

연구보고서 2002-12

所得分配와 貧困 動向 및 變化要因 分析

朴讚用

姜錫勳

金泰完

韓國保健社會研究院

머 리 말

1997년 경제위기가 우리 경제를 엄습한지도 이제 5년째가 지나고 있다. 그동안 경제위기를 경험하면서 국민과 정부 모두가 사회보장의 중요성을 인식하고 사회안전망 확대에 컨센서스를 이루면서 우리나라의 사회보장제도는 일대 변혁을 이루어냈다. 그리고 우리나라는 IMF 관리체제를 가장 빨리 그리고 가장 모범적으로 벗어난 국가로 해외에서 평가받고 있다. 그럼에도 불구하고 우리나라의 소득불평등도와 빈곤율은 아직 경제위기 전의 수준을 회복하지 못한 것으로 파악되고 있다. 그 이유는 여러 가지가 있겠으나 이중 가장 근본적인 원인은 우리나라 전국에 있는 전가구의 소득불평등도와 빈곤수준을 매년 측정할 수 있는 소득통계가 없다는 것을 들 수 있다. 그리고 우리나라의 사회안전망에 대한 효과성 분석이 제대로 이루어지지 않고 있어 그동안 많은 예산과 인력을 투입하여 강화해온 사회안전망이 소득불평등도와 빈곤율 축소를 위해 어떤 역할을 하였는지 잘 알려져 있지 않다. 또한 우리나라의 소득불평등도와 빈곤율이 외국과의 비교에서, 특히 OECD회원국가로서 선진제국들과의 비교에서 우리나라가 어느 정도의 수준에 머무르고 있는지에 대해 잘 알려져 있지 않다.

본 연구는 이러한 문제의식에서 시작하였다. 이 연구는 우리나라 비근로자가구의 소득이 매년 발표되지 않아 발생하는 문제들을 극복하려고, 여러 가지 방법을 동원하여 비근로자가구의 소득추정 모형개발의 가능성을 모색하였다. 아울러 OECD국가들의 가구소득조사에 대하여 비교검토를 통해 그 시사점을 도출하였다. 이러한 연구내용은 향후 우리나라의 비근로자가구 소득조사를 개선하는데 강력한 동기를 부여할 것이라는 예상이 앞선다. 또한 이 연구는 우리나라의 소득불평등도와 빈곤율을 아주 세밀하게 분석하고 있다. 전가구의 소득불평등도와 빈곤율 뿐만 아니라 근로자가구, 비근로자가구, 1인가구, 2인이상가구 등등 가구특성별로 소득불평등도와 빈곤율을 측정하여 비교를 하고 있다. 이와

함께 서적 이전소득, 공적 이전소득, 직접세, 사회보장 부담금이 소득분배와 빈곤문제 해결에 어떤 영향을 얼마만큼 미쳤는지에 대해 상세하게 접근하고 있다. 이상과 같은 계측을 위해 많은 통계 프로그램이 만들어진 것으로 알고 있으며, 이 프로그램들은 향후 우리나라의 소득불평등도와 빈곤율뿐만 아니라 이전소득 및 직접세 등의 영향 등을 계속하여 일관성 있게 계측하여 동향분석을 가능하게 할 수 있게 함으로써 한국보건사회연구원의 큰 자산으로 남을 것임을 확신하는 바이다.

본 연구는 박찬용 국제협력팀장의 책임하에 강석훈 성신여대 교수, 김태완 주임연구원에 의해 이루어졌으며 구체적인 연구내용과 연구진은 다음과 같다. 제1장 서론(박찬용), 제2장 소득추정 모형(박찬용, 강석훈, 김태완), 제3장 소득 불평등도 계측 및 변화요인분석(박찬용, 김태완), 제4장 빈곤수준 계측 및 변화 요인분석(박찬용, 김태완), 제5장 결론(박찬용).

본 연구에서 사용된 소득세율 적용 프로그램은 안중범 성균관대 교수의 프로그램을 이용하였으며, 이 작업을 위해 안중범 교수가 주신 조언과 협조에 감사드린다. 그리고 연구과정에서 본 연구원의 최병호 사회보장실장, 김미곤 기초보장센터장이 주신 조언과 협조에 감사드리며 아울러 본 연구를 보고서로 작성하는데 자료정리 및 편집을 도와주신 우재연 연구원에게도 심심한 감사를 드린다. 본 연구 과정에 참여한 많은 노력과 수고에도 불구하고 본 보고서의 한계는 전적으로 연구진의 능력에 돌려야 할 것이다.

본 보고서가 우리나라의 소득분배 및 빈곤문제를 해결하는데 많이 활용될 수 있기를 기대하며, 아울러 소득분배와 빈곤문제에 관심있는 사회정책학자 및 관련종사자에게 일독을 권하고 싶다. 끝으로 본 보고서에 수록된 내용은 어디까지나 연구진의 의견이며 본 연구원의 공식견해가 아님을 밝혀둔다.

2002年 10月
韓國保健社會研究院
院長 朴 純 一

目 次

要 約	13
第1章 序 論	21
第1節 研究의 必要性과 目的	21
第2節 研究內容	23
第3節 所得不平等度 및 貧困水準 計測單位	25
1. 所得	25
2. 支出	29
3. 家口	30
第4節 都市家計調査와 家口消費實態調査 資料比較	30
第2章 所得推定 模型	37
第1節 所得推定 模型開發	37
1. 既存 研究 方法論	37
2. 消費 및 所得函數를 이용한 所得推定 模型開發	40
3. 所得推定 模型과 回歸分析 結果	44
第2節 勤勞者家口 推定所得과 調査所得과의 比較	49
1. 消費 및 所得函數를 이용한 推定과 調査所得의 比較	49
2. 既存 所得推定模型을 이용한 推定所得과 調査所得의 比較	51
第3節 所得推定 方法에 대한 整理	52
第4節 外國의 所得 및 支出調査	54

第3章 所得不平等度 計測 및 變化要因分析	59
第1節 計測方法	59
第2節 年度別 所得不平等度 變化 및 國際比較	62
1. 年度別 經常所得 Gini係數	62
2. 市場所得(MI) Gini係數 國際比較	64
3. 市場所得(MI) 占有率 國際比較	65
4. 公的 移轉所得과 所得稅 占有率 國際比較	67
5. 可處分所得(DI) Gini係數 國際比較	69
第3節 租稅와 移轉所得 前後 所得不平等度	72
1. 私的 移轉所得에 의한 所得不平等度 變化	74
2. 公的 移轉所得에 의한 所得不平等度 變化	76
3. 公的 移轉所得·直接稅·社會保障 負擔金에 의한 所得不平等度 變化 ..	78
4. 直接稅로 인한 所得不平等度 變化	82
5. 社會保障 負擔金에 의한 所得不平等度 變化	83
6. 總 移轉所得, 直接稅, 社會保障 負擔金에 의한 所得不平等度 變化 ..	84
第4節 所得不平等度 變化要因 分析과 政策的 示唆點	89
1. 所得不平等度 變化要因 分析	89
2. 政策的 示唆點	111
第4章 貧困水準計測 및 變化要因分析	113
第1節 計測方法	114
第2節 貧困率 推移 및 國際比較	115
1. 貧困率 推移	115
2. 相對 貧困率 國際比較	119

第3節 移轉所得 및 租稅 前後 貧困水準	122
1. 私的 移轉所得에 의한 絶對 貧困率 減少效果	122
2. 公的 移轉所得에 의한 絶對 貧困率 減少效果	124
3. 移轉所得과 直接稅에 의한 相對 貧困率 減少效果 國際比較	128
第4節 貧困水準 變化要因 分析과 政策的 示唆點	133
1. 貧困水準 變化要因 分析	133
2. 政策的 示唆點	135
第5章 結 論	137
參考文獻	139
附 錄	143

表目次

〈表 1- 1〉 1996/2000年 都市居住 勤勞者家口 家口員數別 月平均 所得 ……	34
〈表 2- 1〉 消費函數를 利用한 所得推定模型들의 回歸分析結果 ……	46
〈表 2- 2〉 所得函數를 利用한 所得推定模型들의 回歸分析結果 ……	48
〈表 2- 3〉 都市家計調查 勤勞者家口 推定所得과 調査所得 比較結果 ……	51
〈表 2- 4〉 既存의 模型을 利用한 所得推定結果 ……	52
〈表 2- 5〉 外國의 所得調査 ……	56
〈表 3- 1〉 家口均等化指數 比較 ……	61
〈表 3- 2〉 經常所得(總所得)의 Gini係數 ……	64
〈表 3- 3〉 全家口 市場所得(Market Income) Gini係數 OECD 國家와 比較 ……	65
〈表 3- 4〉 1990年代 OECD 國家의 全家口 市場所得 占有率과의 比較 ……	66
〈表 3- 5〉 OECD國家 全家口 公的 移轉所得과 所得稅의 占有率 比較 ……	68
〈表 3- 6〉 OECD國家의 全家口 假處分所得 Gini係數 比較 ……	71
〈表 3- 7〉 1次 및 市場所得 Gini係數와 私的 移轉所得의 Gini係數 減少效果 ……	75
〈表 3- 8〉 公的 移轉所得의 Gini係數 減少效果 ……	77
〈表 3- 9〉 公的 移轉所得, 直接稅(所得稅) 社會保障負擔金の Gini係數 減少效果 ……	80
〈表 3-10〉 直接稅(所得稅)의 Gini係數 減少效果 ……	83
〈表 3-11〉 社會保障 負擔金の Gini係數 減少效果 ……	84
〈表 3-12〉 移轉所得, 直接稅(所得稅)와 社會保障 負擔金の Gini係數 減少效果 ……	87
〈表 3-13〉 Gini係數 縮小效果 ……	88

〈表 3-14〉	經常所得 10分位와 家計收支	91
〈表 3-15〉	總所得의 10分位 所得占有率 및 年間平均所得	96
〈表 3-16〉	可處分所得의 10分位 所得占有率 및 年間平均所得	97
〈表 3-17〉	總所得/可處分所得 100分位中 下位 첫 번째에서 열 번째 分位의 所得占有率 및 平均所得	99
〈表 3-18〉	總所得/可處分所得 100分位中 上位 91번째부터 100번째 分位 所得占有率 및 平均所得	102
〈表 3-19〉	100分位를 통한 家計收支 變化	105
〈表 3-20〉	平均 移轉所得, 直接稅 및 社會保障 負擔金 10分位	108
〈表 4- 1〉	絶對 貧困線	117
〈表 4- 2〉	相對 貧困線	117
〈表 4- 3〉	絶對 貧困率 變化	118
〈表 4- 4〉	相對 貧困率 變化	119
〈表 4- 5〉	相對的 貧困率 國際比較	121
〈表 4- 6〉	私的移轉所得에 의한 絶對 貧困率 減少	123
〈表 4- 7〉	公的移轉所得에 의한 絶對 貧困率 減少	125
〈表 4- 8〉	1996年 移轉所得 및 直接稅 前後의 相對 貧困率	129
〈表 4- 9〉	2000年 移轉所得 및 租稅 前後의 貧困率	130
〈表 4-10〉	公的移轉所得과 直接稅의 貧困率 縮小效果 國際比較	132

그림 目次

[그림 1-1]	統計廳과 OECD 所得區分 比較	28
[그림 1-2]	1996/2000 家口消費實態調査와 都市家計調査의 所得 및 支出 比較	31
[그림 1-3]	都市 勤勞者家口 經常所得의 調査 및 調査方法別 比較	35
[그림 3-1]	移轉所得 및 直接稅와 社會保障負擔金에 의한 Gini係數 減少 ..	72
[그림 3-2]	平均 私的 移轉所得 10分位 推移比較(2000年, 1996年)	109
[그림 3-3]	平均 公的 移轉所得 10分位 推移比較(2000年, 1996年)	109
[그림 3-4]	平均 直接稅 및 社會保障 負擔金 10分位 推移比較(2000年, 1996年)	110
[그림 3-5]	移轉所得 및 直接稅·社會保障 負擔金 10分位 推移比較	110

附 表 目 次

〈附表 1-1〉	所得函數를 利用한 所得推定模型의 回歸分析結果	146
〈附表 1-2〉	都市家計調査 勤勞者家口 推定所得과 調査所得 比較結果	147
〈附表 2-1〉	1996年 移轉所得 및 租稅 前後의 所得不平等度	148
〈附表 2-2〉	1997年 移轉所得 및 租稅 前後의 所得不平等度	149
〈附表 2-3〉	1998年 移轉所得 및 租稅 前後의 所得不平等度	150
〈附表 2-4〉	1999年 移轉所得 및 租稅 前後의 所得不平等度	151
〈附表 2-5〉	2000年 以前所得 및 租稅 前後의 所得不平等度	152
〈附表 2-6〉	2001年 移轉所得 및 租稅 前後의 所得不平等度	153
〈附表 3-1〉	1996年 및 2000年 勤勞所得控除制度	154
〈附表 3-2〉	所得稅 稅率	155
〈附表 3-3〉	1996年 및 2000年 勤勞所得稅額控除	155
〈附表 4-1〉	1次 및 市場所得 10分位의 各 分位別 所得占有率 및 年間 平均所得	156
〈附表 4-2〉	1次 및 市場所得 100分位中 下位 첫 번째부터 열 번째 分位의 所得占有率 및 平均所得	157
〈附表 4-3〉	1次所得/市場所得 100分位中 上位 91번째부터 100번째 分位의 所得占有率 및 平均所得	158

要約

1. 研究背景 및 內容

- 경제위기 이후 정부는 생산적 복지 기초 하에 사회안전망을 강화하면서 저소득계층 지원 및 소득격차 완화정책을 지속적으로 추진하였으나 현재까지 소득불평등도와 빈곤수준이 경제위기 이전수준을 회복하지 못하였음.
- 이에 대해 여러 가지 원인이 지적되고 있으나, 우리나라 소득통계가 불충분하여 전가구 빈곤율 및 소득불평등도를 매년 파악하지 못함으로써 정확한 통계에 근거한 거시 및 미시적 정책마련이 적기에 이루어지지 못하고 있는 것이 근원적 문제임.
 - 현재까지 소득분배와 빈곤을 축소하기 위한 공적 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금이 소득불평등과 빈곤수준에 어떤 영향을 미치고 있는지 매년 파악이 안되고 있음.
 - 즉, 이는 사회안전망 정책이 매년 통계적 근거를 바탕으로 그 우선순위가 재설정되지 못하였으며, 그 효과성 평가도 통계에 기초하여 매년 이루어지지 않고 있음을 의미함.
- 이러한 문제들을 발생시키고 있는 우리나라 가구소득통계의 실태를 보면, 소득분배와 빈곤수준을 측정할 수 있는 가구소득 통계는 통계청의 家口消費實態調査와 都市家計調査가 있으나 모두 아래와 같은 문제점을 갖고 있음.
 - 家口消費實態調査는 1인 가구, 非勤勞者家口 등의 소득이 조사·발표되므로, 소득불평등도와 빈곤수준 측정을 위해 적합하지만, 조사주기가 5년이므로 1997년 經濟危機 後 빈곤과 소득불평등도 파악에 문제가 있음.
 - 都市家計調査는 매년 조사결과를 발표하고 있으나 1인가구와, 비근로자

가구의 所得 등이 제외되고 있어 전가구를 대상으로한 소득분배나 빈곤 수준을 계측하는데 문제가 있음.

- 특히 1인가구와 비근로자가구에 빈곤가구가 집중되어있기 때문에 이 가구들을 제외한 소득불평등도나 빈곤율은 우리나라의 정확한 실태를 나타내주지 못함.
- 그럼에도 불구하고, 통계상 제약으로 2인 이상 도시근로자가구만을 대상으로한 Gini계수와 빈곤율이 자주 이용되고 있어, 이를 전가구의 Gini계수와 빈곤율로 잘못 이해함으로써 현 소득불평등과 빈곤수준이 양호한 상태인 것으로 혼동하는 상황이 자주 발생하고 있음.

□ 따라서 본 연구에서는 이러한 문제점 해결을 위해 다음과 같은 분석을 시도하였음.

- 비근로자가구 소득추정 모형개발 가능성 분석과 외국의 소득 및 지출조사에 대한 분석을 통해 향후 가장 바람직한 소득분배와 빈곤동향체제 구축방안을 제시하였음.
 - 특히 기존의 소득추정 모형보다 개선된 비근로자가구 소득추정 모형 개발을 위해 근로자와 비근로자가구 소득성향을 각각 도출하여 적용하고, 소비함수와 소득함수 모두에 가구주 성, 연령, 교육수준, 직업, 가구원수, 입주형태 등 가능한 인구·사회학적 변수들을 도입하여 소득추정 정밀도를 높이려고 하였음.
- 1996년부터 2001년까지 우리나라 전가구 소득불평등도와 빈곤율 계측 및 변화요인 분석, 그리고 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금이 소득불평등 축소에 미친 효과를 분석하였음.
- 이상의 결과들을 OECD국가들과의 국제비교를 하기 위해 OECD방식을 따라 Gini계수와 빈곤율을 계측하고 10分位와 100分位를 통해 1996년과 2000년 사이에 어떤 소득이 상승 또는 하락하였는지 분석함으로써 그 변화요인을 파악하였음.

2. 研究結果

□ 所得推定 模型開發

- 소득추정모형 분석결과, 소득추정은 소득불평등도의 과대평가 또는 과소평가의 문제를 발생시키므로 이 방식으로 소득불평등과 빈곤의 모니터링 시스템을 구축하는 것은 타당치 않다는 결론 도출
 - 소비함수를 이용한 소득추정 방법은 통계적 유의성이 떨어질 뿐 아니라, 소득불평등도를 실제보다 높게 추정하는 결과가 나왔음.
 - 소득함수를 사용하는 경우에는 소비함수를 사용할 때 발생하는 통계적 문제점을 피할 수 있다는 장점이 있으나 결과적으로 소득불평등도를 실제보다 낮게 추정하는 결과가 나왔음.
 - 따라서 비근로자가구 또는 1인가구 소득이 매년 발표되지 않아 발생하는 문제들을 해결하기 위해서는 소득추정방식이 아닌 소득조사방식 개선을 통한 문제해결이 필요함.
- OECD 국가들 중 영국, 일본, 스웨덴, 호주 등 주요 7개국의 소득조사방식에 대해 살펴본 결과, 이러한 국가들은 전국단위로 1인가구 및 2인 이상가구 그리고 비근로자가구를 포함하여 전가구 소득불평등도를 매년 측정할 수 있는 조사가 실시되고 있음을 확인하였음.
 - 특히 이들 국가들이 사용하는 소득조사의 경우 사회보장 수혜 부분이 상세하여 소득불평등 및 빈곤수준뿐만 아니라 사회보장 각 프로그램의 소득불평등도 완화 폭을 분석할 수 있게 설계되어 있음.
 - 따라서 이러한 소득조사 결과를 기초로 소득분배 및 복지정책 효과성 분석 및 정책을 수립하고 있음.
- 우리나라도 소득불평등도와 빈곤수준을 매년 파악할 수 있게 OECD국가들처럼 家口消費實態調査를 매년 조사하는 방안, 또는 都市家計調査의 범위를 전가구로 확대하여 조사하는 방안을 마련하는 것이 시급함.

□ 所得不平等度 計測 및 變化要因分析

- 소득불평등도 계측결과 1996년 전가구 경상소득 Gini계수는 0.335, 2000년에는 0.390으로 1996년에 비해 2000년의 전가구 소득불평등도가 악화되었음.
 - 악화 이유는 1996년에 비해 2000년의 하위소득 10%에 속한 가구들의 경상소득이 18.66% 감소한 반면 상위소득 10%에 속한 가구들의 경상소득은 31.91% 증가하는 등 부익부 빈익빈 현상이 나타났기 때문임.
 - 더욱이 이를 시정해야할 공적 이전소득의 규모가 충분하지 못해 소득 재분배 기능을 제대로 발휘하지 못한 것으로 파악되었음.
 - 외국과의 비교에서 우리나라 市場所得 Gini계수는 OECD국가들 중에서 상당히 낮은 그룹에 속하나 공적 이전소득과 직접세 그리고 사회보장부담금을 고려한 可處分所得 Gini계수는 소득불평등도가 높은 국가로 전락
 - 그 이유는 공적 이전소득과 직접세 및 사회보장부담금의 소득불평등도 감소효과가 OECD국가들에 비해 현저히 떨어지기 때문
 - 예를 들면, 우리나라는 2000년의 경우 市場所得 Gini계수가 0.403이었으나 可處分所得 Gini계수가 0.386으로 떨어져 그 감소폭은 0.017 포인트에 불과하나, 스웨덴의 경우 市場所得 Gini계수가 0.439(1987년)에서 可處分所得 Gini계수가 0.230(1995년)으로 0.209포인트나 떨어졌으며, 미국의 경우도 0.411에서 0.344로 0.067포인트 감소하였음.
- 우리나라의 이전소득을 10분위로 구분하고 각 분위별로 받은 이전소득액을 비교하면, 사적 이전소득수준이 공적 이전소득수준의 2배에서 5배 이상에 이르고 있어 아직 공적 이전소득보다는 사적 이전소득의 규모와 그 의존율이 더 큰 것을 파악할 수 있었음.
 - 그러나 사적 이전소득은 수혜자가 그 권리를 주장할 수 없으며 수여자에 의해 그 액수와 지급시기가 결정되며, 더욱이 경제가 어려울 때

- 는 사적 이전소득을 지급하던 친인척의 생활도 어려워 사적 이전소득의 공급을 중단할 가능성도 높으므로 상당히 불안정한 이전소득임.
- 따라서 1996년에 비해 공적 이전소득수준이 상대적으로 증가하였으나 아직도 OECD국가들에 비해 상당히 미흡한 수준이므로 공적 이전소득 규모확대가 필요
 - 2000년에 들어와 직접세의 소득불평등도 축소효과가 나타났으나 아직 우리나라 직접세의 소득재분배 효과가 상당히 미흡
 - 이는 직접세의 소득 누진율이 미흡할 뿐만 아니라 경제위기를 통해 상당한 소득증가를 경험한 고소득계층에 대한 과세 및 징수가 제대로 이루어지지 않기 때문일 것으로 판단

□ 貧困水準計測 및 變化要因分析

- 절대 빈곤율 추이를 보면, 1996년의 3.16%에서 2000년에 들어와서는 9.42%로 악화된 것으로 나타났음.
 - 1996년과 2000년 1인가구 빈곤율은 각각 10.00%와 22.88%로 비교대상가구 중 가장 높게 나타났고, 이어서 비근로자가구 빈곤율이 4.99%와 15.16%로 높게 나타난 반면 근로자가구 빈곤율은 각각 2.06%와 5.14%로 가장 낮게 나타났음.
 - 이를 통해 볼 때, 빈곤가구가 집중되어 있는 1인가구와 비근로자가구 소득이 제외된 都市家計調査를 이용하여 빈곤율을 계측할 경우 그 결과가, 2인 이상 근로자가구만을 대상으로 계측한 것이라고 밝히더라도, 실제 빈곤수준을 상당히 왜곡할 가능성이 높으므로 신중한 접근이 필요
- 한편, 중위소득 40%, 50%, 60%인 상대 빈곤선을 적용한 상대 빈곤율도 1996년의 경우 각각 6.81%, 11.10% 그리고 16.67%에서 2000년 들어와서는 10.55%, 15.74% 그리고 21.64%로 증가하였음.

- 이 기간동안 절대 및 상대 빈곤율이 모두 상승한 가장 큰 요인은 하위소득 10% 가구들의 경상소득이 하락하였기 때문임.
 - 전가구 중 하위소득 10%에 해당하는 가구들의 경상소득이 2000년에 들어와 -18.67% 하락하였는데 경상소득 하락을 주도한 근로소득의 하락은 이들 저소득층 가구주의 실직 또는 사업실패 등에 기인하는 것으로 추정됨.
 - 이들 가구의 경상소득은 하락한 반면 적용된 빈곤선은 2000년에 들어와 상승하였으므로 빈곤율 상승을 더 확대시킨 결과를 낳았음.
 - 다음으로 사적 이전소득의 하락이 이들 빈곤율 증가를 초래하였는데, 하위소득 4%에 해당하는 가구들은 1次所得, 즉 근로소득, 사업소득과 부업소득을 합한 소득이 1996년과 2000년에 “0”이었음.
 - 따라서 이들 가구에겐 이전소득이 유일한 소득원인데 사적 이전소득이 2000년에 들어와 감소한 것은 치명적이었을 것으로 판단됨.
 - 한편, 하위소득 10%에 해당하는 가구들이 받은 사적 이전소득이 2000년에 들어와 감소하였으나, 공적 이전소득은 2배 이상 증가하였음.
 - 그러나 이들 가구들이 받은 공적 이전소득의 규모가 사적 이전소득의 약 13%(1996년)와 40%(2000년)에 불과해 사적 이전소득의 하락을 보상하기에는 절대 규모가 너무 적었음.
- 하위소득 10% 가구들이 납부한 직접세와 사회보장 부담금이 2000년에 감소하였으나 상위소득으로 올라갈수록 그 납부액이 1996년보다 커짐을 확인하였음.
 - 하위소득 10% 가구들이 납부한 직접세와 사회보장 부담금이 2000년에 감소한 이유는 소득비례 납부이므로, 하위소득 10% 가구의 소득이 하락하였기 때문에 감소한 것으로 추정됨.
 - 이와 함께 2000년에 직접세와 사회보장 부담금이 1996년보다 더 누진적이 되었기 때문인 것으로 판단됨.

- 우리나라의 2000년도 상대 빈곤율은 비교대상 OECD국가 중에서 높은 국가로 분류됨.
 - 중위소득 50% 적용시, 터어키와 미국 등과 함께 우리나라는 빈곤율이 높은 국가로 분류되었으며, 특히 여기서 이용된 소득이 이전소득이 이미 반영된 可處分所得의 결과이므로 그 심각성이 큼.
- OECD국가들의 공적 이전소득과 직접세의 빈곤율 축소효과를 우리나라의 경우와 비교해보면 다음과 같음.
 - 중위소득 50%를 빈곤선으로 적용한 경우, 스웨덴이 28.7% 포인트로 가장 크게 나타났으며, 한국은 2000년에 0.1% 포인트로 최하위를 기록하였으며, 그 다음으로 낮은 미국의 경우 9.4% 포인트로 나타나, 우리나라 공적 이전소득과 직접세의 빈곤율 축소효과는 상당한 낮음을 알 수 있음.
 - OECD국가들은 빈곤율 축소를 위해 공적 이전소득이 절대적인 역할을 하고 있으나 이에 비하여 우리나라의 공적 이전소득은 그 규모가 너무 적어 빈곤율을 축소하기에는 상당히 미흡하므로 향후 빈곤율 축소를 위해서는 공적 이전소득 규모의 확대가 절실함.

3. 結論

- 본 연구는 우리나라의 소득통계조사에 내재한 문제점으로 인해 전가구 소득 불평등과 빈곤율을 매년 계측할 수 없으므로, 그 대안으로서 현재 매년 조사발표되는 都市家計調査와 家口消費實態調査를 이용하여, 비근로자가구의 소득을 추정하는 모형개발을 모색
 - 그 결과 이러한 소득추정은 현실의 소득분배와 빈곤수준을 왜곡할 가능성이 상당히 높으므로 소득추정은 타당하지 않고 OECD 국가들처럼 전가구에 대한 소득을 매년 조사발표하여 소득불평등과 빈곤동향을 파악하여야 한다는 결론을 도출

- 전가구의 소득불평등도와 빈곤수준을 모니터링 할 수 있도록 현재 5년마다 조사발표하는 家口消費實態調査를 매년조사로 전환하던가, 都市家計調査를 전가구조사로 확대 전환하던가 하여 더 이상 정확한 기초통계 없이 소득분배와 빈곤대책을 수립하는 일이 없도록 하여야 할 것임.
- 소득불평등도와 빈곤수준을 완화하기 위해서는 전가구의 소득을 매년 파악할 수 있는 소득통계에 기초하여 기존 소득분배와 빈곤정책들을 평가하여 그 효과성에 대한 파악이 먼저 이루어져야 함.
 - 정확한 소득통계를 토대로 소득분배와 빈곤의 악화원인을 밝혀내고, 적절한 대응책을 수립하여 시행해야 소득불평등도와 빈곤율의 감소가 효과적으로 이루어질수 있음.
 - 본 연구의 분석결과로는 소득불평등도와 빈곤수준이 2000년에 들어와 악화되었는데, 그 주요 원인 중 하나가 소득격차 축소역할을 하는 공적 이전소득의 규모가 너무 적어 그 기능을 제대로 발휘하지 못하였기 때문임
 - 우리나라 공공부조와 사회보험 등의 사회안전망을 통해 공적 이전소득이 이루어지므로, 이상의 결과는 우리나라 사회안전망의 효과성에 대해 문제가 있음을 시사함.
 - 따라서 우리나라의 소득불평등도와 빈곤수준을 감소시키려면 공적 이전소득 규모를 확대하여야 하나, 확대수준을 결정하기 위해 정확한 소득통계를 토대로 목표한 빈곤수준 축소를 위해 어느 정도의 예산이 필요한가에 대한 분석이 따라야 함.
- 또한 상위소득계층의 소득이 2000년에 급격히 상승하였으나 이에 대한 직접세 부과가 소득불평등도를 완화할 정도까지 누진적이지 못했던 것으로 판단됨.
 - 2000년 들어와 직접세의 누진성이 강화된 것을 보았으나 아직 그 수준이 미흡한 것으로 판단되며, 1996년과 2000년 사이에 고소득가구들의 가구소득 급증이 소득불평등도 악화를 주도할 정도로 방치해서는 곤란하므로 이런 차원에서 직접세에 대한 개선이 필요

第1章 序論

第1節 研究의 必要性和 目的

경제위기 이후 정부는 생산적 복지 기초 하에 사회안전망을 강화하면서 저소득계층 지원 및 소득격차 완화정책을 지속적으로 추진하였으나 현재까지 소득불평등도와 빈곤수준이 경제위기 이전수준을 회복하지 못한 것으로 파악되고 있다. 이처럼 소득불평등도와 빈곤수준이 정부의 노력에도 불구하고 소기의 성과를 달성하지 못하고 있는 주요 원인 중 하나는, 우리나라 소득통계가 불충분하여 전가구 빈곤율 및 소득불평등도를 매년 파악하지 못함으로써 통계에 근거한 거시 및 미시적 정책마련이 적기에 이루어지지 못하였기 때문이라고 판단된다. 왜냐하면, 현재까지 소득분배와 빈곤을 축소하기 위한 공적 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금이 소득불평등과 빈곤수준에 어떤 영향을 미치고 있는지 매년 파악이 안되고 있어, 사회안전망 정책이 매년 통계적 근거를 바탕으로 우선순위가 재설정되지 못하였으며, 그 효과성 평가도 통계에 기초하여 매년 이루어지지 않고 있기 때문이다.

이러한 문제들을 발생시키고 있는 우리나라 가구소득통계의 실태를 보면, 소득불평등도와 빈곤수준을 측정하기 위해 사용할 수 있는 정부의 가구소득 및 지출 통계자료로는 통계청의 都市家計調査와 家口消費實態調査 그리고 그 동안 농림부에서 조사 및 담당하여오다 1998년부터 통계청이 담당하고 있는 農漁家經濟調査가 있다. 家口消費實態調査는 1991년에 시작하여 매5년마다 조사가 실시되는 조사이나 1996년 조사이후 4년만인 2000년에 조사가 이루어졌으며, 이 조사가 가장 최근에 이루어진 家口消費實態調査이다. 이 조사는 都市家計調査에는 발표되지 않는 1인 가구, 非都市地域 居住家口, 非勤勞者家口 등의 소득이 조사·발표되므로, 소득불평등도와 빈곤수준을 측정하기 위해 사실상 가장 적합

한 통계자료이다. 그러나 이 조사는 5년마다 시행되므로 우리나라 경제가 IMF 관리체제에 들어간 1997년 말을 기점으로 經濟危機 이전과 이후의 빈곤상이나 소득불평등도를 파악하는데는 문제가 있다.

한편 통계청의 農漁家經濟調査는 家口消費實態調査나 都市家計調査와 조사항목과 소득 및 지출개념 등이 상이하어 도시지역 및 농어촌지역의 빈곤수준과 소득불평등도를 비교하기에는 무리가 있다.¹⁾ 都市家計調査는 매년 조사결과를 발표하고 있으나 1인가구, 비근로자가구의 所得 등이 제외되고 있어 전가구를 대상으로한 소득분배나 빈곤수준을 계측하는데 문제가 있다.

이처럼 우리나라 소득 및 지출관련 조사통계가 불충분하여 지금까지 우리나라는 전가구 빈곤율 및 소득불평등도 변화를 연도별로 파악하지 못하여왔다. 그리고 이로 인해 적절한 빈곤 및 소득분배 정책 마련이 적기에 이루어지는데 어려움이 있으며 동시에 기존 관련정책이 빈곤 및 소득불평등 완화에 어느 정도 효율적으로 작용하였는지에 대한 평가도 어려운 상황이다.

따라서 본 연구는 家口消費實態調査의 비근로자와 1인가구, 비도시거주가구의 소득과 지출을 이용하여 都市家計調査의 단점을 보완함으로써 좀더 정밀한 빈곤 및 소득불평등 수준을 계측하고 아울러 그 변화를 연간단위로 파악할 수 있는 동향분석 시스템 구축의 가능성을 모색하고 동시에 OECD국가들의 가구 소득조사에 대하여 살펴봄으로써 향후 우리나라의 소득불평등도와 빈곤율을 지속적으로 모니터링할 수 있는 방안을 제시하려고 한다.

한편, 우리나라의 소득불평등도와 빈곤수준의 계측연구에서 이전소득과 조세, 그리고 사회보장 부담금의 소득불평등도와 빈곤수준의 축소효과에 대한 연구가 그 동안 소홀하였다. 이로 인해 우리나라의 이전소득과 조세 및 사회보장 부담금이 소득불평등도와 빈곤수준을 얼마나 축소시키는 기능을 하고 있는지에 대해 제대로 알려져 있지 않고 있으며, 외국과의 소득불평등도 비교시에도 이들에 대한 고려가 이루어지지 않은 자료를 비교함으로써 혼동을 초래한 경우가

1) 또한 이 資料를 이용하여 貧困率과 所得不平等度를 실제로 추계하였으나 '98년부터 통계청이 담당하면서 조사지역과 층화지표 그리고 층화기준 등이 '98년 이전의 통계자료와 상이하며 아울러 '97년까지의 통계자료에 대한 추계결과가 불안정하게 도출되고 있다.

많았다. 그러므로 본 연구에서는 家口消費實態調査와 都市家計調査를 이용하여 이에 대한 분석을 함으로써 소득불평등도와 빈곤을 축소를 위해 이전소득과 조세 및 사회보장 부담금에 대한 정책이 향후 나아가야 할 방향을 제시하려고 한다.

또한 우리나라의 소득분배 및 빈곤 연구시 외국과의 비교를 위한 표준화(Standardization) 작업을 다소 소홀히 한 결과 외국과의 소득불평등도나 빈곤율을 직접 비교하는데 어려움이 있어 왔다. 따라서 본 연구에서는 OECD기준에 입각하여 연구분석을 함으로써, 연구결과를 외국과 직접비교 가능하도록 하려고 한다.

第2節 研究內容

본 연구는 모두 다섯 章으로 구성되어 있다. 먼저 제1장에서는 본 연구에서 이용할 소득, 지출, 가구에 대해 개념을 OECD의 개념과 비교·정리한 후, 통계청의 家口消費實態調査와 都市家計調査의 소득 및 지출수준을 비교함으로써 연구분석 시작 전에 그 차이에 대하여 명확히 하려고 한다. 제2장에서는 소득추정모형개발의 가능성을 모색하는데 중점을 두려고 한다. 이를 위해 家口消費實態調査를 이용하여 비근로자 가구소득 및 지출과 함께 가구주 성별, 학력별 등의 질적 변수를 포함하여 회귀분석을 하고 이렇게 도출된 상수와 계수의 값과 都市家計調査의 비근로자 가구지출을 이용하여 都市家計調査의 비근로자 가구소득을 추정하려고 한다. 그런데 이에 앞서 家口消費實態調査와 都市家計調査는 공통적으로 도시거주 2인 이상 근로자가구의 소득이 발표되고 있으므로 먼저 위와 같은 방법으로 家口消費實態調査를 이용하여 도시거주 2인 이상 근로자가구의 소득과 지출의 회귀모형을 구축한 후 이 모형을 都市家計調査의 근로자가구 지출을 적용하여 소득을 추정한 후 추정소득과 조사소득을 비교함으로써 소득추정 회귀모형의 정확성을 사전에 파악하려고 한다. 이와 같이 함으로써 향후 家口消費實態調査의 비계측년도에도 都市家計調査를 통해 빈곤 및 소득분배 모니터링이 가능한 소득추정모형 개발의 가능성에 초점을 맞추려고 한다.

그리고 都市家計調査에 누락되어 있는 1인 가구를 포함하여 빈곤수준과 소득 불평등도를 계측할 필요가 있으나 都市家計調査에 1인 가구의 소비나 기타 인구학적 변수들이 전부 누락되어 있기 때문에 家口消費實態調査와 연계하여 1인 가구 소득을 추정하기 어렵다. 또한 都市家計調査에는 농촌거주 가구들에 대한 소비나 기타 인구학적 변수들이 전부 누락되어 있기 때문에 家口消費實態調査와 연계하여 농촌가구 소득을 추정하기가 사실상 불가능하다고 하겠다.

이상과 같이 비근로자가구의 소득추정 모형개발 가능성 모색과 함께 OECD 국가들의 가구소득조사에 대하여 상황을 파악하고 비교함으로써 우리나라의 소득불평등도 및 빈곤수준 모니터링을 위한 가구소득조사 개선을 위한 시사점을 도출하려고 한다.

제3장과 4장에서는 우리나라의 소득불평등도와 빈곤율을 각각 계측하되 공적 이전소득, 사적 이전소득, 그리고 직접세 및 사회보장부담금이 소득불평등도 및 빈곤율 축소에 미치는 영향을 함께 분석하려고 한다. 아울러 소득불평등도의 변화요인을 10分位를 통해 분석하고 필요한 경우 해당 分位를 다시 세분화하여 1996년과 2000년 사이에 소득이 급격히 상승하거나 하락한 계층의 소득구성을 분석하여 어떤 소득이 상승 또는 하락하였는지 분석함으로써 그 변화요인을 파악하려고 한다. 또한 빈곤수준 계측은 빈곤율을 이용하고 소득불평등도의 경우 Gini계수를 이용하여 계측하여 OECD에서 계측하고 있는 빈곤 및 소득불평등도 등 외국과의 국제비교를 가능하게 하려고 한다.

마지막으로, 제5장에서는 이상의 연구결과를 토대로 소득분배와 빈곤의 동향 분석 체계구축을 위한 정책방안을 제시하고 아울러 소득불평등도와 빈곤수준을 축소하기 위한 정책방안을 제시하려고 한다. 이와 함께 본 연구를 통해 구축된 소득불평등도 및 빈곤수준 계측을 위한 프로그램을 토대로 빈곤수준과 소득불평등도 Monitoring system 프로그램을 개발하여 향후 우리나라 소득불평등도와 빈곤수준에 대한 정기적인 동향분석을 추진하는데 이용하려고 한다.

第 3 節 所得不平等度 및 貧困水準 計測單位

1. 所得

가. 통계청의 소득분류

통계청의 家口消費實態調查와 都市家計調查에서 발표되고 있는 소득은 경상소득과 비경상소득으로 구성된다. 經常所得은 勤勞所得, 事業 및 副業所得, 財産所得, 移轉所得으로 구성되며 非經常所得은 퇴직금·연금일시금·복권당첨금 등과 慶弔所得, 폐품매각대금, 및 기타 규칙적으로 발생하지 않는 소득을 포함한다. 좀더 자세히 설명하면, 소득은 가구주 및 가구원이 근로의 대가로 받은 일체의 보수와 자영으로부터의 가계전입소득 및 사업이윤과 부업소득 그리고 이자, 배당금, 임대료 등 재산소득, 이전소득, 비경상소득(퇴직금 일시불, 복권 당첨금, 상속금) 등 실질적인 현금 및 현물 소득의 합계로서 다만 비정기적인 소득은 조사기간동안 실제로 가계지출에 충당된 금액만을 포함한다.

비경상소득의 정의와 구성항목을 보면 “교제, 축의, 조의에 의하여 받은 금액, 복권, 경품권, 경마 등 오락경기에 의한 상품, 손해보험 탄 금액, 퇴직금, 연금일시금, 장학금 등으로 받은 금액을 의미한다”라고 되어 있다. 이는 다시 축의, 조의 등의 애경사를 이유로 들어온 경조소득, 자산가치가 현저히 감소하고 주관적 이용가치가 없어진 물건 판 대금(폐지, 빈병 등의 매각대금)을 의미하는 폐품매각 대금, 습득물, 임시수확물의 매각대금, 이주민주거대책비, 사고보상금 등 경조소득과 폐품매각대금을 제외한 일체의 비경상소득으로 구성된다.

1997년까지의 都市家計調查에는 경상소득과 비경상소득의 구분 없이 소득으로 합하여 조사발표 되어왔으나 경상소득내에 기타소득의 기타항목이 비경상소득을 포함하므로 都市家計調查의 경우 경상소득과 비경상소득을 분리하여 이용할 수 있다. 그런데 1996년 家口消費實態調查에서는 면접조사를 통한 연간소득의 경우 경상소득만이 조사되었으며, 2000년 家口消費實態調查에서는 경상소득과 비경상소득이 각각 조사되었다. 1996년 家口消費實態調查에서도 경상소득과

비경상소득의 구분이 되어 있으나 월평균수지와 면접연간소득 계산시에 적용하는 방법이 상이하다. 즉, 월평균수지를 계산할 때는 경상소득과 비경상소득이 분리되며, 이 때 비경상소득은 전체 총액 중에서 가계에 충당된 부분만을 의미한다. 그러나 월평균수지는 都市家計調査와 마찬가지로 근로자가구만 경상소득과 비경상소득이 발표되고 있다. 그리고 면접연간소득의 경우 경상소득만 조사되었다. 2000년 家口消費實態調査에서는 면접연간소득도 경상소득과 비경상소득으로 분리되어 발표되고 있다. 따라서 본 연구에서 사용되는 1996년부터 2001년까지의 都市家計調査와 1996년 및 2000년 家口消費實態調査의 경우 공통적으로 경상소득은 파악되고 있으나 경상소득과 비경상소득을 합한 소득은 1996년 家口消費實態調査의 경우 이용이 가능하지 않다.

한편, 통계청의 家口消費實態調査나 都市家計調査에서의 경상소득은 공적 이전소득과 사적 이전소득을 모두 포함하고 있다. 따라서 기존의 소득불평등도에 관한 연구 중에서 이전소득을 제외하고 계측하지 않은 소득불평등도라면 이미 이전소득 이후의 소득불평등도의 결과가 된다. 따라서 본 연구에서 시도하고 있는 조세와 이전소득 이전상태의 빈곤수준을 측정하기 위해서는 소득에서 이전소득을 제외하여야 하는데 이에 대해 OECD의 방식을 따라 계산을 하려고 한다.

나. 통계청과 OECD 소득분류 비교

OECD의 소득분류 방식은 통계청의 그것과 다소 차이가 있다. 통계청의 경우 근로소득, 사업소득, 재산소득 그리고 사적 이전소득과 공적 이전소득을 모두 합하여 경상소득으로 분류하고 있다. 반면에 OECD의 경우 이보다 세분화 되어 있다. 그리고 OECD 소득분류상 통계청의 경상소득에 해당하는 소득은 總所得(Gross Income)이다.²⁾ 그런데 국내에서 소득불평등도를 계산할 때 이용하는 소

2) 우리나라와 OECD의 소득개념 비교를 위해 우리나라의 경상소득과 비경상소득에 대해 언급할 필요가 있다. 우리나라의 경우 통계청이 분류하는 비경상소득 중에서 퇴직금, 연금일시금 그리고 경조소득은 실제 생활에 다소 영향을 미칠 것으로 보인다. 그런데 OECD의 회원국중 대부분의 북미와 유럽권 국가들에는 퇴직금 제도가 없으며 또한 결혼이나 장례식에 현금으로

득자료는 경상소득 또는 소득이지만, OECD의 경우 總所得(Gross Income)에서 공적 이전소득을 제외한 市場所得(Market Income)과 總所得에 소득세 및 사회보장 부담금을 적용한 可處分所得(Disposal Income)을 이용하여 소득불평등도를 계산하므로 이에 대한 주의가 필요하다.

아래 그림은 지금까지 언급한 우리나라의 소득분류와 OECD의 소득분류가 나타나 있는데, 좌측에는 우리나라 통계청의 소득분류가 나타나 있고, 우측에는 OECD의 소득분류가 각각 나타나 있다. 먼저 OECD의 소득분류를 보면 1次所得이 있는데 이는 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득을 포함하고 있으나 일체의 이전소득은 제외된다. 1次所得에 사적이전소득을 추가한 것이 市場所得(Market Income)이다. 여기서 사적 이전소득을 OECD의 분류에 따르면 정기적으로 반복되는 개인간의 이전소득으로 예를 들면 부양금, 양육비 등 현금으로 지급되는 정기적인 소득을 의미한다. 우리나라에서 소득불평등도 계측 시에는 경상소득 또는 소득을 이용하나, OECD에서는 市場所得(Market Income)이나 可處分所得(Disposal Income)을 이용한다. 따라서 OECD국가의 소득불평등도 계산에는 공적 이전소득과 소득세 및 사회보장 부담금이 포함되어 있거나 제외되어 있으므로, OECD의 어떤 한 국가의 소득불평등도를 경상소득 또는 소득을 이용하여 계산된 우리나라의 소득불평등도와 비교할 경우 동일한 국가의 소득불평등도 임에도 불구하고 어떤 경우는 더 높거나 낮게 나타나는 경우가 있으므로 어떤 소득으로 계산된 소득불평등도인지 확인하는 것이 필요하다. 따라서 OECD가 분류하는 總所得(Gross Income)은 우리나라의 경상소득과 거의 일치한다고 볼 수 있으며, 可處分所得(Disposal Income)은 통계청의 소득에서 사회보장 부담금과 소득세를 제외한 소득과 일치한다는 점을 인지할 필요가 있다.

경조금을 지급하지 않고 있으며 이들 국가에서는 정기적으로 반복되는 소득만을 가구소득으로 포함시키는 성향이 강하게 나타나고 있다. 반면에 일본의 경우, 우리나라의 家口消費實態調査에 상응하는 「가구소득 및 소비조사」를 보면 경조소득 등 비경상적인 소득도 가구소득으로 포함시킨다는 것이다. 그러나 본 연구에서 소득불평등도 및 빈곤수준을 계측할 때 경상소득을 이용하려고 하나 이상에서 언급한 바와 같이 한국과 기타 서양 선진국들의 비경상소득에 대한 미묘한 차이가 있음을 인지하고 연구를 진행하는 것이 필요하다고 하겠다.

[그림 1-1] 統計廳과 OECD 所得區分 比較

		통계청		OECD				
所得	非經常所得	慶弔所得 廢品賣却代金 其他						
	經常所得	勤勞所得		Wage and Salary Income	1次所得 (Primary Income)	시장 소득 (Market Income; MI)	總所得 (Gross Income; GI)	가처분 소득 (Disposal Income; DI)
		事業 및 副業所得		Gross Self-Employment Income				
		財産所得		Realised Property Income				
		移轉所得	私的	企業年金 (Occupational Pensions)과 기타 私的 現金所得1)				
公的	社會保險 및 社會扶助 現金給與							
支出	非消費支出	公的年金		社會保障 負擔金				
		社會保險						
		租稅		所得稅				
				재산세, 토지세, 자동차세, 면허세 등				
	消費支出	其他 非消費支出						

註: 1) 정기적인 사적 이전소득, 즉, 부양금, 양육비, 기타 정기적으로 현금소득 등
 資料: 통계청, 『1998 도시기계연보』, 1999. OECD(1995)

2. 支出

지출은 통계청의 구분에 따라 총지출은 가계지출과 기타지출 그리고 월말현금잔고로 구성되며, 가계지출은 消費支出과 非消費支出, 기타지출은 자산증가와 부채감소로 구성된다. 많은 기존 연구에서 소비지출을 사용하였으나 소비지출과 비소비지출의 합인 가계지출이 보다 소득과 연관성이 높을 가능성이 있다. 그 이유는 비소비지출은 1. 조세(소득세, 재산세, 자동차세, 기타 세금) 2. 공적연금(퇴직기여금, 국민연금), 3. 사회보험(의료보험료, 기타 사회보험료), 4. 기타 비소비지출(지급이자, 송금 및 보조, 각종 부담금 및 기타) 등으로 구성되어 있으며, 이 항목들로 판단할 때 비소비지출도 가구소득과 밀접한 연관이 있을 것으로 예상되기 때문이다.

그런데 여기서 통계청의 지출항목에서 조세에는 소득세, 재산세, 자동차세 면허세 등이 포함되어 있으나 OECD의 경우 일반소득세와 근로소득세만을 포함시키고 있다. 그런데 1996년 家口消費實態調査의 경우 조세항목중 소득세만을 분리하여 계측할 수 없으나 2000년 家口消費實態調査의 경우 조세항목중 소득세만을 분리할 수 있다. 또한 都市家計調査의 경우도 마찬가지로 1997년까지는 조세항목중 소득세의 분리가 가능하지 않으나 1998년부터는 소득세만의 이용이 가능하다. 따라서 본 연구에서는 OECD와의 비교성 제고를 위해 통계청의 조세항목중 소득세만의 적용이 가능하지 않은 해에는 조세자료를 이용할 것이나 소득세만의 이용이 가능한 해에는 소득세와 조세 모두를 적용하여 계측하려고 한다.³⁾

소득과 함께 가계의 복지수준을 측정하는데 지출자료가 서유럽 국가들에서 자주 이용되고 있다. 지금까지 소득과 지출 중 어떤 자료가 복지수준 측정에 더 적합한지에 대한 논의가 계속 되어왔으나 이에 대한 뚜렷한 결론이 있는 것은 아니다. 따라서 본 연구에서는 소득과 지출을 모두 이용하여 빈곤수준을 측정하였다.

3. 家口

3) 일본의 경우 세전 및 세후 소득불평등도를 추정할 때 소득세주민세, 재산세, 자동차세를 모두 포함시키고 있다(Ministry of Health and Welfare of Japan, 1996).

본 연구에서 貧困率 및 소득불평등도를 측정하기 위한 단위로써 『家口』를 이용하였는데 이는 『都市家計調査』자료의 측정단위가 가구로 되어있기 때문이다. 그런데 통계청의 『都市家計調査』의 조사단위는 家口(household)와 家計(family)의 개념이 혼재되어 분명하지 않은 상태에 있다. OECD 국가에서 빈곤율 또는 소득분배의 측정단위로 주로 사용하는 가구단위는 가계보다 넓은 개념으로 가족이 아니더라도 동일한 거주지에서 함께 거주하며 기본적인 생활을 공동으로 꾸려나갈 경우 한 단위로 포함한다. 반면에 『都市家計調査』에서 사용되는 가구는 주로 혈연관계인 가족만을 그 단위로 하는 가계를 주축으로 하고 여기에 부분적으로 가구의 개념이 삽입되어 있는 상태이다.

第 4 節 都市家計調査와 家口消費實態調査 資料比較

都市家計調査와 家口消費實態調査는 조사방식의 차이 및 동일한 조사도 연도에 따라 방식이 틀려지는 등의 문제로 두 조사자료를 동시에 이용하기 위해서는 먼저 파악하고 넘어가야 할 점이 몇 가지 있다. 예를 들면 1996년 家口消費實態調査는 동일한 가구에 대하여 두 가지 방법으로 가구소득을 조사하고 있다. 즉, 都市家計調査와 같이 가계부 기입을 통한 소득을 조사하는 동시에 대상 가구 면접을 통해 연간소득을 조사하고 있다. 여기서 연간소득은 1995년 12월 1일에서 1996년 11월 30일까지 1년간 소득이 있었던 전가구원의 근로소득, 사업소득, 재산 및 이전소득을 합한 경상소득만을 조사하고 있다. 반면에 2000년 家口消費實態調査는 면접방식으로만 조사를 하고 단지 조사가 어려운 예외적인 가구에 대해서만 가계부조사를 실시하였다. 따라서 1996년의 家口消費實態調査는 면접방식으로 조사된 소득과 동시에 가계부 방식에 의해 조사된 소득이 포함되어 있으나 비근로자 가구소득에 대해서는 가계부 방식에 의해 소득이 조사되지 않고 있다. 이는 都市家計調査와 같이 조사자체가 어렵다는 이유에서다.

한편 지출을 보면 1996년 家口消費實態調査의 경우 지출을 면접방식으로 조사하지 않고 가계부 방식으로만 조사하였으나, 2000년 조사의 경우 소득과 마

찬가지로 지출도 면접방식으로만 조사하였다. 家口消費實態調査와 都市家計調査의 소득자료를 그림으로 비교하면 다음과 같다.

[그림 1-2] 1996/2000 家口消費實態調査와 都市家計調査의 所得 및 支出 比較

조사		家口消費實態調査								都市家計調査					
		연간소득 (면접)		지출 (면접)		소득 (가계부)		지출 (가계부)		소득 (가계부)		지출 (가계부)			
		1	2+	1	2+	1	2+	1	2+	1	2+	1	2+		
근로 자가 가 구	시	1996		(1)							(2)		(3)		(4)
		2000		(A)		(B)							(C)		(D)
	군 부	1996													
		2000													
비근 로자 가 구	시	1996		(5)							(6)		(7)		(8)
		2000		(E)		(F)							(G)		(H)
	군 부	1996													
		2000													

註: 1) 1과 2+는 가구원수가 1인 그리고 2인 이상을 의미함.
 資料: 통계청, 家口消費實態調査 보고서 및 都市家計調査 1996, 2000.

위의 그림에서 음영처리된 부분은 관련통계자료가 조사발표되고 있다는 것을 의미하며, 흰 여백부분은 관련자료가 조사발표되고 있지 않음을 의미한다. 먼

저, 위의 그림에서 보는바와 같이 家口消費實態調査는 1인가구와 2인 이상 가구, 그리고 도시 및 군부거주 근로자 및 비근로자가구의 소득 및 지출 모두를 포함하고 있으나, 都市家計調査는 2인 이상 도시 근로자가구의 소득과 지출 그리고 2인 이상 비근로자가구의 지출만을 포함하고 있다. 그리고 가계부 기입을 통해 조사된 소득의 경우 家口消費實態調査나 都市家計調査 모두 비근로자가구의 소득조사가 어려워 근로자 소득만 조사발표하고 있다. 반면에 면접 연간소득의 경우 근로자가구와 비근로자 가구소득 모두를 포함하고 있는 장점이 있다. 따라서 근로자가구의 경우 면접조사를 통한 연간소득과 가계부기입을 통한 소득 모두 조사되고 있으므로, 근로자 가구소득을 통해 두 종류의 소득 비교가 가능하다.

그런데 家口消費實態調査는 1인 가구를 포함하고 있으나 都市家計調査는 2인 이상 가구만을 대상으로 하고 있다. 비근로자 소득을 추정하여 전가구의 소득 불평등도와 빈곤율을 측정하기 위해서는 1인 가구를 포함하여야 본래의 목적을 달성할 수 있다. 그런데 都市家計調査의 경우 비근로자 소득은 발표하지 않으나 지출은 발표하고 있으므로 家口消費實態調査에서 지출과 소득의 관계를 도출하여 이를 都市家計調査의 지출을 이용하여 소득을 추정할 수 있으나 1인 가구의 경우 都市家計調査에 아예 나타나지 않으므로 1인 가구의 소득을 추정하기가 어렵다.

우리가 추정하고자하는 소득은 위의 그림에 나타나 있는 바와 같이 都市家計調査의 도시에 거주하는 2인 이상 비근로자가구의 소득으로 위의 그림에 1996년의 경우(7), 그리고 2000년의 경우 (G)로 표기되어 있는데, 이를 추정하기 위해 家口消費實態調査의 도시에 거주하는 2인 이상 비근로자가구의 소득(1996년의 경우 “5”, 2000년의 경우 “E”)과 지출(1996년의 경우 “6”, 2000년의 경우 “F”)의 상관관계식을 구하고 이를 통해 都市家計調査의 도시거주 2인 이상 비근로자가구의 지출(1996년의 경우 “8”, 2000년의 경우 “H”)을 이용하여 (7)과 (G)를 추정하는 것이다.

그런데 이를 시작하기 전에 家口消費實態調査의 면접을 통한 연간소득과 가계부 기입을 통한 소득, 그리고 都市家計調査의 소득수준을 비교할 필요가 있

다. 아래 표는 1996년과 2000년도의 家口消費實態調査와 都市家計調査의 도시 거주 근로자가구만을 선별하여 이들 가구의 소득수준을 비교하고 있다. 그런데 1996년 家口消費實態調査의 경우 소득을 가계부 방식을 이용하여 조사하였으며, 연간소득만 면접방식을 통해 조사하였는데, 이때 연간소득은 비경상적 소득을 제외한 경상소득만을 조사하였다. 따라서 1996년 家口消費實態調査는 경상소득과 소득을 가계부 조사방식과 면접조사 방식을 이용하여 조사하였으나, 2000년 家口消費實態調査에서는 면접조사 방식으로만 조사하였으므로 아래 표에서 家口消費實態調査의 1인가구 경상소득 1,032,200원과 1인가구 월평균 면접소득 1,122,900원은 모두 경상소득이나 조사방식이 다를 뿐이다. 그리고 家口消費實態調査의 소득의 경우 2000년 자료는 면접방식에 의해 조사된 소득이고 1996년 소득의 경우 가계부 조사방식으로 조사된 소득임을 밝혀둔다.

〈表 1-1〉 1996/2000年 都市居住 勤勞者家口 家口員數別 月平均 所得

분류		家口消費實態調査			都市家計調査		
소득		경상소득 ¹⁾	소득 ²⁾	월평균 면접 연간소득 ³⁾	경상소득 ⁴⁾	소득	
가구원							
1인가구	1996	1,032,200	1,085,000	1,122,900	-	-	
	2000		1,242,231	1,223,100			
2인가구	1996	1,523,900	1,628,700	1,634,900	1,609,000	1,754,700	
	2000		2,060,798	1,945,601	1,740,154	1,906,433	
3인가구	1996	1,774,700	1,891,000	1,944,400	1,857,300	1,991,100	
	2000		2,315,430	2,217,992	2,020,378	2,185,938	
4인가구	1996	2,015,000	2,088,400	2,201,700	2,132,700	2,253,200	
	2000		2,846,106	2,671,660	2,400,674	2,634,055	
5인가구	1996	2,228,900	2,333,000	2,456,600	2,283,300	2,437,000	
	2000		2,980,462	2,857,379	2,650,172	2,875,779	
6인 이상	1996	2,554,500	2,677,100	2,802,200	2,612,800	2,818,500	
	2000		3,352,952	3,217,395	2,778,121	2,992,015	
전 체	1인가구 제외	1996	1,916,700		2,093,317	2,016,800	2,152,700
		2000		2,587,360	2,451,212	2,218,175	2,419,445
	1인가구 포함	1996	1,810,100	1,901,100	1,976,300	-	-
		2000		2,422,470	2,300,667		

註: 1) 1996년 家口消費實態調査 경상소득은 가계부조사임.

2) 1996년 家口消費實態調査 소득은 가계부조사에 의한 소득이나, 2000년 家口消費實態調査 소득은 면접방식에 의한 소득임.

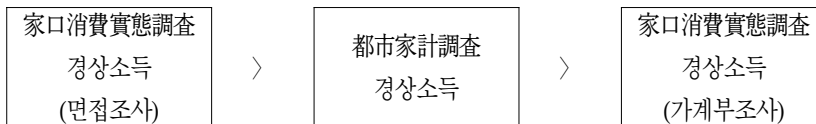
3) 1996년 家口消費實態調査 월평균 면접 연간소득은 면접방식을 통한 경상소득이며, 2000년 家口消費實態調査 월평균 면접 연간소득의 경우 역시 면접방식을 통한 경상소득이므로, 경상소득 측에 놓지 않고, 비교의 편의상 월평균 면접 연간소득 측에 놓았음.

4) 1996년도 都市家計調査에는 경상소득과 소득을 구별하여 발표하지 않았고, 단지 기타소득의 기타항목을 비경상적인 소득으로서 당해 조사기간동안 실제로 가계지출에 충당된 금액으로 분류하고 있으므로 소득에서 기타항목의 금액을 제한 것을 경상소득으로 보았음.

또한 위의 표는 都市家計調査의 경우 모든 소득이 가계부 기입방식으로 조사된 소득이며, 1인가구와 군부지역 거주가구, 그리고 비근로자가구가 제외되어 있으므로 비교의 일관성 유지를 위해 家口消費實態調査 소득도 2인 이상 도시 거주 근로자가구만을 선별하여 그 소득을 계산한 것이다.

1996년과 2000년의 소득자료를 각 가구원수별로 구분하여 면접방식의 경상소득과 가계부 방식의 경상소득 수준을 비교해 볼 때, 家口消費實態調査의 경상소득인 월평균 면접 연간소득이 都市家計調査의 경상소득보다 모든 가구원수의 가구에서 높게 나타나고 있다. 그러나 家口消費實態調査의 가계부 조사방식의 경상소득은 都市家計調査의 경상소득보다 모든 규모의 가구원수의 가구에서 낮게 나타났다. 따라서 면접 경상소득이 가계부 방식의 경상소득보다 높게 나타나, 가계부 방식의 경상소득간 비교할 때는 都市家計調査의 경상소득이 家口消費實態調査의 경상소득보다 높게 나타났다.

[그림 1-3] 都市 勤勞者家口 經常所得의 調査 및 調査方法別 比較



그런데 본 연구에서는 家口消費實態調査의 면접방식의 경상소득과 都市家計調査의 가계부 조사방식의 경상소득을 주로 이용할 계획이다. 따라서 위의 표에서 1인가구를 제외한 家口消費實態調査의 전체 월평균 면접소득과 都市家計調査의 1인가구를 제외한 전체 경상소득의 차이를 보면 家口消費實態調査의 월평균 면접 연간소득과 都市家計調査 경상소득의 차이가 都市家計調査 경상소득에서 차지하는 비율이 1996년의 경우 약 3.8%이었으나 2000년의 경우 10.5%로 높게 나타나고 있다. 통계상 허용오차범위를 5%까지로 보는 것을 일반적이라고 할 때 1996년의 경우 양호한 상태라고 할 수 있으나, 2000년의 경우 허용오차범위를 넘는 것으로 볼 수 있다. 동일한 방식으로 소득의 경우를 비교하면, 2000년의 경우 약 6.9%로 높게 나타나고 있으며, 이 차이 역시 허용오차범위를 넘는 것으로 파악된다.

家口消費實態調査에 있는 가계부 조사의 경상소득과 都市家計調査의 경상소득 차이를 비교해 보면 1996의 경우 都市家計調査의 경상소득이 家口消費實態調査의 경상소득보다 높으며 그 차이가 家口消費實態調査 경상소득에서 차지하는 비율이 약 5.2%로 나타나고 있다. 또한 家口消費實態調査의 월평균 면접 연간소득과 가계부방식의 경상소득의 차이를 보면 1996년 1인가구를 포함한 월평균 면접 연간소득이 경상소득보다 높게 나타나며, 그 차이가 경상소득에서 차지하는 비율이 약 9.2%로 높게 나타나고 있다. 이는 1996년 都市家計調査의 경상소득과 家口消費實態調査의 월평균 면접 연간소득의 차이가 都市家計調査의 경상소득에서 차지하는 비율인 3.8%보다 훨씬 높게 나타나는 것이다. 즉, 동일한 조사대상을 상대로 조사하더라도 조사방식에 따라 그 차이가 많이 나타나고 있음을 의미하며, 오히려 家口消費實態調査와 都市家計調査의 차이가 더 협소한 것으로 나타나고 있는데 그 이유는 통계청의 조사대상의 차이와 조사과정에서 발생하는 것으로 판단되며 여기서 상세한 이유를 파악하기는 어렵다고 하겠다.

이상의 검토과정을 정리하면 다음과 같다. 먼저, 도시거주 2인 이상 근로자가 구만을 대상으로 하였을 때, 면접방식 조사에 의한 소득이 가계부 방식의 조사에 의한 소득보다 높게 나타났다는 점을 들 수 있다. 아울러 앞으로 전개될 본 연구에서 사용되는 자료는 家口消費實態調査의 면접 연간소득과 都市家計調査의 가계부 방식의 소득자료인데 이 두 자료가 분명한 차이를 갖고 있으므로, 소득불평등도나 빈곤수준의 측정결과도 어떤 소득자료를 이용하였는가에 따라 상이해 질 수 있음을 사전에 인지하여야 한다는 것이다.

第 2 章 所得推定 模型

第 1 節 所得推定 模型開發

본 연구에서 家口消費實態調查와 都市家計調查의 소득 및 지출자료를 이용하여 서로 연관관계를 만들려는 이유는 앞서도 언급한 바와 같이 家口消費實態調查에 나와있는 비근로자가구소득을 이용하여 都市家計調查에서 비근로자가구 소득을 추정하려고 하기 때문이다. 따라서 家口消費實態調查의 연간소득과 지출과의 관계설정이 필요하다.

1. 既存 研究 方法論

이와 유사한 연구들에서 이용된 소비함수들을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 나성린-유종구(1991)의 모형은 근로자가구와 비근로자가구의 소비함수가 동일하다는 가정 하에 근로자가구의 소득과 人口·社會學的 變數를 도입하여 소비함수를 추정하고, 추정된 계수를 기준으로 비근로자가구의 소비지출과 人口·社會學的 變數를 대입하여 산술적으로 계산하였다. 특히 나성린-유종구는 인구·사회적인 변수로써 가구원수와 주택소유형태(자가, 전세, 월세로 구분)를 고려하여 다음과 같은 Log-Log 模型을 제시하였다.

$$\begin{aligned} \ln C_i = & \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} \\ & + \beta_1 \ln N_i + \beta_2 (D_{2i} \cdot \ln N_i) + \beta_3 (D_{3i} \cdot \ln N_i) \\ & + \gamma_1 \ln Y_i + \gamma_2 (D_{2i} \cdot \ln Y_i) + \gamma_3 (D_{3i} \cdot \ln Y_i) + \varepsilon_i \end{aligned}$$

여기서 D_{2i} 는 전세 가구에 대한 더미 변수, D_{3i} 는 월세 가구에 대한 더미

변수이다. N_i 는 가구원수(가족수), Y_i 는 소득, C_i 는 소비를 나타낸다. 이상과 같은 형태의 消費函數를 추정하여 추정된 계수를 바탕으로 비근로자가구의 소득을 추정하였다.

나성린-유종구의 비근로자 소득추정방법은 Log-Log 모형을 도입함으로써 비근로자의 소득 수준이 항상 陽의 값으로 도출된다는 특징을 지니고 있다. 이 모형은 로그-로그 함수의 추정을 통해 所得을 계산하는 과정에서 대수함수를 사용하므로 소득이 지나치게 높게 나타날 수도 있다. 이와 같이 소득이 지나치게 크게 나타나는 경우를 배제하기 위해서 計量經濟學에서는 돌출치(outlier)를 제거하고 계산한다.

이정우-황성현(1998)의 방법도 근로자가구와 비근로자가구의 消費函數가 동일하다는 가정하에 비근로자가구의 소득을 逆推定하였다. 이들이 사용한 소비함수 형태는 다음과 같다.

$$C_i = \alpha + \beta Y_i + \gamma W_i + \delta F_i + \eta DH_i + \varepsilon_i$$

여기서 C_i 는 소비지출, Y_i 는 가구 소득, W_i 는 가구의 자산으로서 구체적으로는 기말현금잔고 + 전세평가액 + 자가평가액이며, F_i 는 가족수이고, DH_i 는 주택소유여부에 대한 더미 변수이다. 이정우-황성현의 방법은 본인들이 지적한 바와 마찬가지로 資産變數는 누락된 범위가 많아서 범위가 불충분하며, 그나마 들어가 있는 항목도 조사에서 정확하게 파악되었을 것으로 기대하기 어렵다. 그리고 선형함수를 추정하는 경우에는 所得이 음으로 도출되는 경우가 있으므로, 이를 선택하여 분석하는 경우에는 비근로자가구 가운데 많은 가구의 소득이 음으로 도출되었다.⁴⁾

성명제-전영준(1999) 방법은 소비함수 대신 역소비함수, 즉 소득함수를 종속

4) 1996년 1/4분기의 자료를 사용하여 분석한 경우 전체 관찰치는 6,020가구였다. 이 가운데 총수입이 음으로 계산된 가구수는 56가구였으며, 소득이 음으로 도출되는 가구수는 102가구, 경상소득이 음으로 도출되는 가구수는 115가구였다.

변수로 놓고 소비와 가구원수를 독립변수에 놓고 양쪽 변수에 자연대수를 취한 회귀방정식을 이용하여 자영자 소득을 추정하였다는 점에서 다른 연구에서 이용한 모델과 상이하다고 할 수 있다. 즉,

$$\ln Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} + \alpha_5 D_{5i} + \alpha_6 D_{6i} \\ + \beta \ln N_i + \gamma \ln C_i + \varepsilon_i$$

여기서 Y 는 소득, N 은 가구원수, C 는 지출을 나타내며, 더미변수들은 가구주의 교육수준을 나타내고 있는데, D_{2i} 는 초등학교, D_{3i} 는 중학교, D_{4i} 는 고등학교, D_{5i} 는 전문대학, D_{6i} 는 대학교, D_{7i} 는 대학원 출신자들에 대한 더미변수들이다. 그러나 성명제-전영준(1999) 방법에서도 자영자 소득을 추정하기 위하여 근로자 가구와 자영자 가구의 소비성향이 동일하다는 가정을 취하였다.

박찬용-김진욱(1999) 방법은 나성린-유종구(1991)의 방법을 다소 수정보완한 것으로 나-유(1991)의 모형에 주거비용을 지불하지 않는 가구를 포함시켰으며 아울러 각 분기별로 동일한 형태의 모형을 개별적으로 推定하여 사용하였다. 이렇게 하여 다음과 같은 모형을 통해 비근로자가구의 所得을 추정하였다.

$$\ln C_i = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} \\ + \beta_1 \ln N_i + \beta_2 (D_{2i} \cdot \ln N_i) + \beta_3 (D_{3i} \cdot \ln N_i) \\ + \beta_4 (D_{4i} \cdot \ln N_i) + \gamma_1 \ln Y_i + \gamma_2 (D_{2i} \cdot \ln Y_i) \\ + \gamma_3 (D_{3i} \cdot \ln Y_i) + \gamma_4 (D_{4i} \cdot \ln Y_i) + \varepsilon_i$$

여기서 D_{2i} 는 자가가 아니지만 전·월세를 제외하고 기타 형태로 거주하는 가구로써 전·월세를 지급하지 않거나 사택에 거주하는 가구에 대한 더미 변수, D_{3i} 는 專貰 家口에 대한 더미 변수, D_{4i} 는 月貰 家口에 대한 더미 변수이다. N_i 는 가구원수(가족수), Y_i 는 소득, C_i 는 소비를 나타낸다.

이상과 같은 형태의 소비함수를 추정하여 추정된 계수를 바탕으로 비근로자 가구의 소득을 추정하기 위해서는 住宅 所有 형태에 따라 다음과 같은 식을 사용하였다.

첫째, 주택이 自家인 가구의 소득추정식:

$$\widehat{Y}_i = \exp \left[\frac{1}{\widehat{\gamma}_1} (\ln C_i - \widehat{\alpha}_1 - \widehat{\beta}_1 \ln N_i) \right]$$

둘째, 專·月 賃를 지급하지 않거나 사택을 사용하는 가구의 소득추정식:

$$\widehat{Y}_i = \exp \left[\frac{1}{\widehat{\gamma}_1 + \widehat{\gamma}_2} (\ln C_i - (\widehat{\alpha}_1 + \widehat{\alpha}_2) - (\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2) \ln N_i) \right]$$

셋째, 專 賃 家口의 소득추정식:

$$\widehat{Y}_i = \exp \left[\frac{1}{\widehat{\gamma}_1 + \widehat{\gamma}_3} (\ln C_i - (\widehat{\alpha}_1 + \widehat{\alpha}_3) - (\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_3) \ln N_i) \right]$$

넷째, 月 賃 家口의 소득추정식:

$$\widehat{Y}_i = \exp \left[\frac{1}{\widehat{\gamma}_1 + \widehat{\gamma}_4} (\ln C_i - (\widehat{\alpha}_1 + \widehat{\alpha}_4) - (\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_4) \ln N_i) \right]$$

2. 消費 및 所得函數를 이용한 所得推定 模型開發

가. 기존 모형의 문제점

상기한 모든 모형의 공통점은 근로자와 비근로자 가구의 소비성향이 동일하다는 가정 하에 소비함수 또는 소득함수를 통해 비근로자 가구의 소득을 추정하였다는 점인데, 사실 근로자가구와 비근로자가구의 소비성향을 동일하다고 놓고 소득을 추정하는데는 많은 무리가 있다.

또한 지금까지 많은 연구에서 소비함수를 이용하여 소득을 추정하여 왔으나

이러한 기존의 연구는 다음과 같은 문제를 갖고 있는 것이 사실이다. 먼저 지출(C)과 소득(Y)로 구성된 간단한 소비함수를 예를 들면;

<식2-1> $C_i = \alpha_1 + \beta_1 Y_i + \varepsilon_1$ 에서 근로자가구의 소득과 지출자료를 이용하여 α_1 과 β_1 을 추정한 후 비근로자가구의 지출을 대입하여 비근로자 가구 소득을 추정하는 방식을 기존의 연구에서 주로 사용하여 왔는데, 이때 소득은 ε_1 과 상관관계가 없지만 지출은 이미 오차항 ε_1 과 상관관계가 있기 때문에 이와 같이 추정하는 것은 특정한 지출수준에 대응한 소득과 ε_1 의 결합확률변수의 값이 추정될 뿐 ε_1 을 분리하여 소득만의 값을 추정할 수 없게 된다. 그리고 현실에서 ε_1 이 관찰되지 않기 때문에 ε_1 을 분리해 내는 것은 불가능하다.

또한 소비함수를 통한 소득추정시 지출(C)과 소득(Y)간의 관계가 1:1 대응관계라는 확정적 관계(deterministic relation)가 아니고 소득과 지출을 매개시켜주는 관계가 확률과정(stochastic process)이므로 소비함수를 이용한 소득추정방식은 통계적 오류를 범한다. 이러한 문제를 명확히 하기 위해 지출(C)과 소득(Y)을 이용하여 회귀방정식을 추정하는 경우를 상정해 보자.

$$\text{<식2-2> } Y = \alpha_2 + \beta_2 C + \varepsilon_2$$

위의 두 회귀식 <식2-1>과 <식2-2>에서 <식2-1>은 소득추정을 위한 소비함수이며, <식2-2>는 지출을 대입하여 소득을 도출하기 위해 <식2-1>을 소득(Y)로 정리한 것이라고 하자. 여기서 β_1 , β_2 에 대한 최소자승추정량은, $\widehat{\beta}_1 = Cov(Y, C) / Var(Y)$, $\widehat{\beta}_2 = Cov(Y, C) / Var(C)$ 이다. 이때 양자의 관계는 다음과 같다).

$$\widehat{\beta}_2 = \frac{1}{\widehat{\beta}_1} \frac{Cov(Y, C)}{V(Y)V(C)} = \rho^2 \frac{1}{\widehat{\beta}_1}$$

단, ρ 는 Y, C의 상관계수이다. 따라서 상관계수가 1이 아닌 경우에는

5) 분산과 공분산은 모두 표본공분산과 표본분산을 의미한다. 이러한 관계는 모집단에서의 기율기의 관계에서도 성립한다.

$\widehat{\beta}_2 = 1/\widehat{\beta}_1$ 임을 알 수 있다. 이제까지 소비함수인 <식2-1>을 추정하고 이로부터 도출된 $\widehat{\alpha}_1$, $\widehat{\beta}_1$ 을 이용하여 $Y_i = -\frac{\widehat{\alpha}_1}{\widehat{\beta}_1} + \frac{1}{\widehat{\beta}_1} C_i$ 이라는 가정 하에서 주어진 지출(C)로부터 소득(Y)를 추정하였다. 그러나 위에서 보여준 바와 같이 소비와 소득간의 상관계수가 1이 아닌 경우에는 이러한 관계식을 이용하는 방법은 통계적으로 문제가 있으므로 새로운 접근이 필요하다⁶⁾.

마지막으로, 기존 연구의 소득추정모형들이 소득과 소비의 상관관계를 밝히는 것이 목적임에도 불구하고 인구사회학적 변수의 이용이 미흡하였다고 할 수 있다. 기존의 모형에서 주로 이용된 인구사회학적 변수들은 나성린-유종구(1991)와 이정우-황성현(1998), 그리고 박찬용-김진욱(1999)의 경우 모두 주택소유형태와 가구원수만을 다루었으며, 성명제-전영준(1999)의 경우 가구원수와 가구의 교육수준을 설명변수로 다루었다. 그러나 都市家計調査 자료에서 실제 이용 가능한 인구사회학적 변수로는 이외에도 가구주 성, 연령, 직업, 거주지역, 가구유형(맞벌이가구, 노인가구, 모자가구, 일반가구) 등이 더 있으므로 가능한 이들을 모두 다루는 것이 필요할 것이다.

나. 소득추정모형의 개발

이상의 문제점들을 감안하여 좀더 개선된 모형을 만들기 위하여 본 연구에서는 家口消費實態調査에 발표되고 있는 비근로자 가구의 소득과 지출자료를 이용하여 비근로자 가구의 소비성향을 도출하고 이 결과를 都市家計調査의 비근로자 가구지출자료를 이용하여 비근로자가구 소득을 추정하려고 한다. 그러나 이에 앞서 위와 같은 방식의 타당성을 점검하기 위해 먼저, 본 연구에서 설정되는 소득 추정함수를 통해 家口消費實態調査의 근로자가구 지출자료를 이용하여 근로자 가구의 소득을 추정한 후 이 결과를 실제 都市家計調査자료에 발표되고 있는 근로자 가구소득과 비교하는 기회를 갖으려고 한다.

6) 이러한 관계가 성립하지 않음은 상수항의 경우에도 쉽게 알 수 있다.

한편, 앞에서 언급한 바와 같이 <식 2-1>은 소득이 주어져 있을 때 그에 대응하는 지출의 조건부 기대치를 추정하는 식이나, 본 연구에서 추구하는 것은 지출이 주어졌을 때 소득에 대한 조건부 기대치이다. 따라서 소비함수를 이용한 소득추정의 통계적 결함을 보완하기 위해 본 연구에서는 역회귀분석(Reverse Regression) 방식을 이용하여 소득함수 형태의 모형을 회귀분석하여 소득을 추정하는 모형을 제시하려고 한다. 회귀분석은 인과관계를 추정하는 것이 기본 목적이지만 상관관계를 회귀분석을 통해 밝힐 수 있기 때문에 소득과 소비의 상관관계가 필요한 경우 소득함수 추정을 통해 사용하는 것이 타당하다. 일반적으로 경제학 이론에서는 인과관계를 주로 다루고 있어 소득함수가 생소할 수 있으나, 단순히 사후적 사실관계를 바탕으로 조건부기대치를 추정한다는 관점에서 본다면 소득함수로 소득을 추정하는 것이 통계학적으로 옳다고 하겠다. 그리고 <식 2-2>의 경우 지출(C)과 ϵ_2 는 상관관계가 없으므로, $[E(\epsilon_2 | C)=0]$, 지출이 주어져 있을 때의 소득의 조건부 기대치를 구할 수 있다. 그러나 여기서 소득함수 형태의 소득추정 모형은 사후적인 소득과 지출의 결합분포 또는 조건부 확률분포일 뿐이며 인과관계가 아니라는 점을 유의해야한다. 따라서 이 식을 통해 예측(Forecast)를 하려고 한다면 오류가 발생할 것이라는 점이다. 따라서 본 연구에서는 소득함수 <식 2-2>를 직접적으로 추정하여 이 계수를 이용하여 지출자료를 적용하여 소득을 추정하려고 한다.

그리고 본 연구에서는 근로자와 비근로자 가구의 소득성향을 家口消費實態調査를 통하여 각각 도출하고 이를 都市家計調査에 적용하는 방법을 취하고 있다. 아울러 본 연구의 목적이 소득을 추정하는 것이므로 家口消費實態調査와 都市家計調査에서 공통으로 파악될 수 있는 인구·사회학적 변수, 즉 가구구성, 연령, 교육수준, 직업(자영자, 개인경영자, 법인경영자, 자유업자가구와 무직가구), 거주지역, 가구원수, 입주형태와 가구유형(맞벌이가구, 노인가구, 모자가구, 일반가구)을 도입하여 소득추정에 정밀도를 높이려고 하였다.

3. 所得推定 模型과 回歸分析 結果

상기한 바와 같이, 소득추정모형을 소득함수 형태의 소득추정모형을 사용하려고 하나, 그 결과가 소비함수 형태의 소득추정모형과 어느 정도 차이를 나타내는지 비교하기 위하여 여기서는 소비함수와 소득함수를 이용하여 모형을 설정하였다. 이렇게 설정된 모형들은 소비함수를 이용한 모형의 경우 3가지 모형, 그리고 소득함수를 이용한 소득추정 모형은 5가지 모형으로 모두 8개의 모형을 설정하였으며 이들 모형들을 1996년도 家口消費實態調査에 나타난 도시거주 근로자가구의 소득과 지출 통계자료를 이용하여 회귀분석을 하였으며 그 결과를 토대로 통계적 유의성이 높게 나오는 모형을 선별하였다.

가. 소비함수를 이용한 소득추정모형

1) 모형 I

이 모형은 소비함수 형태에 이용 가능한 인구사회학적 변수들을 모두 포함시킨 log 함수모형으로 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \ln C_i = & a + b_1 \cdot \ln Y_i + b_2 \cdot \text{age}_i + b_3 \cdot \text{wnum}_i + b_4 \cdot \text{num}_i \\ & + b_5 \cdot \text{Dsex} + b_6 \cdot \text{Doc}_2 + b_7 \cdot \text{Doc}_3 + b_8 \cdot \text{Doc}_4 \\ & + b_9 \cdot \text{Ded}_2 + b_{10} \cdot \text{Ded}_3 + b_{11} \cdot \text{Ded}_4 + b_{12} \cdot \text{Ded}_5 \\ & + b_{13} \cdot \text{Dres} + b_{14} \cdot \text{Dtype}_2 + b_{15} \cdot \text{Dtype}_3 \\ & + b_{16} \cdot \text{Dtype}_4 + b_{17} \cdot \text{Dhouse}_2 + b_{18} \cdot \text{Dhouse}_3 \\ & + b_{19} \cdot \text{Dhous}_4 + e_i \end{aligned}$$

여기서, C = 가계지출, Y = 가구소득, age = 가구주 연령, wnum = 취업가구원수, num = 가구원수, Dsex = 가구주 성 더미변수(Dsex = 1 남성, 0 여성), Doc = 가구주 직업 더미변수(Doc1 = 1 공무원, 0 기타; Doc2 = 1 사무직 근로자, 0 기타; Doc3 = 1 생산직 근로자(정규직), 0 기타; Doc4 = 1 생산직(비정규

직), 0 기타), Ded = 가구주 교육수준 더미변수(Ded1 = 1 초졸 이하, 0 기타; Ded2 = 1 중학교, 0 기타; Ded3 = 1 고등학교, 0 기타; Ded4 = 1 대학교, 0 기타; Ded5 = 1 대학교 이상, 0 기타), Dres = 가구주 거주지역(Dres = 1 서울, 0 기타), Dtype = 가구유형더미 (Dtype2 = 1 맞벌이가구, 0 기타; Dtype3 = 1 노인 가구, 0 기타; Dtype4 = 1 모자가구, 0 기타), Dhouse = 입주형태더미 (Dhouse1 = 1 자가, 0 기타; Dhouse2 = 1 전세, 0 기타; Dhouse3 = 1 월세, 0 기타; Dhouse4 = 1 기타 형태, 0 기타)

이 모형의 회귀분석결과는 아래 <표 2-1>에 나타나 있다. 이 모형의 조정결정계수는 0.4191이고, F-값은 유의하나 가구주 직업의 더미변수와 가구유형 더미변수, 그리고 입주형태 더미변수에서 T-값이 유의하지 않게 나타나는 변수가 있다. 모형 I에서 T-값이 유의하지 않은 변수를 제거한 것이 모형 II이며 다음과 같다.

2) 모형 II

$$\begin{aligned} \ln C_i = & a + b_1 \cdot \ln Y_i + b_2 \cdot \text{age}_i + b_3 \cdot \text{wnum}_i + b_4 \cdot \text{num}_i \\ & + b_5 \cdot \text{Dsex} + b_6 \cdot \text{Ded}_2 + b_7 \cdot \text{Ded}_3 + b_8 \cdot \text{Ded}_4 \\ & + b_9 \cdot \text{Ded}_5 + b_{10} \cdot \text{Dres} + e_i \end{aligned}$$

모형 II의 경우 통계적으로 모두 양호한 것으로 나타나고 있다. 단지, 변수의 수가 줄어들어 따라 조정결정계수가 전보다 약간 낮아졌다.

〈表 2-1〉 消費函數를 利用한 所得推定模型들의 回歸分析結果

변수	모형 I	모형 II
a	5.36962(47.78)	4.61460(45.51)
Y	-	-
lnY	0.56584(70.01)	0.60676(79.04)
age	0.00770(21.52)	0.00820(25.05)
wnum	-0.08086(-12.85)	-0.05682(-11.40)
num	0.06830(23.15)	0.07004(24.10)
Dsex	0.02982(2.87)	0.03259(3.40)
Doc ₂	0.00951(0.87)	-
Doc ₃	-0.06855(-5.70)	-
Doc ₄	-0.10275(-7.09)	-
Ded ₂	0.06473(5.21)	0.07863(6.28)
Ded ₃	0.09621(8.10)	0.12496(10.65)
Ded ₄	0.16077(11.29)	0.22417(17.32)
Ded ₅	0.24585(11.89)	0.31378(15.95)
Dres	0.04879(7.69)	0.03205(5.09)
Dtype ₂	-0.17836(-5.54)	-
Dtype ₃	0.02046(0.83)	-
Dtype ₄	0.06867(8.19)	-
Dhouse ₂	-0.11329(-16.11)	-
Dhouse ₃	-0.01219(-1.24)	-
Dhouse ₄	-0.06367(-3.62)	-
Adj. R ²	0.4191	0.4065
F Value	867.52	1564.36
D-W	1.205	1.196

註: 1) ()안 숫자는 T-값임.

나. 소득함수를 이용한 소득추정 모형

이번에는 앞에서 언급한 바와 같이 소득함수를 이용한 소득추정모형을 설정하려고 한다.

1) 모형 I

이 모형은 소비함수 모형 I에서 소득과 지출의 변수 위치를 맞바꿈 한 것으로 설명변수는 소비함수의 모형 I과 동일하다.

$$\begin{aligned}
 \ln Y_i = & a + \beta_1 \cdot \ln C_i + \beta_2 \cdot age_i + \beta_3 \cdot wnum_i + \beta_4 \cdot num_i \\
 & + \beta_5 \cdot Dsex + \beta_6 \cdot Doc_2 + \beta_7 \cdot Doc_3 + \beta_8 \cdot Doc_4 \\
 & + \beta_9 \cdot Doc_5 + \beta_{10} \cdot Ded_2 + \beta_{11} \cdot Ded_3 + \beta_{12} \cdot Ded_4 \\
 & + \beta_{13} \cdot Ded_5 + \beta_{14} \cdot Dres + \beta_{15} \cdot Dtype_2 \\
 & + \beta_{16} \cdot Dtype_3 + \beta_{17} \cdot Dtype_4 + \beta_{18} \cdot Dhouse_2 \\
 & + \beta_{19} \cdot Dhouse_3 + \beta_{20} \cdot Dhous_4 + e_i
 \end{aligned}$$

모형 I의 회귀분석결과가 <표 2-2>에 나타나 있는 바와 같이 먼저 조정 결정계수가 앞의 소비함수를 이용한 소득추정모형들의 것보다 높게 나타나고 있다. 그리고 T-값이 유의성이 떨어지는 변수도 2개(Dtype3와 Dtype4)로서 소비함수 유형의 소득추정모형보다 통계적으로 모두 유의성이 높게 나타나고 있다. 따라서 T-값의 유의성이 낮은 가구유형 더미변수를 제외하고 회귀분석을 시도하였는데 다음 모형 II와 같다.

2) 모형 II

언급한 바와 같이 모형은 위의 소득함수를 이용한 소득추정모형 I에서 가구유형 더미변수(Dtype)만을 제외한 형태이다.

$$\begin{aligned}
 \ln Y_i = & a + \beta_1 \cdot \ln C_i + \beta_2 \cdot age_i + \beta_3 \cdot wnum_i + \beta_4 \cdot num_i + \beta_5 \cdot Dsex \\
 & + \beta_6 \cdot Doc_2 + \beta_7 \cdot Doc_3 + \beta_8 \cdot Doc_4 \\
 & + \beta_9 \cdot Doc_5 + \beta_{10} \cdot Ded_2 + \beta_{11} \cdot Ded_3 + \beta_{12} \cdot Ded_4 \\
 & + \beta_{13} \cdot Ded_5 + \beta_{14} \cdot Dres + \beta_{15} \cdot Dhouse_2 \\
 & + \beta_{16} \cdot Dhouse_3 + \beta_{17} \cdot Dhous_4 + e_i
 \end{aligned}$$

<표 2-2>에 나타나 있는바와 같이 모형 II의 회귀분석 결과는 아주 양호하다. 모든 변수가 T-값의 유의성을 갖고 있는 것으로 나타났고, 조정 결정계수와 F-값 역시 양호하게 나타나고 있다.

3) 모형 III

이 모형은 소득함수 모형 II에 $\ln C_i$ 외에 $\ln C_i^2$ 를 지출변수 첨가하여 곡선화하

여 저소득층과 고소득층의 소득추정시 좀더 현실적인 수준을 추정할 수 있을 것이라는 판단 하에 취해졌으며 그 모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & a + \beta_1 \cdot \ln C_i + \beta_2 \cdot \ln C_i^2 + \beta_3 \cdot \text{age}_i + \beta_4 \cdot \text{wnum}_i \\ & + \beta_5 \cdot \text{num}_i + \beta_6 \cdot \text{Dsex} + \beta_7 \cdot \text{Doc}_2 + \beta_8 \cdot \text{Doc}_3 \\ & + \beta_9 \cdot \text{Doc}_4 + \beta_{10} \cdot \text{Doc}_5 + \beta_{11} \cdot \text{Ded}_2 + \beta_{12} \cdot \text{Ded}_3 \\ & + \beta_{13} \cdot \text{Ded}_4 + \beta_{14} \cdot \text{Ded}_5 + \beta_{15} \cdot \text{Dres} \\ & + \beta_{16} \cdot \text{Dhouse}_2 + \beta_{17} \cdot \text{Dhouse}_3 + \beta_{18} \cdot \text{Dhouse}_4 + e_i \end{aligned}$$

모형 III은 모형 II의 회귀분석결과와 비교할 때 단지 통계적 유의성이 약간 상승하였다는 점 외에는 유사하다고 하겠다.

〈表 2-2〉 所得函數를 利用한 所得推定 模型들의 回歸分析結果

변수	모형 I	모형 II	모형 III
a	9.43730(153.68)	9.34824(152.54)	-3.68893(-5.04)
lnC	0.31266(70.01)	0.32006(71.65)	2.16358(20.94)
lnC ₂	-	-	-0.06494(-17.86)
age	0.00231(8.62)	0.00121(4.62)	0.00142(5.46)
wnum	0.22208(49.81)	0.22743(66.42)	0.22414(65.82)
num	0.02365(10.69)	0.02715(12.38)	0.02265(10.34)
Dsex	0.15239(19.87)	0.15325(21.69)	0.14297(20.31)
Doc2	-0.08605(-10.60)	-0.08737(-10.69)	-0.08587(-10.58)
Doc3	-0.19829(-22.40)	-0.19857(-22.30)	-0.19643(-22.21)
Doc4	-0.32086(-30.35)	-0.31953(-30.03)	-0.31255(-29.56)
Ded2	0.06072(6.57)	0.06866(7.40)	0.06294(6.83)
Ded3	0.13542(15.40)	0.14073(15.91)	0.13651(15.54)
Ded4	0.21280(20.23)	0.21474(20.29)	0.20908(19.88)
Ded5	0.31497(20.62)	0.31877(20.73)	0.31862(20.86)
Dres	0.05032(10.68)	0.05042(10.64)	0.05000(10.63)
Dtype2	-0.41640(-17.51)	-	-
Dtype3	0.00493(0.27)	-	-
Dtype4	-0.00063192(-0.10)	-	-
Dhouse2	-0.05502(-10.49)	-0.05551(-10.53)	-0.05360(-10.23)
Dhouse3	-0.12968(-17.83)	-0.12846(-17.58)	-0.12849(-17.71)
Dhouse4	-0.05103(-3.90)	-0.05478(-4.16)	-0.05310(-4.06)
Adj. R ²	0.5543	0.5484	0.5546
F Value	1494.99	1732.90	1672.48
D-W	0.838	0.839	0.839

註: ()안 수치는 T-값을 나타냄.

이상의 분석은 소비함수와 소득함수를 각각 이용한 추정 모형을 설정함으로써 그 결과를 비교 가능하게 하였다는 점, 그리고 家口消費實態調査와 都市家計調査에서 사용가능한 대부분의 인구·사회학적 변수들을 모두 포함시켰다는 점들이 기존의 연구에서 사용한 모형과의 차이점이라고 하겠다. 그런데 소득추정모형들 중에서 소비함수를 이용한 소득추정모형 II와 소득함수를 이용한 소득추정모형 II와 III이 가장 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있으므로 다음 단계에서 이들 모형을 이용하여 都市家計調査의 근로자가구 지출을 이용하여 근로자가구의 소득을 추정한 후, 추정된 소득을 都市家計調査에서 실제로 조사된 근로자가구 소득과 비교하여 어떤 모형의 소득추정이 가장 적합한 것인가를 확인하려고 한다.

第 2 節 勤勞者家口 推定所得과 調査所得과의 比較

1. 消費 및 所得函數를 利用한 推定과 調査所得의 比較

앞에서 우리는 소득을 추정하기 위한 모형을 설정하고 이들을 家口消費實態調査의 근로자가구 소득과 지출을 이용하여 회귀분석을 하여 통계적으로 유의한 세 가지 모형을 선별하였다. 이번 절에서는 이상의 세 가지 모형을 1996년 都市家計調査 근로자가구 가계지출을 이용하여 소득을 추정하였다. 이 추정소득과 都市家計調査의 근로자가구의 조사소득을 비교하면 다음 <표 2-3>과 같다.

먼저 都市家計調査의 근로자가구 조사소득의 평균값을 보면 2,155,398원으로 나타났으며, 추정소득을 보면 소득함수를 이용한 모형 II의 추정소득 평균값이 2,107,888원으로 이에 가장 근접하며 다음으로 모형 III의 추정소득 평균값이 2,027,496원이며, 조사소득과 가장 큰 오차를 나타내고 있는 추정소득은 소비함수를 이용한 모형 II로서 3,509,117원을 나타냈다.

최소값의 경우 조사소득의 경우 3,000원이었으나 모든 추정소득의 경우 이보다 훨씬 높은 최소값으로 나타나고 있다. 즉, 소비함수를 이용한 모형 II의 경

우 72,244원으로 비교 대상 중에서 조사소득의 최소값과 가장 작은 격차를 보이고 있다. 그리고 소득함수를 이용한 모형 II의 경우 595,066원으로 조사소득의 최소값과는 너무 큰 격차를 타나내고 있다. 한편 최대값의 경우 조사소득의 최대값은 51,217,000원인데 반해 이와 가장 근접한 추정소득의 최대값은 소득함수를 이용한 모형 II의 추정소득으로서 28,505,055원이었으며, 다음이 모형 III 순이었으며, 소비함수를 이용한 모형 II의 추정소득은 522,793,661원으로 조사소득의 최대값과는 너무 큰 격차를 보이고 있다. 그리고 추정소득과 조사소득의 하위 30%, 중위 40%, 상위 30%의 소득점유율을 보면 소득함수를 이용한 모형들의 추정소득이 소비함수를 이용한 모형의 추정소득보다 조사소득의 소득분포에 근접하는 것으로 나타났다.

이와 함께 각 추정소득과 조사소득의 Gini계수를 측정한 결과 조사소득의 경우 0.3104이었으나, 나머지 소득함수를 이용한 모형의 경우 0.2169로 조사소득의 Gini계수와는 많은 차이를 나타냈으며, 소비함수를 이용한 모형 II의 Gini계수는 0.5757로 조사소득보다 훨씬 불평등한 Gini계수를 나타내고 있다.

지금까지의 분석을 정리하면 소득함수를 이용한 소득추정이 소비함수를 이용한 소득추정보다 조사소득에 더 근접하는 것으로 나타났다.⁷⁾

7) 이상의 결과 이외에도 다른 소득추정 모형을 이용한 추정결과가 부록 1의 부표 1과 부표 2에 나타나 있음.

〈表 2-3〉 都市家計調査 勤勞者家口 推定所得과 調査所得 比較結果

(단위: 원)

분류	추정소득			조사소득	
	소비합수	소득합수			
	모형 II	모형 II	모형 III		
평균값	3,509,117	2,107,888	2,027,496	2,155,398	
중위값	1,919,805	1,895,847	1,924,510	1,888,900	
소득 점유율	하위30%	6.9	18.8	18.8	14.3
	중위40%	32.2	49.5	50.2	47.7
	상위30%	61.0	31.8	31.0	38.0
최소값	72,244	595,066	428,812	3,000	
최대값	522,793,661	28,505,055	15,366,138	51,217,000	
Gini	0.5757	0.2169	0.2169	0.3104	

2. 既存 所得推定模型을 利用한 推定所得과 調査所得의 比較

이번에는 기존의 유사한 연구들에서 사용된 모형을 이상과 같은 방식으로 소득을 추정해 보았다. 이를 위해 본 연구의 앞에서 설명한 바와 같이 나성린-유종구(1991), 박찬용-김진욱(1999), 성명제-전영준(1999) 등 3가지 모형⁸⁾을 이용하여 소득을 추정하였으며, 앞서 사용한 동일한 방법을 적용하였기 때문에 비교가 가능하다. 그런데 기존의 모형중 이정우-황성현(1998)의 방법은 검토대상에서 제외하였는데 그 이유는 그 모형에서 사용하고 있는 자산변수(기말현금잔고+전세평가액+자가평가액)는 누락된 범위가 많아서 범위가 불충분하며, 그나마 들어가 있는 항목도 조사에서 정확하게 파악되었을 것으로 기대하기 어렵으며, 선형합수를 추정하는 경우에는 所得이 음으로 도출되는 경우가 있기 때문이다.

8) 본 연구 제2장 1절의 1. 既存 研究 方法論을 참조

〈表 2-4〉 既存의 模型을 利用한 所得推定結果

		나성린-유종구 추정모형	박찬용-김진욱 추정모형	성명제-전영준 추정모형	조사소득
평균값		3,293,634	3,307,005	2,013,002	2,155,398
중위값		1,912,980	1,912,959	1,890,676	1,888,900
소득 집유율	하위30%	7.4	7.3	20.1	14.3
	중위40%	34.1	33.8	49.5	47.7
	상위30%	58.5	58.8	30.4	38.0
최소값		39,055	39,056	610,871	3,000
최대값		490,183,717	490,200,870	10,656,029	51,217,000
Gini		0.5547	0.5565	0.1848	0.3104

위의 표를 보면 나성린-유종구 모형과 박찬용-김진욱 모형은 소비함수를 이용한 모형이고, 성명제-전영준(1999)모형은 소득함수를 이용한 모형인데, 그 결과는 앞에서 살펴본 것과 유사함을 알 수 있다. 즉, 소비함수를 이용한 추정모형의 소득추정결과는 실제 조사된 소득에 비해 높은 최대값으로 인해 평균값이 조사소득의 평균값과 상당한 격차를 보이고 있으며 이로 인해 Gini도 0.55가 넘는 등 조사소득과의 큰 격차를 보이고 있다.

반면에, 소득함수를 이용한 소득추정모형인 성명제-전영준 모형의 추정소득의 경우 평균값은 조사소득의 평균값에 근접하나 조사소득에 비해 높은 최소값과 낮은 최대값으로 낮은 Gini계수값을 나타내고 있다.

第 3 節 所得推定 方法에 대한 整理

지금까지의 분석결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저, 소비함수를 이용해서 본 연구에서 검토한 모든 소득추정모형의 경우 공통적으로 최대값이 실제 조사값에 비해 너무 높게 나타남으로써 이러한 모형을 사용하여 비근로자가구의 소득

을 추정할 경우 결국 전가구 소득불평등도의 과대평가가 이루어진다는 것이다. 그 이유는 다음과 같이 설명될 수 있다. 가장 단순한 소비함수를 이용한 회귀 모형, $C_i = \alpha + \beta Y_i + \varepsilon_i$ 를 고려해 보자. 이 모형을 이용하여 소비를 추정하는 경우 한계소비성향은 1보다 작게 추정될 것이다. 이 때

$$\widehat{Y}_i = -\frac{\widehat{\alpha}}{\widehat{\beta}} + \frac{1}{\widehat{\beta}} C_i$$

를 이용하여 소득을 추정하는 경우 소비성향의 역수는 1보다 큰 값이 되고 이에 따라 고소득으로 갈수록 소득이 과대추정될 가능성이 있다고 하겠다.

본 연구의 결과는 소비함수를 이용하여 소득을 추정한 연구방법은 통계적인 적합성이 떨어질 뿐 아니라, 실제 데이터를 이용하여 소득을 추정하는 경우에는 지니계수를 과다하게 높게 추정하는 결과가 나옴을 보이고 있다.

소득함수를 사용하는 경우에는 소비함수를 사용할 때 발생하는 통계적 문제점을 피할 수 있다는 장점이 있다. 그러나 소득함수를 이용하는 경우에도 회귀분석의 본질상 평균값 주위에서의 소득추정은 비교적 정확성을 보이고 있으나 평균에서 떨어진 경우에는 소득추정의 오차가 매우 커지고 있음을 실증적으로 알 수 있었다. 특히 선형회귀분석의 한계로 인하여 저소득지역의 과대추정과 고소득지역에서의 과소추정의 문제가 발생할 수 있으며, 결과적으로 지니계수가 실제보다 작게 추정될 가능성이 있다. 선형성의 문제를 해결하기 위하여 앞에서 제시한 소득추정 모형 이외에도 다양한 모형을 설정해 위에서와 같은 방식으로 비교를 해보았으나⁹⁾ 이러한 문제점들을 근본적으로 해결하기는 어려웠다. 따라서 소득을 추정하여 사용하는 데는 소득불평등도의 과대평가 또는 과소평가의 문제가 있게 되므로 추정소득으로 인해 발생하는 문제들과 비근로자가구 또는 1인가구의 소득이 매년 발표되지 않아 발생하는 문제들을 사전에 줄이기 위해서는 소득조사의 개선이 가장 필요한 과제라고 하겠다.

9) 부록 1 참조

第 4 節 外國의 所得 및 支出調査

지금까지 비근로자가구의 소득을 추정하기 위한 모형개발을 시도하였다. 이러한 시도의 출발점은 우리나라에는 근로자가구와 비근로자구 그리고 군부거주 가구 및 1인가구들의 소득을 매년 파악할 수 있는 조사자료가 없기 때문이다. 따라서 여기서는 외국의 경우를 살펴보고 그 시사점을 도출하려고 한다.

본 연구에서 소득불평등 및 빈곤수준 계측을 위해 사용된 OECD 국가들의 소득조사 중 7개국의 조사에 대해 살펴보았다. 먼저 영국의 경우 Family Resources Survey가 고용 및 연금부(Department for Work and Pensions)에 의해 분기별로 조사되고 있으며, 조사내용은 주로 가구소득 및 사회보장 수혜에 대해서 이다. 조사대상은 영국과 웨일즈, 스코트랜드에 거주하는 전가구를 대상으로 하나 영국의 해외영토 주민은 제외하고 있다. 그런데 영국에서는 Family Resources Survey외에도 Family Expenditure Survey와 General Household Survey가 시행되고 있고 이들 조사들은 서로 보완관계에 있는 것으로 알려져 있다.

일본의 경우 우리나라의 都市家計調査와 유사한 Family Income and Expenditure Survey가 공공행정·내무·통신부(Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecommunications)의 통계국(Statistics Bureau & Statistics Center)에서 조사되고 있다. 이 조사는 가구소득과 지출 및 관련정보를 파악하기 위해서 시행되고 있으며, 조사대상은 우리나라의 都市家計調査가 도시거주 2인 이상 근로자가구의 소득만을 조사 발표하는데 반하여 일본의 경우 전가구의 소득을 조사 발표하되 1인가구, 시설거주자, 외국인 등은 제외하고 있다. 여기서 1인가구를 제외하는 것이 우리나라와 유사한 것 같으나 일본은 Income and Expenditure Survey for One-Person Household를 동일한 부처에서 조사하고 있다. 이 조사의 목적은 1인가구의 소득과 지출의 동향을 파악하고, 그 결과를 Family Income and Expenditure Survey에 대한 보충자료로 이용하기 위해서이다. 아울러 일본에는 우리나라의 家口消費實態調査와 유사한 National Survey of Family Income and Expenditure를 역시 동일한 부서가 담당하고 있는데 이 조사는 우리나라의 家口消費實態調査처럼 5년마다 전가구를 대상으로 소득과 지출조사

를 통해 가구경제의 구조와 지역간 소득격차를 파악하는데 이용하고 있다.

미국은 BLS(Bureau of Labour Statistics)에서 Current Population Survey를 통해 고용실태와 가구소득 및 사회보장 수혜실태, 그리고 인구동향과 이민자 수에 대해 전가구를 대상으로 매월 조사하고 있다.

캐나다는 Statistics Canada에서 Survey of Consumer Finances를 매년 조사하고 있다. 조사 목적은 개인 및 가족소득에 대한 연간자료를 제공하기 위해서이며 조사대상은 민간주택에 거주하는 모든 개인 및 가족의 소득을 조사하고 있다. 단, 캐나다 영토 밖에서 거주하는 자, 노숙자 또는 주거지가 일정하지 않은 자, 병원 또는 시설에서 6개월 이상 체류하는 자, 군부대 시설내에 거주하는 자와 그 가족, 외국군인과 외국인 외교관, 죄수 등은 조사에서 제외되고 있다. 이 조사외에도 Survey of Labour and Income Dynamics가 있는데 이 조사도 개인 및 가구소득 통계를 동일부처에 의해 매년 조사발표하고 있다. 이 조사의 특징은 노동시장과 가구소득과의 관계를 좀더 상세하게 이해하기 위해 패널조사로 시행되고 있다.

스웨덴의 경우 Statistics Sweden이 Income Distribution Survey를 매년 조사하고 있는데 그 목적은 소득분배 상태를 조사하기 위해서이다. 이 조사는 전가구를 대상으로 하나 시설 거주자, 해외거주자, 외국인 등은 제외하고 있다.

네덜란드는 Central Bureau of Statistics Netherlands에서 Socio-Economic Panel Survey를 매년 실시하고 있는데, 그 목적은 국민의 복지상태를 조사하기 위해서이다. 따라서 이 조사는 소득, 지출, 이전소득, 생활여건, 저축, 노동시장, 인구, 교육 등을 전가구를 대상으로 조사하고 있으나 시설거주자, 군인 등 특수한 경우는 역시 제외시키고 있다.

핀란드의 경우 Statistics Finland에서 Income Distribution Survey를 매년 실시하고 있으며 이 조사는 개인과 가구의 소득조사를 통해 소득분배 상태를 파악하기 위해서 전가구를 대상으로 실시하나, 시설거주자, 군인, 군부대시설 거주자 등은 역시 제외시키고 있다.

이상의 내용을 표로 정리하면 다음과 같다.

〈表 2-5〉 外國의 所得調査

영국	조사명	Family Resources Survey
	담당부서	고용 및 연금부
	조사목적	가구소득 및 사회보장 수혜 등에 대해 파악
	조사주기	분기별
	조사대상	영국, 웨일즈, 스코트랜드 거주 전가구
	조사에서 제외	영국의 해외영토 주민
	유사조사	· Family Expenditure Survey · General Household Survey
미국	조사명	Current Population Survey
	담당기관	BLS(Bureau of Labour Statistics)
	조사목적	고용실태와 가구소득 및 사회보장 수혜실태, 그리고 인구동향과 이민자 수 등에 대해 파악
	조사주기	매월
	조사대상	전가구
	조사에서 제외	-
	유사조사	-
일본	조사명	Family Income and Expenditure Survey
	담당기관	공공행정·내무·통신부의 통계국(Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecommunications, Statistics Bureau & Statistics Center)
	조사목적	가구소득과 지출 및 관련정보 파악
	조사주기	매월
	조사대상	전가구
	조사에서 제외	1인가구, 시설거주자, 외국인 등
	유사조사	· National Survey of Family Income and Expenditure - 이 조사의 담당은 위와 동일하며, 조사목적은 소득과 지출조사를 통해 가구경제의 구조와 지역간 소득격차 파악 - 조사는 5년마다 실시되며 조사대상은 전가구이나 시설거주자 및 외국인 등은 제외 · Income & Expenditure Survey for One-Person Households - 이 조사 담당은 위와 동일하며, 조사목적은 1인가구의 소득과 지출의 동향 파악 - 조사는 매월 실시되며 조사대상은 전국의 1인가구를 대상으로 하나 학생가구는 제외

〈表 2-5〉 계속

스웨덴	조사명	Income Distribution Survey
	담당기관	Statistics Sweden
	조사목적	소득분배 상태를 파악
	조사주기	매년
	조사대상	전가구
	조사에서 제외	시설 거주자, 해외거주자, 외국인 등
	유사조사	-
네덜란드	조사명	Socio-Economic Panel Survey
	담당기관	Central Bureau of Statistics Netherlands
	조사목적	국민의 복지상태를 파악. 이를 위해 소득, 지출, 이전소득, 생활여건, 저축, 노동시장, 인구, 교육 등 조사
	조사주기	매년
	조사대상	전가구
	조사에서 제외	시설거주자, 군인
	유사조사	-
캐나다	조사명	Survey of Consumer Finances
	담당기관	Statistics Canada
	조사목적	개인 및 가족소득에 대한 연간조사
	조사주기	매년
	조사대상	전가구(민간주택에 거주하는 모든 개인 및 가족)
	조사에서 제외	해외 거주자, 노숙자 또는 주거지가 일정하지 않은 자, 병원 또는 시설에서 6개월 이상 체류하는자, 군부대 시설내에 거주하는 자와 그 가족, 외국군인과 외국인 외교관 등
	유사조사	· Survey of Labour and Income Dynamics - 개인 및 가구소득 통계를 통계청에 의해 매년 조사 - 이 조사의 특징은 노동시장과 가구소득과의 관계를 좀 더 상세하게 이해하기 위해 패널조사로 시행
핀란드	조사명	Income Distribution Survey
	담당기관	Statistics Finland
	조사목적	개인과 가구의 소득조사를 통해 소득분배 상태를 파악
	조사주기	매년
	조사대상	전가구
	조사에서 제외	시설거주자, 군인, 군부대시설 거주자 등
	유사조사	-

資料: www.stat.go.jp/english/data/kakei/1560.htm, www.lisproject.org/techdoc

이상과 같이 위에서 살펴본 국가들의 경우 소득조사가 도시와 군부 구분없이 전국단위로 1인가구 및 2인 이상 가구 그리고 비근로자가구를 포함하여 전가구 소득불평등도를 측정할 수 있는 조사가 매년 실시되고 있다. 특히 이들 조사에는 사회보장 수혜 부분이 상세하여 현재의 소득불평등 및 빈곤수준뿐만 아니라 사회보장 각 프로그램의 수혜를 통해 소득불평등도를 완화시킨 정도를 분석할 수 있는 자료를 제공하고 있다. 따라서 이들 자료를 통해 소득분배 및 사회복지정책의 효과성 분석 및 향후 정책을 수립하고 있다.

반면에 우리나라의 경우 이들과 같은 조사자료가 5년마다 조사발표되고 있어 경제위기 이후 급격히 증가해온 사회보장의 효과성 분석이 매년 이루어지지 못하므로 소득불평등도와 빈곤수준의 동향분석을 위해서는 현재 5년마다 실시되고 있는 家口消費實態調査를 매년 조사하는 방안, 또는 현재 2인 이상 도시거주의 근로자가구만의 소득을 발표하고 있는 都市家計調査의 범위를 전가구로 확대하여 조사하는 방안중 하나를 택하여 실시하는 것이 시급하다고 하겠다.

第3章 所得不平等度計測 및 變化要因分析

우리나라 소득불평등도는 1997년 경제위기 이후 상당히 악화된 것으로 여러 연구결과에서 나타나고 있다. 그러나 이러한 연구결과들은 최근 통계청의 2000년 家口消費實態調查의 결과가 나오기 전까지 주로 都市家計調查를 이용하여 도시근로자가구만을 대상으로 한 소득불평등도를 계측하여 발표하거나 아니면 비근로자가구의 소득을 추정하여 경제위기 이후의 소득불평등도가 악화되었다는 연구결과를 발표하여 왔다.

본 연구에서는 최근 발표된 통계청의 家口消費實態調查를 이용하여 소득불평등도를 측정하고, 그 결과를 기존의 연구들과 비교 검토하려고 한다. 이를 위해 본 장에서 이용할 소득, 측정단위, 가구균등화지수 및 Gini계수 계측방법을 간략히 설명하였다. 이와 함께 본 연구에서는 OECD가 사용하는 소득의 분류방식에 맞추어 이전소득과 소득세 이전 및 이후의 소득불평등도를 계측함으로써 외국의 비교성을 제고하며 아울러 이를 통해 우리나라의 이전소득 및 소득세가 소득불평등도 축소에 얼마나 영향을 미치고 있는가를 분석하려고 한다. 마지막으로 해당기간의 소득불평등도 변화요인을 10分位 및 100分位 등을 이용하여 분석하려고 한다.

第1節 計測方法

본 연구에서 이용할 소득은 OECD의 방식을 따라 市場所得(Market Income) 소득불평등도를 계산하되, 기존의 국내연구들과의 비교도 역시 가능하게 하기 위해 總所得(Gross Income)을 이용한 소득불평등도를 함께 계산하려고 한다. 이렇게 함으로써 얻을 수 있는 이점은 總所得(Gross Income)과 市場所得(Market Income)을 이용하여 각각 소득불평등도를 도출할 경우 이전소득이 소득불평등

도 완화에 어느 정도 기여하는지 파악할 수 있는 효과를 갖을 수 있다. 그리고 可處分所得(Disposal Income)을 이용하여 소득불평등도를 구하여, 이전 결과와 비교를 하면 이전소득과 직접세 그리고 사회보장 부담금 이전 및 이후의 변화에 대한 비교가 가능하며, 이를 통해 우리나라의 사회보장 및 조세제도의 소득재분배 효과를 살펴볼 수 있다는 장점이 있다.

소득불평등도 측정단위로써 본 연구에서는 OECD와 같이 「家口」를 이용하였다. 그런데 가구를 측정단위로 사용할 경우 가구마다 가구원수가 동일하지 않으므로 가구원을 동등화하여 소득불평등도를 측정해야 한다. 우리나라 통계청의 家口消費實態調査나 都市家計調査 보고서에 발표되고 있는 10分位를 보면 하위소득 分位의 평균 가구원수가 상위소득 分位의 가구원수보다 적은 것으로 나타나 있다. 그리고 통계청이 발표하는 Gini계수에 이러한 가구균등화 과정을 거쳤는지에 대해서는 설명자료가 없어 확인할 수 없으나 소득불평등도를 측정할 때 가구원수를 균등화하지 않으면 불평등도는 왜곡된다. 균등화지수는 국내에서도 장현준(1984), 김진욱(1996)에 의해 家口均等化指數가 계산된 바 있으며 그리고 한국보건사회연구원에 의해 1999년에 산출된 바 있는데 이는 하위소득 계층만을 대상으로한 家口均等化指數이므로 전가구 소득불평등도를 측정하는데 이용하기는 힘들다고 하겠다. 본 연구는 우리나라 소득분배결과를 OECD국가의 그것과 비교하려고 하므로 OECD의 가구균등화 방법을 이용하였다. OECD 가구균등화지수 도출방법은 $W_{ij} = Y_i/S_i\varepsilon$ 이며, 여기서 Y_i 는 i 가구의 所得, S_i 는 i 가구의 가구원수, W_{ij} 는 i 가구의 각 가구원 j 의 조정된 소득을 나타내고 있다. ε 은 均等 彈力性(equivalence elasticity)으로 $\varepsilon=0$ 이면 해당가구에 가구원이 증가하더라도 i 가구의 추가 소득 없이 전과 같은 福祉水準을 유지한다는 것을 의미하며, $\varepsilon=1$ 인 경우 해당가구에 가구원이 증가할 때 規模의 經濟 效果가 전혀 없이 소득이 증가한 가구원수 만큼 산술적으로 증가되어야 전과 같은 복지수준을 유지한다는 것이다. OECD의 경우 $\varepsilon=0.5$ 로 설정하였는데 이는 가구균등화 규모를 中立的으로 보겠다는 의미이다(박찬용 1999). 이 방법을 이용하여 가구균등화지수를 산출하면 다음 표와 같은 결과를 얻게 된다. 아래 표에서 OECD*는 2인가구의 가구균등화지수를 1로 보았을 때 다른 가구원수 가구의 균등화지수를 단순하게 계산한 것이다.

〈表 3-1〉 家口均等化指數 比較

	OECD	OECD*	장현준(1984)	김진욱(1996)
1인	1.000	-	-	-
2인	1.414	1.000	1.00	1.00
3인	1.732	1.225	1.31	1.18
4인	2.000	1.414	1.63	1.36
5인	2.236	1.581	1.90	1.63
6인	2.449	1.732	2.31	1.77
7인	2.646	1.871	-	-

資料: Förster Michael F., Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons, Labour Market and Social Policy Occasional Papers No. 14, OECD/GD(94)10, OECD, Paris 1994.

김진욱, 『가계의 소비지출 비교 - 가계 특성에 의거한 균등화 지수를 중심으로-』, 한국국제경제학회 동계학술발표대회, 1996.

장현준, 『한국도시부문의 표준생계비』, 1986.

한편 본 연구에서 이용할 소득불평등 지수는 가장 널리 이용되고 있는 Gini 계수로 하고 이를 보완하기 위해 10分位 또는 100分位를 이용하려고 한다. 소득불평등도를 측정하는데 가장 일반적으로 이용되고 있는 Gini계수는 해당 가구가 얻는 所得의 累積分에 대해 가구의 누적분을 최저소득 가구에서 최고 소득가구로 그려 얻는 로렌츠 커브를 이용하여 추계된다. Gini계수를 계산하는 방법은 이용되는 자료에 따라 다소 상이한 방식을 취하게 되는데 소득계층별 자료를 이용할 때는 한 계층의 累積人員比率을 $n_i(i=0, 1, 2, \dots, N)$, 그리고 그다음 계층의 누적인원비율을 n_{i+1} , 이들 각각의 누적소득비율을 y_i, y_{i+1} 이라 할 때 지니계수는 다음과 같이 계산해 낼 수 있다.

$$Gini = 1 - \sum_{i=1}^n (y_i + y_{i+1})(n_{i+1} - n_i).$$

그런데 원자료(raw data)를 이용하는 경우 Gini계수의 계측방법이 다음과 같이 다소 상이해진다(Yoo, J. G, 1985).

$$Gini = \left[\frac{2}{\mu n^2} \sum_{k=1}^n k \cdot W_k \right] - \frac{n+1}{n}$$

$$= \frac{2}{n} \sum_{k=1}^n (W_k - \mu) \cdot \left(\frac{k}{n} - \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n k \right)$$

Gini계수와 함께 Atkinson 지수도 소득불평등도를 나타내는 지수로서 주로 국제기구 등에서 이용되고 있으며 나름대로 장점을 갖고 있으나 본 연구에서는 이전소득 및 조세와 사회보장 부담금이 소득불평등 축소에 미치는 효과 등에 대한 분석을 하려고 하므로 소득불평등지수로는 Gini계수 하나만을 이용하되 앞에서 언급한 바와 같이 필요한 경우 10分位와 100分位를 이용하려고 한다.

第 2 節 年度別 所得不平等度 變化 및 國際比較

1. 年度別 經常所得 Gini係數

이상과 같은 방법으로 통계청의 家口消費實態調查와 都市家計調查의 원자료를 이용하여 1996년부터 2001년까지의 Gini계수를 도출하였다. 아래 <표 3-2>는 Gini계수 측정결과를 나타내고 있는데, 이 표는 전가구와 도시근로자가구를 대상으로 Gini계수를 각각 도출한 결과를 보여주고 있다. 이 Gini계수들은 일반적으로 우리나라에서 많이 이용하고 있는 경상소득에 해당하는 總所得(GI)으로 계산하였으며, 그 결과 1996년의 경우 0.335이던 것이, 2000년에는 0.390으로 상승한 것으로 나타났다. 그리고 2인이상 전가구의 경우 1996년의 Gini계수가 0.320으로 전가구의 Gini계수보다 다소 낮으나, 역시 2000년에는 0.375로 상승하였다. 그런데 2인이상 전가구의 경우 통계청이 계측한 Gini계수와 비교해 보면 1996년의 경우 0.320으로 통계청의 0.290, 그리고 2000년의 경우 0.390으로 통계청의 0.351보다 다소 높은 것으로 나타나고 있다.¹⁰⁾

10) 그 이유는 다음과 같이 추정된다. Gini계수는 로렌즈 커브와 완전 평등선으로 둘러싸인 부분의 면적을 2배한 값인데, 이 로렌즈 커브가 사실은 연속적(continuous)이지 못하고 로렌즈 커

한편, 都市家計調査를 이용한 Gini계수는 경제위기 이전 및 이후의 격차가 전 가구의 그것에 비해 훨씬 적게 나타나고 있다. 그 이유는 경제위기로 일자리를 잃은 실직자나 무직자, 영세자영자나 비공식부문에 종사하는 자 등의 저소득 취약계층이 제외되어 있기 때문이다. 단지 경제위기를 거치면서 도시근로자 가구의 Gini계수가 악화되는 이유는 근로자들의 고용여건이 악화, 즉, 정규직에서 비정규직, 일용직 등으로 전환됨으로써 급여가 경제위기 전보다 낮아졌기 때문인 것으로 판단된다.

브 위에 있는 점들을 직선이 연결되어 커브 형태를 취하는데 이때의 Gini계수는 연속적인 로렌츠 커브로 산출된 Gini보다 적은 값을 갖게 된다. 따라서 이러한 비연속적인 면을 최소화하기 위해 가능한한 그룹화된 소득자료(grouped income data)보다는 원자료를 이용하는 것이 좋다. 그런데 본 연구에서는 家口消費實態調査의 원자료를 이용하여 Gini계수를 계측하였는데 통계청에서 어떤 방식으로 Gini계수를 계측하였는지 설명자료가 없어 단정할 수 없지만, 일반적으로 이러한 이유 때문에 같은 소득자료를 이용하더라도 Gini가 달라질 수 있다. 그리고 다른 이유로는 가구균등화지수를 이용하였는지의 여부이다. 통계청의 10分位를 보면 가구균등화지수를 적용하지 않은 것으로 되어있다. 예를 들면 A라는 가구의 한달 소득이 300만원이고, B라는 가구의 한달 소득도 300만원이라고 하자. 그런데 A라는 가구의 가구원수는 3명이고, B라는 가구의 가구원수는 1명이다. 이럴 경우 가구균등화지수를 적용하지 않는다면 두 가구의 소득은 동일하게 나타날 것이나 가구균등화 과정을 거칠 경우 가구 B의 소득이 더 높게 나타날 것이므로 소득불평등도가 커질 수 있다. 그러나 반대로 이번에는 A라는 가구의 소득이 300만원이고 B라는 가구의 소득은 150만원이며 가구원수는 전과 동일한 경우 가구균등화지수를 사용할 경우 소득불평등도는 더 떨어지게 되어 있다. 따라서 가구균등화지수의 사용 여부는 자료의 성격에 따라 그 결과가 달리 나올 수 있다. 따라서 이상과 같은 사항들이 본 연구와 통계청의 Gini계수값이 상이해질 수 있는 이유일 것으로 판단된다.

〈表 3-2〉 經常所得(總所得)의 Gini係數

	전가구	전가구(2인 이상)	도시근로자가구
1996	0.335	0.320	0.307
1997	-	-	0.296
1998	-	-	0.302
1999	-	-	0.311
2000	0.390	0.375	0.301
2001	-	-	0.303

資料: 전가구의 경우 家口消費實態調査, 그리고 도시근로자가구의 경우 都市家計調査의 원자료를 이용하여 계측한 결과임.

2. 市場所得(MI) Gini係數 國際比較

앞에서 도출된 우리나라의 Gini계수를 OECD국가들과 비교하면 다음 <표 3-3>과 같다. 먼저 OECD국가들의 소득불평등도는 OECD가 각 회원국에 송부한 설문지에 회원국이 답한 소득통계자료 및 관련사항을 고려하여 표준화한 자료로 소득불평등도를 구한 것이다. 따라서 회원국내에서 계측한 자국의 소득불평등도와 다소 차이가 있다. 그리고 우리나라의 경우도 OECD의 기준에 따라 소득불평등도를 구할 수 있도록 市場所得을 적용하였다.

아래 <표 3-3>에 의하면 대상국중에서 아일랜드의 소득불평등도가 가장 크게 나타났으며, 벨기에가 가장 낮게 나타났다. 우리나라의 경우 1996년의 Gini계수는 상대적으로 평등한 그룹에 속하나 2000년 경우 평균치를 상회하는 것으로 나타났다.

<表 3-3> 全人口 市場所得(Market Income) Gini係數 OECD 國家와 比較

OECD 회원국가	Gini
아일랜드(1987)	0.461
스웨덴(1987)	0.439
영국(1986)	0.428
프랑스(1984)	0.417
미국(1986)	0.411
스위스(1982)	0.407
한국(2000)	0.403
독일(1984)	0.395
호주(1985/86)	0.391
핀란드(1987)	0.379
캐나다(1987)	0.374
이태리(1986)	0.361
네덜란드(1987)	0.348
한국(1996)	0.340
노르웨이(1979)	0.335
룩셈부르크(1985)	0.280
벨기에(1988)	0.273

註: 1) 괄호안 수치는 조사 연도를 의미함.

2) 한국의 Gini계수는 家口消費實態調査의 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 수치임.

資料: OECD, "Income Distribution in OECD Countries", *Social Policy Studies* No.18, OECD, Paris, 1995.

3. 市場所得(MI) 占有率 國際比較

<표 3-4>는 OECD국가와 한국의 市場所得 점유율을 나타내고 있는데, 우리나라의 하위소득 30%의 점유율이 1996년에는 14%, 그리고 2000년에는 11%로 일본과 함께 하위소득 30%의 점유율이 높은 상위그룹에 속해있다. 그런데 앞에서 살펴본 <표 3-3>의 경우 OECD국가들의 조사연도가 1980년대이었으나 <표 3-4>의 경우 1990년대이다.

즉, 같은 市場所得으로 계산한 소득불평등도인데 1980년대보다 1990년대 우리나라 소득불평등도가 상대적으로 감소한 것처럼 나타나는 이유는 OECD국가들의 소득불평등도가 1990년대 들어와 다소 악화되었기 때문인 것으로 판단된다.

〈表 3-4〉 1990年代 OECD 國家의 全人口 市場所得 占有率과의 比較

	점유율		
	하위 30%	중위 40%	상위 30%
한국(1996)	14	36	50
일본	13	35	52
한국(2000)	11	34	55
독일	11	34	55
핀란드	10	35	55
프랑스	10	33	57
캐나다	9	35	57
덴마크	8	38	55
네덜란드	8	36	55
노르웨이	8	37	55
스웨덴	8	35	57
미국	8	33	60
이태리	8	31	61
영국	6	33	61
벨기에	6	32	62
호주	5	34	62
아일랜드	5	31	65

註: 1) 한국의 점유율 수치는 家口消費實態調査의 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 수치임.

資料: Foster, Michael & Pearson, Mark (2000), *Income Distribution in OECD Countries, Poverty and Income Inequality in Developing Countries: A Policy Dialogue on the Effects of Globalization*. 30 November - 1 December 2000.

이상과 같이 우리나라의 市場所得 Gini계수 및 점유율은 OECD국가들과 비교할 때 상대적으로 양호한 것으로 나타나고 있으나, OECD 선진 회원국들의 경우 공적 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금 등을 통해 소득재분배를 함으로써 소득불평등도를 상당히 낮춘다는 점을 고려해야 한다.

4. 公的 移轉所得과 所得稅 占有率 國際比較

아래 <표 3-5>는 OECD국가들의 전가구 공적 이전소득과 소득세의 10分位에서 하위30%, 중위40% 그리고 상위30%의 소득점유율을 비교한 것이다. 그런데 아래 표의 우측 소득세 항목에 있는 우리나라의 데이터는 직접세와 사회보장 부담금을 모두 포함하여 계산한 자료이므로 사실 다른 나라의 소득세 점유율과 직접 비교하기가 어렵다는 점을 밝혀둔다.

우리나라의 공적 이전소득의 경우 하위 30%가 받은 공적 이전소득이 전체 공적 이전소득에서 차지하는 비율이 2000년의 경우 50.3%, 그리고 1996년의 경우 48.4%로 영국과 비슷한 수준임을 알 수 있다. 반면에 상위 30%가 받은 공적 이전소득의 비율이 2000년에 21.5%, 그리고 1996년에 21.4%로 OECD 국가들 중에서 중간수준에 위치하고 있다. 즉, 우리나라는 중위 40%에 해당하는 가구들이 받은 공적 이전소득의 비율이 상대적으로 낮게 나타난다는 것이다.

OECD국가들 중에서 호주의 공적 이전소득의 소득재분배 효과가 가장 클 것으로 예상된다. 그 이유는 하위 30%의 경우 57.7%로 비교 대상국가들 중에서 가장 높으나 상위 30%의 경우 7.4%로 대부분의 공적 이전소득이 하위계층에 집중되어 있기 때문이다. 한편, 오스트리아, 독일, 프랑스의 경우 하위30%와 상위30%가 받은 공적 이전소득의 비율이 비슷하게 나타나고 있다. 이는 이들 국가의 경우 대상이 보편적인 수당제도가 일반화된 결과가 아닌가 추정해 본다. 그리고 이태리, 터키, 멕시코의 경우 하위 30%에 속하는 계층보다 상위 30%에 속하는 계층이 받은 공적 이전소득이 더 큰 것으로 나타나 이들 국가에서는 공적 이전소득이 소득분배를 더 악화시키는 효과가 있는 것으로 판단된다.

〈表 3-5〉 OECD國家 全家口 公的 移轉所得과 所得稅의 占有率 比較

국가, 연도	공적 이전소득			소득세		
	하위 30%	중위 40%	상위 30%	하위30%	중위 40%	상위 30%
호주, 1994	57.7	34.9	7.4	1.8	27.8	70.4
한국, 2000	50.3	28.3	21.5	9.5	31.3	59.2
영국, 1995	48.9	37.8	13.3	4.2	29.6	66.2
한국, 1996	48.4	30.1	21.4	16.1	32.7	51.3
노르웨이, 1995	46.0	36.8	17.2	8.2	35.4	56.4
덴마크, 1994	45.8	37.5	16.7	12.7	36.5	50.8
네델란드, 1995	45.0	35.4	19.6	10.4	34.5	55.1
아일랜드, 1994	43.9	41.5	14.6	2.5	27.2	70.3
핀란드, 1995	40.3	41.4	18.3	9.5	32.9	57.6
캐나다, 1995	39.7	38.3	22.0	5.3	32.4	62.3
미국, 1995	37.2	38.2	24.6	5.2	36.5	68.2
스위스, 1992	34.6	39.5	25.8	12.2	30.5	57.3
벨기에, 1995	33.7	43.1	23.3	2.8	30.1	67.2
스웨덴, 1995	31.4	41.4	27.2	10.8	34.9	54.4
오스트리아, 1993	30.4	39.7	30.0
독일, 1994	28.5	42.2	29.2	8.7	34.1	57.2
프랑스, 1994	28.2	38.9	32.9	8.9	24.2	66.9
헝가리, 1998	28.1	42.6	29.2
그리스, 1994	23.2	36.3	40.5
이태리, 1993	20.8	44.7	34.5	5.8	29.8	64.4
터어키, 1994	14.2	39.2	46.6
멕시코, 1994	13.8	27.9	58.3
OECD 평균*	34.6	38.9	26.6	7.3	31.1	61.7

註: 1) OECD 평균치는 한국을 제외한 평균치임.

2) 한국의 소득세 점유율은 소득세와 직접세 그리고 사회보장부담금이 포함된 수치임.

3) 한국의 점유율 수치는 家口消費實態調査의 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 것임.

資料: Foster, Michael & Pearson, Mark (2000), *Income Distribution in OECD Countries, Poverty and Income Inequality in Developing Countries: A Policy Dialogue on the Effects of Globalization*.
30 November - 1 December 2000.

한편, 소득세의 경우를 보면, 앞에서 언급한 바와 같이 우리나라의 경우 소득세 대신에 직접세와 사회보장 부담금을 이용하였다고 하였는데, 전반적으로 우리나라의 하위소득 30%가 직접세와 사회보장 부담금으로 지출하는 액수가 전체 직접세와 사회보장 부담금에서 차지하는 비율이 OECD국가들에 비해 높은 편인 것으로 보인다. 반면에 우리나라의 상위소득 30%에 속하는 계층의 경우 다른 OECD국가들에 비해 다소 낮은 편으로 우리나라의 직접세와 사회보장 부담금을 지출하는 비율이 OECD 국가들에 비해 덜 누진적이라고 할 수 있겠다.

그런데 지금까지 <표 3-5>에서 살펴본 비율들은 공적 이전소득이나 소득세 모두 단지 비율만을 나타내고 그 규모는 알 수 없으므로 실제 이들이 소득불평등도 축소에 어느 정도 영향을 미치는가는 알 수 없다. 따라서 다음에는 市場所得에 공적 이전소득을 더하고 여기서 직접세와 사회보장 부담금을 제한 가처분 소득의 Gini계수를 OECD 국가들과 비교하려고 한다.

5. 可處分所得(DI) Gini係數 國際比較

<표 3-6>은 OECD국가의 전가구 可處分所得이 Gini계수를 나타내고 있다. 앞에서 우리나라의 市場所得 Gini계수 및 分位별 소득점유율이 OECD국가들과 비교할 때 양호한 것으로 나타났음을 살펴보았다. 그런데 각 국의 공적 이전소득 및 직접세와 사회보장 부담금을 포함하였을 경우 우리나라의 소득불평등도는 OECD국가들 중에서 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 즉, 우리나라 可處分所得의 Gini계수는 1996년의 경우 0.335, 그리고 2000년의 경우 0.386으로 일본이나 스위스 및 독일 등과 상당히 격차가 있고, 특히 덴마크와는 2000년의 경우 0.17 포인트나 차이가 나고 있다. 그리고 하위 30%의 市場所得 점유율이 우리나라와 비슷하였던 일본의 경우도 可處分所得의 Gini계수가 0.265로 우리나라와는 큰 격차를 보이고 있다.

스웨덴의 경우 1980년대의 조사이지만, 市場所得의 Gini계수가 0.439였으나 可處分所得의 Gini계수를 보면 0.230으로 0.209 포인트나 감소한 것으로 공적 이전소득, 직접세와 사회보장 부담금의 소득재분배 효과가 얼마나 큰지를 알

수 있게 해준다. 그리고 사회보장제도가 유럽보다 덜 발전되어 있다는 미국의 경우도 市場所得 Gini계수의 경우 0.411에서 可處分所得 Gini계수의 경우 0.344로 소득불평등도를 감소시키고 있다.

이상에서 살펴본 내용을 정리하면 다음과 같다. 市場所得 Gini계수와 10分位로 OECD국가들의 소득분배상태를 비교해 보면 우리나라는 OECD국가들 중에서 소득분배 상태가 상대적으로 양호한 그룹에 속하는 것으로 나타났다. 또한 우리나라의 중·하위소득계층이 받은 공적 이전소득이 전체 공적 이전소득에서 차지하는 비율을 OECD국가들의 그것과 비교해보면 우리나라의 공적 이전소득이 저소득층에게 돌아가는 비율이 상대적으로 높은 그룹에 속하는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 우리나라의 可處分所得 Gini계수를 OECD국가들의 그것과 비교해보면 우리나라는 상대적으로 소득분배가 불평등한 그룹에 속하게 되는데, 이러한 현상이 발생하는 이유는 공적 이전소득이 소득불평등을 축소하는 효과가 OECD국가들과 비교할 때 상당히 작다는 것을 의미한다. 즉, 우리나라의 공적 이전소득에서 저소득층에게 돌아가는 부분이 차지하는 비율은 높은 편이지만 공적 이전소득의 규모 자체가 적어서, OECD 선진국가들과 같이 공적 이전소득이 소득불평등도를 대폭 축소하기에는 미흡하기 때문이다.

따라서 다음 절에서는 우리나라의 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금이 소득불평등도 축소에 미치는 효과를 상세히 검토하려고 한다.

〈表 3-6〉 OECD國家의 全家口 可處分所得 Gini係數 比較

회원국, 조사연도	Gini 계수
덴마크, 1994	0.217
핀란드, 1995	0.228
스웨덴, 1995	0.230
오스트리아, 1993	0.238
네덜란드, 1995	0.255
노르웨이, 1995	0.256
일본	0.265
스위스	0.269
벨기에, 1995	0.272
프랑스, 1994	0.278
독일, 1994	0.282
헝가리, 1997	0.283
캐나다, 1995	0.285
호주, 1994	0.305
영국, 1995	0.312
아일랜드, 1994	0.324
한국, 1996	0.335
그리스, 1994	0.336
미국, 1995	0.344
이태리, 1993	0.345
한국, 2000	0.386
터키, 1994	0.491
멕시코, 1994	0.526

註: 1) 한국의 Gini계수는 家口消費實態調查의 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 수치임.

資料: Forster, Michael F., *Trends and Driving Factors in Income Distribution and poverty in the OECD area*. Labour Market and Social Policy-Occasional Papers No. 42 (DEELSA/ELSA/WD(2000)3).

第 3 節 租稅와 移轉所得 前後 所得不平等度

이번 절에서는 이전소득과 직접세가 소득불평등에 미치는 효과를 좀더 구체적으로 분석하려고한다. 이를 위해 OECD의 분류에 따른 1次所得(Primary Income; PI)과 市場所得(Market Income; MI), 總所得(Gross Income; GI) 그리고 可處分所得(Disposal Income, DI)으로 Gini계수를 측정하고, 그 결과들의 차이를 구하여 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금으로 인해 변화된 소득불평등도를 파악하려고 한다. 즉, 이를 그림으로 보면 다음과 같다.

[그림 3-1] 移轉所得 및 直接稅와 社會保障負擔金에 의한 Gini係數 減少

私的 移轉所得에 의한 Gini係數 變化치	=	1次所得 Gini係數	-	市場所得 Gini係數
私的·公的 移轉所得에 의한 Gini係數 變化치	=	1次所得 Gini係數	-	總所得 Gini係數
私的·公的 移轉所得 및 直接稅와 社會保障負擔金에 의한 Gini係數 變化치	=	1次所得 Gini係數	-	可處分所得 Gini係數

위 그림에 나타나 있는 바와 같이 市場所得은 1次所得에 사적 이전소득을 합한 것이므로 1次所得 Gini계수에서 市場所得 Gini계수를 빼면 사적 이전소득으로 인한 Gini계수 변화치가 나온다. 같은 방법으로 市場所得 Gini계수에서 總所得 Gini계수를 빼면 공적 이전소득으로 인한 Gini계수 변화치가 나온다. 물론 1次所得 Gini계수에서 總所得 Gini계수를 빼면 사적 및 공적 이전소득으로 인한 Gini계수 변화치가 나올 것이다. 마지막으로 總所得 Gini계수에서 可處分所得

Gini계수를 빼면 직접세와 사회보장부담금으로 인한 Gini계수 변화치가 도출된다. 이러한 방식으로 계측한 결과가 아래 <표 3-7>에서 <표 3-12>에 나타나 있다. 이 표들은 Gini계수를 전가구를 포함하여 가구 특성별로 근로자가구, 비근로자가구, 2인 이상 가구, 1인 가구, 그리고 2인 이상 도시근로자가구를 대상으로 계산한 것이다. 그리고 2인 이상 도시근로자가구(A)의 경우 家口消費實態調査를, 그리고 2인 이상 도시근로자가구(B)의 경우 都市家計調査 자료를 이용하여 계산한 것이다. 이처럼 소득불평등도를 계산하면서 근로자가구 및 비근로자가구, 그리고 1인 가구와 2인 이상 가구들을 각각 따로 분리하여 소득불평등도를 계측하는 이유는 다음과 같이 두 가지가 있다. 먼저, 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금이 소득분배에 미치는 효과가 근로자가구, 비근로자가구, 1인가구, 2인 이상 가구 등 가구특성별로 상이할 수 있기 때문이다. 예를 들면 직접세가 근로자가구에게는 소득불평등을 축소하는 효과를 가졌다고 하더라도 무직자와 고소득 자영자들이 포함되어 있는 비근로자 가구의 경우에도 동일한 영향을 미쳤을 것이라고 판단하기는 쉽지 않다. 따라서 전가구를 주 대상으로 하되 근로자가구, 비근로자가구 등으로 구분하여 더 구체적으로 이전소득과 직접세 및 소득보장 부담금의 소득불평등도 변화의 영향을 분석하기 위하여 이상과 같이 구분하였다. 둘째, 전가구를 대상으로 소득불평등도를 계측할 수 있는 家口消費實態調査가 5년마다 조사되므로 家口消費實態調査의 비계측년도에는 都市家計調査를 이용하여 소득불평등도를 계측할 수밖에 없는데 2인 이상 도시근로자만의 소득이 발표되므로, 이러한 비계측년도의 소득불평등도를 대비하기 위해 위와 같이 단계별로 소득불평등도를 계측하고 그 결과를 이용하여 전가구의 소득불평등도를 추정하는데 다소나마 이용하기 위함이 그 목적이다.

그런데 전가구의 소득불평등도는 家口消費實態調査가 시행된 1996년과 2000년의 경우에만 파악이 가능하다. 따라서, 여기서는 주로 1996년과 2000년의 소득불평등도 비교에 중점을 두었음을 밝혀둔다.

1. 私的 移轉所得에 의한 所得不平等度 變化

앞장에서 OECD의 소득분류에 대하여 통계청의 소득분류와 비교설명한 바와 같이 이전소득이 포함되어 있지 않은 1次所得(PI)으로 계측된 Gini계수(GPI)와 1次所得에 사적 이전소득만 추가된 市場所得(MI)으로 계측된 Gini계수(GMI)의 차이를 비교하면 사적 이전소득(PTR)에 의한 소득불평등도의 변화를 파악할 수 있다. 아래 표에서 1996년도 전가구 1次所得(PI)의 Gini계수가 0.373이었으나, 市場所得(MI)의 Gini계수는 0.340으로 하락하였는데, 이는 사적 이전소득으로 Gini계수가 0.033 포인트만큼 감소하였음을 나타낸다. 2000년에 와서는 전가구 1次所得(PI)의 Gini계수가 0.445로 급증하였으며, 市場所得(MI)의 Gini계수는 0.403으로 그 차이는 0.042 포인트로서 1996년의 0.033 포인트 보다 크게 나타나는데 이는 사적 이전소득의 소득불평등 완화 효과가 1996년보다 2000년에 들어와서 전가구의 경우 더욱 커졌다는 것으로 해석할 수 있다.

가구 특성별 사적 이전소득의 Gini계수 축소효과를 보면, 근로자가구만을 대상으로 할 경우 1996년에 0.010 포인트, 그리고 2000년에는 0.008 포인트로 전가구를 대상으로 할 때에 비해 상당히 낮음을 알 수 있다. 특히 2000년에 전가구의 사적 이전소득의 Gini계수 감소효과가 1996년에 비해 더 큰데도 불구하고 근로자가구의 경우, 2000년의 사적 이전소득의 Gini계수 감소효과가 1996년의 그것에 비해 더 낮게 나타나고 있다. 이는 근로자가구는 비근로자가구에 비해 사적 이전소득에 의한 소득불평등도 변화의 영향이 그리 크지 않았으나, 이러한 추세가 2000년에 와서 더욱 두드러졌다고 할 수 있다.

반면에 비근로자가구만을 대상으로 한 경우 1996년의 경우 사적 이전소득의 Gini계수 축소효과는 0.068 포인트, 그리고 2000년의 경우 0.081 포인트로 근로자 가구의 그것보다 훨씬 크게 나타났다. 이는 사적 이전소득이 저소득층 비근로자가구에 집중적으로 발생하였음을 간접적으로 추정할 수 있게 해주며 아울러 2000년도에 비근로자가구의 사적 이전소득으로 인한 소득불평등 감소효과가 1996년보다 더 큰 것으로 파악된다.

〈表 3-7〉 1次 및 市場所得 Gini係數와 私的 移轉所得의 Gini係數 減少效果

	연도	전가구	근로자 가구	비근로자 가구	2인 이상 가구	1인 가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A) ²	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G _{PI}	1996	0.373	0.299	0.481	0.351	0.515	0.295	0.313
	2000	0.445	0.325	0.579	0.416	0.601	-	0.309
G _{MI}	1996	0.340	0.289	0.413	0.325	0.434	0.284	0.307
	2000	0.403	0.317	0.498	0.387	0.481	-	0.304
G _{PI} - G _{MI}	1996	0.033	0.010	0.068	0.026	0.081	0.011	0.006
	2000	0.042	0.008	0.081	0.029	0.120	-	0.005

註: 1) PI: 1次所得, MI: 市場所得, G_{PI}와 G_{MI}: 1次所得 및 市場所得으로 계산한 Gini계수

2) 2000년도 家口消費實態調査는 1996년의 조사와는 달리 도시와 비도시의 구분이 되어 있지 않아 2000년의 2인 이상 도시근로자가구 Gini계수를 계산하지 못함.

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 및 都市家計調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

이번에는 2인 이상 가구만을 대상으로 한 경우와 1인가구만을 대상으로 하여 사적 이전소득이 Gini계수 축소에 미치는 효과를 보았는데 전자의 경우 1996년에 0.026 포인트, 그리고 2000년에 0.029 포인트이고, 후자의 경우 1996년에 0.081 포인트, 그리고 2000년에는 0.120 포인트로 나타났다. 즉, 1996년과 2000년 모두 1인가구만을 대상으로한 사적 이전소득의 Gini계수 감소효과가 2인 이상 가구의 그것보다 더 큰 것으로 나타났으며, 2인 이상 가구와 1인가구 모두 2000년이 1996년보다 사적 이전소득의 Gini계수 감소효과가 더 컸던 것으로 나타났다. 그리고 2인 이상 도시근로자가구의 경우 家口消費實態調査로 계산한 Gini계수 0.295가 都市家計調査로 계산한 Gini계수 0.313보다 약 0.02 포인트 정도 낮게 나타나고 있다. 이는 앞에서도 설명한 바와 같이 두 조사간 차이에서 발생한다고 판단된다.

지금까지의 경우를 종합해 볼 때 우리나라의 사적 이전소득의 Gini계수 축소

효과는 1996년과 2000년 모두에 걸쳐 1인가구에서 가장 크게 나타났으며, 그리고 비근로자가구, 전가구, 2인가구 그리고 근로자가구 순으로 나타났다. 이러한 현상은 저소득층의 비율이 높은 것으로 추정되는 1인가구와 비근로자가구에서 사적 이전소득이 크게 발생했기 때문인 것으로 추정할 수 있겠다.

그런데 OECD는 사적 이전소득에 대한 분석을 하지 않고 있다. 그 이유는 사적 이전소득은 복지제도가 상대적으로 덜 발달한 국가에서 중요한 소득이전의 수단이지만 선진산업국가에서는 공적 이전소득의 비중이 커짐에 따라 사적소득 이전의 역할이 당연히 축소되었기 때문이다. 그러나 우리나라에서는 아직 사적 이전소득의 역할이 상당히 크므로 본 연구에서는 사적 이전소득의 소득불평등도 변화에 대한 기여도를 함께 분석하였다.

2. 公的 移轉所得에 의한 所得不平等度 變化

이번에는 공적 이전소득의 소득불평등도의 변화를 살펴보고자 한다. 여기서 공적 이전소득이란 家口消費實態調查에서 연금과 사회보장수혜로만 구성되는데 1996년의 경우 연금과 사회보장수혜로만 분류되었으나 2000년 家口消費實態調查에서는 연금과 사회보장수혜를 세분화하여 연금은 공무원연금, 사립학교교원연금, 군인연금, 국민연금, 별정우체국으로 분류되었고, 사회보장수혜는 생활보호가구 보조금, 국가유공자 보조금, 장애인 보조금, 노인 보조금, 산재보험법에 의한 보조금, 실업급여로 세분화되어 그 자료가 발표되었다. 그러나 여기서는 1996년과의 비교를 위하여 공적 이전소득을 연금과 사회보장수혜의 합계로 계산하였다.

공적 이전소득의 소득불평등도 축소효과 계산방법은 앞에서와 마찬가지로 1次所得(PI) Gini계수와 1次所得에 공적 이전소득(STR)만을 더한 소득으로 계산된 Gini계수 (GPI+STR)의 차이, 즉, $GPI - GPI+STR$ 를 구하면 공적 이전소득에 의한 Gini계수의 변화치를 구할 수 있다.

이 변화치가 <표 3-8>에 나타나있는데, 표에서 음영처리된 부분이 바로 공적 이전소득에 의한 Gini계수의 변화치를 나타내고 있다. 이 표에서 1996년의 경우 공적 이전소득으로 인한 소득불평등도의 감소효과가 0.005 포인트로 1996년 사

적이전소득의 소득불평등 축소효과인 0.033 포인트보다 상당히 낮다는 것을 알 수 있다. 이 차이는 2000년의 경우 0.014 포인트로 1996년에 비해 크게 높아졌으나 2000년 사적 이전소득의 효과인 0.042 포인트에 비하면 훨씬 낮다. 따라서 전가구만을 볼 때 1996년과 2000년 모두 공적 이전소득이 소득불평등도 축소효과가 사적 이전소득의 그것에 비해 크게 낮은 것으로 나타났다.

〈表 3-8〉 公的 移轉所得의 Gini係數 減少效果

	연도	전가구	근로자 가구	비근로자 가구	2인 이상 가구	1인 가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A) ²	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G _{PI}	1996	0.373	0.299	0.481	0.351	0.515	0.295	0.313
	2000	0.445	0.325	0.579	0.416	0.601	-	0.309
G _{PI+STR}	1996	0.368	0.298	0.469	0.346	0.506	0.294	0.312
	2000	0.431	0.322	0.553	0.404	0.571	-	0.306
G _{PI} - G _{PI+STR}	1996	0.005	0.001	0.012	0.005	0.009	0.001	0.001
	2000	0.014	0.003	0.026	0.012	0.030	-	0.003

註: 1) PI: 1次所得, STR: 공적 이전소득

2) 2000년도 家口消費實態調査는 1996년의 조사와는 달리 도시와 비도시의 구분이 되어 있지 않아 2000년의 2인이상 도시근로자가구 Gini계수를 계산하지 못함.

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 및 都市家計調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

같은 방식으로 근로자 가구를 대상으로 한 공적 이전소득의 Gini계수 감소효과를 보면 1996년의 경우 0.001 포인트로 그 폭이 상당히 미미하였으나 2000년의 경우 0.003 포인트로 그 폭이 미세하나마 커졌다. 비근로자가구를 대상으로 할 때, 공적 이전소득의 Gini계수 감소효과가 1996년에는 0.012 포인트로 근로자 가구의 경우보다 상당히 크며, 2000년에는 0.026 포인트로 더욱 증가하였다. 2인이상 가구를 대상으로 할 때, 1996년은 0.005 포인트, 2000년에는 0.012 포인트로 두 해 모두 근로자가구의 경우보다는 높으나 비근로자가구의 경우보다는 낮게 나타났다. 그러나 1인 가구의 공적 이전소득이 Gini계수 축소에 미치는 영

향은 1996년에 0.009 포인트였으나 2000년에는 0.030 포인트로 가장 크게 나타나고 있다. 즉, 앞에서 살펴본 사적 이전소득이 소득불평등 축소효과와 마찬가지로 공적 이전소득의 경우도 1996년과 2000년의 경우 모두, 1인가구에서의 소득불평등도 축소효과가 가장 크게 나타났으며, 그 다음으로 비근로자가구, 전가구 그리고 2인이상 가구 순서로 나타났으며, 근로자가구의 공적 이전소득이 소득불평등에 미치는 효과가 가장 적은 것으로 나타났다.

3. 公的 移轉所得·直接稅·社會保障 負擔金에 의한 所得不平等度 變化

이번에는 소득재분배를 위해 정부가 취할 수 있는 가장 주요한 방법인 공적 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금이 소득불평등 축소에 미치는 효과를 분석하려고 한다. 따라서 이번에 나타나는 결과는 시장에서 분배된 소득의 격차¹¹⁾를 정부가 개입하여 줄인 결과이기도 하다. 또한 공적 이전소득의 경우 이전받은 소득만을 대상으로 할 경우 실제로 정확한 공적 이전소득의 소득불평등 축소효과를 알 수 없다. 그 이유는 사적 이전소득은 어떤 강제적인 납부금이 없는 것과는 달리 공적 이전소득의 경우 이를 위해 각 가구가 납부해야 하는 사회보험료와 직접세가 있기 때문이다. 따라서 받은 공적 이전소득에서 지출한 사회보험료와 직접세를 감한 금액을 적용하여 Gini계수를 계산하여야 실제 공적 이전소득의 소득불평등도 완화효과를 알 수 있다.

<표 3-9>는 직접세와 사회보장 부담금을 고려한 공적 이전소득의 소득불평등도 축소효과를 다음 3가지 측면에서 분석한 결과를 보여주고 있다. 먼저, 직접세를 적용한 경우이고, 그리고 소득세를 적용한 경우인데, 여기서 소득세를 다음 두 가지 형태로 분리하여 분석하였다. 즉, 조사자료에 나타나있는 조사된 소득세를 적용하는 경우와 소득세법에 따라 소득세율을 적용하여 계산한 소득세

11) 시장에서 이루어진 소득분배를 1차분배라고 하며, 시장에서 벌어진 소득격차를 줄이기 위하여 정부가 개입하여 조세정책과 사회보장정책을 통해 소득을 재분배하는 과정을 2차분배라고도 한다. 일반적으로 선진국가에서는 1차분배시에는 개인의 능력에 따라 시장에서 소득을 얻도록 하되, 2차 소득분배시에는 누진적 세율과 저소득층에 대한 사회보장 혜택을 통해 강력한 재분배를 실시하는 경향이 뚜렷하다.

를 적용하는 경우이다. 이와 같이 소득세율을 이용하여 소득세액을 계산하는 방식을 취한 이유는 조사대상 가구들이 소득세를 계산하기 힘들기 때문에 家口消費實態調査에 나타나 있는 직접세관련 지출액이 얼마나 정확한지 사실 판단하기 어렵기 때문이다. 임금근로자의 경우 상대적으로 근로 소득세 산출이 용이하나, 자영자의 경우 소득세 산출이 용이하지 않으므로 조사대상 가구의 소득세 액수가 정확하지 않을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 家口消費實態調査와 都市家計調査에 나와 있는 소득세 자료를 이용하는 동시에 현행 세법을 각 가구의 소득수준에 적용하여 실제 지출해야 하는 소득세의 액수를 산출한 후 이를 소득에 적용하여 소득불평등도를 계측하려는 것이다.¹²⁾ 즉, 아래 표에서 직접세를 적용하여 계산한 Gini계수가 $G_{PI+STR-SSC-DTX}$ 이고, 조사된 소득세를 적용하여 계산한 Gini계수가 $G_{PI+STR-SSC-ITX(1)}$ 이며, 소득세율을 적용하여 계산한 소득세를 이용하여 계산한 Gini계수가 $G_{PI+STR-SSC-ITX(2)}$ 이다.

이들 Gini계수는 1次所得(PI)에 공적 이전소득(STR)을 더하고 동시에 사회보장 부담금(SSC)과 직접세(또는 소득세)를 제한 소득으로 계산한 Gini계수들이며, 이를 G_{PI} 의 차이를 구함으로써 공적 이전소득의 소득불평등도 변화치를 구할 수 있게 된다. 그런데 이러한 경우에서 OECD는 직접세를 이용하지 않고 직접세 중에서 소득세(Income Tax, ITX)만을 이용하고 있는데, 통계청의 家口消費實態調査의 경우 2000년부터, 그리고 都市家計調査의 경우 1997년부터 소득세 항목이 독립적으로 발표되고 있어 그 이전의 자료의 경우 소득세만을 따로 분리하여 적용할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 직접세를 이용하되 소득세가 분리되어 발표된 해에 대해서는 직접세와 소득세를 각각 이용하여 계산하였음을 밝혀둔다.

앞서 설명한 바와 같이, 공적 이전소득의 소득불평등 축소효과를 보기 위해 $G_{PI+STR-SSC-DTX}$ 를 구한 후 G_{PI} 와의 차이를 구하였다. 그 결과 1996년도의 직접세와 사회보장 부담금을 고려한 공적 이전소득의 소득불평등 축소효과, 즉, $G_{PI} - G_{PI+STR-SSC-DTX}$ 는 0.003 포인트였으나 2000년도에는 0.016 포인트로 소득불평등 축소효과가 더 크게 나타났다.

12) 附錄 3. 소득세율 및 소득공제 참조

그런데 $G_{PI+STR-SSC-DTX}$ 는 0.370으로 공적 이전소득만을 대상으로 계산한 <표 3-8>의 G_{PI+STR} 0.368보다 더 높게 나왔다. 이를 통해 1996년도의 직접세와 사회보장 부담금이 소득불평등을 오히려 확대시켰음을 간접적으로 알 수 있으나 1996년도 소득세율을 이용하여 추정된 소득세를 적용한 Gini계수를 보면 반드시 그렇지만은 않은 것으로 판단된다. 즉, 1次所得에 공적 이전소득을 더한 후 사회보장 부담금과 추정 소득세를 제외한 소득의 Gini계수($G_{PI+STR-SSC-ITX(2)}$)는 0.318로서 G_{PI+STR} 보다 상당히 낮게 나타남으로써 사회보장 부담금과 소득세가 소득불평등도를 상당히 축소한 것으로 나타난다.

<表 3-9> 公的 移轉所得, 直接稅(所得稅) 社會保障負擔金の Gini係數 減少效果

	연도	전가구	근로자 가구	비근로 자 가구	2인 이상 가구	1인 가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A) ²	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G_{PI}	1996	0.373	0.299	0.481	0.351	0.515	0.295	0.313
	2000	0.445	0.325	0.579	0.416	0.601	-	0.309
$G_{PI+STR-SSC-DTX}$	1996	0.370	0.295	0.477	0.349	0.508	0.292	0.307
	2000	0.429	0.315	0.557	0.402	0.570	-	0.302
$G_{PI} -$ $G_{PI+STR-SSC-DTX}$	1996	0.003	0.004	0.004	0.002	0.007	0.003	0.006
	2000	0.016	0.010	0.022	0.014	0.031	-	0.007
$G_{PI+STR-SSC-ITX(1)}$	1996	-	-	-	-	-	-	-
	2000	0.427	0.315	0.553	0.401	0.568	-	-
$G_{PI} -$ $G_{PI+STR-SSC-ITX(1)}$	1996	-	-	-	-	-	-	-
	2000	0.018	0.010	0.026	0.015	0.033	-	-
$G_{PI+STR-SSC-ITX(2)}$	1996	0.318	0.275	0.382	0.302	0.416	0.268	0.290
	2000	0.365	0.295	0.441	0.349	0.438	-	0.284
$G_{PI} -$ $G_{PI+STR-SSC-ITX(2)}$	1996	0.055	0.024	0.099	0.049	0.099	0.027	0.023
	2000	0.080	0.030	0.138	0.067	0.163	-	0.025

註 1) PI: 1次所得, DTX: 직접세, ITX: 소득세, STR: 공적이전소득, SSC: 사회보장 부담금

2) 2000년도 家口消費實態調査는 1996년의 조사와는 달리 도시와 비도시의 구분이 되어 있지 않아 2000년의 2인 이상 도시근로자가구 Gini계수를 계산하지 못함.

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 및 都市家計調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

그리고 공적 이전소득과 사회보장 부담금 및 소득세로 인한 소득불평등도 축소효과를 ‘조사된 소득세’와 ‘추정된 소득세’를 각각 적용해 보면, 먼저 GPI+STR-SSC-ITX(1)은 2000년에 0.427로¹³⁾ 같은 해의 GPI+STR-SSC-DTX인 0.429보다 약간 낮아진 것을 알 수 있다. ‘추정된 소득세’를 적용하여 계산한 GPI+STR-SSC-ITX(2)의 경우 1996년에 0.318, 그리고 2000년에 0.365로 GPI+STR-SSC-ITX(1)보다 소득불평등도가 많이 낮아진 것으로 나타났다. 즉, 추정된 소득세를 적용한 경우의 소득불평등도 축소효과가 1996년의 경우 0.055 포인트 그리고 2000년의 경우 0.080 포인트로 나타남으로써, 조사된 소득세를 적용한 경우인 GPI - GPI+STR-SSC-ITX(1)의 0.018 포인트(2000년)¹⁴⁾ 보다 상당히 높게 나타나고 있다. 이는 이미 언급한 바와 같이 조사대상가구에서 지출한 소득세액을 정확히 알고 답하는 경우가 그리 많지 않을 것으로 판단되며, 아울러 실제 세율에 따라 납세하지 않는 가구가 있기 때문에 이러한 격차가 발생하는 것으로 추정된다. 따라서 1996년의 직접세가 소득불평등도를 과연 확대시켰는가에 대해서는 좀더 상세한 검토가 필요하며, 이에 대해서는 다음에서 다룰 직접세의 소득불평등 축소효과에서 논의하도록 하겠다.

이상의 내용을 정리하면, 직접세와 사회보장 부담금을 고려한 공적 이전소득의 소득불평등 축소효과는 공적 이전소득만의 축소효과보다 더 큰 것으로 나타났으며, 직접세보다는 소득세, 그리고 조사된 소득세보다는 소득세율로 계산된 소득세를 적용한 경우 소득불평등 축소효과가 더 크게 나타났다. 그리고 1996년보다 2000년에 들어와 직접세와 사회보장 부담금을 고려한 공적 이전소득의 소득불평등도 축소효과가 더 커졌으며, 이는 전가구 뿐만 아니라 비근로자가구만을 대상으로 하였을 경우, 근로자만을 대상으로 하였을 경우, 2인 이상 가구만을 대상으로 하였을 경우 등등 모든 경우에서 동일하게 나타났다.

13) 1996년 家口消費實態調査에서 소득세를 분리하여 발표하지 않았기 때문에 <표 3-9>에서 GPI+STR-SSC-ITX(1)은 계산되지 않았다.

14) 2000년도 GPI - GPI+STR-SSC-ITX(1)은 0.018 포인트로 직접세를 적용한 GPI - GPI+STR-SSC-DTX의 0.016보다 그 효과가 다소 크게 나타났다. 그 이유는 직접세를 구성하는 소득세, 재산세, 자동차세 주민세 등에서 소득세가 다른 직접세보다 소득에 따른 누진율 등의 이유로 소득불평등 축소효과가 더 크기 때문이라고 해석할 수 있다.

4. 直接稅로 인한 所得不平等度 變化

앞에서는 직접세와 사회보장 부담금을 고려한 공적 이전소득의 소득불평등도에 미치는 효과를 분석하였는데, 이번에는 직접세(또는 소득세)의 소득불평등 축소효과를 보려고 한다. 1996년 직접세와 사회보장 부담금이 소득불평등을 확대하는 것으로 파악되었는데, 그 이유가 직접세로 인한 것인지 확인할 필요가 있다.

이를 위해 1次所得(PI)에서 직접세(또는 소득세)를 제한 소득으로 계산한 Gini 계수, GPI-DTX와 GPI와의 차이를 계산함으로써 직접세에 의한 소득불평등 변화치를 구할 수 있다. 그리고 직접세중에서 소득세의 소득불평등도 축소효과를 ‘조사된 소득세’와 ‘추정된 소득세’를 통해 각각 파악하기 위해 먼저 조사된 소득세를 적용한 Gini계수(GPI-ITX(1))을 계산하였으며, 추정된 소득세를 적용한 Gini계수(GPI-ITX(2))를 계산하였다. 그 결과, GPI-DTX를 보면 1996년의 경우 0.374로 GPI의 0.373보다 오히려 0.001 포인트 크게 나왔으며, 2000년의 경우 GPI는 0.445, GPI-DTX는 0.442로 그 차이는 0.003 포인트로 나타났다. 이를 통해 1996년에 家口消費實態調査에 조사된 직접세는 소득불평등을 확대시킨 것으로 나타남으로써 앞에서 제기한 의문에 답하고 있다. 그러나 2000년에는 소득불평등을 완화한 것으로 나타나고 있음을 알 수 있다.

2000년의 GPI-ITX(1)를 보면 0.440으로 조사된 소득세가 소득불평등도를 0.005 포인트 축소시킴으로써 GPI - GPI-DTX의 0.003 포인트보다 높은 축소효과를 나타냈으며, 추정한 소득세를 적용한 경우, Gini계수(GPI-ITX(2))가 1996년에는 0.356, 2000년에는 0.420으로 소득불평등 축소효과가 각각 0.017 포인트, 0.025 포인트로 상대적으로 높게 나타났다. 이처럼 소득세율을 적용하여 계산한 Gini계수가 조사소득을 적용한 Gini계수보다 낮게 나타나는 이유는 앞에서도 언급한 바와 같이 조사대상 가구의 소득세 관련 답변이 정확하기 힘들기 때문으로 판단된다. 그러나 소득세율로 계산한 소득세가 물론 정확하나 실제로 소득세율에 따라 정확하게 납세가 이루어 졌다고 보기도 힘든 것이 사실이다. 따라서 실제 소득세를 통한 소득불평등도의 축소효과는 소득세율을 적용한 소득

세의 빈곤을 축소효과보다는 다소 낮을 것으로 판단되나 조사된 소득세의 소득 불평등도보다는 높을 것으로 추정된다.

〈表 3-10〉 直接稅(所得稅)의 Gini係數 減少效果

	연도	전가구	근로자 가구	비근로자 가구	2인 이상 가구	1인 가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A)	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G _{PI}	1996	0.373	0.299	0.481	0.351	0.515	0.295	0.313
	2000	0.445	0.325	0.579	0.416	0.601	-	0.309
G _{PI-DTX}	1996	0.374	0.296	0.488	0.352	0.517	0.292	0.307
	2000	0.442	0.319	0.580	0.412	0.601	-	0.303
G _{PI} - G _{PI-DTX}	1996	-0.001	0.003	-0.007	-0.001	-0.002	0.003	0.006
	2000	0.003	0.006	-0.001	0.004	0.000	-	0.006
G _{PI-ITX(1)}	1996	-	-	-	-	-	-	-
	2000	0.440	0.319	0.576	0.410	0.598	-	-
G _{PI} - G _{PI-ITX(1)}	1996	-	-	-	-	-	-	-
	2000	0.005	0.006	0.003	0.006	0.003	-	-
G _{PI-ITX(2)}	1996	0.356	0.285	0.465	0.333	0.508	0.279	0.295
	2000	0.420	0.307	0.549	0.389	0.592	-	0.290
G _{PI} - G _{PI-ITX(2)}	1996	0.017	0.014	0.016	0.018	0.007	0.016	0.018
	2000	0.025	0.018	0.030	0.027	0.009	-	0.019

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 및 都市家計調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

5. 社會保障 負擔金에 의한 所得不平等度 變化

앞에서는 직접세 또는 소득세가 소득불평등도에 미치는 효과를 보았는데 이번에는 사회보장 부담금만을 따로 분리하여 소득불평등도에 미치는 효과를 보려고 한다. 이를 위해 앞에서 한 것과 마찬가지로 1次所得에서 사회보장 부담금을 제한 소득의 Gini계수와 1次所得 Gini계수의 차이를 구하였다.

아래 표에 그 결과가 나타나 있는데 전가구의 경우 GPI가 1996년에 0.373 그

리고 2000년에 0.445인데 반해 GPI-SSC는 1996년에 0.374, 2000년에 0.447로 사회보장 부담금은 그 규모는 미세하나 소득불평등도를 오히려 확대시킨 것으로 나타났다.

〈表 3-11〉 社會保障 負擔金の Gini係數 減少效果

	연도	전가구	근로자 가구	비근로자 가구	2인 이상 가구	1인 가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A)	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
GPI	1996	0.373	0.299	0.481	0.351	0.515	0.295	0.313
	2000	0.445	0.325	0.579	0.416	0.601	-	0.309
GPI-SSC	1996	0.374	0.299	0.483	0.353	0.515	0.295	0.314
	2000	0.447	0.324	0.584	0.418	0.601	-	0.311
GPI - GPI-SSC	1996	-0.001	0.000	-0.002	-0.002	0.000	0.000	-0.001
	2000	-0.002	0.001	-0.005	-0.002	0.000	-	-0.002

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 및 都市家計調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

그러나 사회보장 부담금도 소득세와 마찬가지로 조사대상가구가 그 납부액을 정확히 답변하기가 어렵다는 점을 감안할 필요가 있다. 따라서 사회보장 부담금이 소득불평등도를 축소하는 효과가 그리 크지는 않을 것이라고 추정되지만 소득불평등도를 확대시켰다고 단정하기는 힘들다고 하겠다.

6. 總 移轉所得, 直接稅, 社會保障 負擔金에 의한 所得不平等度 變化

이번에는 공적 및 사적 이전소득을 포괄한 총 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금이 소득불평등 축소에 미치는 효과를 분석하려고 한다. 이를 위해 앞에서와 마찬가지로 다음 3가지의 경우를 모두 고려하였다. 즉, 總所得(GI)에서 사회보장 부담금(SSC)과 직접세(DTX)를 제한 可處分所得(DI)의 Gini계수인 G_{DI} , 사

회보장 부담금(SSC)과 소득세(ITX)를 제한 可處分所得(DI)의 Gini계수인 $G_{DI(1)}$, 사회보장 부담금(SSC)과 소득세율을 적용한 소득세를 제한 可處分所得(DI)의 Gini계수인 $G_{DI(2)}$ 를 각각 1次所得의 Gini계수인 G_{PI} 와 그 차이를 살펴보았다.

<표 3-12>에 나타나 있는 바와 같이 1996년 G_{PI} 는 0.373이고 G_{DI} 는 0.335로, 총 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금으로 Gini계수가 0.038 포인트 떨어진 것으로 나타났다. 2000년에는 G_{PI} 가 0.445이고 G_{DI} 는 0.386으로 0.059 포인트 떨어져 1996년에 비해 총 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금의 소득불평등 축소효과가 더 크게 나타났다. 조사된 소득세를 적용한 $G_{DI(1)}$ 는 2000년에 0.385으로 G_{DI} 와 비슷한 수준을 기록하였으나 소득세율로 계산한 소득세를 적용한 $G_{DI(2)}$ 의 경우 1996년에 0.318, 2000년에 0.365로서 G_{DI} 보다 상당히 낮게 나타남으로써 G_{PI} 와의 격차를 1996년에는 0.055 포인트, 2000년에는 0.080 포인트를 기록하였다. 이러한 결과는 앞서와 마찬가지로 조사된 소득세는 실제 소득세율로 계산한 소득세보다 정확도가 떨어지기 때문에 나타나는 것으로 판단된다.

총 이전소득, 직접세와 사회보장 부담금의 Gini계수 감소효과는 이상의 3가지 경우 모두, 근로자가구에서 가장 낮게 나타나고 있다. $G_{PI} - G_{DI}$ 가 1996년에 0.013 포인트에서 2000년에 0.018 포인트로, $G_{PI} - G_{DI(2)}$ 도 1996년에 0.024 포인트에서 2000년에 0.030 포인트로 약간 상승하였으나 다른 가구들에 비하면 상당히 낮은 수준이라고 할 수 있다. 이처럼 근로자가구에서 소득재분배 효과가 가장 낮게 나타나는 이유는 먼저, 근로자가구는 격차가 상대적으로 적은 임금소득이 주소득원이며 반면에 비근로자가구의 경우 격차가 상대적으로 큰 사업소득이 주소득원인 가구와 무직가구와 같이 일정한 소득이 없는 가구가 모두 포함되어 있다. 따라서 저소득층이 주로 비근로자가구에 더 많이 포함되어 있는 동시에 고소득 자영계층 역시 비근로자가구에 포함되어 있으므로 이들 저소득층에게 이전소득의 혜택이 더 많이 돌아갔을 것이고 조세감면 혜택과 사회보장 부담금의 제외 등의 혜택이 주어졌을 것이며, 동시에 고소득 자영자 등에게는 누진적인 세금이 부과되었을 것이므로 비근로자가구에서 소득재분배 효과가 더 활발히 이루어 졌을 것으로 추정된다. 반면에 근로자가구의 경우 저소득계층과 고소득계층의 소득격차가 비근로자가구의 경우에 비해 낮으므로, 이전소

득의 혜택을 받는 가구의 비율도 낮을 것이므로 근로자가구의 경우 소득재분배 효과가 적을 것으로 판단할 수 있다.

한편 총 이전소득, 직접세와 사회보장 부담금의 Gini계수 감소효과가 가장 높게 나타나는 가구는 1인 가구로서 $G_{PI} - G_{DI}$ 가 1996년에 0.090 포인트를 기록하였으며, 2000년에는 0.156 포인트를 기록하였다. 또한 $G_{PI} - G_{DI(2)}$ 는 1996년에 0.099 포인트, 2000년에 0.163 포인트를 기록함으로써 비근로자가구의 수준보다도 높은 것으로 나타났다. 이는 1인가구의 인구사회학적 측면에서 설명될 수 있다. 즉, 1인가구의 특징은 2인 이상 가구에 비해 비근로자가구 비율이 높고¹⁵⁾ 여성가구주 비율이 또한 높다.¹⁶⁾ 그리고 연령별로는 30세 미만과 60세 이상 가구주가 1996년의 경우 62.7%, 그리고 2000년의 경우 59%로 과반수를 넘고 있다.¹⁷⁾ 즉, 1인가구의 경우 경제적으로 취약한 30세 미만이거나 60세 이상의 여성 비근로자의 비율이 높으므로 이들에 대한 이전소득의 혜택이 상대적으로 많이 돌아갔을 것이며 이로 인해 소득재분배의 효과가 크게 나타나는 것으로 판단된다.

15) 2000년에 1인가구 중 비근로자가구 비율은 53.9%이며 2인 이상 가구의 경우 비근로자가구의 비율이 43%임(통계청 2000년 家口消費實態調査 報告書).

16) 2000년에 1인가구 중 여성가구주 비율은 59.8%이었으며, 2인 이상의 가구의 경우 15.2%이었음(통계청 2000년 家口消費實態調査 報告書).

17) 통계청 2000년 家口消費實態調査 報告書

〈表 3-12〉 移轉所得, 直接稅(所得稅)와 社會保障 負擔金の Gini係數 減少效果

	연도	전가구	근로자 가구	비근로자 가구	2인 이상 가구	1인가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A)	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G _{PI}	1996	0.373	0.299	0.481	0.351	0.515	0.295	0.313
	2000	0.445	0.325	0.579	0.416	0.601	-	0.309
G _{DI}	1996	0.335	0.286	0.406	0.321	0.425	0.281	0.302
	2000	0.386	0.307	0.473	0.372	0.445	-	0.297
G _{PI} - G _{DI}	1996	0.038	0.013	0.075	0.030	0.090	0.014	0.011
	2000	0.059	0.018	0.106	0.044	0.156	-	0.012
G _{DI(1)}	1996	-	-	-	-	-	-	-
	2000	0.385	0.307	0.471	0.371	0.445	-	-
G _{PI} - G _{DI(1)}	1996	-	-	-	-	-	-	-
	2000	0.060	0.018	0.108	0.045	0.156	-	-
G _{DI(2)}	1996	0.318	0.275	0.382	0.302	0.416	0.268	0.290
	2000	0.365	0.295	0.441	0.349	0.438	-	0.284
G _{PI} - G _{DI(2)}	1996	0.055	0.024	0.099	0.049	0.099	0.027	0.023
	2000	0.080	0.030	0.138	0.067	0.163	-	0.025

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 및 都市家計調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

이상의 분석을 토대로 사적 이전소득, 공적 이전소득, 직접세(소득세)의 소득불평등도 축소효과를 비교하면 다음 <표 3-13>과 같다. 먼저 전체적으로 1996년에 비해 2000년에 들어와 이전소득 및 직접세와 사회보장 부담금의 소득 불평등도 축소효과가 커졌다는 점을 알 수 있다. 이를 좀더 세부적으로 보면 다음과 같다. 전가구의 경우 2000년에 소득불평등 축소에 가장 큰 영향을 미친 것은 사적 이전소득이었으며, 그 다음으로 공적 이전소득 그리고 직접세 순서이며, 이러한 순서는 1996년에서도 동일하게 나타났다. 반면에 근로자가구의 경우 2000년과 1996년 모두, 사적 이전소득이 소득불평등 축소에 가장 큰 영향을 미쳤으며, 그 다음으로 직접세, 그리고 공적이전소득이 가장 낮은 영향을 미쳤다. 마지막으로 비근로자가구의 경우 역시 2000년과 1996년 모두, 사적이전소득이 가장 큰 영향을 미쳤으며, 그 다음 공적이전소득 그리고 직접세 순서이다.

이상에서 우리나라의 소득불평등 축소에는 2000년까지 사적 이전소득이 절대적인 영향을 미쳐왔으며, 상대적으로 직접세나 공적 이전소득의 영향은 상당히 낮다고 할 수 있다.

〈表 3-13〉 Gini係數 縮小效果

분류		연도	전가구	근로자 가구	비근로 자가구	2인이상 가구	1인가구
1	사적 이전소득 ($G_{PI}-G_{MI}$)	1996	0.033	0.010	0.068	0.026	0.081
		2000	0.042	0.008	0.081	0.029	0.120
2	공적 이전소득 ($G_{PI}-G_{PI+STR}$)	1996	0.005	0.001	0.012	0.005	0.009
		2000	0.014	0.003	0.026	0.012	0.030
3	공적 이전소득, 사회보장 부담금, 직접세 ($G_{PI}-G_{PI+STR-SSC-DTX}$)	1996	0.003	0.004	0.004	0.002	0.007
		2000	0.016	0.010	0.022	0.014	0.031
4	공적 이전소득, 사회보장 부담금, 소득세(I) ($G_{PI}-G_{PI+STR-SSC-ITX(1)}$)	1996	-	-	-	-	-
		2000	0.018	0.010	0.026	0.015	0.033
5	공적 이전소득, 사회보장 부담금, 소득세(II) ($G_{PI}-G_{PI+STR-SSC-ITX(2)}$)	1996	0.055	0.024	0.099	0.049	0.099
		2000	0.080	0.030	0.138	0.067	0.163
6	직접세 ($G_{PI}-G_{PI-DTX}$)	1996	-0.001	0.003	-0.007	-0.001	-0.002
		2000	0.003	0.006	-0.001	0.004	0.000
7	소득세(I) ($G_{PI}-G_{PI-ITX(1)}$)	1996	-	-	-	-	-
		2000	0.005	0.006	0.003	0.006	0.003
8	소득세(II) ($G_{PI}-G_{PI-ITX(2)}$)	1996	0.017	0.014	0.016	0.018	0.007
		2000	0.025	0.018	0.030	0.027	0.009
9	총이전소득 ($G_{PI}-G_{GI}$)	1996	0.038	0.011	0.079	0.031	0.088
		2000	0.055	0.011	0.106	0.041	0.148
10	총이전소득, 사회보장 부담금, 직접세 ($G_{PI}-G_{DI}$)	1996	0.038	0.013	0.075	0.030	0.090
		2000	0.059	0.018	0.106	0.044	0.156
11	총이전소득, 사회보장 부담금, 소득세(I) ($G_{PI}-G_{DI(1)}$)	1999	-	-	-	-	-
		2000	0.060	0.018	0.108	0.045	0.156
12	총이전소득, 사회보장 부담금, 소득세(II) ($G_{PI}-G_{DI(2)}$)	1996	0.055	0.024	0.099	0.049	0.099
		2000	0.080	0.030	0.138	0.067	0.163

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 및 都市家計調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 Gini계수를 이용하여 도출한 결과임.

第 4 節 所得不平等度 變化要因 分析과 政策的 示唆點

1. 所得不平等度 變化要因 分析

가. 경상소득 10분위를 통한 분석

이번 절에서는 앞에서 도출한 Gini계수들의 변화에 대한 원인을 파악하려고 한다. 이를 위해 먼저 통계청의 2000년 家口消費實態調查 보고서에 나와 있는 10분위별 소득분포를 이용하여 아래 <표 3-14>와 같이 정리하였다. 앞 절에서 1996년과 2000년 전가구 可處分所得 Gini계수가 각각 0.335와 0.386으로 소득불평등이 심화되었다고 하였다. 그 이유를 분석하기 위해 1996년과 2000년의 경상소득을 분위별로 보면 다음과 같다. 아래 표에서 2000년에 최하위 첫 번째 분位와 두 번째 분位에 해당하는 가구들의 평균 경상소득이 1996년에 비해 각각 -9.95%와 -4.58% 줄어든 것을 볼 수 있다. 반면에 이외의 분位の 평균 경상소득은 다소 차이가 있으나 상승한 것으로 나타나며, 특히 최상위 소득계층인 열번째 분位の 평균 경상소득이 2000년에 들어와 47.41% 급상승한 것으로 나타났다. 여기서 우리는 경제위기를 겪으면서 최하위 소득계층의 소득이 하락한 반면 최상위소득계층의 소득점유율이 급상승한 것이 소득불평등 심화의 첫 번째 이유인 것으로 추정할 수 있다.

첫 번째 분位와 두 번째 분位の 평균소득 하락의 원인을 상세하게 살펴보면, 먼저, 이들 분位の 근로소득이 각각 -24.16%와 -20.89% 하락하였으며, 이중에서 특히 가구주의 근로소득이 -34.49%와 -31.34%로 크게 하락하였다. 이는 가구주의 실직 등으로 인한 것으로 판단된다. 반면에 이들 분位에 해당하는 가구의 배우자 및 기타 가구원의 근로소득이 큰 폭으로 상승하였는데 이는 가구주의 근로소득 하락 때문에 가구원들이 노동시장에 나선 것으로 판단되나 절대액수가 적은 규모이므로 평균 근로소득 하락에 큰 영향은 미치지 못하였다. 또한 첫 번째 분位の 2000년도 사적 보조금액이 1996년에 비하여 -27.48% 하락한 점은 매우 특이한 사항이라고 할 수 있다. 이로 인해 첫 번째 분位の 2000년 연

금과 사회보장수혜가 1996년에 비해 각각 30.36%와 401% 증가하였음에도 불구하고 전체 이전소득이 -9.16% 감소한 것으로 나타났다.

최상위 열 번째 分位의 경우, 모든 소득들이 고르게 상승하였는데, 이중에서 사업소득의 상승폭이 눈에 두드러지며, 특히 배우자의 사업소득 상승폭이 크게 나타나고 있다. 그러나 예상했던 것과는 달리 임대료나 이자 및 배당소득 등 재산소득의 상승폭은 그다지 높지 않게 나타나고 있다.

그런데 통계청이 발표하는 10分位의 경우 가구원수를 고려하지 않고 있으므로 이점을 다소 개선하려고 한다. 즉, 일반적으로 저소득계층의 가구원수는 고소득층에 비하여 적다. 2000年 家口消費實態調查 報告書(2인 이상가구)의 연간 경상소득 10分位와 가계수지를 예로 들면, 최하위 분위부터 최상위 분위까지의 평균가구원수는 2.63명부터 시작하여 다음 분위로 넘어가면서 3.05명, 3.26명 등으로 증가하며 최상위 분위의 경우 3.94명으로 가장 많은 가구원수를 기록하고 있다. 물론 가구원수가 많을수록 소득이 높다고 단정할 수는 없지만 가구원수가 많을수록 취업인원수가 많을 가능성이 높으며 실제로 家口消費實態調查에서도 그렇게 나타나고 있다. 따라서 가구원수를 균등화하지 않은 상태에서 10分位를 도출할 경우 하위소득에는 실제로 소득이 낮은 가구보다는 가구원수가 적은 저소득 가구가 채워질 가능성이 높으므로 여기서는 가구균등화지수를 적용한 소득자료를 이용하려고 한다.

그리고 전가구에 대한 100分位지수를 도출하려고 한다. 그 이유는 전체 가구 중 어느 소득계층의 2000년도 소득점유율과 평균소득이 1996년에 비해 감소하였는지를 파악하기 위해서다. 이를 통해 평균소득이 상승한 또는 하락한 분위에 속하는 가구들에 대한 상세한 분석을 하려고 하는데, 예를 들면 1996년과 2000년에 상위(하위) 10%, 5%, 1%에 해당하는 가구의 소득점유율과 그 변화 및 소득구성의 변화를 비교함으로써 2000년에 들어와 악화된 소득불평등도의 원인을 파악할 수 있을 것으로 추정된다. 또한 100分位를 1次所得, 市場所得, 總所得, 可處分所得으로 나누어 산출함으로써 소득계층별로 사적이전소득, 공적이전소득, 그리고 소득세와 사회보장 부담금이 소득분배 변화에 미치는 영향을 살펴볼 수 있게 해줄 것이다

〈表 3-14〉 經常所得 10分位와 家計收支

(단위: 원, %)

소득 분류	연도	I	II	III	IV	V
경상 소득	1996	7,597,100	12,950,600	16,131,400	18,836,300	21,502,700
	2000	6,841,000	12,357,000	16,261,000	19,640,000	22,867,000
증감률		-9.95	-4.58	0.80	4.27	6.34
근로 소득	1996	4,034,800	8,890,000	11,474,300	12,774,000	15,137,800
	2000	3,060,000	7,033,000	10,004,000	11,835,000	13,635,000
증감률		-24.16	-20.89	-12.81	-7.35	-9.93
가구주	1996	3,618,000	7,636,100	9,647,200	10,840,500	12,089,300
	2000	2,370,000	5,243,000	7,469,000	8,885,000	9,724,000
증감률		-34.49	-31.34	-22.58	-18.04	-19.57
배우자	1996	223,000	569,500	1,018,400	1,059,600	1,702,300
	2000	406,000	939,000	1,148,000	1,459,000	1,936,000
증감률		82.06	64.88	12.73	37.69	13.73
기타 가구원	1996	193,800	684,400	808,700	873,900	1,346,200
	2000	284,000	852,000	1,387,000	1,491,000	1,975,000
증감률		46.54	24.49	71.51	70.61	46.71
사업 소득	1996	887,700	2,150,600	3,095,500	4,688,600	4,852,500
	2000	987,000	2,606,000	3,709,000	5,005,000	6,153,000
증감률		11.19	21.18	19.82	6.75	26.80
가구주	1996	859,900	2,011,700	2,840,900	4,351,400	4,436,900
	2000	882,000	2,396,000	3,312,000	4,445,000	5,464,000
증감률		2.57	19.10	16.58	2.15	23.15
배우자	1996	24,700	112,300	187,600	291,200	331,000
	2000	76,000	143,000	286,000	475,000	493,000
증감률		207.69	27.34	52.45	63.12	48.94
기타 가구원	1996	3,000	26,600	67,000	46,000	84,600
	2000	29,000	67,000	111,000	84,000	196,000
증감률		866.67	151.88	65.67	82.61	131.68

〈表 3-14〉 계속

(단위: 원, %)

소득 분류	연도	I	II	III	IV	V
재산 소득	1996	507,500	519,900	520,900	466,400	615,600
	2000	647,000	604,000	679,000	778,000	975,000
증감률		27.49	16.18	30.35	66.81	58.38
이자, 배당금	1996	225,700	165,300	220,800	224,200	347,500
	2000	276,000	259,000	381,000	352,000	588,000
증감률		22.29	56.68	72.55	57.00	69.21
임대료	1996	281,800	354,600	300,000	242,300	268,200
	2000	371,000	345,000	297,000	426,000	387,000
증감률		31.65	-2.71	-1.00	75.82	44.30
이전 소득	1996	2,062,900	1,282,800	947,200	799,800	771,000
	2000	1,874,000	1,801,000	1,417,000	1,635,000	1,658,000
증감률		-9.16	40.40	49.60	104.43	115.05
연금	1996	56,000	179,900	149,200	101,600	82,300
	2000	73,000	226,000	346,000	209,000	436,000
증감률		30.36	25.63	131.90	105.71	429.77
사회보장 수혜	1996	76,500	33,200	41,200	57,500	43,600
	2000	401,000	231,000	169,000	204,000	125,000
증감률		424.18	595.78	310.19	254.78	186.70
사적 보조금	1996	1,930,400	1,069,700	756,800	640,700	645,100
	2000	1,400,000	1,345,000	903,000	1,222,000	1,097,000
증감률		-27.48	25.74	19.32	90.73	70.05

〈表 3-14〉 계속

(단위: 원, %)

소득분류	연도	VI	VII	VIII	IX	X
경상 소득	1996	24,282,300	27,433,000	31,604,400	37,986,400	59,350,000
	2000	26,486,000	30,762,000	36,124,000	44,744,000	87,489,000
증감률		9.08	12.14	14.30	17.79	47.41
근로 소득	1996	14,477,600	18,896,000	19,228,700	21,247,100	27,020,100
	2000	15,987,000	18,619,000	22,490,000	27,706,000	33,640,000
증감률		10.43	-1.47	16.96	30.40	24.50
가구주 근로소득	1996	11,399,600	14,417,300	14,207,300	14,273,700	16,773,300
	2000	11,120,000	13,300,000	15,938,000	18,887,000	21,838,000
증감률		-2.45	-7.75	12.18	32.32	30.20
배우자 근로소득	1996	1,602,700	2,349,100	2,463,300	3,078,900	4,981,700
	2000	2,247,000	2,273,000	2,700,000	3,484,000	6,274,000
증감률		40.20	-3.24	9.61	13.16	25.94
기타 가구원 근로소득	1996	1,475,200	2,129,700	2,557,900	3,894,500	5,265,200
	2000	2,620,000	3,045,000	3,851,000	5,335,000	5,528,000
증감률		77.60	42.98	50.55	36.99	4.99
사업 소득	1996	7,884,400	6,645,800	9,946,600	13,552,600	25,276,100
	2000	7,303,000	8,836,000	9,383,000	11,948,000	36,257,000
증감률		-7.37	32.96	-5.67	-11.84	43.44
가구주 사업소득	1996	7,380,600	5,900,200	8,506,800	11,866,000	22,171,400
	2000	6,332,000	7,602,000	7,636,000	9,838,000	31,663,000
증감률		-14.21	28.84	-10.24	-17.09	42.81
배우자 사업소득	1996	412,100	590,600	1,192,300	1,380,500	2,442,300
	2000	819,000	983,000	1,389,000	1,586,000	3,755,000
증감률		98.74	66.44	16.50	14.89	53.75
기타 가구원 사업소득	1996	91,700	155,100	247,500	306,100	662,400
	2000	152,000	252,000	358,000	523,000	839,000
증감률		65.76	62.48	44.65	70.86	26.66

〈表 3-14〉 계속

(단위: 원, %)

소득분류	연도	VI	VII	VIII	IX	X
재산 소득	1996	821,600	862,800	1,080,700	1,842,600	5,502,700
	2000	1,147,000	1,227,000	1,914,000	2,251,000	6,365,000
증감률		39.61	42.21	77.11	22.16	15.67
이자, 배당금	1996	375,400	441,000	629,500	848,600	2,443,300
	2000	630,000	679,000	1,062,000	1,240,000	3,199,000
증감률		67.82	53.97	68.71	46.12	30.93
임대료	1996	446,200	421,900	451,300	994,000	3,059,400
	2000	517,000	547,000	852,000	1,011,000	3,166,000
증감률		15.87	29.65	88.79	1.71	3.48
이전 소득	1996	991,800	851,900	1,216,700	1,148,100	1,370,300
	2000	1,516,000	1,449,000	1,527,000	1,580,000	2,365,000
증감률		52.85	70.09	25.50	37.62	72.59
연금	1996	183,300	239,200	117,700	209,800	324,900
	2000	307,000	226,000	413,000	407,000	724,000
증감률		67.48	-5.52	250.89	93.99	122.84
사회보장 수혜	1996	21,300	3,000	11,800	33,200	16,600
	2000	87,000	131,000	99,000	107,000	131,000
증감률		308.45	4266.67	738.98	222.29	689.16
사적 보조금	1996	787,200	609,700	1,087,100	905,100	1,028,800
	2000	1,122,000	1,092,000	1,015,000	1,066,000	1,509,000
증감률		42.53	79.10	-6.63	17.78	46.68

資料: 통계청, 『家口消費實態調査보고서』, 제1권 2인 이상 가구편, 2002.

나. 가구균등화지수 적용 및 1인 가구를 포함한 경상소득 10분위 분석

앞에서 2000년에 최하위 첫 번째 분위와 두 번째 분위에 해당하는 가구들의 평균 경상소득이 1996년에 비해 각각 -9.95%와 -4.58% 줄어들었으며, 다른 분위의 평균 경상소득은 다소 차이가 있으나 상승한 것으로 나타나며, 특히 최상위 소득계층인 열 번째 분위의 평균 경상소득이 2000년에 들어와 47.41% 급상승한 것으로 나타났다고 하였다.

그러나 본 연구에서 家口消費實態調查 원자료에 가구균등화지수를 적용하고 아울러 1인가구를 포함하여 總所得(경상소득)¹⁸⁾ 10分位를 계산한 결과 아래 <표 3-15>에서 보는 바와 같이 하위소득 첫 번째 분위의 總所得 감소율이 -18.66%로 통계청의 결과보다 더 악화된 것으로 나타났다. 그리고 하위 두 번째 분위의 경우 -11.35%, 세 번째 분위는 -4.55%로 역시 상당히 악화된 결과를 보여주고 있다. 반면에 상위 열 번째 분위의 경우 평균 總所得 증가율이 31.91%로 앞에서 보다 그 증가폭이 감소하였다. 그리고 <표 3-15>에 나타나 있는 바와 같이 하위소득 첫 번째 분위부터 열 번째 분위까지 갈수록 그 증감율이 커지고 있다. 물론 <표 3-16>의 可處分所得을 이용한 경우 그 증감율의 폭이 다소 감소하지만 역시 열 번째 분위로 갈수록 증가율이 커지기는 마찬가지로 나타나고 있다.

한편 <표 3-15> 및 <표 3-16>을 보면, 2000년의 각 분위별 평균 總所得과 평균 可處分所得이 1996년에 비해 總所得의 경우 세 번째 분위까지 그리고 可處分所得의 경우 네 번째 분위까지 감소한 것으로 나타나, 각 분위별 소득점유율을 보면 여덟 번째 분위까지 總所得 및 可處分所得 모두 1996년에 비하여 2000년에 들어와서 감소한 것으로 나타났다. 즉, 소득분배 상태의 변화를 절대 수준 외에 상대적 수준인 소득점유율로 볼 경우 다섯 번째 분위부터 여덟 번째 분위까지의 2000년 평균소득이 1996년에 비해 상승하였음에도 불구하고 이들의 소득점유율은 감소하였고, 상위소득계층인 아홉 번째 이상의 분위의 소득점유

18) 여기서 總所得은 OECD 소득분류에 따른 소득으로 우리나라 통계청의 경상소득과 일치하므로 앞에서 통계청의 경상소득 10분위의 결과와 직접비교가 가능함.

ולם 증가함으로써 소득불평등도가 악화되었음을 알 수 있다.

〈表 3-15〉 總所得의 10分位 所得占有率 및 年間平均所得

分位	연도	總所得			
		점유율(%)	누적(%)	평균소득(원)	증감률(%)
1	2000	2.09	2.09	3,121,000	-18.66
	1996	2.86	2.86	3,837,050	
2	2000	4.00	6.08	5,973,580	-11.35
	1996	5.01	7.87	6,738,270	
3	2000	5.42	11.50	8,049,710	-4.55
	1996	6.29	14.16	8,433,640	
4	2000	6.62	18.12	9,816,270	0.17
	1996	7.23	21.39	9,799,360	
5	2000	7.75	25.86	11,553,170	3.14
	1996	8.40	29.79	11,201,040	
6	2000	9.01	34.88	13,441,310	6.50
	1996	9.42	39.22	12,621,240	
7	2000	10.42	45.29	15,464,820	7.99
	1996	10.66	49.88	14,320,340	
8	2000	12.11	57.40	18,130,320	9.67
	1996	12.28	62.15	16,531,730	
9	2000	15.03	72.43	22,335,120	13.56
	1996	14.69	76.84	19,667,640	
10	2000	27.57	100.00	40,918,620	31.91
	1996	23.16	100.00	31,019,370	

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임

〈表 3-16〉 可處分所得의 10分位 所得占有率 및 年間平均所得

分位	연도	可處分所得			
		점유율(%)	누적(%)	평균소득(원)	증감률(%)
1	2000	2.08	2.08	2,873,800	-17.00
	1996	2.69	2.69	3,462,300	
2	2000	4.10	6.18	5,633,800	-13.27
	1996	5.06	7.75	6,495,500	
3	2000	5.50	11.69	7,565,800	-6.91
	1996	6.33	14.08	8,127,000	
4	2000	6.68	18.36	9,184,100	-2.68
	1996	7.35	21.43	9,436,900	
5	2000	7.83	26.19	10,774,300	0.17
	1996	8.37	29.80	10,756,000	
6	2000	9.05	35.24	12,464,700	2.76
	1996	9.45	39.25	12,129,700	
7	2000	10.42	45.66	14,316,800	4.19
	1996	10.70	49.94	13,741,500	
8	2000	12.16	57.82	16,716,200	5.47
	1996	12.33	62.28	15,849,900	
9	2000	14.87	72.69	20,476,500	8.42
	1996	14.71	76.99	18,886,400	
10	2000	27.31	100.00	37,503,800	26.98
	1996	23.01	100.00	29,535,800	

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

다. 총소득과 가처분소득 10분위를 통한 소득점유율 및 평균소득분석

앞에서 總所得 및 可處分所得 10分位를 통해 1996년과 2000년의 소득불평등도 증가요인에 대해 살펴보았으며, 이를 통해 10分位에서 하위 첫 번째 분위와 상위 열 번째 분위의 평균 소득상승률이 다른 분위에 비해 두드러지게 감소 또

는 확대되었음을 파악하였다. 이번에는 10分位 중 첫 번째 분위와 열 번째 분위의 평균소득 감소와 증가에 대하여 總所得 및 可處分所得의 100分位를 통해 좀더 상세하게 살펴보려고 한다.

아래 <표 3-17>은 總所得과 可處分所得 및 可處分所得(II)의 100分位 중 첫 번째 분위부터 열 번째 분위까지의 소득점유율과 1996년 對比 2000년의 평균 소득 증감률을 나타내고 있으며, <표 3-18>은 100分位 중 91번째 분위부터 100번째 분위까지의 소득점유율과 평균소득 증감률을 나타내고 있다. 여기서 可處分所得은 總所得에서 사회보장 부담금과 直接稅를 감한 소득이며, 可處分所得(II)는 總所得에서 사회보장 부담금과 所得稅率로 계산한 所得稅를 감한 소득이다. 먼저 總所得의 변화를 보면, 앞에서 언급한 바와 같이 總所得 10分位의 첫 번째 분위의 소득 증감률은 -18.66%이었는데 이를 다시 10개 그룹으로 나누어 본 결과 100分位 중 첫 번째 분위의 평균 總所得 감소율이 -28.9%로서 10개 분위 중 가장 크게 나타났으며, 두 번째 분위부터 여덟 번째 분위까지의 평균 總所得 증감률은 -17.9%에서 -20.5% 사이에서 등락을 기록하였으나, 아홉 번째 분위는 -16.6%로 하락하였고 열 번째 분위는 -15.6%로 이들 분위 중 가장 낮은 하락률을 기록하였다.

이를 통해 전반적으로 분위가 상위소득으로 올라갈수록 평균 總所得 하락률이 감소하는 추세로 파악할 수 있었으며 가장 소득이 낮은 분위의 평균 總所得 하락률이 가장 큰 것으로 나타남으로써 1996년과 2000년 사이에 저소득층일수록 소득분배 차원에서 상대적으로 불이익을 보았다는 것을 파악할 수 있었다.

〈表 3-17〉 總所得/可處分所得 100分位中 下位 첫 번째에서 열 번째 分位の 所得占有率 및 平均所得

(단위: 원, %)

分位	연도	總所得			可處分所得 ⁽¹⁾			可處分所得(II) ⁽²⁾		
		점유율	연평균 소득 (A)	연간 증감률	점유율	연평균 소득 (B)	(B-A)/ A*100	점유율	연평균 소득 (C)	(C-A)/ A*100
1	2000	0.06	869,694	-28.9	0.03	376,698	-56.69	0.05	643,221	-26.00
	1996	0.09	1,223,450		-0.05	-639,380	-152.26	0.09	1,163,200	-4.92
2	2000	0.12	1,831,970	-19.3	0.12	1,661,079	-9.33	0.13	1,749,315	-4.51
	1996	0.17	2,270,699		0.16	2,070,625	-8.81	0.18	2,226,103	-1.96
3	2000	0.15	2,347,682	-19.7	0.16	2,181,443	-7.08	0.17	2,270,352	-3.29
	1996	0.21	2,921,863		0.20	2,696,434	-7.72	0.23	2,861,380	-2.07
4	2000	0.19	2,700,450	-20.5	0.18	2,528,800	-6.36	0.20	2,619,226	-3.01
	1996	0.21	3,398,306		0.26	3,230,443	-4.94	0.27	3,359,722	-1.14
5	2000	0.20	3,091,864	-17.9	0.21	2,884,211	-6.72	0.23	2,982,165	-3.55
	1996	0.33	3,766,338		0.28	3,608,991	-4.18	0.30	3,718,016	-1.28
6	2000	0.24	3,469,501	-18.1	0.24	3,232,681	-6.83	0.25	3,339,144	-3.76
	1996	0.32	4,234,654		0.31	4,017,091	-5.14	0.34	4,125,500	-2.58
7	2000	0.25	3,758,382	-19.5	0.26	3,544,992	-5.68	0.28	3,642,433	-3.09
	1996	0.34	4,667,510		0.35	4,433,146	-5.02	0.37	4,528,089	-2.99
8	2000	0.26	4,082,640	-17.9	0.28	3,827,601	-6.25	0.29	3,912,738	-4.16
	1996	0.36	4,969,764		0.37	4,787,693	-3.66	0.39	4,833,785	-2.74
9	2000	0.30	4,368,034	-16.6	0.30	4,110,398	-5.90	0.32	4,208,515	-3.65
	1996	0.36	5,238,535		0.39	5,049,024	-3.62	0.41	5,088,647	-2.86
10	2000	0.30	4,649,445	-15.6	0.31	4,367,543	-6.06	0.34	4,448,747	-4.32
	1996	0.46	5,511,539		0.41	5,314,266	-3.58	0.44	5,337,141	-3.16

註: 1) 可處分所得 = 總所得 - 社會보장 부담금 - 직접세

2) 可處分所得(II) = 總所得 - 社會보장 부담금 - 소득세율로 계산한 소득세

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

<표 3-17>의 可處分所得 100分位를 보면 1996년의 첫 번째 분위의 可處分所得이 -639,380원으로 나타났으나 이는 다소 문제가 있는 것으로 판단된다. 즉, 두 번째 분위부터 열 번째 분위까지는 직접세와 사회보장부담금으로 약 17만원에서 28만원정도를 부담한 것으로 나타나나 첫 번째 분위의 경우만 1996년에 186만 3천원 그리고 2000년에는 49만 3천원으로 소득이 높은 다른 분위보다 더 많은 직접세와 사회보장부담금을 부담한 것으로 나타나고 있다. 이에 대한 이유를 좀더 세밀하게 검토하기 위해 可處分所得(II)를 함께 비교하였다. <표 3-17>의 可處分所得(II)에서 1996년의 첫 번째 분위 可處分所得이 1,163,200원으로 -639,380원보다 훨씬 높게 나타났다. 그러나 각 분위별 總所得 대비 可處分所得 및 可處分所得(II)의 증감률,^{19) 20)} 즉, 總所得에서 사회보장 부담금과 직접세 또는 소득세를 제함으로써 하락한 可處分所得을 總所得에 對比하여 증감한 비율을 보면 다음과 같다. 可處分所得 첫 번째 분위의 1996년 증감률이 -152.26%로 가장 높게 나타났으며, 2000년 증감률이 -56.69%, 그리고 可處分所得(II)의 경우 -26.00%로서 1996년 可處分所得의 첫 번째 분위 증감률을 제외하고는 기타 어느 분위 및 연도의 증감률에 비하여 상당히 높게 나타났다. 또한 1996년의 같은 증감률을 보면 可處分所得(II)의 경우 -4.92%로 앞의 2000년 증감률에 이어서 높은 비율을 나타내고 있다. 이는 가장 가난한 소득계층이 소득에 비해 가장 높은 직접세 또는 간접세와 사회보장 부담금을 지불하였다는 것을 의미하는 것처럼 보인다. 그런데 이들 최하위 분위에 속하는 계층은 소득세법상 면세점²¹⁾ 이하에 있어 소득세를 전혀 지불하지 않는 계층이다. 따라서 可處分所得의 경우, 사회보장 부담금과 소득세 이외의 면허세나 재산세 등등의 직접세를 납부하였거나, 可處分所得(II)의 경우 소득세는 면세되었으므로 사회보장 부담금만을 지불한 경우에 속할 것이다. 그렇다면 최하위 소득계층이 기타 소득계층에 비해 더 높은 직접세를 지불하였거나²²⁾ 사회보장 부담금을 지불하였는지에 대하여

19) $(B-A) \times 100 \div A$

20) $(C-A) \times 100 \div A$

21) 부록 3 참조

22) 여기서의 직접세는 소득세가 제외된 나머지 직접세를 의미함.

알아볼 필요가 있다.

그 이유는 다음과 같이 추정할 수 있다. 조사대상 가구 중 가구소득은 “0”이 나 과거에 저축한 금액을 매달 찾아서 생활하는 가구가 있을 것이다.²³⁾ 따라서 이 가구는 매달 얼마를 소비하는지에 상관없이 소득이 “0”이므로 최하위 소득 분위에 속하게 되는 것은 당연하다.²⁴⁾ 이들 가구들이 과거 고소득 계층에 속한 경우라면 자동차와 부동산 등이 있을 것이며, 이로 인해 소득과 자동차 및 기타 자산 등을 보험료 산정시 고려하는 건강보험료의 경우 소득이 “0”이라 하더라도 상대적으로 높은 보험료가 책정되었을 가능성이 있다. 이외에도 소득을 감추기 위하여 소득이 “0”이라고 응답한 가구도 있을 것이며, 자산의 규모와 상관없이 소득이 “0”이라고 답한 가구들은 모두 최하위 소득분위에 속하게 되므로 직접세 또는 소득세와 사회보장 부담금과 관련 시에는 이상과 같은 현상이 나타난다고 할 수 있다.

이번에는 可處分所得과 可處分所得(II)에서 두 번째 분위부터 열 번째 분위기를 보면, 總所得 대비 可處分所得의 증감률이 可處分所得의 경우 2000년에 -5.68%에서 -9.33% 사이에서 변화하고 있으며, 1996년에는 -3.58%에서 -8.81% 사이에 놓여 있다. 반면에 可處分所得(II)의 경우 2000년에 -4.51%에서 -3.01% 사이에 있으며, 1996년의 경우 -1.14%에서 -3.16% 사이에서 변화를 기록하였다. 이처럼 可處分所得보다 可處分所得(II)의 總所得 대비 감소율이 작게 나타남으로써 조사된 직접세보다는 소득세율로 계산한 소득세를 적용할 경우 저소득층에게 유리한 결과를 보여준다고 하겠다. 可處分所得이나 可處分所得(II)의 경우 모두, 두 번째 분위부터 열 번째 분위로 갈수록 그 부담률이 증가하지는 않는 것으로 나타나는데 그 이유는 이상의 열 개의 분위에 속하는 가구중의 상당수가 면세가 적용되는 가구들이며, 동시에 사회보장 부담금 결정시에도 낮은 소득수준으로 정상적인 보험료 결정이 쉽지 않아 이들 열 개의 분위간에 어떤 추세를 발견하기가 어려운 것으로 판단된다.

한편, 아래 <표 3-18>은 總所得과 可處分所得 100分位 중 91번째부터 100번째

23) 저축 찾은 금액은 자산감소로 분류되며 기타수입에 속하고 소득으로는 분류되지 않는다.

24) 부록 3 참조

까지의 분위를 나타내고 있다.

〈表 3-18〉 總所得/可處分所得 100分位中 上位 91번째부터 100번째 分位
所得占有率 및 平均所得

分位	연도	總所得			可處分所得 ¹			可處分所得(Ⅱ) ²		
		점유율	연평균 소득 (A)	연간 증감률	점유율	연평균 소득 (B)	(B-A)/A*100	점유율	연평균 소득 (C)	(C-A)/A*100
91	2000	1.78	25,719,770	14.9	1.73	23,585,407	-8.30	1.71	22,528,366	-12.41
	1996	1.61	22,379,743		1.67	21,437,301	-4.21	1.63	20,028,557	-10.51
92	2000	1.78	26,673,707	14.9	1.78	24,451,042	-8.33	1.77	23,234,457	-12.89
	1996	1.82	23,222,339		1.72	22,121,506	-4.74	1.69	20,591,241	-11.33
93	2000	1.89	27,836,967	15.6	1.82	25,295,067	-9.13	1.84	24,113,789	-13.37
	1996	1.78	24,077,970		1.79	22,954,633	-4.67	1.74	21,253,539	-11.73
94	2000	1.81	29,248,161	16.9	1.94	26,496,681	-9.41	1.91	25,245,250	-13.69
	1996	1.84	25,028,655		1.86	23,842,724	-4.74	1.80	22,025,373	-12.00
95	2000	2.23	30,658,851	17.3	2.05	28,150,563	-8.18	1.98	26,575,502	-13.32
	1996	1.99	26,142,068		1.91	24,871,523	-4.86	1.86	22,981,871	-12.09
96	2000	2.22	33,133,804	20.1	2.14	30,043,004	-9.33	2.17	28,196,423	-14.90
	1996	2.04	27,594,561		2.06	26,181,955	-5.12	1.98	24,225,180	-12.21
97	2000	2.37	35,846,655	21.6	2.39	32,440,680	-9.50	2.32	30,482,391	-14.96
	1996	2.17	29,482,283		2.18	28,030,667	-4.92	2.07	25,598,002	-13.17
98	2000	2.71	39,802,875	24.4	2.62	35,933,097	-9.72	2.54	33,496,205	-15.84
	1996	2.40	31,985,726		2.37	30,611,770	-4.30	2.29	27,642,948	-13.58
99	2000	3.20	48,104,031	29.2	3.17	43,573,486	-9.42	2.99	39,516,836	-17.85
	1996	2.77	37,232,913		2.76	35,273,439	-5.26	2.58	31,638,149	-15.03
100	2000	7.61	111,000,247	77.5	7.66	104,696,618	-5.68	6.21	80,694,347	-27.30
	1996	4.74	62,520,483		4.69	59,731,702	-4.46	4.26	51,762,187	-17.21

註: 1) 可處分所得 = 總所得 - 사회보장 부담금 - 직접세

2) 可處分所得(Ⅱ) = 總所得 - 사회보장 부담금 - 소득세율로 계산한 소득세

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

이 경우에서도 상위소득 분위로 올라갈수록 1996년 대비 2000년의 평균 總所得 증가율이 높아지고 있으며, 특히 가장 소득이 높은 100번째 분위의 경우 평균 總所得 증가율이 77.5%로 나타났다. 이 추세는 可處分所得의 경우에서도 다소 차이는 있으나 유사한 추세를 나타내고 있는데 이를 통해 우리나라의 직접세와 사회보장부담금의 소득재분배 기능이 약하다는 것을 간접적으로 시사하고 있다.

<표 3-18>의 100번째 분위의 직접세와 사회보장부담금으로 인한 평균 可處分所得의 감소율을 보면 2000년에 -5.68%, 1996년에 -4.46%인데 반해 99번째 분위의 경우 2000년에 -9.42%, 1996년에 -5.26%이었으며 98번째 분위의 경우 2000년에 -9.72%, 1996년에 -4.30%로 100분위의 소득이 더 높음에도 불구하고 직접세와 사회보장 부담금이 더 적어, 만일 직접세와 사회보장 부담금에 대한 해당 가구들의 기록이 정확하다면 100번째 분위에 대한 직접세와 사회보장 부담금이 역진적으로 적용되었다고 할 수 있다. 그러나 可處分所得(II)의 경우를 보면 소득이 증가할수록 누진적인 결과가 나타나고 있으며, 동시에 100분위 중 두 번째 분위부터 열 번째 분위까지는 소득세율로 계산한 소득세를 적용한 可處分所得(II)의 감소율이 可處分所得의 경우보다 낮았으나, 91번째 분위부터는 可處分所得(II)의 감소율이 可處分所得의 경우보다 더 높게 나타남으로써 분명한 누진적 결과를 보여주고 있다. 따라서 지금까지의 내용을 정리하면 우리나라의 소득불평등도가 2000년에 들어와 확대된 이유는 저소득층의 소득은 감소했고 고소득층의 소득은 대폭 증가하였음에도 불구하고 소득재분배를 위해 직접세나 사회보장 부담금의 누진성이 미흡함으로 인해 소득불평등도 축소가 미미하게 나타난 것으로 판단된다.

이번에는 總所得의 100분위를 통해서 어떤 소득의 증감으로 앞에서 논의한 현상이 나타났는지 <표 3-19>를 통해서 살펴보고자 한다. 아래 표에서 하위 10%와 상위 10%의 경우 10분위의 첫 번째 분위와 열 번째 분위와 동일하다. 그러나 상위 1%는 100분위에서 첫 번째 분위에 해당한다. 이 표는 앞에서 통계청의 경상소득 10분위의 가계수지와 유사하나 이미 언급한 바와 같이 여기서는 가구균등화지수를 적용하였으며 동시에 1인가구를 포함하였다는 점이 통계청의 분석과 상이하다고 하겠다.

먼저, 하위10%에 속하는 가구들을 보면 2000년 연간 경상소득이 1996년에 비해 -18.67% 감소하였는데, 이에 대한 가장 큰 요인은 근로소득이 -37.59% 하락한데 기인하며, 동시에 사적 이전소득 또한 -26.04% 감소함으로써 이들 가구의 경상소득을 하락시키는 주요 요인이 되었으며 아울러 비록 그 절대액수는 크지 않으나 사업소득도 -16.03% 하락하였다. 반면에 부업소득은 292.55% 증가하였는데 연간 액수가 2000년에 222,568원에 불과하여 경상소득 감소에는 별로 영향을 못미쳤다. 이상에서 하위 10%의 가구들은 가구주의 실직 또는 사업부진으로 이들 소득이 감소하였으므로 배우자와 기타 가구원이 가구주의 소득감소분을 補塡하기 위해 근로를 하거나 영세사업을 하여 소득을 증대시켰으나 절대액수의 규모가 적어 소득 감소분을 메우지 못한 것으로 추정된다.

한편 상위10%에 해당하는 가구들의 경우 사업소득과 근로소득이 이들의 경상소득 상승을 주도하였으며, 이들 중 상위1%에 해당하는 가구들을 보면 2000년 사업소득이 1996년에 비해 161% 상승하였으나 재산소득과 임대료 소득은 오히려 감소한 것으로 나타났다.

이상의 내용을 정리하면 저소득층의 경우 경제위기를 거치면서 근로소득이 감소함으로써 전체적인 소득감소를 경험하였으며, 고소득층으로 갈수록 주로 사업소득, 그리고 다음으로 근로소득이 증가함으로써 전체적인 소득불평등도의 확대를 기록하게 된 것으로 추정된다. 따라서 다음에는 1996년과 2000년 사이의 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금의 분위별 액수를 살펴봄으로써 이상과 같은 경상소득의 불평등도를 축소하는데 어떤 역할을 하였는지 알아보려고 한다.

〈表 3-19〉 100分位를 통한 家計收支 變化

구분		하위10%	상위10%	상위1%		
경 상 소 득	1996	3,837,050	31,019,370	62,520,480		
	2000	3,120,580	40,918,620	111,607,670		
	증감률	-18.67	31.91	78.51		
근로소득	1996	1,627,269	14,269,760	14,874,850		
		2000	1,015,600	18,609,070	16,110,400	
			증감률	-37.59	30.41	8.31
	가구주		1,461,010	9,904,220	10,186,320	
		2000	792,512	12,888,890	10,663,670	
		증감률	-45.76	30.14	4.69	
	배우자	87,234	2,520,750	3,040,280		
		2000	138,142	3,406,980	3,105,380	
		증감률	58.36	35.16	2.14	
	기타	79,025	1,844,790	1,648,250		
		2000	84,946	2,313,200	2,341,340	
		증감률	7.49	25.39	42.05	
	사업소득	1996	395,648	12,218,213	31,591,589	
			2000	332,218	17,306,960	82,659,860
				증감률	-16.03	41.65
가구주		374,254		10,776,650	28,193,300	
		2000	296,786	15,200,180	73,823,710	
		증감률	-20.70	41.05	161.85	
배우자		17,611	1,233,250	3,224,070		
		2000	27,347	1,765,040	8,328,410	
		증감률	55.28	43.12	158.32	
기타		3,783	208,313	174,219		
		2000	8,085	341,737	507,742	
		증감률	113.75	64.05	191.44	

〈表 3-19〉 계속

균등화이용		하위10%	상위10%	상위1%	
부업소득	1996	56,698	140,171	131,992	
	2000	222,568	140,075	80,195	
	증감률	292.55	-0.07	-39.24	
	재산 소득	1996	278,552	3,028,817	11,391,727
		2000	306,764	3,302,820	10,260,990
		증감률	10.13	9.05	-9.93
	이자	1996	90,984	1,314,687	3,376,777
		2000	123,774	1,666,160	5,176,180
		증감률	36.04	26.73	53.29
	임대료	1996	187,568	1,714,130	8,014,950
		2000	182,990	1,636,650	5,084,810
		증감률	-2.44	-4.52	-36.56
	이전소득	1996	1,478,883	1,362,403	4,530,338
		2000	1,423,720	1,663,180	2,575,030
		증감률	-3.73	22.08	-43.16
연금		1996	24,564	173,713	139,818
		2000	25,825	388,206	309,791
		증감률	5.13	123.48	121.57
사회 보장		1996	94,909	10,860	0
		2000	392,424	44,995	21,077
		증감률	313.47	314.31	-
사적 보조		1996	1,359,410	1,177,830	4,390,520
		2000	1,005,470	1,229,980	2,244,160
		증감률	-26.04	4.43	-48.89

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

라. 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금

<표 3-20>과 [그림 3-2]에서 10分位의 분위별 평균 사적 이전소득 추이를 보면 첫 번째 분위가 받은 이전소득의 경우 1996년에 비해 2000년에 사적 이적소득이 줄었으나 나머지의 분위에서는 2000년의 사적 이전소득이 1996년의 사적 이전소득보다 증가하였다. 그리고 사적 이전소득 규모가 열 번째 분위로 갈수록 그 액수가 줄어드나 아홉 번째 분위부터 다시 약간 상승하였다.

역시 <표 3-20>과 [그림 3-3]에서 공적 이전소득 추이를 보면 1996년에 비해 2000년에 들어와 크게 증가하였음을 알 수 있는데, 특히 첫 번째 분위와 두 번째 분위에서 상대적으로 더 크게 증가하였다. 그러나 열 번째 분위의 공적 이전소득액도 아홉 번째 분위의 그것보다 더 크게 나타나고 있다. 그 이유는 공적이전소득은 연금과 고용보험급여, 기초생활보장제도 및 기타 수당 등이 포함 되어있는데 국민연금의 경우 2008년에 정상적으로 지급될 계획이나, 공무원연금, 사학연금, 군인연금 등은 이미 지급되고 있어 상대적으로 안정된 직종에 종사하는 근로자들이 연금혜택을 누렸으며, 고용보험의 경우 1995년 도입당시 대기업 및 중간수준의 기업들을 대상으로 보험가입을 받았으므로 소득에 상관없이 실업상태에 있을 경우 지급되는 고용보험이므로 일정수준 이상의 소득이 있던 근로자가 더 많은 고용보험 급여를 받았을 가능성이 높다. 또한 기초생활보장제도, 즉, 2000년 10월 이전에는 생활보호제도였는데, 그 효과는 첫 번째 분위의 공적이전소득에 반영된 것으로 판단된다. 이상과 같은 이유로 공적이전소득의 규모가 열 번째 분위에 가서 다소 높아지는 것으로 추정된다.

또한 [그림 3-4]를 보면 우리나라의 직접세와 사회보장 부담금이 1996년의 경우에 비해 2000년에 들어와서 더 누진적이 되었음을 알 수 있게 해준다. 그러나 앞에서 살펴본 바와 같이 소득세율로 계산한 소득세를 적용할 경우 이보다 더 누진적이 되고 있다는 점을 참고할 필요가 있다. 그런데 1996년의 경우 첫 번째 분위의 직접세와 사회보장 부담금 수준이 두 번째 분위의 그것보다 더 큰 것으로 나타나고 있는데 이에 대해서는 앞에서 이미 언급한 바와 같이 자산의 유무 또는 규모와 관계없이 소득이 “0”이라고 응답한 가구는 모두 첫 번째 분

위에 속하게 되므로 이들에 대한 직접세 과세 및 사회보장 부담금을 고려할 경우 두 번째 분위와 역전되는 경우가 나타난다는 것이다.

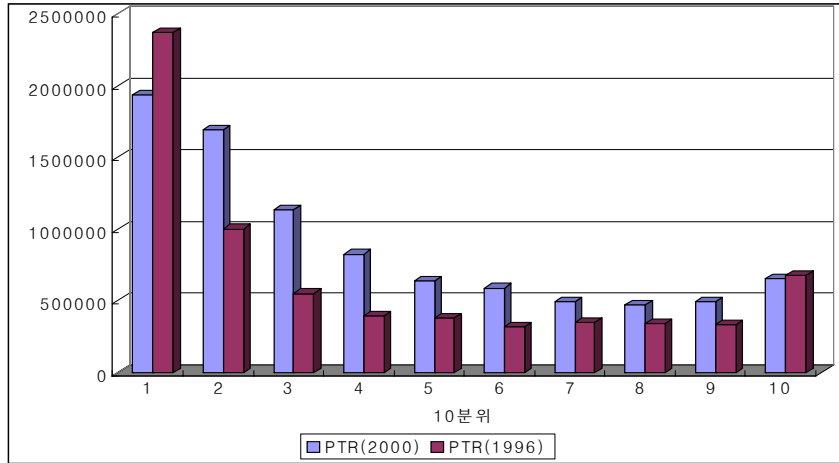
〈表 3-20〉 平均 移轉所得, 直接稅 및 社會保障 負擔金 10分位

(단위: 원)

分位	연도	사적 이전소득	공적 이전소득	직접세·사회보장 부담금
1	2000	1,936,730	783,000	247,200
	1996	2,371,340	301,700	374,750
2	2000	1,693,770	445,700	339,780
	1996	1,001,790	146,940	242,770
3	2000	1,133,010	220,820	483,910
	1996	551,790	100,140	306,640
4	2000	826,410	177,810	632,170
	1996	394,760	85,350	362,460
5	2000	639,980	226,020	778,870
	1996	378,920	82,490	445,040
6	2000	590,170	212,990	976,610
	1996	317,300	84,940	491,540
7	2000	492,340	197,550	1,148,020
	1996	348,520	88,480	578,840
8	2000	470,440	188,470	1,414,120
	1996	344,390	77,780	681,830
9	2000	497,950	172,540	1,858,620
	1996	333,790	64,170	781,240
10	2000	656,230	257,580	3,414,820
	1996	676,260	100,690	1,483,570

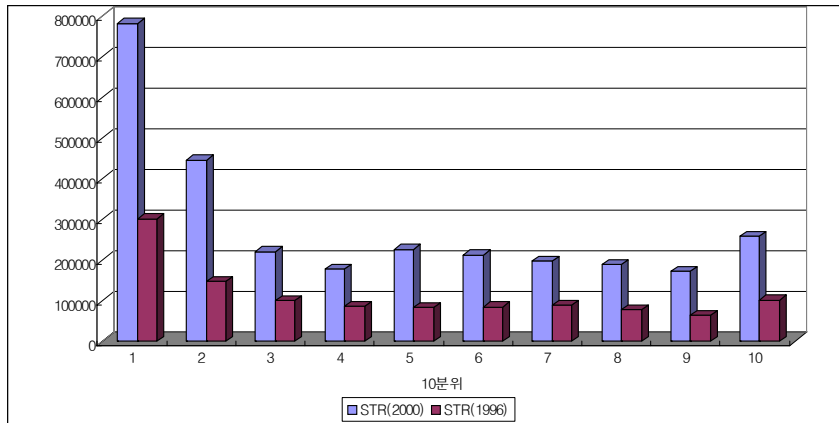
資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 및 都市家計調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

[그림 3-2] 平均 私的 移轉所得 10分位 推移比較(2000年, 1996年)



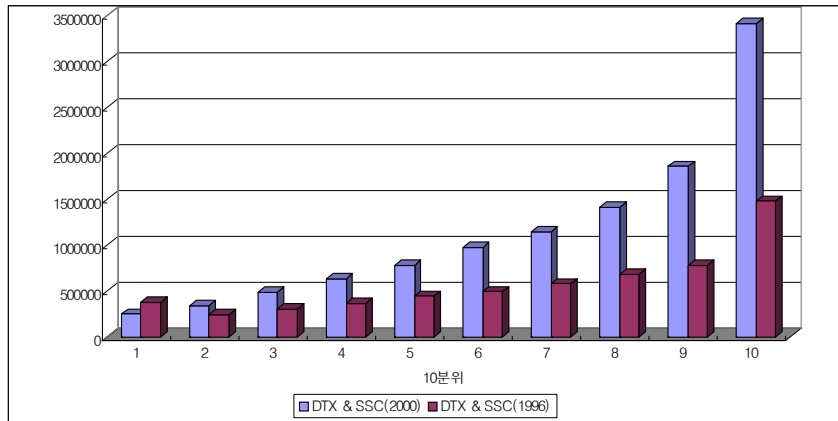
資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 산출한 결과임.

[그림 3-3] 平均 公的 移轉所得 10分位 推移比較(2000年, 1996年)



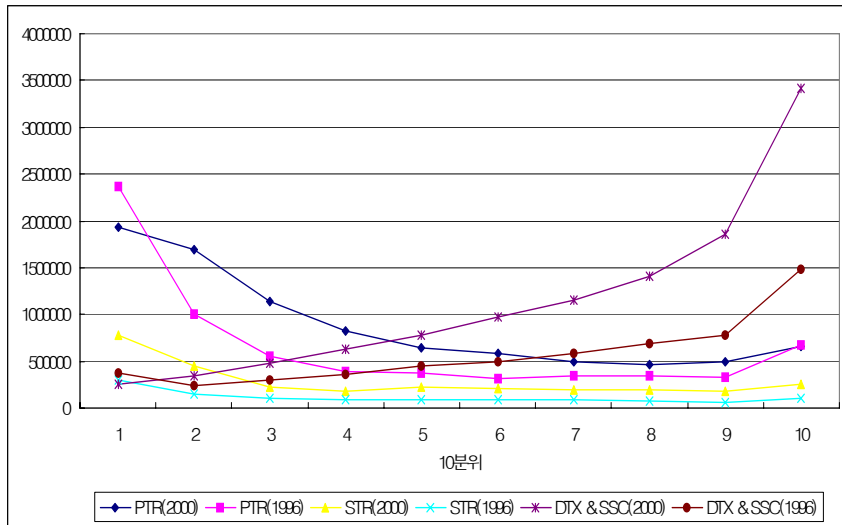
資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 산출한 결과임.

[그림 3-4] 平均 直接稅 및 社會保障 負擔金 10分位 推移比較(2000年, 1996年)



資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 산출한 결과임.

[그림 3-5] 移轉所得 및 直接稅·社會保障 負擔金 10分位 推移比較



資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 산출한 결과임.

2. 政策的 示唆點

지금까지 본 장에서 1996년과 2000년 家口消費實態調査와 1996년부터 2001년까지의 都市家計調査 원자료를 이용하여 우리나라의 소득불평등도를 Gini계수를 이용하여 계측하였다. 이를 통해 우리가 도출해낸 결과는 다음과 같다. 먼저 1996년에 비해 2000년의 전가구 소득불평등도가 악화되었는데 그 이유는 저소득계층의 근로소득은 감소하였으나 고소득계층의 사업소득은 증가하여 부익부빈익빈 현상이 나타났다. 그러나 이를 시정해야할 공적 이전소득의 규모가 충분하지 못해 소득재분배 기능을 제대로 발휘하지 못하였고, 고소득층에 대해서는 직접세의 누진율이 미흡하여 역시 소득재분배에 실패함으로써 우리나라의 소득분배는 악화된 것으로 파악되었다.

외국과의 비교에서도 나타나듯이 우리나라의 市場所得 Gini계수는 OECD국가들 중에서 상당히 낮은 그룹에 속하나 공적 이전소득과 직접세 그리고 사회보장부담금을 고려한 可處分所得으로 Gini계수를 구하여 역시 OECD국가들과 비교하면 이번에는 소득불평등도가 높은 국가로 분류되었다. 그 이유는 공적 이전소득과 직접세 및 사회보장부담금의 소득불평등도 감소효과가 OECD국가들에 비해 현저히 떨어지기 때문이다.

10分位에서 우리나라의 사적 이전소득과 공적 이전소득을 비교하면 분위별로 다소 차이가 있으나 아직도 사적 이전소득수준이 공적 이전소득수준의 2배에서 5배 이상에 이르고 있다. 사적 이전소득은 수혜자가 그 권리를 주장할 수 없으며 수여자에 의해 그 액수와 지급시기가 결정되며, 더욱이 경제가 어려울 때는 사적 이전소득을 지급하던 친인척의 생활도 어려워 사적 이전소득의 공급을 중단할 가능성도 높으므로 상당히 불안정한 이전소득이다. 따라서 1996년에 비해 공적 이전소득수준이 상대적으로 많이 증가하였으나 아직도 OECD국가들에 비해 상당히 미흡한 상황이므로 공적 이전소득 규모확대가 필요하다.

또한 1996년에 직접세가 소득불평등도를 오히려 증가시킨 결과를 보았다. 물론 2000년에 들어와 직접세의 소득불평등도 축소효과가 나타났으나 아직 우리나라 소득재분배 효과가 미흡하다. 이는 직접세의 소득 누진율뿐만 아니라 경

제위기를 통해 상당한 소득증가를 경험한 고소득계층에 대한 과세 및 징수가 제대로 이루어지지 않은 데서 그 이유를 찾을 수도 있을 것으로 판단된다.

第 4 章 貧困水準計測 및 變化要因分析

이번 장에서는 家口消費實態調查를 이용하여 한국의 빈곤수준을 계측하려고 한다. 계측방법은 보건복지부가 공시하는 최저생계비와 OECD가 적용하는 상대적 빈곤선을 이용하여 빈곤율을 계측하려고 한다. 그런데 여기서 최저생계비를 적용하여 계측하려고 하는 절대 빈곤율은 동일년도의 생활보호나 국민기초생활보장제도와 같은 공공부조제도의 대상자 비율과는 차이가 있다. 그 이유는 본 연구에서 계측하려는 빈곤율은 가구소득만을 고려하지만, 위와 같은 공공부조 대상자의 선정은 가구소득뿐만 아니라 보유자산과 부양의무자 유무 등을 고려하므로 어떤 가구의 소득이 빈곤선 이하에 있다하더라도 그 가구의 보유자산이 자산기준을 초과하거나 부양의무자가 부양능력이 있고 실제 부양을 하고 있을 경우 그 가구는 공공부조 대상에서 제외되므로 소득만 고려한 빈곤율과 공공부조 대상자 비율간에는 차이가 발생한다. 따라서 본 연구에서 도출한 빈곤율은 가구소득이 빈곤선 이하에 있는 가구가 전가구에서 차지하는 비율의 추이를 파악하기 위함으므로 빈곤율에 포함된 가구 모두가 실제 빈곤하다고 단정하기는 어렵다는 사실을 미리 밝혀둔다.

이와 같이 본 연구에서는 빈곤율을 계측하되 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금 전후의 빈곤율을 계측하여 우리나라 이전소득 및 조세가 빈곤율 변화에 어떤 긍정적인 효과를 미치는가를 분석하려고 한다.

이를 위해 먼저 빈곤수준 계측방법 중 본 연구에서 적용할 방법에 대하여 설명하고, 家口消費實態調查 원자료를 이용하여 빈곤수준을 계측한 후 이를 OECD국가들의 빈곤율과 비교하려고 한다. 그리고 이전소득과 직접세가 빈곤율 감소에 어느 정도 영향을 미쳤는가에 대하여 분석하고 아울러 빈곤율 변화요인에 대해 분석하려고 한다.

第 1 節 計測方法

본 연구에서 빈곤수준을 계측하기 위해 빈곤율을 사용하려고 한다. 빈곤상태를 파악하기 위하여 가장 많이 사용되고 있는 빈곤율은 주어진 빈곤선 이하의 소득(또는 지출)을 올리는 家口(또는 개인)의 數가 전체 가구(개인)의 수에서 차지하는 비율을 나타내며, 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$HR(x, \pi) = \frac{q}{n}$$

여기서 HR은 貧困率, q는 빈곤선 이하의 소득(또는 지출)을 올리는 가구(개인)의 수이며, n은 전체 가구(개인)의 수를 나타내며 x는 가구소득(개인소득), π 는 빈곤선을 나타낸다.

빈곤수준을 나타내는 빈곤지수로서 빈곤율 외에도 Atkinson 지수나 빈곤갭 등이 많이 이용되고 있으나 본 연구에서 빈곤율만을 이용하려고 하는데, 그 이유는 다음과 같다. 즉, 빈곤율은 빈곤지수중에서 가장 보편적으로 이용되고 있을 뿐만 아니라 국제비교가 쉽기 때문이다. 또한 본 연구에서 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금 이전 및 이후의 빈곤수준을 전가구, 근로자가구, 비근로자가구 등으로 구분하여 분석하려고 하므로 하나의 빈곤지수를 선택하여 일관성 있게 비교를 하는 것이 중요하기 때문이다.

상대 빈곤율 계측을 위해 적용될 빈곤선은 OECD와 비교가 가능하게 하기 위해 OECD가 사용하는 것처럼, 可處分所得의 중위소득 40%, 50%, 60%를 상대 빈곤선으로 설정하려고 한다. 이와 함께 우리나라의 최저생계비를 적용하여 절대빈곤율도 함께 계측하려고 한다.

빈곤수준 측정을 위한 소득은 可處分所得으로 한다. 그 이유는 우리나라 빈곤선 역할을 하는 최저생계비의 경우 직접세와 사회보장 부담금을 포함하고 있으므로 可處分所得이 가장 적합한 소득단위이며, 동시에 OECD에서도 可處分所得을 이용하여 빈곤율을 계측하므로 국제비교를 위해서 可處分所得을 이용하려고 한다.

한편 가구균등화지수는 다음 두 가지 경우에서 상대 빈곤율 계측시에만 적용

하려고 한다. 즉, 절대빈곤율을 계측할 때에는 가구균등화지수를 적용하지 않고 가구원수에 따른 빈곤선을 적용하여 빈곤율을 계측하나, 상대적 빈곤율을 계측할 때에는 OECD방식과 마찬가지로 가구균등화지수를 적용하여 빈곤율을 계측하려고 한다.

第 2 節 貧困率 推移 및 國際比較

1. 貧困率 推移

빈곤율 계측전에 빈곤선에 대한 분명한 설명이 필요하다. 왜냐하면 어떤 빈곤선을 어떤 소득에 적용하였는지에 따라 빈곤율이 상이하게 나타나나, 이에 대한 정보가 없이 빈곤율만을 단순비교할 경우 오해의 소지가 있기 때문이다. 여기서 적용한 절대 빈곤선은 2000년의 최저생계비를 1999년 12월에 보건복지부가 공표한 2000년도 최저생계비를 적용하였으며 1996년의 경우 한국보건사회연구원이 1994년에 발표한 최저생계비(박순일 외, 1994)에 소비자 물가상승율을 적용하여 1996년의 최저생계비를 도출하였는데, 그 결과가 <표 4-1>에 나타나 있다. 그리고 상대적 빈곤선은 중위소득의 40%, 50%, 60%를 적용하였는데 그 절대액수는 <표 4-2>에 나타나 있다. 그런데 상대 빈곤선 설정시, 평균소득 대신 중위소득을 OECD를 비롯하여 여러 국제기구에서 많이 이용하는 가장 큰 이유는 평균소득을 이용할 경우 비정상적인 소수의 고소득계층의 소득이 평균소득을 끌어 올림으로써 일반국민이 느끼는 평균소득 수준보다 과대하게 높게 계산되는 것을 피하기 위한 것이다.

그런데 우리나라에서는 주로 절대 빈곤선을 많이 사용하나 본 연구에서 상대적 빈곤선을 동시에 적용하려는 이유는 다음과 같다. 먼저, 상대 빈곤선의 장점 때문에 선진외국에서 많이 이용하므로 이를 적용한 빈곤율의 국제비교가 용이하기 때문이다. 여기서 상대 빈곤선의 장점이란 절대적 빈곤율을 계측하려면 절대 빈곤선인 최저생계비가 필요하며, 최저생계비를 계측하는데 들어가는 비

용이 크고 시일이 상당히 걸린다. 또한 국제비교시 각국이 계측한 절대 빈곤선은 각국의 빈곤에 대한 시각과 경제발전 단계에 따라 상대적으로 높을 수도 있고 그 반대의 경우도 있다. 따라서 절대적 빈곤선을 적용하여 계측한 빈곤율은 절대 빈곤선의 수준에 의존하므로 객관적으로 국제비교하기가 어렵다. 따라서 빈곤율을 객관적이고 국제적으로 비교할 수 있기 위해 본 연구에서는 OECD에서 회원국가 可處分所得의 중위소득 40%, 50%, 60%를 상대 빈곤선으로 적용하여 계측한 상대 빈곤율을 역시 우리나라의 可處分所得의 중위소득 40%, 50%, 60%를 빈곤선으로 적용한 상대 빈곤율과 직접 비교할 수 있게 하기 위해서 절대 빈곤율과 상대빈곤율을 여기서 동시에 다루려고 하는 것이다.

여기서 본 연구의 빈곤율 계측시 적용한 절대 빈곤선과 상대 빈곤선의 수준을 서로 비교해보면 다음과 같다. <표 4-1>에 나타나있는 절대 빈곤선은 월단위의 빈곤선이고 <표 4-2>의 상대 빈곤선은 연간단위의 빈곤선이며, 특히 앞에서 언급하였으나 상대적 빈곤율은 가구균등화지수를 적용하였으므로 1인가구에 해당하는 빈곤선이다. 따라서 절대 빈곤선과 상대 빈곤선을 다음과 같이 비교할 수 있다. 즉, 2000년 상대 빈곤선중 중위40%의 빈곤선 4,646,000원을 월단위로 전환하면 387,167원이 되며 이는 가구균등화지수를 적용한 1인가구의 빈곤선이므로, 2000년의 월단위 절대 빈곤선에서 1인가구 빈곤선에 해당하는 324,011원과 비교할 수 있다. 여기서 절대 빈곤선이 중위 40%의 상대 빈곤선보다 다소 낮다는 것을 알 수 있다. 그런데 이러한 차이가 1996년의 경우에는 다소 상이해지는데 그 이유는 2000년과 1996년에 계측된 절대 빈곤선은 조사샘플 수나 계측방식 등이 다소 상이하므로 1996년 절대 빈곤선과 상대 빈곤선의 차이는 2000년의 경우와 일관성을 유지하지 않고 있는 것으로 판단된다.

그리고 앞에서도 언급하였지만, 빈곤선과 빈곤율은 OECD에서 적용하는 바와 같이 可處分所得을 이용하여 계측하는 것이 일반적이므로 아래 표들은 可處分所得만을 이용하여 계측한 결과를 나타내고 있음을 밝혀 둔다.

<表 4-1> 絶對 貧困線

(단위: 원/월)

연도 \ 가구원수	1인	2인	3인	4인	5인	6인	7인 이상
	1996	225,774	389,445	596,948	729,254	837,485	922,605
2000	324,011	536,614	738,076	928,398	1,055,588	1,191,134	1,326,134

資料: 보건복지부 『2000년 최저생계비』, 공표자료, 1999. 박순일(1994)

<表 4-2> 相對 貧困線

(단위: 원/년)

상대 빈곤선		연도	빈곤선 액수
중위 소득	40%	1996	4,582,050
		2000	4,646,000
	50%	1996	5,727,570
		2000	5,807,500
	60%	1996	6,873,080
		2000	6,969,000

註: 1) 여기서 이용된 소득은 연간 可處分所得임.

資料: 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 可處分所得의 중위소득을 계산한 결과임.

한편 이상의 빈곤선을 적용하여 도출한 빈곤율 수준과 그 변화는 <표 4-3>과 <표 4-4>에 각각 나타나 있는데, <표 4-3>은 1996년과 2000년의 절대 빈곤율 계측결과이며 <표 4-4>는 상대 빈곤선을 OECD에서 적용하는 방식을 따라 중위소득의 40%, 50%, 60%로 설정하여 빈곤율을 계측한 결과이다.

먼저 <표 4-3>에서 절대 빈곤율 추이를 보면, 1996년의 3.16%에서 2000년에는 9.42%로 약 3배 가까이 증가한 것을 알 수 있다. 그리고 1996과 2000년 1인 가구의 빈곤율이 각각 10.00%와 22.88%로 비교대상가구 중 가장 높게 나타나고

그 뒤를 이어 비근로자가구의 빈곤율이 4.99%와 15.16%로 높게 나타나는 반면에 근로자가구의 빈곤율은 각각 2.06%와 5.14%로 가장 낮게 나타나고 있다.

〈表 4-3〉 絶對 貧困率 變化

(단위: %)

연도 \ 빈곤선	전가구	근로자가구	비근로자가구	2인 이상 가구	1인가구
1996	3.16	2.06	4.99	2.88	10.00
2000	9.42	5.14	15.16	8.73	22.88

註: 1) 절대빈곤선을 可處分所得에 적용한 결과임.

資料: 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 계측

그런데 1인가구의 빈곤율이 가장 높게 나타나지만 1996년과 2000년 사이의 빈곤율의 증가율은 다른 비교대상 가구들에 비해 낮게 나타났으며, 반면에 비근로자가구의 경우 그 증가율이 가장 높게 나타났다. 여기서 근로자가구와 2인 이상 가구의 빈곤율이 상대적으로 낮게 나타나는 점을 주목할 필요가 있다. 근로자가구의 빈곤율은 전가구의 빈곤율보다 2000년의 경우 4.28% 포인트나 낮으며 비근로자가구를 포함하고 있는 2인 이상 가구의 빈곤율은 1인가구에 비해 14.15% 포인트나 낮다. 그럼에도 불구하고 家口消費實態調査가 조사되지 않는 해의 경우, 가용자료가 都市家計調査뿐이므로 都市家計調査를 이용하여 빈곤율을 계측하곤 하는데, 이 조사는 위에서 살펴본 바와 같이 빈곤가구가 집중되어 있는 1인가구와 비근로자가구를 제외한 2인 이상 도시거주 근로자가구의 소득만을 발표한다. 따라서 결국 이를 이용하여 계측한 빈곤율은 아무리 2인 이상 근로자가구만을 대상으로 계측한 결과라고 밝히더라도 1인가구와 2인 이상가구의 빈곤율 차이와 근로자와 비근로자가구의 빈곤율 차이를 일반적으로 잘 알지 못하므로 우리나라의 빈곤동향을 상당히 왜곡할 수 있는 가능성이 높으므로 이에 대한 신중한 접근이 필요하다는 것을 짚고 넘어가야 할 필요가 있다.

한편, <표 4-4>는 상대 빈곤율 계측결과를 나타내고 있는데, 중위소득 40%,

50% 그리고 60%인 상대 빈곤선을 적용한 경우 빈곤율이 1996년의 경우 각각 6.81%, 11.10% 그리고 16.67%에서 2000년 들어와서는 10.55%, 15.74% 그리고 21.64%로 증가하여 같은 기간동안 빈곤가구의 비율이 크게 증가한 것을 볼 수 있다. 이에 대해 가구별로 보면 1996년에 비해 2000년의 빈곤율이, 근로자가구의 경우, 변화가 가장 적게 나타났는데 그 이유는 경제위기로 인해 증가한 실직자들이 근로자가구에서 제외되므로 이러한 현상이 나타난 것으로 판단된다. 그러나 근로자가구의 빈곤율도 상대적으로 미세하나마 증가한 원인은 비정규직과 임시직 근로자의 비율이 그 동안 증가하는 등의 고용환경변화로 조사당시에 근로자가구에는 속해 있으나 고용조건이 정규직에서 비정규직이나 임시직으로 전환되는 등의 이유로 과거보다 소득이 저하된 근로자가구의 비율이 증가하였기 때문이라고 판단된다.

〈表 4-4〉 相對 貧困率 變化

(단위: %)

빈곤선	연도	전가구	근로자	비근로자	2인이상	1인가구
중위 40%	1996	6.81	3.27	12.56	4.68	21.22
	2000	10.55	3.59	19.17	7.53	27.54
중위 50%	1996	11.10	7.22	17.39	8.75	26.94
	2000	15.74	7.89	25.47	12.24	35.46
중위 60%	1996	16.67	12.84	22.90	14.19	33.41
	2000	21.64	13.60	31.60	17.91	42.65

註: 1) 상대 빈곤선을 可處分所得에 적용한 결과임.
 資料: 家口消費實態調查 원자료를 이용하여 계측한 결과임.

2. 相對 貧困率 國際比較

여기서는 우리나라의 상대 빈곤율 계측결과를 OECD국가들과 비교하려고 한다. 아래 <표 4-5>의 빈곤율은 모두 OECD 방식에 따른 상대 빈곤선을 적용하

였으며 이들 국가의 소득자료는 1990년대에 조사된 자료이다. 먼저 중위소득 40%를 빈곤선으로 적용하였을 경우 비교대상인 OECD국가 중에서 빈곤율이 가장 낮게 나타나는 국가가 아일랜드로서 1.6%를 기록하였으며, 핀란드가 2.1%, 오스트리아가 2.8%로 그 뒤를 이어가고 있다. 한편 동일한 빈곤선을 적용하였을 때 빈곤율이 가장 높게 나타나는 국가는 멕시코로서 14.8%, 그리고 미국이 11.1%, 한국(2000년)이 10.6%, 터키 9.6%로 그 뒤를 이어가고 있다. 따라서 우리나라의 2000년도 빈곤수준은 OECD국가 중에서 상당히 높은 국가군에 속하고 있음을 알 수 있다.

상대적 빈곤선을 중위소득 50%로 적용할 경우, 아일랜드와 영국 등의 순위가 다소 바뀌는 경우가 있으나 대체적으로 비슷한 추세를 유지하고 있으며 이러한 상황은 상대적 빈곤선을 중위소득 60%로 적용하였을 경우에도 동일하게 나타나고 있다. 즉, 아일랜드와 영국의 경우 중위소득 40%와 60%사이에 속한 가구들의 비율이 상당히 높아 이러한 현상이 나타난다고 판단된다. 우리나라의 경우 중위소득 50%를 적용하였을 때에도 2000년의 경우 터키와 미국 등과 함께 빈곤율이 높은 국가로 분류할 수 있음을 알 수 있으며, 이는 중위소득 60%를 적용한 경우에도 앞의 결과와 상당히 유사하게 나타나고 있다.

이상의 비교를 통해 우리나라는 OECD국가 중에서 상대적으로 빈곤율이 높은 국가군으로 분류된다는 점을 알 수 있으며, 특히 여기서 이용된 소득이 可處分所得이므로 이전소득이 이미 반영된 결과이기 때문에 그 결과에 대한 심각성이 더 크다고 하겠다. 따라서 우리나라와 OECD국가들의 빈곤율 격차를 줄이기 위해서 정부가 취할 수 있는 방안은 여러가지 있겠으나 가장 직접적인 방안으로는 공적 이전소득의 규모를 확대시키는 것이다. 따라서 다음절에서는 우리나라의 이전소득과 직접세 그리고 사회보장 부담금이 빈곤율 감소에 미치는 영향을 분석하고 그 결과를 근거로 빈곤율 축소를 위한 정책을 제안하려고 한다.

〈表 4-5〉 相對的 貧困率 國際比較

(단위: %)

국가, 연도	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%
아일랜드, 1994	1.6	11.0	20.7
핀란드, 1995	2.1	4.9	10.8
오스트리아, 1993	2.8	7.4	13.7
네덜란드, 1995	3.1	6.3	13.5
프랑스, 1994	3.2	7.5	13.5
노르웨이, 1995	3.4	8.0	14.6
스위스, 1992	3.5	6.2	11.8
영국, 1995	3.8	10.9	19.5
헝가리, 1997	4.0	7.3	13.9
벨기에, 1995	4.1	7.8	13.2
스웨덴, 1995	4.4	6.4	10.3
일본, 1994	4.4	8.1	13.9
호주, 1994	4.5	9.3	18.8
독일, 1994	5.2	9.4	15.7
캐나다, 1995	5.7	10.3	16.5
한국, 1996	6.8	11.1	16.7
그리스, 1994	8.1	13.9	21.7
이태리, 1993	8.5	14.2	21.9
터키, 1994	9.6	16.2	23.4
한국, 2000	10.6	15.7	21.6
미국, 1995	11.1	17.1	24.0
멕시코, 1994	14.8	21.9	27.7
평균	5.3	10.1	17.0

註: 1) 평균은 한국을 제외한 평균치임.

資料: Förster M. F.(2000). 한국 자료는 본 연구에서 계측한 결과임.

第 3 節 移轉所得 및 租稅 前後 貧困水準

이번 절에서는 절대 빈곤선과 절대 빈곤율을 이용하여 이전소득과 직접세의 빈곤율 축소효과를 살펴보고 한다. 물론 여기서 상대 빈곤선과 상대 빈곤율을 이용하여 동일한 분석을 할 수 있으나, 우리나라에서 일반적으로 이용하고 있는 것이 절대 빈곤율이므로 이를 적용한 것이며 본 절의 마지막 부분에서 이전소득과 직접세의 빈곤율 축소효과 국제비교시에는 상대 빈곤율을 이용하려고 한다.

이전소득과 직접세가 빈곤율 감소에 미치는 효과를 분석하기 위해 절대 빈곤선을 1次所得, 市場所得, 總所得 그리고 可處分所得에 동일하게 적용하여 빈곤율을 계측하고 그 결과의 차이를 계측함으로써 빈곤율 감소효과를 분석하려고 한다.

앞장에서 다룬 소득불평등도 계측에서 이전소득과 직접세의 소득불평등도 감소효과를 분석한 방법과 유사하게 본 절에서도 이전소득이 포함되어있지 않은 1次所得과 1次所得에 사적 이전소득만이 추가되어 있는 市場所得에 대해 동일한 빈곤선을 적용하여 빈곤율을 도출한 후 이 차이를 통해 사적 이전소득이 빈곤율 완화에 미친 효과의 지표로 이용하는 것이다. 또한 공적 이전소득의 빈곤율 축소효과도 이와 마찬가지로 방법으로 계측하려고 한다. 다만 앞장에서는 직접세와 사회보장 부담금이 소득불평등도 축소에 미친 효과에 대하여 분석한 바 있으나 여기서는 이에 대해 다루지 않는다. 그 이유는 직접세와 사회보장 부담금이 빈곤율을 축소하지 않기 때문이다. 그러나 직접세와 사회보장 부담금이 빈곤율 변화에 미치는 효과는 공적 이전소득의 빈곤율 축소효과 분석시 간접적으로 알 수는 있다.

1. 私的 移轉所得에 의한 絶對 貧困率 減少效果

이상에서 설명한 방식으로 사적 이전소득에 의한 절대 빈곤율 감소효과를 계측하였으며 그 결과가 다음 <표 4-6>에 나타나 있다. 그런데 사적 이전소득의 빈곤율 감소효과에 대해 언급하기 전에 먼저 1次所得과 市場所得 그리고 다음에 나올 總所得의 빈곤율에 대하여 몇 가지 짚고 넘어가야 할 것이 있다. 즉, 여기서 적용한 절대 빈곤선은 앞에서도 잠시 언급한 바와 같이 직접세와 사회

보장 부담금 등을 모두 포함한 지출을 토대로 설정된 최저생계비이다. 따라서 절대 빈곤선은 可處分所得에 적용하는 것이 타당하다. 그럼에도 불구하고 여기서 분석하려는 사적 이전소득이 빈곤율 변화에 미치는 효과를 분석하기 위해서 可處分所得에 적용한 동일한 빈곤선을 1次所得과 市場所得 그리고 뒤에서는 總所得에 적용하였다. 따라서 이때의 빈곤선은 단지 빈곤선 이하의 가구들을 선별하기 위해 이용되는 기준선의 성격을 띠는 것이며 아래 표에 도출되어 있는 可處分所得 이외의 소득을 적용하여 계측된 빈곤율은 이전소득을 계측하기 위한 것이며, 빈곤율로서의 대표성을 갖는데는 다소 논리적으로 문제가 있다는 점을 밝혀 둔다.

그럼 이전소득의 빈곤율 감소효과에 대하여 <표 4-6>을 보면, 2000년도 사적 이전소득에 의한 빈곤율 감소는 전가구의 경우 4.18% 포인트로 1996년의 3.65% 포인트보다 다소 커졌음을 알 수 있다. 이 외의 다른 가구들도 1996년의 경우 사적 이전소득으로 인한 빈곤율 감소폭보다 2000년의 감소폭이 모두 커졌으므로 이를 통해 사적 이전 소득이 2000년에 들어와 그 규모가 다소 커졌다고 할 수 있다. 가구별로 그 감소폭을 보면 1인가구가 1996년과 2000년에 각각 15.88% 포인트와 15.99% 포인트로서 비교대상 가구들 중에 가장 큰 감소폭을 나타냈으며, 그 뒤를 이어 비근로자가구가 7.78% 포인트와 7.86% 포인트를 기록하였다.

<表 4-6> 私的移轉所得에 의한 絶對 貧困率 減少

(단위: %, % 포인트)

분류	연도	전가구	근로자가구	비근로자가구	2인이상가구	1인가구
1次所得 貧困率(A)	1996	6.81	2.99	13.16	6.03	25.91
	2000	13.59	5.98	23.80	12.22	40.52
市場所得 貧困率(B)	1996	3.16	1.82	5.38	2.87	10.03
	2000	9.41	4.55	15.94	8.64	24.53
A - B	1996	3.65	1.17	7.78	3.16	15.88
	2000	4.18	1.43	7.86	3.58	15.99

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용한 본 연구의 산출결과임.

근로자가구의 경우 1996년과 2000년에 각각 1.17% 포인트와 1.43% 포인트를 기록하여 가장 낮은 감소폭을 보였다. 이상의 빈곤율 감소폭들은 빈곤선 이하에 있던 가구들이 사적 이전소득으로 빈곤선 이상으로 이동한 가구가 각각 해당 가구그룹, 즉, 전가구, 근로자가구, 비근로자가구 등에서 차지하는 비율이므로 우리나라의 사적 이전소득의 빈곤율 감소효과는 상당히 크다고 할 수 있다. 특히 1인가구의 경우 그 감소폭이 15% 포인트 이상이므로 이들 가구에 사적 이전소득이 집중적으로 발생하였음을 알 수 있게 해준다.

2. 公的 移轉所得에 의한 絶對 貧困率 減少效果

이번에는 공적 이전소득에 의한 절대 빈곤율 감소효과에 대하여 알아보려고 한다. 공적 이전소득의 빈곤율 감소효과를 계측하기 위해서는 1次所得에 사적 이전소득만 추가된 市場所得과 1次所得에 사적 및 공적 이전소득이 추가된 總所得으로 각각 빈곤율을 도출하고 그 차이를 구하는 방법을 이용한다. 이때 그 차이가 공적 이전소득에 의한 빈곤율 감소효과를 나타내 준다. 그런데 앞장에서도 동일한 사항을 언급한 것과 같이, 공적 이전소득은 사적 이전소득과 달리 그 혜택을 누리기 위하여 일정액을 직접세 또는 사회보장 부담금으로 지불하여야 한다. 물론 저소득층의 경우 이러한 부담이 면제되는 경우가 많으므로 직접세나 사회보장 부담금을 지불하지 않고 공적 이전소득의 혜택을 받는 저소득가구들이 많다. 그러므로 빈곤선 이하의 어떤 가구가 직접세나 사회보장 부담금을 지불하지 않고 공적 이전소득을 받기만 하였다면 물론 이 가구는 직접세나 사회보장 부담금에 의해 總所得이 영향을 전혀 받지 않을 것이다. 이 경우에는 總所得과 可處分所得이 동일하겠지만, 그렇지 않은 가구도 다수 포함되어 있으므로 공적 이전소득의 빈곤율 축소효과를 좀 더 정확히 계측하기 위해서는 市場所得과 可處分所得에 대한 빈곤율을 도출하고 그 차이를 구함으로써 이루어 질 수 있다. 따라서 아래 표에서는 이러한 점들을 감안하여 공적 이전소득의 빈곤율 축소효과에 대하여 두 가지 경우를 모두 알 수 있게 하기 위해 市場所得과 總所得의 빈곤율 차이, 市場所得과 可處分所得의 빈곤율 차이, 그리고 市場所得과 可處分所得(II)의 빈곤율 차이를 분리하여 도출하

였다. 여기서 可處分所得과 可處分所得(II)의 차이는 전과 동일하다. 즉, 可處分所得은 조사된 직접세를 적용하여 계산되었으며, 可處分所得(II)는 소득세율로 계산한 소득세를 적용하여 계산하였다. 여기서 조사된 소득세를 적용한 可處分所得을 이용하지 않은 이유는 1996년 家口消費實態調查에서는 직접세 중 소득세만을 분리하여 발표하지 않았으므로 이용이 가능하지 않기 때문이다.

아래 표에서 먼저, 직접세와 사회보장 부담금을 고려하지 않고 이전받은 공적 이전소득만을 고려한 경우인 A - B를 보면 전가구의 경우 공적 이전소득이 빈곤율 축소에 미친 영향이 1996년에 0.46% 포인트이었으나 2000년에는 1.47% 포인트로 많이 증가는 하였으나 같은 해의 사적 이전소득에 의한 빈곤율 감소폭인 3.65% 포인트와 4.18% 포인트에 비하면 상당히 낮다는 것을 알 수 있다. 즉, 공적 이전소득의 빈곤율 감소효과가 사적 이전소득에 비해 상당히 낮고, 이는 앞장에서 분석한 바와 같이 소득불평등도 축소효과가 공적 이전소득보다는 사적 이전소득이 훨씬 더 크게 결과 한 것과 일관성이 있다.

〈表 4-7〉 公的移轉所得에 의한 絶對 貧困率 減少

(단위: %, % 포인트)

소득	연도	전가구	근로자가구	비근로자가구	2인 이상가구	1인가구
市場所得 貧困率(A)	1996	3.16	1.82	5.38	2.87	10.03
	2000	9.41	4.55	15.94	8.64	24.53
總所得 貧困率(B)	1996	2.70	1.72	4.34	2.44	9.06
	2000	7.94	3.93	13.31	7.21	22.08
A - B	1996	0.46	0.10	1.04	0.43	0.97
	2000	1.47	0.62	2.63	1.43	2.45
可處分所得 貧困率(C)	1996	3.16	2.06	4.99	2.88	10.00
	2000	9.42	5.14	15.16	8.73	22.88
A - C	1996	0.00	-0.24	0.39	-0.01	0.03
	2000	-0.01	-0.59	0.78	-0.09	1.65
可處分所得(II) 貧困率(D)	1996	2.98	1.98	4.65	2.73	9.29
	2000	9.02	4.63	14.89	8.31	22.76
A - D	1996	0.18	-0.16	0.73	0.14	0.74
	2000	0.39	-0.08	1.05	0.33	1.77

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調查 원자료를 이용하여 본 연구에서 산출한 결과임.

그런데 공적 이전소득의 경우 빈곤율 감소폭이 비근로자가구에서 가장 크게 나타나고 그 다음으로 1인 가구에서 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 공공부조 제도에서 부양의무제가 실시되고 있어 1인가구를 구성하는 가구 중 큰 부분을 차지하고 있는 노인가구들이 이에 해당함으로써 사적 이전소득의 혜택은 크지만 이로 인해 공적 이전소득의 액수가 줄어들음으로써 나타나는 현상으로 추정된다. 그리고 근로자가구의 경우 사적 이전소득의 경우와 마찬가지로 빈곤율 감소폭이 가장 낮게 나타나고 있다.

이번에는 위의 표에서 (A - C)와 (A - D)에 해당하는 경우를 살펴보겠다. (A - C)는 직접세와 사회보장 부담금을 고려한 공적 이전소득의 빈곤율 감소효과를 나타내며, (A - D)는 직접세 대신에 소득세율로 계산한 소득세를 적용한 경우이다. 먼저, (A - C)를 보면, 전가구의 경우 1996년에 그 효과가 “0”으로 나타났으며 2000년에는 오히려 “마이너스”로 전환된 것으로 나타났다. 즉, 市場所得으로 빈곤율을 계측할 때에는 빈곤선 이하에 있지는 않았지만 빈곤선 위쪽 주변에 있던 가구들이 받은 공적 이전소득의 크기가 직접세와 사회보장 부담금 납부액수보다 적어 市場所得보다 可處分所得이 적어짐으로써 빈곤선 이하로 떨어진 가구들이 생겨났기 때문이며, 특히 이러한 현상이 근로자가구에서 집중적으로 발생했으며, 근로자가구에서 발생한 효과로 인해 전가구에서도 이와 같이 나타난 것으로 판단된다. 즉, 비근로자가구와 1인가구의 경우 공적 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금이 1996년과 2000년에 0.39% 포인트와 0.78% 포인트 그리고 0.03% 포인트와 1.65% 포인트로 빈곤율을 감소시키는 쪽으로 영향을 미쳤으나 근로자가구의 경우 1996년과 2000년에 각각 -0.24% 포인트와 -0.59% 포인트로 빈곤율을 높이는 쪽으로 영향을 미쳤다. 이러한 현상은 근로자가구의 경우 비근로자가구에 비해 직접세나 사회보장 부담금의 각출이 쉽기 때문에 이러한 효과가 더 직접적으로 나타나는 것으로 추정된다. 그런데 우리나라 소득세의 경우 면세점이 최저생계비보다 높으나 직접세에는 소득세 이외에도 재산세, 토지세, 자동차세, 면허세 등이 있으며 이들 직접세의 경우 소득에 따른 면세가 소득세처럼 이루어지지 않으므로 이로 인해 빈곤율이 오히려 상승한 것으로 판단된다.

한편, 소득세율로 계산한 소득세를 적용한 (A - D)의 경우 1996년 전가구의 빈곤율은 0.18 포인트 감소하였으며, 2000년에는 0.39 포인트 감소한 것으로 나타났다. 감소 이유는 저소득층에게 부과된 소득세가 직접세보다 더 낮기 때문이다. 물론 직접세는 소득세뿐만 아니라 다른 세목도 포함하고 있으므로 직접세가 소득세보다 더 크지만, 제3장에서 분석한 결과를 통해 볼 때 조사대상 가구들의 응답을 통해 조사된 소득세보다는 소득세율로 계산한 소득세가 더 누진적으로 나타났으며, 특히 저소득층에게는 면세 혜택 등으로 인해 이러한 결과가 도출된 것으로 판단된다. 가구 특성별로 보면, 이번에도 근로자가구의 경우 빈곤율이 오히려 확대된 것으로 나타났는데 이는 근로자가구들의 경우 공적 이전소득 수혜액보다 사회보장 부담금 및 소득세 지출액이 더 크다는 것을 의미한다. 그리고 그 이유는 앞에서 설명한 바와 같다.

이상에서 분석한 내용을 정리하면 먼저, 사적 이전소득이 공적 이전소득보다 빈곤율 축소효과가 훨씬 더 크게 나타났다. 그러나 공적 이전소득이 1996년보다 2000년에 빈곤율 축소효과가 더 커짐으로써 그 기능이 강화되었다고 볼 수 있다. 그리고 앞에서 사적 이전소득의 경우, 1인가구, 비근로자가구 순으로 빈곤율 축소효과가 크게 나타났으며 근로자가구에서 그 효과가 가장 낮게 나타났다고 하였는데, 공적 이전소득의 경우 비근로자가구, 1인가구 순으로 그 효과가 크게 나타남으로써 사적 이전소득과 대비가 되지만, 근로자가구에서 그 효과가 가장 낮게 나타나기는 사적 이전소득의 경우와 마찬가지로였다. 그리고 직접세와 사회보장 부담금을 고려한 공적 이전소득의 빈곤율 변화는 1996년에는 거의 “0”에 가까우나 2000년에 들어와 빈곤율 감소효과가 “마이너스”로 나타났는데 그 이유는 공적 이전소득의 크기가 직접세와 사회보장 부담금 납부액수보다 적어 市場所得보다 可處分所得이 적어짐으로써 발생했으며, 이 현상은 근로자가구에서 집중적으로 발생하였다고 정리된다. 또한 소득세율로 계산한 소득세를 적용한 경우, 직접세를 적용한 경우보다 빈곤율 감소효과가 더 커졌으나, 결국 그 결과는 서로 유사한 점이 많은 것으로 나타났으며, 이를 통해 우리나라의 공적 이전소득의 규모가 빈곤율을 축소하기에 미흡하다는 점을 있었다.

3. 移轉所得과 直接稅에 의한 相對 貧困率 減少效果 國際比較

여기서는 앞에서 도출한 결과를 상대 빈곤율과 비교함으로써 결과의 일관성을 확인하고 아울러 OECD국가들과 비교를 통해 우리나라 이전소득과 직접세의 빈곤율 축소효과의 수준을 알아보려고 한다. 아래 <표 4-8>과 <표 4-9>는 각각 1996년과 2000년의 중위소득 40%, 50%, 60%를 빈곤선으로 적용하여 1次所得, 市場所得, 總所得, 그리고 可處分所得으로 빈곤율을 계측한 결과이다.

먼저, 상대 빈곤율의 경우에서도 사적 이전소득이 공적 이전소득보다 빈곤율 축소효과가 훨씬 더 크게 나타났으며, 사적 이전소득과 공적 이전소득의 경우 모두 1996년보다 2000년에 빈곤율 축소효과가 더 커진 것으로 나타났다. 사적 이전소득은 1인가구, 비근로자가구 순으로 빈곤율 축소효과가 크게 나타났으며 근로자가구에서 그 효과가 가장 낮게 나타났으나 1996년 중위소득 60%를 적용한 비근로자가구의 경우 1인가구보다 그 효과가 미세하나마 더 크게 나타났다. 또한 1996년의 경우 더 높은 빈곤선을 적용함에 따라 1인가구와 비근로자가구의 사적 이전소득에 의한 빈곤율 축소효과의 차이가 점점 더 좁혀졌으나 2000년의 경우에는 이러한 현상이 없어졌음을 확인하였다.

〈表 4-8〉 1996年 移轉所得 및 直接稅 前後의 相對 貧困率

중위소득 40%적용					
	전가구	근로자가구	비근로자가구	2인 이상가구	1인가구
1次所得 貧困率	11.43	4.77	22.23	8.56	30.85
市場所得 貧困率	6.87	3.03	13.12	4.77	21.10
總所得 貧困率	6.25	2.85	11.78	4.14	20.51
可處分所得 貧困率	6.81	3.27	12.56	4.68	21.22
중위소득 50%적용					
1次所得 貧困率	15.14	8.76	25.48	12.25	34.61
市場所得 貧困率	10.90	6.64	17.81	8.57	26.63
總所得 貧困率	10.19	6.44	16.28	7.84	26.07
可處分所得 貧困率	11.10	7.22	17.39	8.75	26.94
중위소득 60%적용					
1次所得 貧困率	19.82	14.13	29.06	17.00	38.87
市場所得 貧困率	16.06	11.88	22.84	13.57	32.88
總所得 貧困率	15.35	11.60	21.42	12.79	32.59
可處分所得 貧困率	16.67	12.84	22.90	14.19	33.41

資料: 본 연구에서 산출한 결과임.

〈表 4-9〉 2000年 移轉所得 및 租稅 前後의 貧困率

중위소득 40%적용					
구분	전가구	근로자가구	비근로자가구	2인이상가구	1인가구
1次所得 貧困率	17.08	4.90	32.17	12.40	43.39
市場所得 貧困率	11.22	3.39	20.92	8.06	29.03
總所得 貧困率	9.43	2.85	17.60	6.38	26.63
可處分所得 貧困率	10.55	3.59	19.17	7.53	27.54
중위소득 50%적용					
1次所得 貧困率	21.22	8.79	36.63	16.52	47.69
市場所得 貧困率	15.81	6.85	26.91	12.22	36.00
總所得 貧困率	14.00	6.25	23.61	10.41	34.20
可處分所得 貧困率	15.74	7.89	25.47	12.24	35.46
중위소득 60%적용					
1次所得 貧困率	25.92	13.89	40.84	21.22	52.39
市場所得 貧困率	20.97	11.84	32.28	17.26	41.82
總所得 貧困率	19.32	11.24	29.32	15.52	40.69
可處分所得 貧困率	21.64	13.60	31.60	17.91	42.65

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調查 원자료를 이용하여 본 연구에서 산출한 결과임.

상대 빈곤율 추이에서도 공적 이전소득의 빈곤율 축소효과가 1996년에 비해 2000년에 들어와 커졌으며, 아울러 비근로자가구, 1인가구 순으로 그 효과가 크게 나타났고, 근로자가구에서 그 효과가 가장 낮게 나타났다. 그리고 직접세와 사회보장 부담금을 고려한 공적 이전소득은 1996년과 2000년 모두 높은 빈곤선을 적용할수록 빈곤율 축소효과가 “마이너스”로 나타나는 폭이 증가하였으며, 특히 근로자가구의 경우 어떤 경우에서도 직접세와 사회보장 부담금을 고려한

공적 이전소득에 의한 빈곤율 감소효과는 “마이너스”로 나타나고 있어 앞의 결과와 일관성을 갖고 있다고 할 수 있다.

이번에는 OECD국가들의 공적 이전소득과 직접세의 빈곤율 축소효과를 살펴보고 우리나라의 경우와 비교해보려고 한다. 아래 <표 4-10>은 可處分所得의 중위소득 50%를 빈곤선으로 설정하고 이를 市場所得과 可處分所得에 적용하여 각각 빈곤율을 도출한 후 그 차이를 구함으로써 공적 이전소득과 직접세가 빈곤율 축소에 미친 효과를 알 수 있게 나타낸 것이다. 이 표에서 우리나라의 자료는 본 연구에서 계측한 결과이며, OECD국가들과의 비교를 위해 동일한 조건으로 계측하였으므로 직접비교가 가능하다.

이 표를 보면 빈곤율 축소효과가 큰 국가순으로 나열하였는데, 스웨덴이 공적 이전소득과 직접세 그리고 사회보장 부담금으로 인해 축소된 빈곤율이 28.7% 포인트로 가장 크게 나타났으며 그 다음으로 프랑스가 28.0% 포인트 그리고 벨기에와 아일랜드, 영국 등이 그 뒤를 이어가고 있다. 반면에 비교대상국가들 중에서 빈곤율 축소효과가 가장 낮게 나타난 국가는 한국으로 1996년의 경우 앞에서 분석한 바와 같이 빈곤율을 축소하는 것이 아니고 오히려 확대시킨 것으로 나타났다. 그러나 2000년에는 이러한 현상이 사라지고 빈곤율을 0.1% 포인트 낮춘 것으로 나타났으나, 한국을 제외한 국가 중에서 가장 낮은 국가인 미국의 경우 빈곤율 축소가 9.4% 포인트로 나타난 것에 비하면 우리나라의 공적 이전소득과 직접세의 빈곤율 축소효과는 상당한 낮음을 알 수 있게 해준다.

빈곤율 축소효과가 미국 다음으로 높게 나타나는 국가는 캐나다로서 12.7% 포인트를 기록하였으며 그 다음으로 이태리, 독일, 핀란드 등으로 그 효과가 커지고 있다.

비교대상 국가들 중에서 아일랜드, 미국, 이태리를 제외한 나머지 OECD국가들의 可處分所得 빈곤율이 6%에서 10%사이에 있는데, 공적 이전소득과 직접세를 고려하지 않았을 경우의 빈곤율은 약 20%에서 35%사이에 있으므로 이를 통해 볼 때 OECD국가들은 빈곤율 축소를 위해 공적 이전소득이 절대적인 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 그러나 이에 비하여 우리나라의 공적 이전소득은 그 규모가 너무 적어 빈곤율을 축소하기에는 상당히 미흡하므로 향후 빈곤

을 축소를 위해서는 공적 이전소득 규모의 확대가 절실하다고 하겠다.

〈表 4-10〉 公的移轉所得과 直接稅의 貧困率 縮小效果 國際比較

(단위: %)

국가, 연도	중위소득 50%		A - B
	市場所得 貧困率(A)*	可處分所得 貧困率 (B)	
스웨덴, 1995	35.1	6.4	28.7
프랑스, 1994	35.5	7.5	28.0
벨기에, 1995	34.8	7.8	27.0
아일랜드, 1994	34.3	11.0	23.3
영국, 1995	30.2	10.9	19.3
호주, 1994	28.0	9.3	18.7
네델란드, 1995	24.0	6.3	17.7
핀란드, 1995	20.3	4.9	15.4
독일, 1994	24.5	9.4	15.1
이태리, 1993	29.3	14.2	15.1
노르웨이, 1995	23.0	8.0	15.0
캐나다, 1995	23.0	10.3	12.7
미국, 1995	26.5	17.1	9.4
한국, 2000	15.8	15.7	0.1
한국, 1996	10.9	11.1	-0.2

註: 1) OECD국가의 市場所得 빈곤율은 Förster M. F.(2000)에 그래프로 나타낸 것을 필자가 해독한 것이므로 실제 빈곤율 수치와 미세하나마 차이가 있을 수 있음을 밝힘.

2) 우리나라 자료는 家口消費實態調查를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

資料: Förster M. F.(2000).

第 4 節 貧困水準 變化要因 分析과 政策的 示唆點

1. 貧困水準 變化要因分析

앞에서 도출한 빈곤율의 추이를 통해 절대 빈곤율은 1996년에 3.16%에서 2000년에 9.42%로 상승하였으며, 상대 빈곤율은 중위소득 40%를 적용하였을 때 1996년의 빈곤율이 6.81%에서 2000년에 10.55%로 상승하였음을 알 수 있었다. 이처럼 빈곤율이 상승한 요인을 분석하기 위해 앞장에서 분석한 결과들인 표를 이용하려고 한다.

먼저, <표 3-14>의 경상소득 10分位에서 첫 번째 분위에 해당하는 하위 10%에 속한 가구들의 1996년과 2000년의 경상소득²⁵⁾ 수준의 변화를 보면 1996년에 비해 2000년에 들어와 -9.95% 하락한 것을 볼 수 있다. 앞에서 1996년과 2000년의 절대빈곤율은 전가구의 3.16%와 9.42%, 그리고 상대 빈곤율은 6.81%와 10.55%이므로 대부분의 이들 가구들은 10分位의 첫 번째 분위에 속해 있으므로 이 기간동안 빈곤율이 상승한 가장 큰 요인은 경상소득이 하락하였기 때문인 것으로 추정된다. 특히 2000년에 들어와 경상소득 하락을 주도한 근로소득은 이들 저소득층 가구주의 실직 또는 사업실패 등에 기인하는 것으로 판단된다. 다음으로 사적 이전소득의 하락이 이들 저소득 가구의 증가를 초래하였는데 이는 사적 이전소득의 특성을 간접적으로 시사하고 있다. 즉, 사적 이전소득은 경제가 어려울 경우 가족이나 친척 및 주위 사람들의 생활도 함께 어려워지는 것이 일반적이기 때문에 이 경우에도 경제위기 이후 경제가 어려워 도움이 필요할 때 오히려 사적 이전소득이 줄어들었을 가능성이 크다. 때문에 사적 이전소득에 의존하는 것보다는 공적 이전소득이 사회안전망으로서 중추 역할을 하여야 한다는 논리가 대두되는 것이다.

한편, <표 3-14>와는 달리 1인가구를 포함하고 아울러 가구균등화지수를 적용

25) 통계청의 경상소득은 OECD의 소득분류상 總所得과 동일함.

한 다음의 경우를 통해 빈곤율 변화요인을 보면 다음과 같다. 먼저, <표 3-19>에서 전가구 중 하위소득 10%에 해당하는 가구들의 경상소득이 2000년에 들어와 -18.67% 하락하였으며 이 하락폭은 앞의 <표 3-14>에서 1인가구를 제외하고, 가구균등화지수를 적용하지 않은 경우보다 두 배 가까이 더 크게 나타났다. 즉, 실제로 하위소득 10%에 해당하는 가구들의 경상소득 하락이 빈곤율 상승의 가장 큰 요인이라고 할 수 있다. 그런데 경상소득은 하락한 반면 절대 빈곤선과 상대 빈곤선 모두 2000년에 들어와 상승하였으므로 빈곤율 상승을 더 확대시킨 결과를 낳았다. 어쨌든 <표 3-19>에서 하위소득 10%에 해당하는 가구들의 경상소득 하락을 주도한 것이 근로소득의 하락이며 다음으로 사적 이전소득의 하락으로서 그 수치는 다소 다르나 추이는 <표 3-14>와 동일하다.

그러나 <부표 3-2>의 100分位에서 하위소득 4%에 해당하는 가구들은 1次所得, 즉 근로소득, 사업소득과 부업소득을 합한 소득이 1996년과 2000년에 모두 “0”이었음을 알 수 있다. 따라서 이들 가구에게는 이전소득이 유일한 소득원이 되는데 앞서서도 언급한 바와 같이 사적 이전소득이 2000년에 들어와 감소한 것은 이들 가구에게 치명적이었을 것으로 파악된다. 그리고 앞에서 근로소득이 감소하여 빈곤율이 상승하였던 것은 하위소득 5%이상에서 10%사이에 있는 가구들의 경우에 한정된다는 것을 알 수 있게 해준다. 따라서 1996년에 하위소득 4%이하, 그리고 2000년에 하위소득 5%이하의 가구들은 이전소득 없이는 생활이 안되는 빈곤계층의 핵심을 구성하고 있다는 것을 알 수 있다. 그런데 앞에서 1996년의 절대 빈곤율이 3.16%이었고 하위소득 4%까지 1次所得이 전혀 없었으므로 이중 0.84%에 해당하는 가구들은 이전소득에 의해 可處分所得이 빈곤선보다 높아진 가구라고 파악된다.

<표 3-20>을 보면 10分位 중 첫 번째 분위에 해당하는 가구들이 받은 이전소득의 평균치가 나타나있는데 이를 보면 이미 언급한 바와 같이 사적 이전소득이 2000년에 들어와 감소하였으나, 공적 이전소득은 2배 이상 증가하였다. 그러나 공적 이전소득의 규모가 사적 이전소득의 약 13%(1996년)와 40%(2000년)에

불과해 사적 이전소득의 하락을 보상하기에는 절대 규모가 너무 적었다. 그리고 하위소득 10%의 가구들이 납부한 직접세와 사회보장 부담금의 평균액수가 1996년에 비해 2000년에 다소 감소하였는데 이는 대부분 소득에 비례하여 납부하도록 되어있으므로 이들 하위소득 가구의 가구소득이 하락하였기 때문에 그 액수가 감소한 것도 있으며 동시에 2000년에 들어와 직접세와 사회보장 부담금이 1996년보다 더 누진적이 된 것도 하나의 요인이라고 하겠는데 이에 대해서는 [그림 3-4]가 잘 보여주고 있다.

2. 政策的 示唆點

이상의 분석을 통해 다음과 같은 정책적 시사점을 도출할 수 있다. 1996년에 비해 2000년의 절대 및 상대 빈곤율이 증가하였는데, 그 요인은 하위소득 10% 가구들의 근로소득과 사적 이전소득의 하락에서 찾을 수 있다. 그런데 하위소득 10%에 해당하는 가구들이 받은 사적 이전소득이 2000년에 들어와 감소하였으나, 공적 이전소득은 2배 이상 증가하였다. 그러나 공적 이전소득의 증가가 규모가 사적 이전소득의 하락을 보상하기에는 절대 규모가 너무 적었다. 그리고 OECD국가들의 공적 이전소득과 직접세의 빈곤율 축소효과를 우리나라의 경우와 비교해보면, 중위소득 50%를 빈곤선으로 적용한 경우, 스웨덴이 28.7% 포인트로 가장 크게 나타났으며, 한국은 2000년에 0.1% 포인트로 최하위를 기록하였으며, 그 다음으로 낮은 미국의 경우 9.4% 포인트로 나타나, 우리나라 공적 이전소득과 직접세의 빈곤율 축소효과는 상당한 낮음을 알 수 있었다. 즉, OECD국가들은 빈곤율 축소를 위해 공적 이전소득이 절대적인 역할을 하고 있으나 이에 비하여 우리나라의 공적 이전소득은 그 규모가 너무 적어 빈곤율을 축소하기에는 상당히 미흡하다는 것이다.

이상의 결과를 통해 우리나라 빈곤율을 낮추려면 공적 이전소득의 규모를 확대하여야 한다는 것을 분명하게 알 수 있었다. 지금까지 우리나라는 사적 이전소득에 대한 의존도가 너무 큰 편이나 사적 이전소득은 경제가 어려울 때 모든

가구가 공통적으로 생활의 어려움을 겪으므로 사적 이전소득의 규모가 적어질 수 있다. 따라서 경제위기와 같은 어려운 상황에 대처하기 위해서라도 공적 이전소득의 규모를 확대시켜 놓아야 한다.

그리고 직접세와 사회보장 부담금이 빈곤가구에게 부담을 주고 있다. 따라서 이들 가구에 대한 세부담 완화방안을 확대하고 아울러 사회보장 부담금도 예외 조항을 만들어 이들 저소득가구들에게 비소비지출을 최대한 줄여줄 수 있는 방안을 마련하여야 빈곤율을 줄일 수 있다.

第5章 結論

본 연구는 우리나라의 소득통계조사에 내재한 문제점으로 인해 전가구 소득 불평등과 빈곤율을 매년 계측할 수 없으므로, 그 대안으로서 현재 매년 조사 발표되는 都市家計調査의 2인 이상 도시거주 근로자가구의 소득과 지출자료 그리고 5년마다 조사 발표되는 家口消費實態調査의 근로자 및 비근로자가구의 소득과 지출을 이용하여, 도시거주 2인 이상 비근로자가구의 소득을 추정하는 모형 개발을 모색하였다. 그 결과 이러한 소득추정은 현실의 소득분배와 빈곤수준을 왜곡할 가능성이 상당히 높으므로 소득추정은 타당하지 않고 OECD 국가들처럼 전가구에 대한 소득을 매년 조사발표하여 소득불평등과 빈곤동향을 파악하여야 한다는 결론을 도출하였다. 사실 비근로자가구 소득추정이 가능하다고 하더라도 1인 가구의 소득추정은 불가능하다. 따라서 본 연구에서 분석한 바와 같이 빈곤율이 상당히 높은 1인가구를 제외한 채 소득불평등도나 빈곤율을 계측하더라도 그 결과에 대해 큰 의미를 갖기 어렵다.

우리나라 가계소득통계를 생산하는 통계청은 1인가구를 포함하여 전가구의 소득불평등도와 빈곤수준을 모니터링 할수 있도록 현재 5년마다 조사발표하는 家口消費實態調査를 매년조사로 전환하던가, 아니면 현재 매월 조사하고 있으나 1인가구, 농촌가구, 비근로자가구의 소득을 발표하지 않고 있는 都市家計調査를 전가구조사로 확대 전환하던가 아니면 제3의 방안을 마련하던가의 선택을 하여 더 이상 정확한 기초통계 없이 소득분배와 빈곤대책을 수립하는 일이 없도록 하여야 할 것이다.

우리나라 소득불평등도와 빈곤수준은 2000년 현재 경제위기 이전수준을 회복하지 못하고 있다. 그 이유는 하위소득계층의 소득이 감소함으로써 빈곤율은 상승하였고, 동시에 상위소득계층의 소득이 증가하였기 때문에 소득불평등도는 확대되었다. 더욱이 이렇게 하락한 저소득층의 소득을 끌어올리거나, 벌어진 소

득격차를 줄일 역할을 할 수 있는 공적 이전소득의 규모가 너무 적고 특히 OECD국가들과는 비교가 어려울 정도로 큰 격차를 보이고 있는 것이 현실이다. 또한 상위소득계층의 소득이 2000년에 급격히 상승하였으나 이에 대한 직접세 부과가 소득불평등도를 완화할 정도까지 누진적이지 못한 것으로 판단된다. OECD와의 비교에서도 알 수 있듯이 우리나라의 소득불평등도는 공적 이전소득과 직접세와 사회보장 부담금을 고려하지 않았을 때에는 OECD국가들 중에서 오히려 상대적으로 소득불평등도가 낮은 국가군으로 분류되나 공적 이전소득과 직접세 그리고 사회보장부담금을 고려한 경우 OECD국가들 중에서 소득불평등도가 높은 국가군으로 전락하는 것을 살펴보았다. 이러한 소득재분배 틀로서는 소득불평등도나 빈곤수준을 낮추기 힘들다는 결론이다.

소득불평등도와 빈곤수준을 완화하기 위해서는 전가구의 소득을 매년 파악할 수 있는 소득통계에 기초하여 기존 소득분배와 빈곤정책들을 평가하여 그 효과성에 대한 파악이 먼저 이루어져야 한다. 이를 토대로 향후 소득재분배와 빈곤완화를 위해 필요한 정책을 수립하여야 하는데, 특히 우리나라의 공적 이전소득이 얼마정도까지 확대해야 하는지를 이러한 기초를 토대로 결정 할 수 있다.

아울러 우리나라의 직접세가 소득재분배에 기여할 수 있도록 제도개선이 필요하다. 2000년 들어와 직접세의 누진성이 강화된 것을 보았으나 아직 그 수준이 미흡한 것으로 판단된다. 물론 소득세의 누진성을 높여 납세액을 높이더라도 국가예산에서 차지하는 규모는 별로 크지 않은 것이 일반적인 외국사례이며 이는 우리나라에서도 유사할 것으로 추정된다. 하지만 1996년과 2000년 사이에 우리나라에서 나타난 바와 같이 고소득가구들의 가구소득 급증이 소득불평등도 악화를 주도할 정도로 방치해서는 곤란하다. 이런 차원에서 직접세에 대한 개선이 필요하다는 것이다.

이상과 같이 소득관련 통계를 통해 실제의 분배 및 빈곤 상황이 파악되어야 하고, 공적 이전소득이 강화되어야 하며, 직접세의 개선이 이루어지는 등 시간이 걸리더라도 근본적인 대책이 수립되어야 소득불평등도와 빈곤수준을 적정수준에서 조정할 수 있다. 현재와 같이 통계적 근거도 없고 또 검증되지 않은 소득분배 및 빈곤정책으로는 효율성을 기대할 수 없으며 정책목표도 달성 할 수 없다.

參 考 文 獻

- 강석훈, 『한국의 소득분배-OECD 국가와의 정태적 비교』, 『월간경제』, 대우경제연구소, 1996. 10.
- 김미곤 외, 『1999년 최저생계비 계측조사연구』, 한국보건사회연구원, 1999.
- 김진욱, 『가계의 소비지출비교 - 가계 특성에 의거한 균등화지수를 중심으로-』, 한국국제경제학회 동계학술발표대회, 1996.
- 나성린, 『한국의 조세/사회부조 모형』, 한국개발연구원, 1991.
- 박순일 외, 『최저생계비 계측조사연구』, 한국보건사회연구원, 1994.
- 박찬용 외, 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책방향』, 한국보건사회연구원 1999.
- 석재은, 김태완, 『빈곤 및 소득분배 동향』, 『보건복지포럼』, 통권 제74호 2002. 12. 한국보건사회연구원
- 성명제, 전영준, 『경제위기 1년간 소득세·소비세 부담분포의 변화와 조세정책 방향』 한국조세연구원 연구보고서, 1999
- 유종구, 주학중, 『우리나라 도시가구의 동등화 소비단위』, 『한국개발연구』, 한국개발연구원, 1986 겨울.
- 이정우·황성현, 『한국의 분배문제: 현황, 문제점과 정책방향』, 한국개발연구원, 1998. 6.
- 이종원, 『계량경제학』, 박영사, 1994.
- 이준구, 『재정학』, 다산출판사, 2002.
- 장현준, 『한국도시부문의 표준생계비』, 1986.

재경부, 『조세개요』, 각 연도.

조세연구원, 『한국조세정책50년』, 1996.

통계청, 『1996 家口消費實態調査 보고서』, 1~4권.

_____, 『2000 家口消費實態調査 보고서』, 제1권 2인 이상 가구편, 제2권 1인가구편

_____, 『都市家計調査 보고서』 1996~2001년도.

현진권·강석훈, 『한국 소득분배의 국제비교』, 『경제학 연구』 제46집 제3호, 1998. 9.

Burniaux J-M., Dang T-T., Fore D., Förster M., d'Ercole M. M. and Oxley H., *Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries: Economics Department Working Papers No.189. ECO/ WKP (98)2 OECD, 1998.*

Förster Michael F., *Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons*, Labour Market and Social Policy Occasional Papers No.14, OECD/GD(94)10, OECD, Paris 1994.

Förster Michael F., *Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in the OECD Areas*, Labour Market and Social Policy Occasional Papers No.42, DEELSA/ELSA/WD(2000)3, OECD, Paris 2000.

Kakwani, N. C., "On the Estimation of Income Inequality Measures from Grouped Observations". *Review of Economic Studies*, Vol.43, 1976.

Ministry of Health and Welfare of Japan, *Survey on the Redistribution of Income(Fiscal 1996)*, The Research Section, Policy Planning and Evaluation Division, Minister's Secretariat, Ministry of Health and Welfare, 1996.

OECD, *Income Distribution in OECD Countries*, Social Policy Studies No. 18, OECD, Paris, 1995.

Yoo J. G., *An Empirical Investigation of the Individual Welfare Inequality in Korea:*
1965~1983, 1985, pp.130~131.

www.lisproject.org/techdoc, www.stat.go.jp/english/data/kakei/1560.htm

附 錄

- I. 所得函數를 利用한 所得推定模型 / 145
- II. 移轉所得 및 租稅以後의 所得不平等度 / 148
- III. 所得稅率 및 所得控除 / 154
- IV. 10分位 및 100分位에서 各 分位別 1次所得과
市場所得 占有率 및 年間 平均所得 / 156

附錄 I. 所得函數를 利用한 所得推定模型n

[모형 A]

$$\begin{aligned}
 \ln Y_i = & a + \beta_1 \cdot Dsex + \beta_2 \cdot Doc_2 + \beta_3 \cdot Doc_3 + \beta_4 \cdot Doc_4 \\
 & + \beta_5 \cdot Doc_5 + \beta_6 \cdot Ded_2 + \beta_7 \cdot Ded_3 + \beta_8 \cdot Ded_4 \\
 & + \beta_9 \cdot Ded_5 + \beta_{10} \cdot Dres + \beta_{11} \cdot Dhouse_2 + \beta_{12} \cdot Dhouse_3 \\
 & + \beta_{13} \cdot Dhouse_4 + \beta_{14} \cdot age_i + \beta_{15} \cdot wnum_i + \beta_{16} \cdot num_i \\
 & + \beta_{17} \cdot \ln C_i + \beta_{18} \cdot (Dsex \cdot \ln C_i) + \beta_{19} \cdot (Doc_2 \cdot \ln C_i) \\
 & + \beta_{20} \cdot (Doc_3 \cdot \ln C_i) + \beta_{21} \cdot (Doc_4 \cdot \ln C_i) + \beta_{22} \cdot (Doc_5 \cdot \ln C_i) \\
 & + \beta_{23} \cdot (Ded_2 \cdot \ln C_i) + \beta_{24} \cdot (Ded_3 \cdot \ln C_i) + \beta_{25} \cdot (Ded_4 \cdot \ln C_i) \\
 & + \beta_{26} \cdot (Ded_5 \cdot \ln C_i) + \beta_{27} \cdot (Dres \cdot \ln C_i) \\
 & + \beta_{28} \cdot (Dhouse_2 \cdot \ln C_i) + \beta_{29} \cdot (Dhouse_3 \cdot \ln C_i) \\
 & + \beta_{30} \cdot (Dhouse_4 \cdot \ln C_i) + e_i
 \end{aligned}$$

[모형 B]

$$\begin{aligned}
 \ln Y_i = & a + \beta_1 \cdot Dsex + \beta_2 \cdot Doc_2 + \beta_3 \cdot Doc_3 + \beta_4 \cdot Doc_4 \\
 & + \beta_5 \cdot Ded_2 + \beta_6 \cdot Ded_3 + \beta_7 \cdot Ded_4 + \beta_8 \cdot Ded_5 \\
 & + \beta_9 \cdot Dres + \beta_{10} \cdot Dhouse_2 + \beta_{11} \cdot Dhouse_3 \\
 & + \beta_{12} \cdot Dhouse_4 + \beta_{13} \cdot age_i + \beta_{14} \cdot wnum_i + \beta_{15} \cdot num_i \\
 & + \beta_{16} \cdot \ln C_i + \beta_{17} \cdot \ln C_i^2 + \beta_{18} \cdot (Dsex \cdot \ln C_i) \\
 & + \beta_{19} \cdot (Doc_2 \cdot \ln C_i) + \beta_{20} \cdot (Doc_3 \cdot \ln C_i) + \beta_{21} \cdot (Doc_4 \cdot \ln C_i) \\
 & + \beta_{22} \cdot (Ded_2 \cdot \ln C_i) + \beta_{23} \cdot (Ded_3 \cdot \ln C_i) + \beta_{24} \cdot (Ded_4 \cdot \ln C_i) \\
 & + \beta_{25} \cdot (Ded_5 \cdot \ln C_i) + \beta_{26} \cdot (Dres \cdot \ln C_i) \\
 & + \beta_{27} \cdot (Dhouse_2 \cdot \ln C_i) + \beta_{28} \cdot (Dhouse_3 \cdot \ln C_i) \\
 & + \beta_{29} \cdot (Dhouse_4 \cdot \ln C_i) + \beta_{30} \cdot (Dsex \cdot \ln C_i^2) \\
 & + \beta_{31} \cdot (Doc_2 \cdot \ln C_i^2) + \beta_{32} \cdot (Doc_3 \cdot \ln C_i^2) \\
 & + \beta_{33} \cdot (Doc_4 \cdot \ln C_i^2) + \beta_{34} \cdot (Ded_2 \cdot \ln C_i^2) \\
 & + \beta_{35} \cdot (Ded_3 \cdot \ln C_i^2) + \beta_{36} \cdot (Ded_4 \cdot \ln C_i^2) \\
 & + \beta_{37} \cdot (Ded_5 \cdot \ln C_i^2) + \beta_{38} \cdot (Dres \cdot \ln C_i^2) \\
 & + \beta_{39} \cdot (Dhouse_2 \cdot \ln C_i^2) + \beta_{40} \cdot (Dhouse_3 \cdot \ln C_i^2) \\
 & + \beta_{41} \cdot (Dhouse_4 \cdot \ln C_i^2) + e_i
 \end{aligned}$$

〈附表 1-1〉 所得函數를 이용한 所得推定模型의 回歸分析結果

변수	모형 A	모형 B
α	8.73154(28.33)	-22.76804(-5.22)
lnC	0.36487(16.63)	4.89487(7.95)
lnC ²	-	-0.16260(-7.48)
age	0.00124(4.70)	0.00132(5.06)
wnum	0.22871(66.67)	0.22650(66.85)
num	0.02737(12.53)	0.02104(9.68)
Dsex	0.88267(5.43)	8.33227(3.88)
Doc2	-0.46468(-2.07)	-0.47308(-0.14)
Doc3	-0.41485(-1.70)	-3.03948(-0.85)
Doc4	-0.52146(-1.85)	0.87783(0.22)
Ded2	0.85354(3.84)	5.56315(1.91)
Ded3	0.49004(2.49)	9.71131(3.78)
Ded4	-0.42932(-1.79)	2.73105(0.86)
Ded5	-1.96657(-4.93)	-12.97123(-2.10)
Dres	0.15389(1.34)	4.81706(3.01)
Dhouse2	0.37472(3.07)	2.35886(1.38)
Dhouse3	0.63139(3.45)	-1.16442(-0.48)
Dhouse4	-1.53807(-4.76)	-21.95215(-5.24)
Dsex · lnC	-0.05286(-4.49)	-1.17406(-3.80)
Doc2 · lnC	0.02680(1.71)	0.04855(0.10)
Doc3 · lnC	0.01527(0.89)	0.42107(0.85)
Doc4 · lnC	0.01393(0.70)	-0.13054(-0.23)
Ded2 · lnC	-0.05664(-3.54)	-0.77943(-1.87)
Ded3 · lnC	-0.02523(-1.79)	-1.39647(-3.80)
Ded4 · lnC	0.04498(2.62)	-0.48637(-1.08)
Ded5 · lnC	0.15706(5.64)	1.52198(1.78)
Dres · lnC	-0.00736(-0.90)	-0.68984(-3.06)
Dhouse2 · lnC	-0.03062(-3.52)	-0.25463(-1.05)
Dhouse3 · lnC	-0.05455(-4.16)	0.24059(0.70)
Dhouse4 · lnC	0.10656(4.62)	3.17330(5.24)
Dsex · lnC ²	-	0.04201(3.79)
Doc2 · lnC ²	-	-0.00144(-0.09)
Doc3 · lnC ²	-	-0.01548(-0.89)
Doc4 · lnC ²	-	0.00325(0.16)
Ded2 · lnC ²	-	0.02755(1.84)
Ded3 · lnC ²	-	0.05081(3.85)
Ded4 · lnC ²	-	0.02175(1.36)
Ded5 · lnC ²	-	-0.04159(-1.41)
Dres · lnC ²	-	0.02489(3.14)
Dhouse2 · lnC ²	-	0.00591(0.69)
Dhouse3 · lnC ²	-	-0.01188(-0.97)
Dhouse4 · lnC ²	-	-0.11468(-5.25)
Adj. R2	0.5524	0.5645
F Value	1006.76	722.65
D-W	0.845	0.851

〈附表 1-2〉 都市家計調查 勤勞者家口 推定所得과 調査所得 比較結果

(단위: 원)

	추정소득		조사소득
	모형 A	모형 B	
평균값	2,039,809.72	2,034,891.22	2,155,397.67
중위값	1,882,847	1,895,336	1,888,900
최소값	521,241	387,526	3,000
최대값	4,5811,902	20,628,156	51,217,000
Gini	0.2229	0.2212	0.3104

附錄 II. 移轉所得 및 租稅以後의 所得不平等度

〈附表 2-1〉 1996年 移轉所得 및 租稅 前後의 所得不平等度

	전가구	근로자 가구	비근로 자가구	2인 이상가구	1인 가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A)	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G _{PI}	0.373	0.299	0.481	0.351	0.515	0.295	0.313
G _{MI}	0.340	0.289	0.413	0.325	0.434	0.284	0.307
G _{GI}	0.335	0.288	0.402	0.320	0.427	0.283	0.307
G _{PI+STR}	0.368	0.298	0.469	0.346	0.506	0.294	0.312
G _{PI+STR-SSC-DTX}	0.370	0.295	0.477	0.349	0.508	0.292	0.307
G _{PI+STR-SSC-ITX(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI+STR-SSC-ITX(2)}	0.318	0.275	0.382	0.302	0.416	0.268	0.290
G _{PI-DTX}	0.374	0.296	0.488	0.352	0.517	0.292	0.307
G _{PI-ITX(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI-ITX(2)}	0.356	0.285	0.465	0.333	0.508	0.279	0.295
G _{DI}	0.335	0.286	0.406	0.321	0.425	0.281	0.302
G _{DI(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{DI(2)}	0.318	0.275	0.382	0.302	0.416	0.268	0.290

註: PI는 1次所得, MI는 市場所得, GI는 總所得, DI는 可處分所得, DTX는 직접세, ITX는 소득세, STR은 공적 이전소득, SSC는 사회보장 부담금을 나타냄.

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 및 都市家計調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

〈附表 2-2〉 1997年 移轉所得 및 租稅 前後의 所得不平等度.

	전가구	근로자 가구	비근로 자가구	2인 이상 가구	1인가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A)	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G _{PI}	-	-	-	-	-	-	0.307
G _{MI}	-	-	-	-	-	-	0.297
G _{GI}	-	-	-	-	-	-	0.296
G _{PI+STR}	-	-	-	-	-	-	0.300
G _{PI+STR-SSC-DTX}	-	-	-	-	-	-	0.295
G _{PI+STR-SSC-ITX(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI+STR-SSC-ITX(2)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI-DTX}	-	-	-	-	-	-	0.295
G _{PI-ITX(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI-ITX(2)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{DI}	-	-	-	-	-	-	0.291
G _{DI(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{DI(2)}	-	-	-	-	-	-	-

註: PI는 1次所得, MI는 市場所得, GI는 總所得, DI는 可處分所得, DTX는 직접세, ITX는 소득세, STR은 공적 이전소득, SSC는 사회보장 부담금을 나타냄.

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調查 및 都市家計調查 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

〈附表 2-3〉 1998年 移轉所得 및 租稅 前後의 所得不平等度

	전가구	근로자 가구	비근로자 가구	2인 이상가구	1인가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A)	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G _{PI}	-	-	-	-	-	-	0.307
G _{MI}	-	-	-	-	-	-	0.303
G _{GI}	-	-	-	-	-	-	0.302
G _{PI+STR}	-	-	-	-	-	-	0.306
G _{PI+STR-SSC-DTX}	-	-	-	-	-	-	0.303
G _{PI+STR-SSC-ITX(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI+STR-SSC-ITX(2)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI-DTX}	-	-	-	-	-	-	0.302
G _{PI-ITX(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI-ITX(2)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{DI}	-	-	-	-	-	-	0.299
G _{DI(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{DI(2)}	-	-	-	-	-	-	-

註: PI는 1次所得, MI는 市場所得, GI는 總所得, DI는 可處分所得, DTX는 직접세, ITX는 소득세, STR은 공적 이전소득, SSC는 사회보장 부담금을 나타냄.

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調查 및 都市家計調查 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

〈附表 2-4〉 1999年 移轉所得 및 租稅 前後의 所得不平等度

	전가구	근로자 가구	비근로자 가구	2인 이상 가구	1인가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A)	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G _{PI}	-	-	-	-	-	-	0.317
G _{MI}	-	-	-	-	-	-	0.313
G _{GI}	-	-	-	-	-	-	0.311
G _{PI+STR}	-	-	-	-	-	-	0.315
G _{PI+STR-SSC-DTX}	-	-	-	-	-	-	0.312
G _{PI+STR-SSC-ITX(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI+STR-SSC-ITX(2)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI-DTX}	-	-	-	-	-	-	0.312
G _{PI-ITX(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{PI-ITX(2)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{DI}	-	-	-	-	-	-	0.308
G _{DI(1)}	-	-	-	-	-	-	-
G _{DI(2)}	-	-	-	-	-	-	-

註: PI는 1次所得, MI는 市場所得, GI는 總所得, DI는 可處分所得, DTX는 직접세, ITX는 소득세, STR은 공적 이전소득, SSC는 사회보장 부담금을 나타냄.

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調查 및 都市家計調查 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

〈附表 2-5〉 2000年 以前所得 및 租稅 前後의 所得不平等度

	전가구	근로자 가구	비근로 자가구	2인 이상가구	1인가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A)	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G _{PI}	0.445	0.325	0.579	0.416	0.601	-	0.309
G _{MI}	0.403	0.317	0.498	0.387	0.481	-	0.304
G _{GI}	0.390	0.314	0.473	0.375	0.453	-	0.301
G _{PI+STR}	0.431	0.322	0.553	0.404	0.571	-	0.306
G _{PI+STR-SSC-DTX}	0.429	0.315	0.557	0.402	0.570	-	0.302
G _{PI+STR-SSC-ITX(1)}	0.427	0.315	0.553	0.401	0.568	-	
G _{PI+STR-SSC-ITX(2)}	0.365	0.295	0.441	0.349	0.438	-	0.284
G _{PI-DTX}	0.442	0.319	0.580	0.412	0.601	-	0.303
G _{PI-ITX(1)}	0.440	0.319	0.576	0.410	0.598	-	
G _{PI-ITX(2)}	0.420	0.307	0.549	0.389	0.592	-	0.290
G _{DI}	0.386	0.307	0.473	0.372	0.445	-	0.297
G _{DI(1)}	0.385	0.307	0.471	0.371	0.445	-	
G _{DI(2)}	0.365	0.295	0.441	0.349	0.438	-	0.284

註: PI는 1次所得, MI는 市場所得, GI는 總所得, DI는 可處分所得, DTX는 직접세, ITX는 소득세, STR은 공적 이전소득, SSC는 사회보장 부담금을 나타냄.

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 및 都市家計調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

〈附表 2-6〉 2001年 移轉所得 및 租稅 前後의 所得不平等度

	전가구	근로자 가구	비근로자 가구	2인 이상가구	1인가구	2인 이상 도시 근로자 가구(A)	2인 이상 도시 근로자 가구(B)
G _{PI}	-	-	-	-	-	-	0.314
G _{MI}	-	-	-	-	-	-	0.307
G _{GI}	-	-	-	-	-	-	0.303
G _{PI+STR}	-	-	-	-	-	-	0.310
G _{PI+STR-SSC-DTX}	-	-	-	-	-	-	0.306
G _{PI+STR-SSC-ITX(1)}	-	-	-	-	-	-	
G _{PI+STR-SSC-ITX(2)}	-	-	-	-	-	-	
G _{PI-DTX}	-	-	-	-	-	-	0.307
G _{PI-ITX(1)}	-	-	-	-	-	-	
G _{PI-ITX(2)}	-	-	-	-	-	-	
G _{DI}	-	-	-	-	-	-	0.299
G _{DI(1)}	-	-	-	-	-	-	
G _{DI(2)}	-	-	-	-	-	-	

註: PI는 1次所得, MI는 市場所得, GI는 總所得, DI는 可處分所得, DTX는 직접세, ITX는 소득세, STR은 공적 이전소득, SSC는 사회보장 부담금을 나타냄.

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調查 및 都市家計調查 원자료를 이용하여 본 연구에서 계측한 결과임.

附錄 Ⅲ. 所得稅率 및 所得控除

소득세율은 다음과 같이 적용된다. 세율적용에 앞서 먼저, 소득공제가 이루어 지는데 소득공제에는 근로소득공제와 인적공제 그리고 특별공제가 있다. 이러한 공제가 이루어진 후 세액공제가 있으며, 이러한 모든 공제 후 소득세율이 적용되어 소득세가 부과된다고 볼 수 있다. 먼저 근로소득공제를 보면 이는 근로소득에 대해서만 적용되므로 사업소득은 대상에서 제외된다.

〈附表 3-1〉 1996年 및 2000年 勤勞所得控除制度

(단위: 만원)

연 도	근로소득공제율	공제한도액
1996	<ul style="list-style-type: none"> · 400이하 : 전액, · 400초과 : 30% 	800
2000	<ul style="list-style-type: none"> · 500이하 : 전액, · 500 ~ 1,500 : 40% · 1,500초과 : 10% 	1200

資料: 재경부, 『조세개요』, 각 연도.

위의 표에서 보는 바와 같이 1996년의 경우 연간 400만원 이하에 대해서는 전액, 그리고 400만원을 초과하는 경우 소득의 30%에 대해 공제를 해주지만 그 한도액이 연간 소득 800만원으로 제한되어 있다. 2000년에는 500만원 이하의 경우 전액, 500만원에서 1,500만원까지는 40%, 그리고 1,500만원을 초과할 경우 연간근로소득의 10%를 공제해주지만, 그 액수가 1,200만원을 초과할 수 없다.

근로소득공제와 함께 인적 소득공제가 이루어지는데, 1996년에는 기본공제 1인당 100만원이므로 현재 부부와 자녀 2명으로 구성되어 있는 가족의 경우에는 연간 400만원의 인적 공제가 허용되며, 특별공제가 없는 경우 표준공제의 명목으로 60만원의 공제를 허용해 주고 있다. 사업소득자에게는 이 두 가지의 소득공제를 합친 460만원이 면세점이 된다. 그러나 근로소득자에게는 이보다 더 많은 공제가 이루어지는데, 연간 근로소득 중 500만원 이하의 소득은 전액면세, 그리고 초과부분

에 대해서는 30%에 해당하는 부분에 공제가 이루어진다(이준구, 2002).

이러한 공제 후 다음 <부표 3-2>와 같은 소득세율을 적용하여 소득세를 부과한다. 그리고 소득세 납부 후, 특별소득공제가 있는데, 중산층 근로자의 세 부담을 덜어주기 위하여 자녀의 유치원 및 대학교육비를 특별공제대상에 포함하였으며, 의료비 및 신용카드 사용액의 일부 등에 대하여 특별소득공제를 실시하고 있다.¹⁾

<附表 3-2> 所得稅 稅率

(단위: 만원, %)

1996년		2000년	
과세표준	세율	과세표준	세율
1,000이하	10	1996년과 동일	1996년과 동일
1,000~4,000	20		
4,000~8,000	30		
8,000~8,000	40		

資料: 재정부, 『조세개요』, 각 연도.

이 밖에도 세금을 공제하여 주는 세액공제가 있는데 그 내용은 다음 <부표 3-3>과 같다.

<附表 3-3> 1996年 및 2000年 勤勞所得稅額控除

(단위: 만원)

연 도	주 요 내 용
1996	<ul style="list-style-type: none"> · 산출세액 50만원 이하: 45%, · 50만원 초과: 20%, 50만원까지 한도로 제한
2000	<ul style="list-style-type: none"> · 산출세액 50만원 이하: 45% · 산출세액 50만원 초과분: 30% · 공제한도 60만원

資料: 재정부, 『조세개요』 각 연도.

1) 조세연구원, 『한국조세정책50년』, 1996.

附錄 IV. 10分位 및 100分位에서 各 分位別 1次所得과
市場所得 占有率 및 年間 平均所得

〈附表 4-1〉 1次 및 市場所得 10分位の 各 分位別 所得占有率 및 年間 平均所得
(단위: %, 원)

分位	연도	1次所得			市場所得		
		점유율	누적	평균소득 (A)	점유율	누적	평균소득 (B)
1	2000	0.29	0.29	401,270	1.56	1.56	2,338,000
	1996	0.92	0.92	1,164,010	2.64	2.64	3,535,350
2	2000	2.81	3.10	3,834,110	3.87	5.43	5,527,880
	1996	4.43	5.35	5,589,540	4.97	7.62	6,591,330
3	2000	4.92	8.02	6,695,880	5.81	11.24	7,828,890
	1996	6.17	11.52	7,781,710	6.20	13.82	8,333,500
4	2000	6.42	14.44	8,812,050	6.09	17.32	9,638,460
	1996	7.37	18.89	9,319,250	7.36	21.18	9,714,010
5	2000	7.77	22.21	10,687,170	7.76	25.08	11,327,150
	1996	8.50	27.39	10,739,630	8.26	29.44	11,118,550
6	2000	9.25	31.46	12,638,150	9.05	34.13	13,228,320
	1996	9.65	37.04	12,219,000	9.53	38.97	12,536,300
7	2000	10.77	42.23	14,774,930	10.42	44.55	15,267,270
	1996	11.01	48.05	13,883,340	10.69	49.65	14,231,860
8	2000	12.59	54.82	17,471,410	12.36	56.91	17,941,850
	1996	12.73	60.78	16,109,560	12.37	62.02	16,453,950
9	2000	15.79	70.61	21,664,630	15.18	72.09	22,162,580
	1996	15.27	76.05	19,269,680	14.73	76.75	19,603,470
10	2000	29.23	99.84	40,004,810	27.91	100.00	40,661,040
	1996	23.95	100.00	30,242,420	23.25	100.00	30,918,680

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 산출한 결과임.

〈附表 4-2〉 1次 및 市場所得 100分位中 下位 첫 번째부터 열 번째 分位の 所得占有率 및 平均所得

(단위: %, 원)

분위	연도	1次所得			市場所得		
		점유율	누적	평균소득	점유율	누적	평균소득
1	2000	0.00	0.00	0	0.00	0.00	7,999
	1996	0.00	0.00	0	0.04	0.04	518,472
2	2000	0.00	0.00	0	0.04	0.04	610,235
	1996	0.00	0.00	0	0.13	0.17	1,806,483
3	2000	0.00	0.00	0	0.09	0.13	1,367,322
	1996	0.00	0.00	0	0.19	0.36	2,584,408
4	2000	0.00	0.00	0	0.14	0.27	1,916,128
	1996	0.00	0.00	0	0.25	0.61	3,197,124
5	2000	0.00	0.00	5,387	0.16	0.43	2,377,830
	1996	0.02	0.02	250,555	0.27	0.88	3,608,614
6	2000	0.01	0.01	86,571	0.16	0.59	2,748,047
	1996	0.07	0.09	894,786	0.31	1.18	3,994,187
7	2000	0.03	0.04	413,268	0.25	0.84	3,167,307
	1996	0.13	0.22	1,606,560	0.32	1.51	4,399,917
8	2000	0.05	0.09	795,798	0.25	1.09	3,535,815
	1996	0.19	0.41	2,300,092	0.37	1.87	4,795,642
9	2000	0.09	0.18	1,182,817	0.21	1.30	3,812,648
	1996	0.24	0.65	2,992,431	0.38	2.26	5,086,306
10	2000	0.11	0.29	1,596,748	0.25	1.55	4,084,061
	1996	0.27	0.92	3,570,968	0.39	2.64	5,359,062

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 산출한 결과임.

〈附表 4-3〉 1次所得/市場所得 100分位中 上位 91번째부터 100번째 分位の
所得占有率 및 平均所得

(단위: %, 원)

分位	연도	1次所得			市場所得		
		점유율	누적	평균소득	점유율	누적	평균소득
91	2000	1.77	72.54	25,124,424	1.71	73.80	25,545,787
	1996	1.71	77.76	21,870,185	1.66	78.40	22,279,934
92	2000	1.96	74.50	25,871,798	1.73	75.54	26,396,290
	1996	1.82	79.57	22,688,717	1.76	80.16	23,131,652
93	2000	1.99	76.49	27,043,737	2.02	77.55	27,576,047
	1996	1.52	81.09	23,564,253	1.81	81.97	23,999,945
94	2000	2.07	78.56	28,476,382	1.99	79.54	29,064,100
	1996	2.25	83.34	24,424,106	1.77	83.74	24,930,717
95	2000	2.19	80.75	29,978,094	2.08	81.62	30,487,329
	1996	2.07	85.41	25,571,363	2.05	85.78	26,012,915
96	2000	2.30	83.05	31,954,158	2.25	83.87	32,766,884
	1996	2.13	87.54	27,044,652	2.07	87.86	27,495,701
97	2000	2.58	85.63	34,951,313	2.44	86.31	35,525,568
	1996	2.14	89.68	28,822,391	2.21	90.07	29,360,922
98	2000	2.81	88.44	38,809,933	2.71	89.02	39,327,747
	1996	2.64	92.33	31,360,902	2.38	92.46	31,848,539
99	2000	3.42	91.86	46,744,272	3.28	92.30	47,694,454
	1996	2.89	95.21	36,500,667	2.78	95.23	37,124,273
100	2000	8.14	100.00	110,309,296	7.70	100.00	111,566,928
	1996	4.79	100.00	59,915,606	4.77	100.00	62,453,781

資料: 1996년과 2000년 家口消費實態調査 원자료를 이용하여 본 연구에서 산출한 결과임.

□ 著者 略歷 □

• 朴 讚 用

프랑스 파리高等社會科學院(EHESS de Paris) 經濟學 碩士

프랑스 파리政治大學(IEP de Paris) 經濟學 博士

現 韓國保健社會研究院 副研究委員

〈主要 著書〉

APEC's Measures for Strengthening Social Safety Nets in the Asia-Pacific Region, Ministry of Health and Welfare-KIHASA, 2002. (共著)

『社會安全網 擴充을 위한 所得保障體系 改編方案: 所得保障의 死角地帶 解消를 中心으로』, 韓國保健社會研究院, 2000. (共著)

• 姜 錫 勳

美國 University of Wisconsin-Madison 經濟學 博士

現 誠信女子大學校 經濟學科 教授

• 金 泰 完

漢陽大學校 大學院 經濟學 博士課程

現 韓國保健社會研究院 主任研究員
