 우리나라에 있어 지역내총생산은 생산적인 측면만을 나타내고 있으며 지역후생에 직접적으로 기여하지 못한다는 사실을 발견했다. 지역생산의 역외 유출입이 심할 뿐만 아니라 취약한 지역에서 발전한 지역으로 유출되는 역진현상을 파악할 수 있었다.

분석결과에 의하면 그 동안 지역내총생산을 중심으로 한 우리나라의 국토균형개발정책의 난맥상을 쉽게 파악할 수 있다. 정부정책의 양대 원리인 효율성과 형평성 중에서 어느 것도 충족시키지 못했다는 점을 발견할 수 있다.

따라서 지역생산과 지역귀착의 일치라는 효율성과 지역간 균형개발이라는 형평성의 차원에서 지역생산의 지역간 유출입을 조정할 수 있는 정부정책이 요구되고 있다. 무엇보다도 지역균형개발을 통해서 직주분리 현상을 해소하여 지역에서 생산된 부가가치의 역내 귀착을 촉진시켜야 할 것이다. 이를 위해서는 민간부문의 협조와 장기적인 국토개발 전략이 요구되고 이와함께 정부의 단기적이고 재량적인 재정정책에 의해 지역생산과 지역귀착간의 불균형을 시정하기 위한 수단을 운용할 필요가 있다.

이를 위해서는 각 지방자치단체가 지역생산을 지방세수로 연결시킬 수 있도록 조세법률주의를 완화하여 법정외세⁷⁾를 인정해 줄 필요가 있다. 또한 중앙정부가 지방재정조정재원을 활용하여 지역생산의 역외 유출입을 보완해 주어야 할 것이다. 보통교부세 산정에 있어 역외유출 정도를 기준재정수요액에 반영할 필요가 있고, 지방양여금 배분의 경우에도 양여재원의 확충을 통해서 역외유출을 보전해 주는 방안을 강구할 필요가 있다. 이 때 부가가치세의 일부

7) 현재 지방자치단체들이 법정외세으로 주장하는 대표적 세목에는 관광세·온천세·광고세·카지노세·컨테이너세 등이 있다.

를 양여재원으로 편입시켜 역외 유출 정도를 기준으로 하여 배분하는 방안도 고려해 볼 필요가 있다.

이러한 지역생산 역외 유출입의 보완정책은 생산과 귀착을 연계시킨다는 점에서 지역간 자원배분의 효율성을 제고시킬 수 있고, 취약한 자치단체에 추가적으로 재정지원을 한다는 점에서 형평성을 신장시킬 수 있게 된다. 이러한 정책은 공공부문의 양대 원리인 효율성과 형평성을 조화시킬 수 있다는 점에서 바람직하고 요구되는 정책대안이 될 수 있다.

참 고 문 헌

- 곽채기, 「지역에서 창출·생성된 세원의 지방세화 방안」, 『지방세』, 2001년 3호, 통권 65호, 한국지방재정공제회, 2001.
- 김정완, 「지방양여금 제도의 정책효과와 발전방안」, 『공공행정연구』, 창간호, 대전·충남행정학회, 1997.
- 박병희, 「지방재정조정제도의 균등화 및 역진화효과 분석」, 『공공경제』, 창간호, 1996.
- _____, 「지역경제력과 지방세수수입 간의 관계에 관한 연구」, 『재정논집』, 제16집 제2호, 한국재정·공공경제학회, 2002.
- 박병희·이재기, 「지방세출예산운영과 지역균형발전」, 지방재정발전을 위한 세미나, 강원도, 1993.
- 박완규, 「지방자치단체의 재정변수에 대한 실증분석」, 『재정논집』, 제11집 제2호, 한국재정학회, 1996.
- _____, 「지역경제활성화와 지방재정의 관계」, 『지방재정』, 통권85호, 한국지방재정공제회, 1997.
- 박정수, 「한국의 지역별 재정귀착」, 『재정논집』, 제4집, 한국재정학회, 1990.
- _____, 「광역과 기초자치단체간 자원배분의 향후 정책과제」, 『지방재정학보』, 제3권 제2호, 한국지방재정학회, 1998.
- 박정수·안종석, 『중앙정부와 지방자치단체간 자원배분에 관한 연구』, 한국조세연구원, 1996.
- 이삼주, 「지방소비세 확대 방안」, 『21세기 지방행정의 과제와 비전』, 한국행정학회·강원행정학회 2001년 학술세미나 발표논문집, 한국행정학회, 2001.
- 이영희, 「부가가치세 일부의 지방이양을 통한 지방소비세 도입방안」, 『지방세』, 제61호, 한국지방재정공제회, 2001.
- 유태현, 「한국 지방재정조정제도 정책방향 전환에 관한 연구」, 고려대학교 박사학위청구 논문, 1996.

- 조연상, 「지방재정의 효율적 운영방안에 관한 연구」, 『지방재정연구』. 제2호, 한국지방정학회, 1998.
- 차미숙, 「지역산업구조 변화의 지방재정효과 분석」, 『지방재정학보』, 제3권 제1호, 한국지방재정학회, 1998.
- 통계청, 『지역내총생산 및 지출』, 2001a.
- _____, 『지역통계연보』, 2001b.
- 행정자치부, 『지방재정연감』, 각 연도.
- Heller, Walter W. *New Dimension Economy*, Cambridge-Harvard Univ. Press, 1966.
- Pechman, Joseph A. *Federal Tax Policy*. Washington, D.C.: Brooking Institute, 1966.

Interest Group, Government Structure and Public Expenditure

김 상 현*

요 약

그동안 정부의 형태와 지출과의 관계에 관한 연구가 상당수 진행되었음에도 불구하고 이러한 연구에서 제기될 수 있는 자기선택(self-selection) 문제는 등한시 되어 왔다. 재정지출이 큰 지방정부가 지출수준을 줄이기 위하여 기존의 정부형태와는 다른 정부형태를 선택할 경우 자기선택 문제가 발생하게 되며, 단순한 회귀분석으로는 이러한 문제를 해결할 수 없게 된다. 이 논문은 기존문헌에서 소홀히 되었던 자기선택문제를 고려하여 정부형태가 정부지출에 미치는 영향을 추정하는 데 목적이 있다. 연구결과에 따르면, 앞서 진행된 연구와는 달리 미국 카운티 정부형태의 개혁은 정부지출을 감소시키는 것으로 나타났다.

I. Introduction

During the past several decades, we have witnessed significant changes in the form of government of U.S. counties. Even though the commission form of county government is still dominant, a large number of counties have abandoned this traditional form of government in either its commission-

* 한국외국어대학교 행정학과 교수

administrator or council-executive form. The commission form has an elected county commission or a board of supervisions. The commission has legislative, executive, and administrative authority. By contrast, in the commission-administrator form of government, the county council or board, as the legislative body, appoints a county manager who performs executive functions, such as appointing department heads, hiring county staff, administering county programs, drafting budgets, and proposing ordinances. The council-executive form government has two independently elected bodies: the county board or commission, and the county executive. The former has legislative authority, but the latter may veto ordinances enacted by the commission but the commission has the power to override the veto by majority vote.

There seems to be two reasons for the change in the form of county government: insufficient revenue and the spiraling costs of state-mandated programs (Salant, 1991). These two factors have encouraged U.S. counties to adopt a new form of government, based on the assumption that the modernization of government form would bring about a more efficient and effective delivery of services. The basic question is whether the restructuring has had the expected effect. Several previous studies have tried to answer this question by examining past empirical data (Schneider and Park, 1989; DeSantis and Renner, 1994; Morgan and Kickham, 1999).

Even though previous studies have found a significant relationship between government reform and expenditures, the studies ignored the important aspect of the selection decision for reform by counties. Since the counties adopting for a new form of government might have had a higher level of expenditure, this selection should have been considered in estimating the effect of the reform on government expenditures. ¹⁾This paper estimates the effect of county government reform on per capita

expenditures with the selection problem corrected. Endogenizing the selection of county government reform provides unbiased estimates of the effect of reform on expenditures. No study has treated the selection problem. This paper intends to correct that oversight.

The organization of the paper is as follows. Section 2 contains a discussion on the effect of county government reform on public expenditures and explains the selection problem in detail. In Section 3, empirical models are specified and data sources are provided. Section 4 reports the estimation results of the empirical models. The final section concludes.

II. County Government Reform and Its Effect on Expenditure

Early state constitutions generally conceptualized county government as an arm of the state and left the prime responsibility of serving local constituencies to municipalities. By the Civil War, however, counties were beginning to assume more responsibilities. Many states turned counties into election districts, paving the way for their becoming a significant political unit for party machines. After World War I, the role of counties as units of local government was strengthened because of population growth, sub-urbanization, and the reform movement.

By World War II, urbanization and the reform movement brought further changes to county government that broadened its role: namely, changes in organization, more autonomy from the state, a greater number of

1) This problem is discussed in detail in the next section.

intergovernmental linkages, more resources and revenues, better political accountability and a cleaner image. Counties now perform a growing list of optional services that were once largely reserved for municipalities. According to Salant(1991), counties play a quadruple role as the administrative arm of the state, traditional government, local government, and regional government.

Throughout the history of county government, reorganization has been one of key issues regarding the reform of county government. The traditional form of county commission has been criticized for being too fragmented and incapable of handling the new functional responsibilities and the concomitant priority setting of a modern county government. Reformers urged shifts from the traditional form to a version of the commission-administrator form or the council-executive form, assuming a newer form of government would resolve, or at least alleviate the problems listed above.

Several studies examined the empirical evidence to try to discover whether county government reforms had the desired results, specifically whether the reforms had an effect on reducing government expenditures (Schneider and Park, 1989; DeSantis and Renner, 1994; Morgan and Kickham, 1999). Schneider and Park (1989) tested the total, developmental and redistributed per capita expenditures and number of functions performed by 162 counties located in the 50 largest Metropolitan Statistical Areas (MSAs). Using controls for the effects of regional and population differences, they concluded that council-executive counties spent the most and performed the greatest number of functions among the three basic forms of county government. Commission-administrator counties were second followed by the traditional commission counties.

DeSantis and Renner (1994) estimated regression equations with total per capita expenditure as the dependent variable. The sample size used in their

study was far greater than that of Schneider and Park since they examined 1,295 out of the 3,044 counties. They concluded that reformed counties spent more than unreformed counties. Morgan and Kickham (1999) addressed the same issue in a different setting, a time-series approach. They selected 10 counties (2 commission-administrator and 8 council-executive counties that had reformed their governments between 1979 and 1987). They also chose for analysis 10 control group counties that had similarities in region, population, growth rates, functional responsibilities, percentage of nonwhite, per capita income, and poverty rates to the 10 experimental counties. Based on separate estimates of regression equations for the two groups, they concluded that changes in the form of government had virtually no effect on the rate of change in county fiscal behavior.

Even though the previous studies shed light on the impact of the form of county government on expenditures, the studies had inherent statistical limitations. The results from the study by Morgan and Kickham (1999) can hardly be generalized since it examined only 20 of the 3,044 counties in the United States. The approach taken by DeSantis and Renner (1994) is better in the terms of generalization because 1,295 counties were included in the analysis; but their approach suffers from a statistical limitation in that it ignores the selection problem.

For ease of exposition, let us take a simple example. Suppose that there are two counties: one has a very high level of expenditure (County 1) and the other has a very low level (County 2). According to the history of county government reform, it is likely that County 1 restructures its government to lessen the burden of high expenditures. Let us assume County 1 has actually chosen a new form of government at a point of time, T . After T , the per capita expenditure in County 1 might decrease if the newer form of government has the expected impact. Suppose that the

level of expenditure in County 2 remains the same. If, however, the level of expenditure in County 1 is still above that of County 2, despite the county government reform, a cross-sectional comparison of the levels of expenditure in these two counties after T will result in an erroneous conclusion: the change in the form of government has increased the per capita expenditure.

It is very possible that the selection problem discussed above has occurred in the history of U.S. counties. It has been argued in the literature that counties with high expenditures selected a newer form of county government. The study by Kim (2001) empirically supports this argument. Estimating a multinomial logit regression model, he found that county government reform is affected by four factors: the total expenditures, welfare expenditures, median income, and the percentage of non-white citizens. When the selection decision of reform is influenced by other factors, estimating the effect of reform on expenditures with a single regression equation excluding the selection decision equation results in biased estimates (Greene, 1993). This paper corrects this problem by simultaneously estimating the selection equation and the equation of the effect of government reform on per capita expenditures.

III. Method

The selection problem explained in the previous section can be resolved in two ways: the two-stage method and the maximum likelihood estimation. Heck-step, the selection equation of the county government reform is estimated withman s two-stage estimation consists of two steps (Heckman, 1979). In the first the Probit model. In the second step, the

estimate of the probability density function of the standard distribution divided by its cumulative distribution function, calculated in the first step, is included as an independent variable in the regression equation of the effect of reform on expenditures. The two-stage estimation provides unbiased but inefficient estimates (Greene, 1993). The second technique is the maximum likelihood estimation. The selection equation and the expenditure equation are simultaneously estimated based on a prespecified likelihood function. The resultant estimates are both unbiased and efficient (Greene, 1993). In this paper, estimates are computed using both techniques and then compared.

In both of the estimation techniques, the selection equation for the county government reform must first be specified. Following the results of Kim (2001), the amount of total expenditures (TOTEXPEN), total welfare expenditures (WELFARE), median income (MEDINC), the percentage of citizens with at least a bachelor's degree (XBSPLUS), and the percentage of non-whites (XNWHITE) were selected as independent variables that influenced county government reform. The dependent variable, REFORM, is coded 1 if a county adopted the commission-administrator or the council-executive form and 0 otherwise. The selection equation is estimated using the Probit model.

For estimating the impact of government reform on expenditures, per capita expenditure (PEREXPEN) is used as the dependent variable. To disentangle the effect of the other determinants of per capita expenditure from that of government reform (REFORM), additional control factors should be introduced. According to the median voter theorem, the provision of a public good is determined by the preference of the median voter when the concerned issue is one-dimensional, and the utility function is single-peaked. In order to reflect the median voter's preference on public

expenditures, the median income variable (MEDINC) is used with an expectation of having a negative sign on its coefficient. The median housing value (MEDHV) also needs to be controlled since a county with expensive housing might face a high level of resistance to public expenditures. The sign of the coefficient on this variable is expected to be negative. If these two variables are highly correlated, however, the signs of their estimated coefficients might turn out to be different from the expected.

The ethnic composition of constituents may also influence the level of public expenditures. To control for this effect, the percentage of non-white people (XNWHITE) is included as an independent variable. The estimated coefficient on this variable is expected to be positive. In addition, per capita expenditures will increase with a greater demand for welfare. Therefore, per capita welfare expenditures (PERWEL) should have a coefficient with a positive sign. Another expenditure factor is the percentage of the labor force among the population (XLABORF). If it increases, the demand for welfare will decrease, as will total expenditures. The coefficient on this variable is expected to be negative.

County expenditures might also be affected by the federal and state aid to counties because the subsidies by the upper level of governments often come with specific mandatory expenditure programs attached. To control for this effect, per capita federal government subsidy (PERFED) and per capita state government subsidy (PERSTAT) are included as independent variables. These variables are expected to have coefficients with positive signs. The following table summarizes the definitions and expected signs of the variables used.

<Table 1> Definitions and Expected Signs of Variables Used

Variable	Definition	Expected Sign
	Selection Equation	
TOTEXPEN	total expenditure in thousands	+
WELFARE	welfare expenditure in thousands	+
MEDINC	median income in a county	+
XBSPLUS	percentage of citizens with at least a bachelor's degree	+
XNWHITE	percentage of citizens whose race is non-white	+
	Expenditure Equation	
MEDINC	median income in a county	-
MEDHV	median housing value of a county	-
XNWHITE	percentage of citizens whose race is non-white	+
XLABORF	percentage of labor force among the population	-
PERWEL	per capita welfare expenditure in thousands	+
PERSTAT	per capita subsidy from the state government in thousands	+
PERFED	per capita subsidy from the federal government in thousands	+
REFORM	1 if a county has reformed its government form 0 otherwise	?

IV. Data and Findings

The data sources for the variables include the Census of Government (1997), the Census (1997), and the Municipal Year Book (1996). The Census of Government (1997) provides revenue and expenditure data for such county expenditures as welfare, total expenditures, and subsidies from the

federal and state governments. The data for the demographic variables were obtained from the Census (1997). The Municipal Year Book (1996) contains information about the form of government adopted in each county.

In 1996, 2,198 out of 3,043 counties, or 72.2%, employed the commission form of government. Among the others, 369 (12.1%) counties employed the commission-administrator form, and 474 (15.6%) were of the council-executive form. The government form in the two remaining counties is not known. It is noteworthy that the commission form is still the dominant form of county government. The descriptive statistics for the variables used in the analysis are reported in Table 2.

<Table 2> Descriptive Statistics

Variable	Mean	Standard Deviation	Minimum	Maximum
REFORM	.28	.45	.00	1.00
TOTEXPEN	70,076.29	329,212.70	161.00	12.64E06
WELFARE	9,586.28 88,	189.54	.00	4,095,177.00
MEDINC	23,780.68	6,414.67	8,595.00	59,284.00
XBSPLUS	13.27	6.31	3.69	53.42
XNWHITE	12.39	15.42	.00	94.90
PEREXPEN	.72	1.33	.00	58.32
MEDHV	52,331.05	30,349.00	14,999	500,001.00
XLABORF	60.88	6.81	31.97	87.90
PERWEL	6.27E-2	1.13E-1	.00	1.28
PERSTAT	.23	.35	.00	5.17
PERFED	2.00E-2	6.79E-2	.00	2.16

Table 3 reports the estimation results. Regression equations have been estimated in three ways: ordinary least square (OLS), two-stage, and maximum

likelihood. In the OLS estimation, the selection equation is not included. As the third column in the table shows, the REFORM variable is statistically significant at the .01 level, and its sign is positive, implying that the restructuring of county government form has increased per capita expenditures. This result is consistent with the results of Schneider and Park (1989), and of DeSantis and Renner (1994). Since the estimated coefficient of the variable is .32, the change of county government form increases per capita expenditures by \$320.

<Table 3> Estimation Results

Equation	Independent Variable	Model			
		OLS	Two-Stage	Maximum	Likelihood
Selection Equation	Constant		-2.68*** (.12)		-.23*** (.06)
	TOTEXPEN		.65E-6*** (.19E-6)		-.61E-7 (.67E-6)
	WELFARE		.71E-5*** (.16E-5)		.10E-5 (.31E-5)
	MEDINC		.73E-4*** (.57E-5)		.26E-5 (.18E-5)
	XBSPLUS		-.31E-2 (.53E-2)		.82E-3 (.13E-2)
	XNWHITE		.21E-1*** (.17E-2)		.13E-2*** (.43E-3)
	Constant	-.49** (.22)	-.65*** (.24)		.02 (.12)
	MEDINC	.42E-4*** (.72E-5)	.54E-4*** (.98E-5)		.10E-4*** (.36E-5)
	MEDHV	-.33E-5*** (.12E-5)	-.30E-5** (.12E-5)		-.12E-5** (.56E-6)

Equation	Independent Variable	Model			
		OLS	Two-Stage	Maximum	Likelihood
Expenditure Equation	XNWHITE	.10E-1*** (.15E-2)	.13E-1*** (.24E-2)		.94E-3 (.66E-3)
	XLABORF	.40E-2 (.49E-2)	.34E-2 (.49E-2)		-.96E-3 (.23E-2)
	PERWEL	.77E-3*** (.87E-4)	.79E-3*** (.88E-4)		.27E-3 (.31E-3)
	PERSTAT	.13E-2 (.12E-2)	.13E-2 (.12E-2)		.11E-2 (.20E-2)
	PERFED	1.00*** (.15E-2)	1.00*** (.15E-2)		1.00*** (.15E-1)
	REFORM	.32*** (.55E-1)	-.13 (.27)		-.26*** (.75E-1)
	λ		.27* (.16)		
	σ				1.46*** (.28E-2)
	ρ				.99*** (.39E-3)
	R ²	.998	.998		
	Log Likelihood				-5514.50

Notes. -1. Standard errors are in parentheses.

2. *, **, *** Statistically significant at the .10, .05, and .01 levels, respectively.

3. $\lambda = \frac{\phi}{\Phi}$. 2)

4. σ and ρ are the estimate of standard deviation of the error term in the expenditure equation and the correlation coefficient between the error terms of the two equations, respectively.

2) ϕ and Φ are the probability density function and the cumulative distribution function of the standard normal distribution, respectively

The estimation result of the impact of county government reform on expenditures, however, changes when the selection decision is taken into account. The fourth column of Table 3 shows the coefficient estimates with the two-stage estimation method. With the exception of the percentage of citizens with at least a bachelor's degree (XBSPLUS), the signs of coefficients in the selection equation are positive as expected and statistically significant at the .01 level. The variables in the expenditure equation have the expected signs, except for the percentage of the labor force among the population (XLABORF) and the median income (MEDINC).

³⁾The estimated coefficients are statistically significant at least to the .05 level, excluding XLABORF, PERSTAT and REFORM. It is worth noting that the coefficient on the reform variable (REFORM) is estimated to be negative in contrast to the OLS estimation. Since the magnitude of the coefficient on the reform variable is -.13, the change in county government form decreases per capita expenditures by \$130.

The marginal effects of the changes in independent variables on the dependent variable in the selection equation are different from those in linear regression models. That is,

$$\frac{\partial E[y]}{\partial \chi} = f(\beta' \chi) \beta \neq \beta,$$

where, $f(\cdot)$ is the standard normal density function. The above equation shows that the marginal effects in the selection equation are dependent on the values of the independent variables. Usually, mean values of independent

3) As pointed out in the previous section, the high correlation between the median income (MEDINC) and the median housing value (MEDHV) seems to have resulted in the unexpected (positive) sign on the median income variable. The correlation coefficient between the two variables turned out to be 0.75.

variables are taken for the calculation of the marginal effects. For example, the marginal effect of total expenditures on the change in the probability that a county has a reformed structure can be calculated as follows,

$$\frac{\partial E[y]}{\partial(TOTEXPEN)} = f(\beta' \bar{\chi}) \times .65E - 6 = 3.13E - 7,$$

where $\bar{\chi}$ means the mean values of the independent variables. Therefore, an increase of \$1,000 in the total expenditures implies a rise in the probability of government reform by $3.13E-7$. The marginal effects of other variables can be calculated similarly.

The fifth column in Table 3 reports the estimation results with the maximum likelihood method. The estimated coefficients strengthen the argument that the reform of county government form lowers per capita expenditures. As seen in the table, the coefficient on the reform variable is estimated to be $-.26$ and statistically significant at the $.01$ level. This implies that the reform of the form of county government has reduced per capita expenditures by \$260.

The empirical evidence implies that considering the selection problem is imperative for an accurate estimation of the influence of county government reform on expenditures. In the two-stage and the maximum likelihood methods, the effect of reform on expenditure is estimated to be negative. Therefore, it can be concluded that the reform of county government structure decreases per capita expenditures when the selection problem is simultaneously considered in the estimation. This result contrasts to the findings in previous studies in which the selection problem was ignored.

V. Concluding Remarks

In the field of urban service delivery, major cities have long dominated the research agendas. County governments have been less researched than suburban cities and much less researched than major cities (Schneider and Park, 1989). Since the late 1980s, however, county governments have attracted attention from the academic community. Among the many research issues concerning urban service delivery, several studies have focused on the effects of county government reform on expenditures. Some have found a statistically significant relationship while others have not. Regardless of their findings, the previous studies suffer from a statistical flaw in their research design because they have ignored the selection problem. The selection problem arises when one tries to estimate the effects of county government reform on expenditures without considering the selection decision for the form of government by counties.

This paper corrects the selection problem and re-estimates the effect of county government reform on public expenditures. Using U.S. county data, the study has found that the reform of county government structure from the traditional commission form to a newer commission-administrator or council-executive form has decreased per capita expenditures in these counties. This result is contrary to and more convincing than the findings in the previous studies in that the estimated coefficients with the selection problem considered explicitly are unbiased and efficient.

References

- Digler, Beverly A. 1995. "County Governance in the 1990s," *State and Local Government Review* 27: 55-70.
- DeSantis, Victor and Tari Renner. 1994. "The Impact of Political Structures on Public Policies in American Counties," *Public Administration Review* 54: 291-95.
- Duncombe, Herbert S. 1999. "Chap 13: Organization of County Governments," in *Forms of Local Government: Handbook on City, County and Regional Options*, edited by Roger L. Kemp, North Carolina: McFarland & Company.
- Greene, William H. 1993. *Econometric Analysis*, New York: Macmillan Publishing Company.
- Hayes, Kathy and Semoon Chang, 1990. "The Relative Efficiency of City Manager and Mayor-Council Forms of Government," *Southern Economics Journal* 57: 167-77.
- Heckman, J., 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica* 47: 153-61.
- Joyce, Philip G. and Daniel R. Mullins, 1991. "The Changing Fiscal Structure of the State and Local Public Sector: The Impact of Tax and Expenditure Limitations," *Public Administration Review* 51: 240-53.
- Kim, Sangheon. 2001. "Determinants of County Government Form," *Unpublished Working Paper*.
- Meier, Kenneth J. 1980. "Reorganization of Government: Impact on Employment and Expenditure," *American Journal of Political Science* 24: 396-412.
- Morgan, David R. and John P. Pelissero. 1980. "Urban Policy: Does Political Structure Matter?" *American Political Science Review* 74: 999-1006.

- Morgan, David R. and Kenneth Kickham. 1999. "Changing the Form of County Government: Effects on Revenue and Expenditure Policy" *Public Administration Review* 59: 315-24.
- Salant, Tanis J. 1991. "Chap 12: Overview of County Governments," in *Forms of Local Government: Handbook on City, County and Regional Options*, edited by Roger L. Kemp, North Carolina: McFarland & Company.
- Schneider, Mark and Kee Ok Park, 1989. "Metropolitan Counties as Service Delivery Agents: The Still Forgotten Governments," *Public Administration Review* 49: 345-52.

Review of Fiscal Studies

A Biannual Journal Published by the Korea Institute of Public Finance

Vol. 9, No. 2

July 2003

Estimation of Changes in Income Tax Burden by Determinants in 1990s

Myung Jae Sung

It is not uncommon to observe that one often compares the income growth rate with that of tax burden by looking only at the change in effective tax rates. One even blames tax authority by saying that the effort of tax authority for tax relief is not sufficient to compensate for the decrease in net real income due to inflation whenever the effective tax rate rises. However, this is quite misleading in most cases and sometimes, not true. Even if the tax cut is large enough to compensate for the expected loss in after-tax real income due to inflation, it is still possible for the resulting effective income tax rate to become higher. Sometimes, it results from the widened income distribution and also from other factors.

There are so many factors which determine income tax burden such as average or total income level of the economy, its distribution, related tax laws, degree of tax compliance, and etc..

The effective income tax burden slightly decreased from 3.44% to 3.33%

between 1992 and 2001 in Korea. It fell to 3.00% for the first half of the period (1992~1996). However, it rose to 3.33% for the rest of the period.

The major factor which reduced the effective income tax burden between 1992 and 1996 was the drastic change in income tax law such as broadening numerous income deduction levels and lowering tax rates, which certainly overwhelmed the effect of income growth. This tendency was observed for all types of households.

For the latter half of the period (1996~2001), the effective income tax rate rolled back to 3.33%. The change in income tax law also reduced effective tax burden, but its effect was totally crowded out by the effect of income growth. Besides, the huge change in relative income distribution which raised in the Gini coefficient from 0.247 to 0.272 played an important role in raising the effective tax burden, even if it was relatively small in absolute magnitude.

Redistributive Effect of Korea's Income Tax and Equity Decomposition

Jin Kwon Hyun · Byung-In Lim

This study empirically examines the redistributive effect of income tax by using micro-data of 1991 and 1996. We decompose total redistributive effect into three different components, which are vertical equity and two notions of horizontal inequity, as Aronson, Johnson, and Lambert(1994) developed.

The characteristic of Korea's income tax is too low level of redistributive effect, which is mostly explained by low effective tax rate, irrespective of high progressivity. Moreover, horizontal inequity based on the notion of equal treatment of equals is much more serious compared with those of OECD countries.

We find that the level of distributive effect of income tax in 1996 is lower than that of 1991. It is mostly due to more serious level of horizontal inequity in 1996.

Our policy implication is the importance of horizontal inequity in income tax system, which has not got much attention by policy professionals. For example, too generous levels of income deduction and tax credit in income tax system will eventually lead to a low level of redistributive effect.

The Influx and Efflux of the Regional Growth(GRDP) among the Regions

Jeong-Wan Kim

We have been concerned with only the regional growth in spite of fact that the regional economy is consisted of both the regional growth and the regional distribution. Such thought is based on the fact that once the regional growth is accomplished, the regional distribution is to be accompanied automatically. Therefore GRDP is largely used as an unique standard that can indicate the level of the regional economies.

But there is not always harmony between the regional growth and distribution in the reality. Especially there is more probabilities of the discrepancy between two in Korea where the residential place and working site are largely different. In reality the meaningful correlation between GRDP considered as the regional growth and the regional savings, the household expenditure, and the local tax considered as the regional distribution cannot be discovered. Such fact indicates that the values added produced in the regions frequently influx from the other regions and efflux to them.

In reality values added are tended to be translated from the provincial areas to the capital area, from the adjacent province to the metropolitan city, and from the contiguous regions to Seoul. Such phenomena are considered to be the discrepancy between the regional growth and distribution, and the inefficiency and the regressiveness of the resources allotment. The findings say that till now the regional balanced development policies in Korea never have contributed to the equity and the efficiency,

two essential principles in the public sector.

Thus the government is requested to carry out the comprehensive and substantial regional development policies in the long term, and the fiscal policies to restore moving value added among the regions in the short term.

Interest Group, Government Structure and Public Expenditure

Sangheon Kim

Even though there have been previous studies to discover the relationship between the form of county government and expenditures, little attention has been paid to the selection problem that might arise when counties choose their government structures to meet their needs. This paper intends to fill this gap in the literature by estimating the effect of government reform on expenditures with the selection problem corrected. In contrast to the results in the previous studies, reform of county government structure is found to have decreased expenditures in the reformed counties.

원고작성 요령

1. 원고는 한글과 한자를 섞어서 작성한다. 한자는 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사 및 문장의 중심어구를 표기할 때 또는 한글로 표기하였을 때 뜻이 분명하지 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없는 경우에 한하여 사용한다.
2. 외래어는 ‘외래어 표기법’에 따라 적는 것을 원칙으로 한다. 단 인명, 지명 등이 한자로 표시된 경우, 인용논문의 저자 이름을 표기할 경우 또는 적절히 국문으로 바꿀 수 없는 특수 학술용어 등은 외래어를 그대로 적을 수 있다.
3. 표와 그림의 내용은 본문이나 참고문헌 등을 참조하지 않고, 표나 그림만을 보고 이해할 수 있도록 작성하여야 한다.
4. 각주의 기입사항은 저자명, 서명, 발행지명, 발행연도, 페이지수 등의 순서대로 적는 것을 원칙으로 하나, 인용논문을 표기할 때 간단한 경우는 각주로 처리하지 않고 본문 중에서 ‘저자명(출판연도)’의 형태로 쓸 수 있다.
5. 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 정보는 논문 말미의 참고문헌에서 밝힌다. 본문과 각주에서 언급되지 않은 문헌은 참고문헌에 포함하지 않는다. 참고문헌은 국내문헌 또는 한자로 표기한 외국문헌을 각각 저자명에 따라 가나다순으로 먼저 기재하고, 이어서 서양문헌을 저자의 성(last name) 또는 기관명에 따라 ABC순으로 기재한다.
6. 기타 세부 편집사항은 『재정연구』 편집위원회의 규정에 따른다.

『재정연구』 원고모집

1. 『재정연구』는 재정을 비롯하여 노동, 환경, 농업 등 **광범위한 분야**의 경제학 관련 학술논문을 모집하고 있습니다(『재정연구』에 제출하는 논문은 다른 국내외 학술지에 게재되었거나 심사중이지 않은 것이어야 합니다).
2. 『재정연구』는 ‘**연구논문**’과 ‘**정책논문**’ section으로 나뉘어지며, 매호 3~4편의 연구논문과 1~2편의 정책논문을 게재할 예정입니다(논문을 투고하실 때 연구논문, 또는 정책논문 여부를 알려주시기 바랍니다).
3. 제출되는 논문에 대해서는 전문 학술지가 요구하는 **referee** 과정을 거치게 되며, 채택된 원고에 대해서는 논문 1편당 **300만원**의 원고료를 지급합니다.
4. 저희 한국조세연구원에서는 『**東湖논문상**』을 제정하였습니다. 이 상은 『재정연구』에 실린 1년 동안의 논문 중 최우수논문 1편, 우수논문 1편에 수여되며 부상으로 각각 **200만원**과 **100만원**이 추가로 지급됩니다(최우수논문이 없을 경우 우수논문 2편을 선정합니다).
5. 『재정연구』에 투고하는 논문은 제목(국문, 영문), 저자명(국문, 영문, 한문), 본문, 국문초록(한글 400자 이내), 영문초록(영문 200단어 이내), 참고문헌으로 구성되어야 하며, ‘ ’ 또는 MS Word 파일(이외의 파일은 원고출력분 3부)로 제출하시기 바랍니다.
6. 『재정연구』는 연속간행물로서 원고는 특정 마감일 없이 **항시 모집**하고 있습니다.
7. 논문은 e-mail 또는 일반우편으로 받으며 주소는 아래와 같습니다.
e-mail : junkim@kipf.re.kr
팩 스 : (02) 2186-2066
일반우편 : 서울특별시 송파구 가락동 79-6 한국조세연구원 ☎138-774
김정훈(『재정연구』 편집위원장)
8. 기타 투고 및 편집에 관한 자세한 사항은 김정훈 박사(2186-2228, junkim@kipf.re.kr)에게 문의하여 주시기 바랍니다.