

집권정당 정책과 계층별 소득분포 실증분석 - Granger Causality 분석과 충격반응분석 -

김 종 권*

Abstract

미국 센서스 뷰로 데이터에 의하여 2차대전 후 민주당정부와 공화당정부의 실질 세전 소득증가율의 차이를 살펴볼 때 민주당정부 기간동안에 계층간의 소득불균형이 시정되면서 저소득계층의 소득증가율이 상대적으로 더 높았음을 알 수 있다. 반면에 공화당정부 기간동안에는 소득불균형이 심화되면서 저소득계층보다 고소득계층의 소득증가율이 더 높았다. 소득계층에서 하위 20%의 계층은 공화당정부의 기간동안에 비하여 민주당정부의 기간에 4배의 높은 소득증가율을 가졌다. 이는 양 정부별 실업률 차이에서 비롯되는 데 민주당정부의 기간 동안에 평균 30% 낮았으며 GDP성장률은 평균 30% 높았음에도 영향을 받은 것으로 판단된다. 이러한 정부별 차이는 1980년대 이후 세후 소득증가율에서도 나타나고 있다. 한편, 실증분석 결과에 따르면 한국의 경우 미국에서와 같이 저소득계층이 고소득계층 보다 거시경제정책에 따른 영향을 더 많이 받고 있음을 알 수 있었으며, 특히 신정부에서는 이전보다 적극적인 통화정책을 적절한 타이밍(timing)으로 실시하여야 할 필요성이 나타났다.

I. 서 론

과거 30년 동안 미국경제에서 경제적 불균형(economic inequality)이 커져 왔다. 이러한 불균형 증가의 규모는 고소득계층과 저소득계층 간의 소득격차 확대로 그대로 연결되어졌다. 예를 들어, 정규직 근로자들의 개인소득 분포에 대한 지니계수(Gini coefficient)가 1970년부터 2000년까지 0.326에서 0.406으로 25% 증가하였다. 이러한 현상이 한국경제에서도 발생하고 있는지와 관련하여 집권정당별로 통화정책과 근로자소득 관계에 대하여 실증분석 하고자 한다.

II. 기존문헌 연구

Bartels(2004)의 논문은 Hibbs and Dennis(1988)의 분석에서 기간 연장을 통하여 과거 50년간에 걸친 소득분포와 관련된 데이터를 사용하였다. 이 논문은 1947년부터 2001년까지 소득분포별로 하위부터 상위로 20%, 40%, 60%, 80%, 95%의 세전 실질가계소득의 추이를 분석하였다.

* 신홍대 경상정보계열 학과장

여기서 실질가계소득은 연간기준 자료를 사용하였으며 이 분석을 통하여 저소득계층과 중산층, 고소득계층의 실질가계소득 추이를 파악하였다. 이 분석의 내용을 살펴보면, 우선 1948년부터 2001년까지 소득분포별로 연간 실질소득증가율의 평균과 표준편차를 알아보았다. 이를 토대로 살펴보면 연간 실질소득증가율은 하위부터 상위로 나타날 때 20%에서 1.58%의 낮은 증가율을 기록하였으며 95%에서는 이 보다 다소 높은 2.10%를 나타냈다. 이 기간동안 소득분포에서 하위에 가까웠던 계층의 실질소득증가율보다는 상위 소득계층의 실질소득증가율이 더 높았으며, 특히 하위계층 실질소득의 경우 변동성(fluctuations)이 상위 소득계층보다 확대되었음을 알 수 있었다. 하위 20%의 소득계층의 경우 실질소득으로 살펴본 결과 54년 기간동안 중에서 17년간의 기간이 하락세를 보였다. 반면에 상위 20%에서는 54년 기간동안 실질소득의 하락세를 경험한 기간이 11년으로 더 짧았다. 각 정부의 정책에 따른 실질소득증가율의 효과는 1년의 시차가 있음을 가정하여 분석하였다. 이러한 가정은 Christiano · Eichenbaum · Evans(1999), Perotti(2002)에서 나타났듯이 금융 및 재정정책 변화에 따른 거시경제 정책효과에 따른 실증분석에서 확인할 수 있다. 민주당정부에서는 저소득계층과 중산층의 실질소득증가율이 고소득계층보다 다소 높으며 소득불균형이 점차 개선된 것으로 나타났다. 한편 민주당정부의 정당정책은 확장적인(expansionary) 거시경제정책이 주류를 이룬 반면에 공화당정부의 정당정책은 민주당정부의 확장적 거시경제정책과 달리 긴축적인(contraction) 거시경제정책을 추구하고 있다. 집권시기별로 분석을 할 때 2차년도 들어 민주당정부에서는 저소득 근로자들의 연평균 실질소득증가율이 4.5%에 달하였으나 공화당정부에서는 -1.2% 수준을 보였다. 민주당정부에서는 소득계층 하위 20%의 실질소득증가율이 연간 2.9% 이었으나 공화당정부에서는 0.1% 상승에 그쳤다. 이 분석에서 소득분포별 특징을 살펴보면 상위 5%의 경우 조사기간 전체에 걸쳐 별다른 변화가 없어 기간 간의 상관관계 즉, t 기 $t+1$ 기 사이에 상관관계가 없으며 또한 정부 형태에 따른 영향을 받지 않았다. 한편 분석기간 전체를 통하여 살펴보면 공화당정부 기간 동안에는 하위 20%의 연간 실질소득증가율이 0.6%에 그친 데 비하여 상위 5%의 소득증가율은 2.09%에 달하여 이들 계층 간의 소득증가율 격차가 1.5%p 정도에 이르렀다. 반면에 민주당정부 기간 동안에는 하위 20%의 연간 실질소득증가율이 2.63%나 되었고 상위 5%의 소득증가율은 이보다 다소 낮은 2.11%를 기록하였다. 이를 토대로 살펴보면 미국 경제의 변화에 따라 상위 5%의 경우 정부 간에 큰 차이가 없이 높은 실질소득증가율을 나타냈다. 이러한 결과들은 저소득계층이 고소득계층 보다 거시경제정책에 따른 영향을 더 많이 받고 있음을 알 수 있다.

Hibbs(1987)는 1953년부터 1983년까지의 자료를 토대로 민주당정부의 경우 공화당정부에 비해 실업률을 낮추기 위해 인플레이션 위험을 감수하고 확장적인 거시경제정책을 취하고 있다고 주장한다. 이 논문에 의하면 민주당정부의 실업률이 공화당정부에 비하여 2%p 감소하였으며 실질 GDP성장률은 민주당정부에서 공화당정부에 비하여 6% 정도 높았음을 증명하였다.

Bartels(2004)는 54년의 기간 동안 민주당정부와 공화당정부의 연평균 실업률, GDP 성장률, 인플레이션율, 그리고 1년 동안의 정책 시차를 반영한 변수들을 통하여 비교

분석하였다. 이 논문의 결과는 Hibbs(1987)와 같이 민주당정부에서 공화당정부에 비해 실업률이 낮고 GDP성장률은 높았음을 알 수 있다. 한편 인플레이션율은 민주당정부와 공화당정부에서 별다른 차이점이 발견되지 않았다.

Danziger and Gottschalk(1995)는 공화당정부에 비하여 민주당정부에서 조세인하 정책으로 인하여 계층 간의 소득 불균형이 완화되었음을 지적하고 있다.

Bartels(2004)에서 공화당정부에서 연간 실질소득증가율은 선거가 있는 시기와 선거가 없는 시기와 관계없이 비슷한 추세를 나타냈다. 선거가 있는 시기에 소득순위 상위 5%의 고소득계층의 연간 실질소득증가율은 하위 20%에 비하여 1.5%p 상회하였다. 한편 모든 계층의 연평균 실질소득증가율을 살펴보면 선거가 있는 시기가 선거가 없는 시기보다 2%p 더 높은 것으로 나타났다. 이는 공화당정부의 경우 선거가 있는 시기에 더 집권가능성을 높였을 것으로 추정된다. 반면에 민주당정부의 경우에는 선거가 있는 시기의 연간 실질소득증가율이 선거가 없는 시기보다 낮았음을 알 수 있다. 소득 계층들로 살펴보면 소득순위 상위 5%의 고소득계층의 경우 선거가 있는 시기에는 연간 실질소득증가율이 하락하였으며 모든 계층을 포함하면 선거가 있는 시기가 선거가 없는 시기보다 1%p 하락하였다. 소득순위 하위 20%의 경우 선거가 있는 시기의 연간 실질소득증가율에서 공화당정부가 2.1%로 민주당정부 1.0%에 비하여 두 배를 나타내며 1.0%p 상회하는 것을 알 수 있다. 대부분의 통계학자들에 따르면 선거가 있는 시기의 실질소득이 증가할 경우 집권정부에 대한 투표 성향이 2~2.5%p 정도 늘어난다고 분석하고 있다. 이들은 따라서 선거가 있는 시기와 전체 기간(선거가 있는 시기와 선거가 없는 시기 포함)을 비교할 때 만일 평균 1.6%p 차이가 난다면 3~4%p 정도 예상 투표를 바꿀 수 있다는 결론을 내리고 있다. 한편, 이 논문에서 최근 동향을 살펴보면, 부시행정부에서는 1970년대와 1980년대와 같이 소득불균형이 심하지는 않지만 다소 악화되는 양상을 보이고 있다. 한편 1970년과 2000년을 비교할 때 소득순위 하위 20%로 나눈 상위 20%의 실질소득의 비율은 25.5%까지의 증가하였다.

III. 실증분석

실증분석에서 사용된 자료는 1982년 1/4분기부터 2007년 3/4분기까지의 한국은행 경제통계시스템 data base와 통계청의 KOSIS를 사용하였다. 여기서 사용된 자료는 통화증가율(M2말잔기준), 소비자물가지수를 통한 인플레이션율, 10분위 근로자소득 실질증가율이다. 재정정책과 관련된 자료는 시계열 자료의 미비로 사용하지 못하였다.

이제 각 집권 정부별 통화정책이 10분위 근로자소득 실질증가율에 영향이 있는지와 관련하여 분석하기로 한다. 각각의 변수들에 대해서는 단위근 검정을 실시하고 이에 따라 동시에 각각 당월의 수치를 전월의 수치로 차분(difference)하여 가성회귀(spurious regression) 발생가능성을 줄였다.

ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검증의 결과 회사채수익률과 콜금리를 제외한 각각의 변수들은 1% 수준에서 안정성(Stationary)을 가짐을 알 수 있었다. 한편 이들 변수들도 1차차분한 이후 1%의 통계적 유의수준에서 안정성을 보였다.

<표 1> 단위근 검정결과(ADF)

구 분	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위
전두환대 통령정부	-4.301	-3.901	-4.873	-5.284	-5.368	-4.955	-4.479	-4.716	-4.626	-5.042
노태우대 통령정부	-5.454	-5.956	-6.515	-5.881	-5.459	-5.425	-5.476	-5.426	-5.994	-7.059
김영삼대 통령정부	-2.899 **	-2.585 *	-2.193 -3.234 **	-2.401 -3.461 **	-2.539 -3.721	-2.417 -3.640	-2.617 *	-2.882 *	-3.343 **	-5.455
김대중대 통령정부	-2.870 *	-4.923	-4.517	-4.494	-4.643	-4.776	-4.634	-2.675 *	-2.947 **	-6.358
노무현대 통령정부	-4.129	-5.056	-4.261	-4.450	-4.477	-4.427	-4.375	-3.766	-3.753	-5.192

구 분	통화증가율	인플레이션율
전두환대 통령정부	-5.010	-2.775*
노태우대 통령정부	-6.536	-4.078
김영삼대 통령정부	-5.218	-3.021**
김대중대 통령정부	-1.593 -4.479	-3.301**
노무현대 통령정부	-2.858*	-3.963

주 1: 맥키넨 임계치(MacKinnon critical values)를 기준으로 하였으며, 각각 1% -3.4986, 5% -2.8912, 10% -2.5824이었다. 그리고, *는 10%에서 안전성을 보인 것을 의미하며, **는 5%에서 안전성을 보인 것을 나타낸다. 나머지는 1% 수준에서 안전성을 보이는 것을 알 수 있었다.

2: 굵은 색의 숫자는 단위근이 존재하는 경우이고, 아랫부분의 숫자는 이 값을 1차차분한 것을 의미한다.

또한 본 연구에서 사용한 표본수는 102개이고, 분기별자료에 대한 기준을 참조하여 시차는 2로 정하였다. 시차를 달리하였을 경우 오차항에 시계열상관에 대한 Box Pierce 통계량에서 시계열상관이 없는 것으로 나타났다.

Johansen(1988, 1991, 1992abc)과 Johansen and Juselius(1990, 1992, 1994)는 공적분관계의 수와 모형의 파라미터들을 MLE(Maximum Likelihood Estimation)로 추정하고 검정하는 방법을 제시하고 있다. 이들의 방법을 보통 ‘요한슨 공적분검정’이라고 부르며 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다.

즉, ADF검정에서 AR(1)과정인 단일시계열 y_t 를 $\Delta y_t = (\phi_1 - 1)y_{t-1} + e_t$ 로 다시 썼을 때 만일 $(\phi_1 - 1) = 0$ 이면 y_t 는 단위근을 갖는 것과 유사하게 n개의

다중시계열벡터 x_t 가 VAR(1)일 때 이에 대하여 다음과 같이 나타낼 수 있다. 즉, $\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + v_t = \Lambda x_{t-1} + v_t$ 로 표현하는 경우 Λ 의 위수(rank)가 0이면(즉, Λ 가 모두 영으로 구성되어 있다면) x_t 의 모든 구성계열들은 적분과정이 된다. 또한 Λ 의 위수가 n이면 x_t 의 모든 구성계열들은 안정적 과정이 된다. 이 때 Λ 의 위수가 $r(0 < r < n)$ 이면 r개의 x_t 의 선형결합이 안정적 과정, 즉 r개의 공적분관계를 갖게 된다.

<표 2> 요한슨 공적분 검정결과 (전두환대통령정부: 1분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	47.9558	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	21.8358	15.41	20.04	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(2)$	7.1578	3.76	6.65	(기각) 공적분관계 없음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 3> 요한슨 공적분 검정결과 (전두환대통령정부: 10분위)¹⁾

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	59.9850	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	14.6427	15.41	20.04	(기각못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	3.0187	3.76	6.65	(기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

1) 전두환대통령정부일 때 각 분위별 공적분검정결과를 보면 서로 상이한 점이 발견되었으며 이는 김영삼 대통령정부까지 지속되었다. 이에 따라 전두환대통령정부일 경우를 예로 들어 <부록>에 기록하였다.

<표 4> 요한슨 공적분 검정결과 (노태우대통령정부: 10분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	43.5768	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	14.0599	15.41	20.04	(기각못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	2.9258	3.76	6.65	(기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 5> 요한슨 공적분 검정결과 (김영삼대통령정부: 10분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	43.4043	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	12.4795	15.41	20.04	(기각못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	2.8080	3.76	6.65	(기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 6> 요한슨 공적분 검정결과 (김대중대통령정부: 10분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	50.4836	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	21.8727	15.41	20.04	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(2)$	3.6867	3.76	6.65	(기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 7> 요한슨 공적분 검정결과 (노무현대통령정부: 1분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	54.3493	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	23.3884	15.41	20.04	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(2)$	4.3023	3.76	6.65	(5%: 기각) 공적분관계 없음 (1%: 기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 8> 요한슨 공적분 검정결과 (노무현대통령정부: 10분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	65.5641	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	25.9713	15.41	20.04	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(2)$	4.0538	3.76	6.65	(5%: 기각) 공적분관계 없음 (1%: 기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 2>에서부터 <표 8>의 요한슨 공적분 검정결과를 보면 전두환대통령정부부터 김영삼대통령정부까지의 각 분위별 공적분검정결과를 보면 서로 상이한 점이 발견되었다. 하지만 김대중대통령정부와 노무현대통령정부의 경우에 있어서는 단위근이 존재한다는 가설을 기각하고 있어서 본 연구의 시계열 자료는 I(0)과정으로 안정적 시계열임을 나타내고 있다. 따라서 전두환대통령정부(1분위 제외)부터 김영삼대통령정부까지는 벡터오차수정모형(VECM)으로 추정하고 김대중대통령정부에서 노무현대통령정부까지는 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율의 세 변수 사이에 공적분관계가 없다고 가정하고 다음 식 (1)의 VAR모형을 추정하였다.

$$Y_t = F(L)Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

여기서 $F(L) = F_1 + F_2L + \dots + F_kL^{k-1}$ 은 k-1차 다항식이며 $F_j, j=1, \dots, k$ 는 변수들 간의 상호관계를 나타낸다. 잔차항은 u_t 이고 $E(u_t u_t) = \Sigma u$ 를 의미한다. Y_t 에는 재정정책관련 변수²⁾와 거시경제 변수, 금융변수 등을 포함한다. e_j 는 j번째 요소가 1인 행벡터이고 다른 요소들은 0이다. $Y_{j,t}$ 는 Y_t 벡터의 j번째 요소를 의미하며, $Y_{j,t} = e_j Y_t$ 를 나타낸다.

본 연구에서는 안정적 시계열을 토대로 하여 Granger 인과검정을 수행하였다.

Granger 인과검정은 각 회귀방정식에서 해당변수의 시차가 모두 종속변수의 미래치를 예측하는 데 아무런 영향을 미치지 않는다는 가설로 검정한다. Granger 인과성 검정 결과를 표로 나타내면 <표 9>부터 <표 12>까지와 같다.

첫째, 전두환대통령(1분위) 기간 중에는 이해영·김중권(2007)과 같이 통화정책 변수의 외생성(exogenous)이 뚜렷하지 못했던 시기로 파악되었다. 여기서 외생성의 순서는 정책적으로 다른 변수들의 변화에 의해 영향을 상대적으로 적게 받는 순서를 채택하였다. 단지 3저 호황에 따른 인플레이션율이 근로자소득 실질증가율에 영향을 미친 시기로 판단된다. 둘째, 김대중대통령(10분위) 기간 동안에는 별다른 특징을 발견할 수 없었다. <표 11>와 <표 12>에서와 같이 노무현대통령 기간의 1분위, 10분위 간에 있어 분석결과를 보면 세 변수 간의 뚜렷한 외생성이 나타나지 않고 있다. 따라서 이 기간동안에도 통화정책에 따른 근로자소득 실질증가는 이어지지 않았던 것을 알 수 있다.

<표 9> Granger 인과성 검정 결과 (전두환대통령정부: 1분위)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
인플레이션율→통화증가율	0.5685(0.5767)	통화증가율→인플레이션율	0.8512(0.4442)
근로자소득 실질증가율→ 통화증가율	0.3938(0.6804)	통화증가율→ 근로자소득 실질증가율	0.0546(0.9469)
근로자소득 실질증가율→ 인플레이션율	1.0043(0.3870)	인플레이션율→ 근로자소득 실질증가율	3.6560(0.0477)*

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였으며, * 5% 수준에서 통계적인 유의성이 있다.

2) 한편, 이전의 재정정책과 관련된 연구들에 있어서는 재정정책이 더미변수와 같은 형태의 모형들 위주로 된 문헌들이 많다. 이와 같은 연구들로는 Edelberg, Eichenbaum, Fisher(1998)과 Blanchard와 Perotti(1998) 등이 대표적이다.

<표 10> Granger 인과성 검정 결과 (김대중대통령정부: 10분위)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
인플레이션율→통화증가율	0.5286(0.5993)	통화증가율→인플레이션율	0.1089(0.8974)
근로자소득 실질증가율→ 통화증가율	1.7162(0.2112)	통화증가율→ 근로자소득 실질증가율	0.7367(0.4942)
근로자소득 실질증가율→ 인플레이션율	0.8551(0.4437)	인플레이션율→ 근로자소득 실질증가율	0.0540(0.9476)

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 11> Granger 인과성 검정 결과 (노무현대통령정부: 1분위)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
인플레이션율→통화증가율	4.2378(0.0363)*	통화증가율→인플레이션율	1.8970(0.1866)
근로자소득 실질증가율→ 통화증가율	0.4519(0.6453)	통화증가율→ 근로자소득 실질증가율	0.8294(0.4566)
근로자소득 실질증가율→ 인플레이션율	1.0320(0.3818)	인플레이션율→ 근로자소득 실질증가율	0.2028(0.8187)

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였으며, * 5% 수준에서 통계적인 유의성이 있다.

<표 12> Granger 인과성 검정 결과 (노무현대통령정부: 10분위)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
인플레이션율→통화증가율	4.2378(0.0363)	통화증가율→인플레이션율	1.8970(0.1866)
근로자소득 실질증가율→ 통화증가율	0.8816(0.4358)	통화증가율→ 근로자소득 실질증가율	0.8207(0.4602)
근로자소득 실질증가율→ 인플레이션율	6.3868(0.0106)*	인플레이션율→ 근로자소득 실질증가율	10.6263(0.0015)**

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였으며, * 5% 수준에서 통계적인 유의성이 있고 **는 1% 수준에서 통계적 유의성을 갖고 있음을 의미한다.

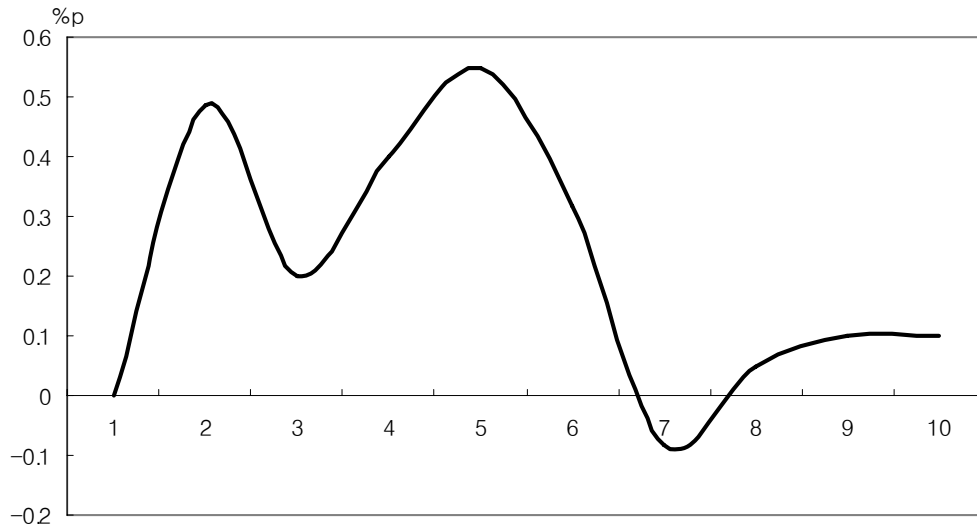
한편, 충격반응분석을 통하여 k라는 시점까지의 근로자소득 실질증가율에 대한 통화증가율의 효과를 분석하면 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$\frac{dY_{t+k}}{dw_{1,t}} \quad (1)$$

3개의 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용할 때, 이 연구에서의 주요 관심사항은 $dw_{1,t}$ 즉, $Y_{5,t}$ 근로자소득 실질증가율에 대한 통화증가율의 효과이다.

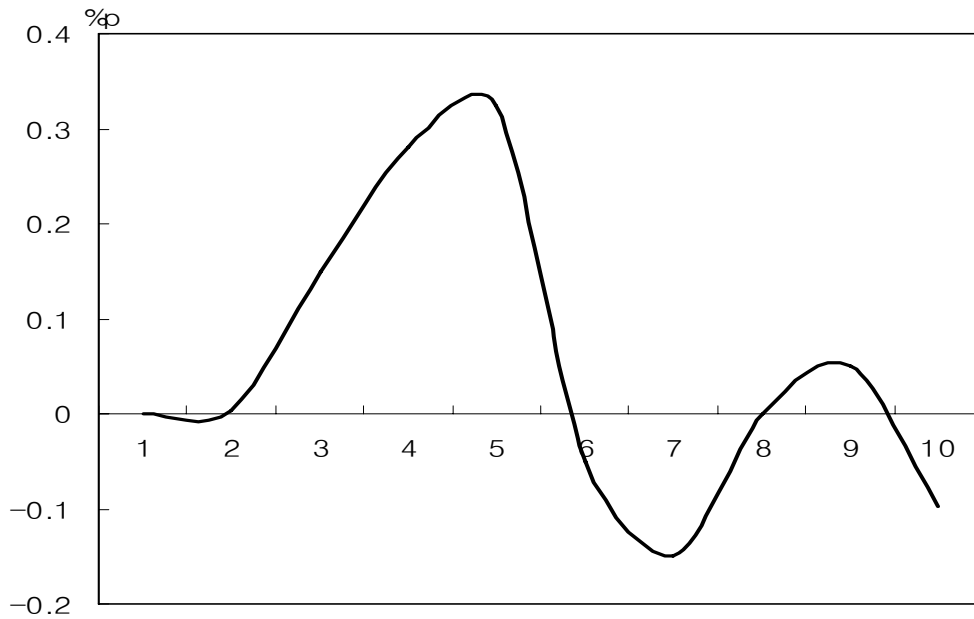
한편 이들 분위별 근로자소득 실질증가율 변수에 대한 통화증가율(M2말잔기준)에 따른 k차년도 충격반응함수는 누적적으로 $Y_{3,t} = Y_{3,t+1} + Y_{3,t+2} + \dots + Y_{3,t+k}$ 와 같이 표현할 수 있다. 이는 $\sum_{i=1}^k \frac{dY_{3,t+i}}{dw_{1,t}}$ 의 형태로 분위별 근로자소득 실질증가율 변수에 대한 통화증가율(M2말잔기준) 효과를 누적 충격반응함수(cumulative impulse response function)로 분석할 수 있다.³⁾

근로자소득 실질증가율에 대한 통화증가율의 효과를 벡터오차수정모형(VECM)을 통하여 충격반응분석을 통하여 나타내기로 하였다. 이 분석의 결과에 따르면, <그림 1> 과 <그림 2>에서는 통화증가율 충격에 대하여 근로자소득 실질증가율(10분위)이 각각 2~5개월과 3~5개월에 걸쳐 근로자소득 실질증가율을 상승시키는 효과를 나타내고 있다. 반면에 <그림 3>에서 통화증가율의 증가 충격에 대하여는 근로자소득 실질증가율이 뚜렷한 방향성을 나타내지 못하는 것을 알 수 있다.

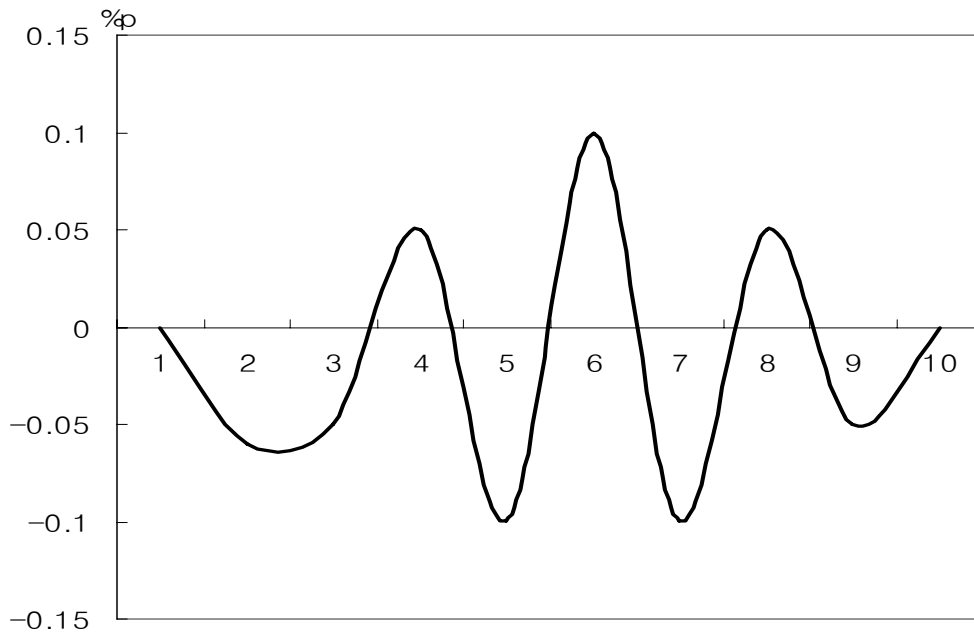


<그림 1> 통화증가율(M2말잔기준)의 증가 충격에 대한 근로자소득 실질증가율의 반응(전두환 대통령 정부, 10분위)

3) 이와 같은 형태의 분석은 Tavares· Valkanov(2003), Patelis(1997) 등에서도 이루어졌다.



<그림 2> 통화증가율(M2말잔기준)의 증가 충격에 대한 근로자소득 실질증가율의 반응(노태우 대통령정부, 10분위)



<그림 3> 통화증가율(M2말잔기준)의 증가 충격에 대한 근로자소득 실질증가율의 반응(김영삼 대통령정부, 10분위)

분산분해(Variance Decomposition)⁴⁾를 통하여 통화증가율 w_t 의 충격이 특정기간 이후 VAR 예측모형의 MSE를 분석해 볼 수 있다.

<표 13>부터 <표 15>는 근로자소득 실질증가율에 대한 통화증가율 효과에 대한 분산분해 결과를 나타낸 것이다.

<표 13> 분산분해 결과 (전두환 대통령정부, 10분위)

분기	근로자소득 실질증가율의 분산분해		
	통화증가율	인플레이션율	근로자소득 실질증가율
1	0.01	12.21	87.77
2	9.07	15.24	75.68
3	18.55	38.17	43.27
5	16.68	31.31	52.00
8	21.33	35.15	43.50
10	22.34	31.09	46.55

<표 14> 분산분해 결과 (노태우대통령정부, 10분위)

분기	근로자소득 실질증가율의 분산분해		
	통화증가율	인플레이션율	근로자소득 실질증가율
1	0.18	7.72	92.08
2	0.67	13.28	86.03
3	5.95	14.92	79.12
5	10.08	18.84	71.07
8	15.86	19.15	64.97
10	16.75	19.36	63.87

<표 15> 분산분해 결과 (김영삼대통령정부, 10분위)

분기	근로자소득 실질증가율의 분산분해		
	통화증가율	인플레이션율	근로자소득 실질증가율
1	5.74	19.89	74.35
2	3.68	22.49	73.04
3	12.70	50.25	37.04
5	22.48	46.21	31.30
8	18.69	47.94	33.35
10	16.37	38.82	44.79

4) $E(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})'$
 h 분기 후의 실물경제변수에 대한 예측 오차분산은 위의 식과 같이 정의할 수 있다.

<표 13>과 <표 14>의 분석결과에 따르면, 근로자소득 실질증가율의 경우 근로자소득 실질증가율이 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주고 그 다음 인플레이션율과 통화증가율이 순차적으로 미래 예측오차 움직임에 큰 영향을 줄 수 있음을 나타내고 있다.

한편 <표 15>의 분석결과에 따르면, 근로자소득 실질증가율의 경우 2/4분기까지 근로자소득 실질증가율이 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주고 그 다음 인플레이션율과 통화증가율이 순차적으로 미래 예측오차 움직임에 큰 영향을 줄 수 있음을 나타내고 있다. 반면에, 그 이후 3/4분기부터는 인플레이션율이 근로자소득 실질증가율의 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주고 그 다음이 근로자소득 실질증가율로 바뀌었으며, 10분기 이후에는 다시 근로자소득 실질증가율의 미래 예측오차 움직임에 근로자소득 실질증가율이 가장 큰 영향을 주는 변수임을 알 수 있었다.

IV. 요약 및 결론

우리는 1980년 3/4분기부터 2007년 3/4분기까지의 분기별 자료를 기준으로 한국의 집권정당 정책과 소득분포에 대하여 분석하였다. 집권정당은 전두환 대통령정부(1980년 9월~1988년 2월), 노태우대통령정부(1988년 2월~1993년 2월), 김영삼 대통령정부(1993년 2월~1998년 2월), 김대중 대통령정부(1998년 2월~2003년 2월), 노무현대통령정부(2003년 2월~2006년 12월)로 구분하였으며, 또한 경제의 효율성과 형평성에 따라 보수정부(전두환 대통령정부~김영삼 대통령정부)와 개혁정부(김대중 대통령정부~노무현대통령정부)로 구분하였다.

Granger 인과성 검정 결과를 살펴보면 첫째, 전두환 대통령(1분위) 기간 중에는 이혜영·김종권(2007)과 같이 통화정책 변수의 외생성(exogenous)이 뚜렷하지 못했던 시기로 파악되었다. 여기서 외생성의 순서는 정책적으로 다른 변수들의 변화에 의해 영향을 상대적으로 적게 받는 순서를 채택하였다. 단지 3저 호황에 따른 인플레이션율이 근로자소득 실질증가율에 영향을 미친 시기로 판단된다. 둘째, 김대중 대통령(10분위) 기간 동안에는 별다른 특징을 발견할 수 없었다. <표 11>와 <표 12>에서와 같이 노무현대통령 기간의 1분위, 10분위 간에 있어 분석결과를 보면 세 변수 간의 뚜렷한 외생성이 나타나지 않고 있다. 따라서 이 기간 동안에도 통화정책에 따른 근로자소득 실질증가는 이어지지 않았던 것을 알 수 있다.

근로자소득 실질증가율에 대한 통화증가율의 효과를 벡터오차수정모형(VECM)을 통하여 충격반응분석을 통하여 나타내면, <그림 1>과 <그림 2>에서 통화증가율 충격에 대하여 근로자소득 실질증가율(10분위)이 각각 2~5개월과 3~5개월에 걸쳐 근로자소득 실질증가율을 상승시키는 효과를 나타내고 있다. 반면에 <그림 3>에서 통화증가율의 증가 충격에 대하여는 근로자소득 실질증가율이 뚜렷한 방향성을 나타내지 못하는 것을 알 수 있다.

분산분해분석결과에 따르면, 근로자소득 실질증가율의 경우 근로자소득 실질증가율이 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주고 그 다음 인플레이션율과 통화증가율이 순차적으로 미래 예측오차 움직임에 큰 영향을 줄 수 있음을 나타내고 있다.

한편 <표 15>의 분석결과에 따르면, 근로자소득 실질증가율의 경우 2/4분기까지 근로자소득 실질증가율이 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주고 그 다음 인플레이션율과 통화증가율이 순차적으로 미래 예측오차 움직임에 큰 영향을 줄 수 있음을 나타내고 있다. 반면에, 그 이후 3/4분기부터는 인플레이션율이 근로자소득 실질증가율의 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주고 그 다음이 근로자소득 실질증가율로 바뀌었으며, 10분기 이후에는 다시 근로자소득 실질증가율의 미래 예측오차 움직임에 근로자소득 실질증가율이 가장 큰 영향을 주는 변수임을 알 수 있었다.

이들 결과를 종합하면, 한국에서도 미국 경우에서와 같이 저소득계층이 고소득계층보다 거시경제정책에 따른 영향을 더 많이 받고 있음을 알 수 있었으며, 특히 신정부에서는 이전보다 적극적인 통화정책을 적절한 타이밍(timing)으로 실시하여야 할 필요성이 제기 되었다.

V. 참 고 문 헌

- [1] 이해영, 김중권, 2007, “한국의 집권정당별 거시변수 비교”, 대한경영학회
- [2] Alesina, Alberto, 1988, “Macroeconomics and Politics,” National Bureau of Economic Research Macroeconomic Annual, 11-55.
- [3] Alesina, Alberto, John Londregan, and Howard Rosenthal, 1993, “A Model of the Political Economy of the United States.” American Political Science Review 87 (1), 12-33.
- [4] Alesina, Alberto, and Howard Rosenthal, 1989, “Partisan Cycles in Congressional Elections and the Macroeconomy,” American Political Science Review 83 (2), 373-398.
- [5] Alesina, Alberto, and Jeffrey Sachs, 1988, “Political Parties and the Business Cycle in the United States, 1948-1984,” Journal of Money, Credit and Banking 20 (1), 63-82.
- [6] Bartels, Larry M, 2004, “Partisan Politics and the U.S. Income Distribution,” Working Papers, 1-34.
- [7] Bartels, Larry M., and John Zaller, 2001, “Presidential Vote Models: A Recent,” Political Science and Politics 34 (1), 9-20.
- [8] Beck, Nathaniel, 1982, “Parties, Administrations, and American Macroeconomic Outcomes,” American Political Science Review 76 (1), 83-93.
- [9] Blanchard, Oliver J., and Roberto Perotti, 2002, “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” Quarterly Journal of Economics 117 (4), 1329-1368.
- [10] Blank, Rebecca, and Alan Blinder, 1986, “Macroeconomics, Income Distribution, and Poverty,” In Sheldon Danziger and Daniel Weinberg, eds., Fighting Poverty: What Works and What Doesn't, Cambridge, MA: Harvard University Press.

- [11] Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans, 1999, "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" In John B. Taylor and Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1A, Amsterdam: North-Holland.
- [12] Cutler, David M., and Lawrence F. Katz, 1991, "Macroeconomic Performance and the Disadvantaged," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1-74.
- [13] Danziger, Sheldon, and Peter Gottschalk, 1995, *America Unequal*, New York: Russell Sage Foundation and Harvard University Press.
- [14] Hibbs, Douglas A., Jr, 1977, "Political Parties and Macroeconomic Policy," *American Political Science Review* 71 (4), 1467-1487.
- [15] Hibbs, Douglas A., Jr, 1987, *The American Political Economy: Macroeconomics and Electoral Politics*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- [16] Hibbs, Douglas A., Jr., and Christopher Dennis, 1988, "Income Distribution in the United States," *American Political Science Review* 82 (2), 467-490.
- [17] Hines, James R., Jr., Hilary Hoynes, and Alan B. Krueger, 2001, "Another Look at Whether a Rising Tide Lifts All Boats," Working Paper #454, Industrial Relations Section, Princeton University.
- [18] Jose, Tavares and Valkanov, Rossen (2003), "Fiscal Policy and Asset Returns", Working Papers, 1-34.
- [19] Keech, William R., 1980, "Elections and Macroeconomic Policy Optimization," *American Journal of Political Science* 24 (2), 345-367.
- [20] Kramer, Gerald H, 1971, "Short-Term Fluctuations in U.S. Voting Behavior, 1896-1964," *American Political Science Review* 65: 131-143.
- [21] Levy, Frank, and Richard J. Murnane, 1992, "U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations," *Journal of Economic Literature* 30 (3), 1333-1381.
- [22] Mishel, Lawrence, Jared Bernstein, and Heather Boushey, 2002, *The State of Working America 2002/2003*, Ithaca, NY: ILR Press.
- [23] Patelis, A.D., (1997), "Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy", *Journal of Finance*, 52(5), 1951-1972.
- [24] Phillips, Kevin, 1990, *The Politics of Rich and Poor: Wealth and the American Electorate in the Reagan Aftermath*, New York: Random House.
- [25] Tufte, Edward R, 1978, *Political Control of the Economy*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [26] Zellner, Arnold, 1962, "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," *Journal of the American Statistical Association* 57, 348-368.

부록

<표 1> 요한슨 공적분 검정결과 (전두환대통령정부: 2분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	44.4836	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	21.0998	15.41	20.04	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(2)$	6.3404	3.76	6.65	(5%: 기각) 공적분관계 없음 (1%: 기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 2> 요한슨 공적분 검정결과 (전두환대통령정부: 3분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	46.5901	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	18.6753	15.41	20.04	(5%: 기각) 공적분관계 없음 (1%: 기각못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	7.8660	3.76	6.65	(기각) 공적분관계 없음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 3> 요한슨 공적분 검정결과 (전두환대통령정부: 4분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	56.1699	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	17.0407	15.41	20.04	(5%: 기각) 공적분관계 없음 (1%: 기각못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	4.8244	3.76	6.65	(5%: 기각) 공적분관계 없음 (1%: 기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 4> 요한슨 공적분 검정결과 (전두환대통령정부: 5분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	60.4172	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	14.8320	15.41	20.04	(기각못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	3.0156	3.76	6.65	(기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 5> 요한슨 공적분 검정결과 (전두환대통령정부: 8분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	61.0908	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	14.9963	15.41	20.04	(기각못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	3.5078	3.76	6.65	(기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.

<표 6> 요한슨 공적분 검정결과 (전두환대통령정부: 9분위)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	60.7777	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	14.6901	15.41	20.04	(기각못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	3.1077	3.76	6.65	(기각못함) 공적분관계 있음

주 : 통화증가율(M2말잔기준), 인플레이션율, 분위별 근로자소득 실질증가율 변수를 사용하였다.