

무역개방·환율·금리와 소득분배의 관계*

김 승 원**

본고에서는 주요 거시경제정책이 소득분배에 미치는 영향에 대해 살펴보기 위해 개방도·환율·금리와 소득분배의 관계를 실증분석하였다. OECD 25개 국가의 연간 자료를 이용하여 회귀분석한 결과, 첫째 무역개방도 상승 및 환율 절하는 소득분배 악화를 동반하는 것으로 나타났다. 둘째, 무역개방이나 환율에 비해서는 유의성이 다소 낮아졌지만 금리와 소득분배는 음의 관계를 보였다. 셋째, 무역개방과 환율의 교차효과를 추정한 결과 환율 절하로 인한 소득분배 악화는 무역개방도가 높은 경제일수록 큰 것으로 분석되었다. 이상의 분석결과는 경제성장에만 초점을 맞추어 거시정책 수단을 동원할 경우 소득양극화 등의 부작용을 수반할 위험이 있음을 보여준다.

핵심주제어: 경제성장, 개방, 환율, 금리, 소득분배
경제학문헌목록 주제분류: E52, E61, F31, F41, O15

I. 머리말

우리 경제가 지난 수십 년간 세계적으로 주목받는 고도성장을 이루어 왔음에도 불구하고 1990년대 후반 외환위기 전후를 기점으로 경제 양극화가 지속적으로 심화되면서, 그 동안의 성장 중심 거시정책 기조에 대한 재평가 움직임이 나타나고 있다. 개방정책과 고환율정책은 수출 부문과 비수출 부문의 양극화를 심화시키며 저금리기조는 물가 및 자산가격 상승을 통해 부익부 빈익빈 현상을 악화한다는 것이 그 요지이다. 본고에서는 이러한 성장 중심 정책 패러다임에 대한 재평가 움직임에 주목하여 무역개방·환율·금리 등의 거시정책변수와 소득분배의 관계에 대한 실증분석을 실시하였다.

* 본 논문은 한국은행 전문연구 과정 연수보고서를 수정·보완하여 작성하였다. 유익한 의견을 주신 익명의 두 분 심사위원과 한국은행 세미나 참석자 여러분께 감사드린다.

** 한국은행 경제연구원 미시제도연구실 차장, 전화: (02) 759-5500, E-mail: kimseun4@bok.or.kr

논문투고일: 2013. 10. 21 수정일: 2013. 12. 10 게재확정일: 2014. 1. 18

소득분배에 대한 기존 연구의 경우 주로 경제성장, 기술진보, 사회복지 지출, 교육수준, 노동시장의 제도 변화 등을 분석대상으로 하고 있다(Sarel, 1997; Beck *et al.*, 2007; Jaumotte *et al.*, 2008; 강종구·박창귀·조운제, 2012 등). 반면 개방·환율·금리 등 거시정책 관련 변수의 영향에 대한 연구는 아직 뚜렷한 결론에 도달하지 못하였거나 매우 드문 편이다.

먼저 무역개방의 확대는 전통적 견해에 의하면 자국에 풍부한 생산요소의 가격상승을 유발하므로 노동이 상대적으로 풍부한 국가는 임금상승을 통해 소득분배가 개선될 수 있다. 또한 관세장벽이 낮아지면서 보호산업 부문으로부터 소비자로 소득이전이 발생하여 소득불균형이 완화될 수 있다(Bhamani-Oskooee *et al.*, 2008; Jaumotte *et al.*, 2008). 반면 무역개방에 따른 편익이 수출 대기업 또는 숙련 노동자들에게 편중되거나 저가 노동집약적 외국 상품의 유입으로 미숙련 노동자의 일자리가 감소하면 소득분배가 악화될 가능성도 있다(Pissarides, 1997; Barro, 2000). 이와 관련된 실증 연구 또한 무역개방의 확대가 소득분배의 개선을 가져온다는 분석(Chakrabarti, 2000; Jaumotte *et al.*, 2008 등)과 악화를 초래한다는 분석(Savvides, 1998; Barro, 2000 등)이 혼재되어 있다.

환율변동이 소득분배에 영향을 미치는 이론적 경로로는 환율 평가절하 시 물가상승에 상응하는 임금조정이 지연될 경우 소득분배가 악화될 가능성이 있다(Alexander, 1952; Krugman and Taylor, 1978). 또한 환율의 평가절하는 비교역재 부문으로부터 교역재 부문으로의 소득이전을 초래할 수 있다(Won, 2008; Prasad, 2013). 이와 관련한 실증 연구는 1990년대 후반에 국가 횡단면 자료를 이용하여 이루어진 Sarel(1997) 및 Bahmani-Oskooee(1997)의 분석 이외에는 찾아보기 어려운데, 이들 연구는 서로 상반된 결과를 제시하고 있다. 즉, Sarel(1997)의 42개 국가 횡단면 자료를 이용한 분석에서는 환율절하 시 소득분배가 개선된 반면 Bahmani-Oskooee(1997)의 24개 국가 횡단면 자료를 대상으로 한 분석의 경우 환율절하 시 소득분배가 악화되었다.

금리변동이 소득분배에 영향을 미치는 이론적 경로는 다양하게 혼재되어 있는데, 이에 대한 Coibion *et al.*(2012), Prasad(2013) 등의 논의를 정리하면 다음과 같다. 우선 분배악화 경로로는 금리인하가 물가상승을 유발할 때 임금조정이 지연된다면 소득불평등이 심화될 가능성이 있다. 유동성이 풍부해지면서 자산가격이 상승하여 분배를 악화시키기도 한다. 또한 금융시장에 대한 접근이 상대적으로 어려운 저소득계층의 경우 현금보유 비중이 높으므로 저금리 시기의 물가상승은 이들 계층의 분배를 악화시킬 수 있다(Erosa and Ventura, 2002).

반면 분배개선 경로로는 확장적 통화정책을 통한 실물경기 개선으로 실업률이 하락한다면 취약계층의 소득이 상대적으로 빠르게 증가하여 소득분배가 나아질 수 있다.¹⁾ 또한 대내외 충격 발생으로 유동성이 급격히 축소되고 디플레이션 위험이 높아질 때 확장적 통화정책은 일종의 사회적 보험 역할을 하면서 경제를 안정시키고 취약계층을 보호하는 기능을 수행하며, 유동성 제약의 타격이 상대적으로 큰 중소기업들의 자금조달을 용이하게 하기도 한다(Brunnermeier and Sannikov, 2013). 끝으로 저소득층의 경우 소득의 상당 부분이 실업급여, 생계비 지원 등인데 이러한 이전소득의 경우 경기역행적 성격이 강하므로 확장적 통화정책은 분배를 개선시킨다. 이처럼 다양한 이론적 경로가 존재하지만 금리 변동과 분배의 관계에 대한 실증 연구는 Coibion *et al.*(2012) 이외에는 찾아보기 어렵는데, 동 연구는 미국의 가계지출 서베이 자료를 이용하여 금리인하 충격이 소득분배를 개선하는 효과가 있음을 보였다. 다만 동 연구는 미국 시계열 자료만을 분석대상으로 하고 있는데, 금리변동이 분배에 미치는 복잡다기한 경로를 감안할 때 이러한 연구결과가 경제환경이 상이한 여타 국가들에도 그대로 적용될 수 있을지에 대해서는 추가적인 검증이 필요하다.

이제까지 살펴본 바와 같이 무역개방·환율·금리 등 거시정책변수의 변화가 소득분배에 미치는 이론적 경로는 개선효과와 악화효과가 모두 가능하므로, 이에 대한 엄밀한 실증분석이 필요하다. 이에 본고에서는 OECD 25개 국가의 1980~2010년 연간 자료를 대상으로 무역개방·환율·금리와 소득분배의 관계를 실증분석하였다. 본고의 분석은 다음과 같은 점에서 기존 연구와 차별화된다. 첫째, 선행 연구에서 무역개방도의 대용변수로 일반적으로 사용되는 교역의존도변수 이외에 부문별 무역액 또는 수출의존도변수를 추가로 분석하여 무역개방이 소득분배에 미치는 경로를 보다 명확히 살펴보고자 하였다. 둘째, 환율 관련 선행 실증 연구는 국가 횡단면 자료를 이용한 Sarel(1997) 및 Bahmani-Oskooee(1997) 이외에는 찾아보기 어렵는데 이들 연구는 서로 상반된 결과를 보이고 있다. 그러나 2000년대 들어 각국 경제에서 대외 부문이 차지하는 비중이 커지면서 환율변동과 소득분배의 관계가 이전에 비해 밀접해졌을 가능성이 높다. 금리 관련 연구도 Coibion *et al.*(2012) 이외에는 찾아보기 어렵는데, 동 연구는 미국 시계열 자료만을 분석대상으로 하고 있다는 점에서 한계가 있다. 이에 본고에서는 기존 연구에서는 다루어지지 않았던 국가 패널자료를 대상으

1) Coibion *et al.*(2012)은 경기변동에 따른 실업 문제 등 고용 여건 변화가 저소득계층에게 보다 더 직접적으로 광범위하게 나타남을 강조하고 있다.

로 거시경제변수가 소득분배에 미치는 영향을 분석하였다. 셋째, 선행 연구와는 달리 무역개방, 환율, 금리변수의 효과를 개별 모형에서 각각 추정하는 데 그치지 않고 동 변수들을 한 모형에 포함하여 추정해 보았으며, 무역개방과 환율이 서로 밀접한 연관관계를 가지며 소득분배에 영향을 미쳤을 가능성을 감안하여 두 변수의 교차효과도 분석하여 보았다.

본고는 제Ⅱ절에서 무역개방·환율·금리와 소득분배의 관계를 실증분석하였고, 제Ⅲ절에서 분석결과를 요약한 뒤 시사점을 간략히 제시하였다.

Ⅱ. 무역개방·환율·금리와 소득분배의 관계

1. 이용자료 및 추정모형

본 절에서는 무역개방·환율·금리와 소득분배의 관계를 국가 패널자료를 이용하여 분석하였다.²⁾ 국가 패널자료는 OECD 국가 중 필요자료의 확보가 모두 가능한 25개국³⁾을 대상으로 하였으며 1980~2010년의 연간 자료를 사용하였다. 종속변수인 소득분배는 OECD 데이터베이스에 수록된 지니계수를 이용하였으며 동 변수의 상승은 소득분배 악화를 의미한다. 설명변수로는 기존 연구에서 소득분배 결정요인으로 널리 사용되고 있는 1인당 소득, 1인당 소득제곱, 인구수, 경제성장률을 기본적으로 포함하여 무역개방·환율·금리 이외의 요인을 통제하였다.⁴⁾ 그리고 본고의 관심 대상인 개방·환율·금리 관련 변수를 추가하였다.

먼저 통제변수를 보면 1인당 소득은 2005년 불변가격 기준 달러 표시 1인당 GDP에 자연로그를 취하여 이용하였다. 동 변수의 추정계수는 Kuznets 가설이 성립할 경우 1인당 소득은 양의 값, 1인당 소득제곱은 음의 값을 나타내어 소득분배와 역U자형 관계를 가질 것으로 기대한다. 인구 수는 전체 인구 수의 로

2) 이 밖에도 GDP 대비 정부지출 비중을 이용하여 확장적 재정정책이 소득분배에 미치는 영향에 대해 추정하여 보았으나 유의한 관계를 찾을 수 없었다. 다만 재정지출 관련 이용 가능한 자료의 숫자가 제한적이어서 향후 좀 더 엄밀한 분석이 필요할 것으로 보인다.

3) 미국, 영국, 오스트리아, 벨기에, 덴마크, 프랑스, 독일, 이탈리아, 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴, 캐나다, 일본, 핀란드, 그리스, 아일랜드, 포르투갈, 스페인, 터키, 호주, 뉴질랜드, 멕시코, 이스라엘, 한국.

4) Bahmani-Oskooee(1997)에 의하면 소득분배와 관련된 대부분의 기존 연구에서 주요 결정요인으로 1인당 GDP, 경제성장률, 인구증가율을 사용하고 있다.

그값을 이용하였으며 추정계수는 양의 값을 가질 것으로 예상된다. 왜냐하면 인구 수가 많을 경우 국내 시장규모가 커져서 효율적인 경제주체들이 더 큰 수익을 확보할 기회가 높아지고, 인구증가율은 고소득계층보다는 저소득계층에서 높게 나타나는 경향이 있으며, 인구 수가 많을수록 초과 노동공급이 발생하면서 노동소득 분배율이 하락할 수 있기 때문이다(Ahluwalia, 1976; 강중구·박창귀·조운제, 2012). 경제성장률은 2005년 불변가격 기준 GDP 증가율을 이용하였는데, 전통적인 낙수효과 논리에 따르면 음의 부호를 가질 것으로 예상되지만 경제성장이 부익부 빈익빈의 형태로 이루어질 경우 양의 관계를 보일 가능성도 있다.

다음으로 본 연구의 주목적인 거시경제정책 관련 변수를 보면 무역개방도는 기본적으로는 명목GDP 대비 총교역액(수출+수입)의 비중을 이용하였으며, 강건성 검증 등을 위해 총교역액 비중 대신 명목GDP 대비 상품 교역액, 서비스 교역액, 수출액 비중을 각각 추가로 사용하였다. 동 변수의 상승은 무역개방도 확대를 의미하므로 추정계수가 양의 부호일 경우 무역개방 확대가 소득분배 악화를, 음의 부호일 경우 소득분배 개선을 수반하는 것으로 볼 수 있다. 환율지표로는 세계은행의 실질실효환율지수(2005=100)를 이용하였다. 동 지수의 하락(상승)은 자국통화의 절하(상)를 의미하므로 추정계수가 양의 부호일 경우 통화 가치 절하가 소득분배의 개선을, 음의 부호일 경우 소득분배의 악화를 초래함을 의미한다. 금리는 국제금리 수익률을 이용하였으며 추정계수가 양의 부호를 보이면 금리상승이 소득분배 개선을, 음의 부호를 보이면 소득분배 악화를 동반하는 것으로 해석할 수 있다. 이들 거시경제정책 관련 변수들의 경우 앞서 살펴본 바와 같이 소득분배에 미치는 이론적 경로가 다양하고 서로 상반되는 방향을 보이기도 하기 때문에 사전적으로 추정계수의 부호를 확정하기는 어렵다.

이제까지 검토한 여러 변수들의 소득분배에 대한 영향을 실증분석하기 위한 추정방법으로는 Hausman 검정 결과 확률효과 모형에 비해 고정효과 모형이 적합한 것으로 판명되어 이를 이용하였다. 실제 추정에서는 1인당 소득, 1인당 소득의 제곱항, 인구, 경제성장률의 네 가지 변수를 통제변수로 사용하면서 본고의 주요 관심 대상인 개방도(모형 1), 환율(모형 2), 금리(모형 3)를 각각 별도로 추가한 모형과 개방도, 환율, 금리를 모두 포함한 모형(모형 4)을 추정하였다. 또한 개방도와 환율의 교차효과를 감안한 모형을 추가로 추정하였다(모형 5). 그리고 모든 모형에는 국가별 비관측 특성을 감안할 수 있도록 국가 고정효과(country fixed effect)로서 η_i 항을 포함하였다.

〈표 1〉 추정 모형

모형	추정식
(모형 1)	$\text{지니계수}_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{1인당 소득}_{it} + \beta_2 \cdot \text{1인당 소득}_{it}^2 + \beta_3 \cdot \text{인구}_{it} + \beta_4 \cdot \text{경제성장률}_{it} + \beta_5 \cdot \text{무역개방도}_{it} + \eta_i + \epsilon_{it}$
(모형 2)	$\text{지니계수}_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{1인당 소득}_{it} + \beta_2 \cdot \text{1인당 소득}_{it}^2 + \beta_3 \cdot \text{인구}_{it} + \beta_4 \cdot \text{경제성장률}_{it} + \beta_5 \cdot \text{실질환율}_{it} + \eta_i + \epsilon_{it}$
(모형 3)	$\text{지니계수}_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{1인당 소득}_{it} + \beta_2 \cdot \text{1인당 소득}_{it}^2 + \beta_3 \cdot \text{인구}_{it} + \beta_4 \cdot \text{경제성장률}_{it} + \beta_5 \cdot \text{금리}_{it} + \eta_i + \epsilon_{it}$
(모형 4)	$\text{지니계수}_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{1인당 소득}_{it} + \beta_2 \cdot \text{1인당 소득}_{it}^2 + \beta_3 \cdot \text{인구}_{it} + \beta_4 \cdot \text{경제성장률}_{it} + \beta_5 \cdot \text{무역개방도}_{it} + \beta_6 \cdot \text{실질환율}_{it} + \beta_7 \cdot \text{금리}_{it} + \eta_i + \epsilon_{it}$
(모형 5)	$\text{지니계수}_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{1인당 소득}_{it} + \beta_2 \cdot \text{1인당 소득}_{it}^2 + \beta_3 \cdot \text{인구}_{it} + \beta_4 \cdot \text{경제성장률}_{it} + \beta_5 \cdot \text{무역개방도}_{it} * \text{실질환율}_{it} + \beta_6 \cdot \text{무역개방도}_{it} + \beta_7 \cdot \text{실질환율}_{it} + \beta_8 \cdot \text{금리}_{it} + \eta_i + \epsilon_{it}$

〈표 2〉 추정식에 포함된 변수의 개요 및 출처

변수		자료원
소득분배	지니계수	OECD
1인당 소득(천 달러)	20005년 달러표시 1인당 실질GDP의 자연로그값	WDI
인구(천 명)	인구 수의 자연로그값	WDI
경제성장률	실질GDP 성장률	WDI
무역개방도	(수출+수입)/국내총생산	WDI
실질환율	실질실효환율(2005=100)의 자연로그값	WDI
국채금리	국고채 수익률	WDI

〈표 3〉 추정식에 포함된 주요 변수의 기초통계량¹⁾

	평균	표준편차	국가 수	관측치 수
지니계수	0.30	0.07	25	376
1인당 소득(로그)	2.94	0.50	25	374
인구(로그)	16.85	1.28	25	376
경제성장률	2.93	2.37	25	373
총교역액/GDP	67.89	29.32	25	375
실질환율(2005=100, 로그)	4.61	0.11	23	348
국채금리	7.67	6.83	20	238

주: 1) 경제성장률, 총교역액/GDP, 국채금리변수의 경우 여기에서는 % 단위 수치를 제시하였으나 실증분석에서는 100으로 나눈 값을 사용.

2. 실증분석 결과

(1) 무역개방과 소득분배

먼저 <표 4>에 제시된 바와 같이 무역개방도와 소득분배의 관계를 추정하였다. 모형에 포함된 통제변수들의 추정결과부터 살펴보면, 1인당 소득과 1인당 소득의 제곱항은 각각 유의한 음의 값, 유의한 양의 값을 나타내었다. 이는 Kuznets 가설과는 상반되는 것이지만 기존 실증 연구에서도 Kuznets 가설이 저소득국가에서만 입증되고 고소득국가를 대상으로 할 경우 성립하지 않거나 동가설과 상반되는 결과가 자주 나타남을 감안할 필요가 있다.⁵⁾ 즉, 본고의 추정

<표 4> 무역개방과 소득분배 I(연간 자료)

	(1)	(2)	(3)	(4)
(1인당 소득)	-0.174*** (0.025)	-0.172*** (0.025)	-0.179*** (0.026)	-0.176*** (0.026)
(1인당 소득) ²	0.035*** (0.004)	0.034*** (0.004)	0.036*** (0.004)	0.035*** (0.004)
인구 수	0.075*** (0.014)	0.075*** (0.014)	0.074*** (0.015)	0.074*** (0.015)
경제성장률	-0.015 (0.032)			
무역개방도	0.031*** (0.009)	0.031*** (0.009)		
경제성장률(<i>t</i> -1)			-0.030 (0.033)	
무역개방도(<i>t</i> -1)			0.027*** (0.009)	0.027*** (0.009)
상수항	-0.783*** (0.217)	-0.788*** (0.216)	-0.748*** (0.228)	-0.755 (0.227)
관측치 수	372	373	368	369
국가 수	25	25	25	25
<i>R</i> -sqr	0.477	0.477	0.457	0.455

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

2) () 내의 숫자는 표준편차를 표시.

3) within-*R*² 기준.

5) 강종구·박창귀·조윤제(2012)의 OECD 국가를 대상으로 한 실증분석에서도 1인당 소득, 1

〈표 5〉 무역개방과 소득분배 II(5년 이동평균)

	(1)	(2)	(3)	(4)
(1인당 소득)	-0.078** (0.036)	-0.099*** (0.035)	-0.089** (0.036)	-0.097*** (0.034)
(1인당 소득) ²	0.022*** (0.006)	0.025*** (0.005)	0.024*** (0.006)	0.025*** (0.005)
인구 수	0.029* (0.015)	0.027* (0.015)	0.034** (0.016)	0.032** (0.016)
경제성장률	0.111** (0.053)			
무역개방도	0.048*** (0.010)	0.055*** (0.010)		
경제성장률($t-1$)			0.043 (0.054)	
무역개방도($t-1$)			0.049*** (0.011)	0.051*** (0.011)
상수항	-0.199 (0.249)	-0.125 (0.248)	-0.258 (0.261)	-0.215 (0.256)
관측치 수	260	260	258	258
국가 수	22	22	22	22
R-sqr	0.664	0.658	0.644	0.643

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

2) () 내의 숫자는 표준편차를 표시.

3) within- R^2 기준.

결과는 Kuznets 가설이 고소득국가에서는 적용되지 않는다는 기존 연구결과를 재확인하고 있는 것이다. 한편, 인구증가는 지니계수와 유의한 음의 관계를 나타내어 소득분배의 악화를 초래하는 것으로 분석되었다. 그리고 경제성장률은 대체로 추정계수의 부호가 유의하지 않은 것으로 나타나 소득분배에 별다른 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 한편, 모형에 포함된 설명변수들의 소득분배에 대한 영향이 중장기에 걸쳐 나타날 수도 있다는 점에서 소득분배와 설명변수들의 5년간 평균값 자료를 이용하여 실증분석하였다. 그 추정결과를 보면 〈표 5〉에 제시된 바와 같이 계수들의 1인당 소득, 1인당 소득의 제곱항, 인구변수들의 경우 절대값이 연간 자료를 이용한 결과에 비해 다소 작아지기는 하였

인당 소득 제곱항의 계수값이 각각 유의한 음의 값, 유의한 양의 값을 나타낸 바 있다.

〈표 6〉 실질환율과 소득분배 I(연간 자료)

	(1)	(2)	(3)	(4)
(1인당 소득)	-0.150*** (0.035)	-0.151*** (0.034)	-0.177*** (0.038)	-0.174*** (0.038)
(1인당 소득) ²	0.032*** (0.006)	0.032*** (0.005)	0.036*** (0.006)	0.035*** (0.006)
인구 수	0.065*** (0.013)	0.064*** (0.013)	0.074*** (0.014)	0.073*** (0.014)
경제성장률	0.029 (0.035)			
실질환율	-0.039*** (0.008)	-0.041*** (0.008)		
경제성장률(<i>t</i> -1)			0.009 (0.036)	
실질환율(<i>t</i> -1)			-0.038*** (0.008)	-0.039*** (0.008)
상수항	-0.464** (0.213)	-0.432** (0.210)	-0.571*** (0.220)	-0.554** (0.217)
관측치 수	345	346	340	341
국가 수	23	23	23	23
R-sqr	0.515	0.513	0.495	0.495

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

2) () 내의 숫자는 표준편차를 표시.

3) within-R² 기준.

지만 추정부호, 유의성 면에서는 대체로 일치하는 것으로 나타났다. 반면 경제성장률은 연간 자료를 이용한 경우 통계적으로 유의성이 없었지만 5년 평균값을 이용한 경우에는 대체로 유의한 양의 값을 보였다. 즉, 중장기적으로는 경제성장률 상승이 소득분배를 개선하는 것으로 나타난 것이다. 통제변수들에 대한 이러한 추정결과는 개방도변수 대신에 환율 또는 금리를 이용하거나 이들 변수를 모두 함께 추정한 다양한 분석에서도 〈표 6〉~〈표 11〉에서 제시된 바와 같이 일관되게 유지되었다.

본 연구의 초점인 무역개방도와 관련하여서는 이론적으로는 무역개방의 확대로 노동력이 상대적으로 풍부한 국가의 경우 임금이 상승하고 수입재의 가격이 하락하여 소득불균등이 완화된다면 추정계수가 음의 값을 가지겠지만, 반대로

비교열위에 있는 부문의 노동자에 대한 고용이 위축되어 소득불균등이 심화될 경우 양의 값을 보일 가능성도 있다. 그런데 동 변수의 추정결과를 보면 <표 4>의 (1)에 제시된 바와 같이 소득분배와 1% 유의수준에서 양의 관계를 보여 개방확대 시 소득분배가 악화되는 것으로 나타났다.⁶⁾ 이러한 관계는 설명변수들 사이의 다중공선성을 고려하여 경제성장률변수를 추정식에서 제외한 경우(<표 4>의 (2), (4)), 소득분배변수와의 내생성 문제를 완화하기 위해 경제성장률, 개방도변수의 전년도 자료를 사용한 경우(<표 4>의 (3), (4))에도 마찬가지였다. 한편, 개방도변수가 소득분배에 미치는 영향이 중장기적으로 시차를 두고 발생할 가능성이 있으므로 모든 변수들에 대해 5년간의 평균 자료를 이용하여 추정하여 보았는데, 이 경우에도 마찬가지로 <표 5>의 (1)~(4)에 제시된 바와 같이 개방도의 확대가 소득분배의 악화를 동반하는 경향을 일관되게 보여주었다. 이상의 분석결과는 무역개방의 확대에 의한 임금상승 및 수입재 가격 하락 등 분배개선 요인에 비해 비교열위 부문의 고용위축 등 분배악화 요인이 상대적으로 강하게 작용하고 있을 가능성을 보여준다.

한편, 무역개방의 형태에 따라 분배에 미치는 영향에 차이가 발생하는지 알아보기 위해 총교역액 비중 대신 상품교역액 또는 서비스교역액 비중을 사용하여 추가로 추정하여 보았다. 그 결과 부록 1에 제시되어 있는 바와 같이 상품교역액 및 서비스교역액 비중 모두 그 추정계수가 일관되게 양의 부호를 유지하였으며, 통계적 유의성도 높게 나타나 상품시장 개방과 서비스시장 개방의 확대는 모두 분배악화를 동반함을 보여주었다. 한편, 무역개방도변수 대신 명목 GDP 대비 수출액 비중을 사용한 경우에도 추정계수가 통계적으로 유의한 양의 값을 나타내었는데, 이는 수출의존도가 높은 경제일수록 수출과 내수 부문의 불균형 확대를 유발하여 분배가 악화될 수 있음을 보여준다.

(2) 환율과 소득분배

다음으로 개방도변수 대신에 환율변수를 사용하여 소득분배와의 관계를 분석하였다. 환율이 절하될 경우 수출 부문이 내수 부문에 비해 상대적으로 유리해 지므로 비교역재 부문에서 교역재 부문으로 소득이 이전되면서 소득분배가 악

6) 무역개방도 이외에도 경제개방과 관련하여서 최근 들어 금융개방 확대도 소득분배에 영향을 미치는 주요 요인으로 주목받고 있다. 이에 Chinn and Ito(2008)의 금융개방지수를 이용하여 소득분배에 대한 영향을 추정하여 보았다. 그 결과 부록 2에 제시한 바와 같이 연간 자료의 경우에는 통계적 유의성이 낮았지만, 5년 평균 자료의 경우 금융개방 확대가 소득분배 악화를 동반하는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 실질환율과 소득분배 II(5년 이동평균)

	(1)	(2)	(3)	(4)
(1인당 소득)	-0.065 (0.055)	-0.057 (0.055)	-0.069 (0.056)	-0.062 (0.055)
(1인당 소득) ²	0.022*** (0.008)	0.021** (0.008)	0.022** (0.008)	0.021** (0.008)
인구 수	0.009 (0.017)	0.001 (0.016)	0.016 (0.017)	0.012 (0.016)
경제성장률	0.110** (0.055)			
실질환율	-0.058*** (0.009)	-0.065*** (0.009)		
경제성장률($t-1$)			0.039 (0.057)	
실질환율($t-1$)			-0.065*** (0.009)	-0.067*** (0.009)
상수항	0.395 (0.264)	0.553 (0.254)	0.338 (0.270)	0.404 (0.251)
관측치 수	243	243	240	240
국가 수	21	21	21	21
R-sqr	0.682	0.676	0.671	0.671

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

2) () 내의 숫자는 표준편차를 표시.

3) within- R^2 기준.

화될 수 있다. 또한 환율 절하로 인해 수입가격이 상승하면서 인플레이션이 발생함에도 불구하고 노동자의 명목임금이 신속히 조정되지 않을 경우 소득불균형이 심화될 수 있다. 실증분석에 사용된 실질환율 자료는 상승 시 환율 절상을 의미하므로 이상의 경로가 실제로 작동할 경우 동 추정계수는 음의 부호를 보일 것으로 예상된다. 실증분석 결과 〈표 6〉의 (1)에 제시된 바와 같이 지니계수는 실질환율과 1% 유의수준에서 음의 관계를 나타내어 자국통화 절하 시 소득분배가 악화되는 경향을 보였다.⁷⁾ 이러한 관계는 경제성장률변수를 추정식에서 제외하여 설명변수들 간의 다중공선성 문제를 완화한 경우(〈표 6〉의 (2),

7) 실질환율 대신 각국의 달러 대비 명목환율을 지표로 사용한 추정에서도 자국통화 절하가 소득분배를 매우 유의한 수준에서 악화시키는 결과를 얻었다.

(4)), 경제성장률, 개방도변수의 전년도 자료를 사용하여 소득분배변수와의 내생성 문제를 완화한 경우(〈표 6〉의 (3), (4))에도 그대로 유지되었다. 또한 환율변동의 소득분배에 대한 영향이 중장기적으로 시차를 두고 발생할 가능성을 고려하여 5년 평균 자료를 이용하여 분석한 〈표 7〉의 (1)~(4)에서도 1% 유의수준에서 실질환율과 소득분배 사이에 음의 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

(3) 금리와 소득분배

금리변동이 소득분배에 영향을 미치는 이론적 경로는 제I절에서 Coibion *et al.*(2012), Prasad(2013) 등의 연구를 소개한 바와 같이 매우 다양하여 일률적으로 그 효과를 예상하기 어렵다. 이처럼 복잡한 파급경로로 인해 금리와 소득분

〈표 8〉 금리와 소득분배 I(연간 자료)

	(1)	(2)	(3)	(4)
(1인당 소득)	-0.416*** (0.057)	-0.417*** (0.058)	-0.479*** (0.067)	-0.474*** (0.066)
(1인당 소득) ²	0.072*** (0.009)	0.073*** (0.009)	0.083*** (0.010)	0.082*** (0.010)
인구 수	0.081*** (0.019)	0.078*** (0.018)	0.087*** (0.018)	0.084*** (0.018)
경제성장률	0.067 (0.049)			
국채금리	-0.065** (0.025)	-0.067*** (0.025)		
경제성장률($t-1$)			0.034 (0.048)	
국채금리($t-1$)			-0.041** (0.018)	-0.045** (0.018)
상수항	-0.509 (0.320)	-0.456 (0.318)	-0.515* (0.311)	-0.470 (0.304)
관측치 수	236	236	232	232
국가 수	19	19	18	18
R-sqr	0.500	0.496	0.489	0.488

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

2) () 내의 숫자는 표준편차를 표시.

3) within- R^2 기준.

〈표 9〉 금리와 소득분배 II(5년 이동평균)

	(1)	(2)	(3)	(4)
(1인당 소득)	-0.300*** (0.090)	-0.326*** (0.092)	-0.232*** (0.086)	-0.223** (0.086)
(1인당 소득) ²	0.062*** (0.013)	0.066*** (0.014)	0.054*** (0.013)	0.053*** (0.013)
인구 수	0.023 (0.020)	0.008 (0.020)	0.003 (0.021)	-0.004 (0.020)
경제성장률	0.211*** (0.071)			
국채금리	-0.004 (0.036)	-0.030 (0.036)		
경제성장률($t-1$)			0.069 (0.072)	
국채금리($t-1$)			0.015 (0.035)	0.012 (0.035)
상수항	0.239 (0.346)	0.544 (0.339)	0.466 (0.341)	0.568* (0.324)
관측치 수	155	155	154	154
국가 수	13	13	14	14
R-sqr	0.707	0.688	0.700	0.698

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

2) () 내의 숫자는 표준편차를 표시.

3) within- R^2 기준.

배의 관계는 국가별·시기별·경제주체별 상황에 따라 상이하게 나타날 가능성이 높다. 그런데 본고의 추정에서는 〈표 8〉의 모형 (1)에 제시된 바와 같이 연간 자료를 이용할 경우 지니계수는 금리와 5% 유의수준에서 음의 관계를 나타냈다. 앞서와 마찬가지로 경제성장률변수를 추정식에서 제외하여 다중공선성 문제를 완화한 경우(〈표 8〉의 (2), (4))와 경제성장률, 개방도변수의 전년도 자료를 사용하여 내생성 문제를 완화한 경우(〈표 8〉의 (3), (4))에도 이러한 관계는 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 유지되었다. 그러나 5년 평균 자료를 이용한 경우(〈표 9〉 (1)~(4))에는 금리변수의 추정계수 부호가 상이하게 나타났으며 통계적 유의성도 상당히 떨어지는 것으로 나타났다. 이상의 추정결과는 금리가 낮아질 경우 OECD 국가 평균적으로는 분배악화 경로가 개선 경로에

비해 강하게 작용하는 경향이 있음을 보여준다. 하지만 5년 평균 자료를 이용한 경우에서 알 수 있듯이 금리와 소득분배의 관계는 서로 상반되는 파급 경로로 인해 개방, 환율에 비해서는 상대적으로 명확하지 않은 것으로 판단된다.⁸⁾

(4) 무역개방·환율·금리와 소득분배

이제까지는 무역개방·환율·금리 변수를 각각 별도의 모형에서 추정하였지만 이번에는 동 변수들을 한 모형에 모두 포함하여 추정결과에 변화가 있는지 살펴봄으로써 개별 모형 추정결과들의 강건성을 검증해 보았다. 연간 자료를 이용한 추정결과 통제변수들은 이전의 모형들과 유사한 모습을 보였다. 또한 무역개방·환율·금리의 추정계수도 모두 개별적으로 추정한 경우와 동일한 부호를 보였으며 통계적으로도 유의하였다(<표 10>의 (1), (2)). 5년 평균 자료를 이용한 경우에도 무역개방 및 환율의 추정계수들은 부호와 통계적 유의성이 대체로 유지되었다. 다만 금리변수의 경우 개별적으로 추정한 모형과 마찬가지로 5년 평균 자료를 이용한 추정에서는 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않았다(<표 10>의 (3), (4)).

(5) 소득분배에 대한 개방도와 환율의 교차효과

끝으로 앞서 이용한 무역개방·환율·금리 변수를 모두 포함한 모형에 무역개방과 환율의 교차항을 추가하여 추정하였다. 무역개방도가 높은 국가일수록 소득분배에 미치는 환율의 영향이 증폭될 가능성이 있기 때문이다. 실제로 연간 자료 모형에서 무역개방과 환율의 교차항에 대한 추정계수는 유의한 음의 값을 나타내었다. <표 11>의 모형 (1) 기준으로 환율이 소득분배에 미치는 한계효과(marginal effect)는 $0.016 - 0.078 * \text{무역개방도}$ 로 표시된다.⁹⁾ 따라서 동 효과의 음의 값을 보이기 시작하는 무역개방도 임계치는 20.5% 정도로 계산되며, 환율 절하로 인한 소득분배 악화의 크기는 무역개방도에 비례하여 확대된다.¹⁰⁾ 다만

8) 금리 관련 분석에 대해 익명의 심의자는 개별 경제주체가 직면하는 실질실효이자율은 각각 다를 수 있으므로 금리변동이 소득분배에 미치는 영향은 본질적으로 미시자료에 의해 분석되어야 함을 강조하였다. 이와 비슷한 맥락에서 김중수(2013)도 “통화정책이 다양한 경로를 통해 소득분배 구조에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 중앙은행은 통화정책 수행 시 계층별·부문별 소득분포에 미치는 영향에 보다 유의할 필요가 있”으며, “연령, 자산·부채 등 개별 가구의 이질적 특성을 반영한 모형을 통해 통화정책이 소득분배에 미치는 효과를 분석할 수 있을 것”이라고 한 바 있다. 본고의 분석은 거시자료를 대상으로 금리와 분배의 종합적인 관계를 파악한 것으로 볼 수 있으나 그 구체적인 경로를 제시하지 못하고 있는 한계가 있으며, 이에 대해서는 향후 보다 다양한 분석이 필요할 것으로 생각한다.

9) <표 11> 모형 (1)의 추정식을 실질환율로 미분한 결과이다.

〈표 10〉 무역개방·환율·금리와 소득분배

	연간 자료		5년 평균 자료	
	(1)	(2)	(3)	(4)
(1인당 소득)	-0.390*** (0.062)	-0.386*** (0.062)	-0.257*** (0.088)	-0.264*** (0.069)
(1인당 소득) ²	0.067*** (0.010)	0.066*** (0.010)	0.051*** (0.013)	0.052*** (0.013)
인구 수	0.068*** (0.019)	0.066*** (0.019)	0.032 (0.020)	0.026 (0.020)
경제성장률	0.040 (0.048)		0.098 (0.068)	
무역개방도	0.027* (0.015)	0.028* (0.015)	0.049*** (0.016)	0.052*** (0.016)
실질환율	-0.020* (0.012)	-0.022* (0.012)	-0.020 (0.013)	-0.021* (0.013)
국채금리	-0.067** (0.028)	-0.067*** (0.028)	0.032 (0.034)	0.024 (0.033)
상수항	-0.223 (0.340)	-0.190 (0.337)	0.116 (0.347)	0.241 (0.338)
관측치 수	232	232	155	155
국가 수	18	18	13	13
R-sqr	0.540	0.539	0.763	0.759

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

2) () 내의 숫자는 표준편차를 표시.

3) within-R² 기준.

5년 평균 자료를 이용한 경우 교차항의 부호는 유지되지만 통계적 유의성이 낮아지는 것으로 나타났으므로, 교차효과에 대해서는 향후 보다 엄밀한 강건성 검증이 필요한 것으로 판단된다.

10) Wald 검정결과 무역개방도가 45.5% 이상일 경우 10% 유의수준에서, 50.5% 이상일 경우 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음의 값을 가지는 것으로 추정되었다.

〈표 11〉 소득분배에 대한 무역개방과 환율의 교차효과

	연간 자료		5년 평균 자료	
	(1)	(2)	(3)	(4)
(1인당 소득)	-0.386*** (0.062)	-0.383*** (0.061)	-0.258*** (0.089)	-0.265*** (0.069)
(1인당 소득) ²	0.067*** (0.010)	0.066*** (0.009)	0.051*** (0.013)	0.052*** (0.013)
인구 수	0.062*** (0.020)	0.060*** (0.019)	0.032 (0.021)	0.024 (0.021)
경제성장률	0.031 (0.048)		0.098 (0.069)	
개방*실질환율	-0.078* (0.041)	-0.080* (0.041)	-0.003 (0.047)	-0.015 (0.046)
무역개방도	0.378** (0.186)	0.390** (0.185)	0.060 (0.206)	0.117 (0.203)
실질환율	0.016 (0.023)	0.016 (0.023)	-0.018 (0.024)	-0.015 (0.024)
국채금리	-0.068** (0.028)	-0.068** (0.028)	0.031 (0.034)	0.022 (0.034)
상수항	-0.289 (0.339)	-0.266 (0.337)	0.118 (0.350)	0.246 (0.339)
관측치 수	232	232	155	155
국가 수	18	18	13	13
R-sqr	0.548	0.547	0.763	0.759

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

2) () 내의 숫자는 표준편차를 표시.

3) within-R² 기준.

Ⅲ. 맺 음 말

우리 경제는 지난 수십 년간 세계가 주목하는 높은 고도성장을 이루어 왔다. 그러나 1990년대 후반 외환위기 전후를 기점으로 경제 양극화가 심해지면서 성장 중심 정책 패러다임의 유효성에 대해 의문이 제기되고 있다. 예컨대, 개방정책과 고환율정책은 수출 부문과 비수출 부문의 양극화를 심화시키며, 저금리기

조는 자산가격 상승을 통해 부익부 빈익빈 현상을 악화시켜 왔다는 것이다.

본고에서는 이러한 성장 중심 정책 패러다임에 대한 재평가 움직임에 주목하여 무역개방·환율·금리와 소득분배의 관계에 대한 실증분석을 실시하였는데, 무역개방도 상승, 환율 절하, 금리 하락은 소득분배 악화를 동반하는 것으로 분석되었다. 이러한 추정결과는 다양한 강건성 검증에서도 대체로 유지되었다. 다만 금리와 소득분배의 관계는 무역개방도나 환율에 비해서는 상대적으로 명확하지 않았다. 한편, 무역개방과 환율의 교차효과를 추정한 결과 환율 절하로 인한 소득분배 악화는 무역개방도가 높은 경제일수록 큰 것으로 분석되었다.

이상의 분석결과는 경제성장 자체를 수단이 아니라 목적으로 간주하고 성장을 제고를 위해 거시정책 수단을 동원할 경우, 소득양극화 등의 부작용을 수반할 위험이 높음을 보여준다.

부 록

1. 무역개방도와 소득분배의 관계

(1) '상품교역/GDP'를 사용한 경우

〈부표 1〉 연간 자료

	(1)	(2)	(3)	(4)
1인당 소득	-0.178*** (0.025)	-0.175*** (0.025)	-0.182*** (0.026)	-0.179*** (0.026)
1인당 소득 제공	0.036*** (0.004)	0.036*** (0.004)	0.037*** (0.004)	0.036*** (0.004)
인구 수	0.071*** (0.014)	0.071*** (0.013)	0.070*** (0.014)	0.070*** (0.014)
경제성장률	-0.022 (0.032)			
개방도	0.037*** (0.010)	0.035*** (0.010)		
경제성장률(-1)			-0.039 (0.032)	
개방도(-1)			0.033*** (0.011)	0.033*** (0.010)
상수항	-0.719*** (0.212)	-0.720*** (0.212)	-0.691*** (0.223)	-0.703*** (0.223)
관측치 수	369	370	364	365
국가 수	25	25	25	25
R-sqr	0.493	0.493	0.477	0.474

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

〈부표 2〉 5년 평균 자료

	(1)	(2)	(3)	(4)
1인당 소득	-0.078** (0.037)	-0.100*** (0.035)	-0.089** (0.037)	-0.095*** (0.035)
1인당 소득 제곱	0.023*** (0.006)	0.026*** (0.005)	0.024*** (0.006)	0.025*** (0.005)
인구 수	0.027* (0.015)	0.025 (0.016)	0.032* (0.016)	0.031* (0.016)
경제성장률	0.101* (0.055)			
개방도	0.053*** (0.013)	0.061*** (0.012)		
경제성장률(-1)			0.030 (0.056)	
개방도(-1)			0.052*** (0.013)	0.054*** (0.013)
상수항	-0.167 (0.251)	-0.101 (0.250)	-0.226 (0.264)	-0.198 (0.258)
관측치 수	260	260	258	258
국가 수	22	22	22	22
R-sqr	0.657	0.652	0.636	0.636

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

(2) '서비스교역/GDP'를 사용한 경우

〈부표 3〉 연간 자료

	(1)	(2)	(3)	(4)
1인당 소득	-0.157*** (0.025)	-0.157*** (0.024)	-0.164*** (0.026)	-0.160*** (0.026)
1인당 소득 제공	0.034*** (0.004)	0.034*** (0.004)	0.035*** (0.004)	0.035*** (0.004)
인구 수	0.065*** (0.013)	0.062*** (0.013)	0.064*** (0.014)	0.061*** (0.014)
경제성장률	0.009 (0.032)			
개방도	0.068** (0.030)	0.049* (0.028)		
경제성장률(-1)			-0.021 (0.032)	
개방도(-1)			0.067** (0.033)	0.043 (0.029)
상수항	-0.643*** (0.213)	-0.591*** (0.211)	-0.611*** (0.223)	-0.567** (0.221)
관측치 수	370	371	364	365
국가 수	25	25	25	25
R-sqr	0.484	0.479	0.468	0.462

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

〈부표 4〉 5년 평균 자료

	(1)	(2)	(3)	(4)
1인당 소득	-0.037 (0.034)	-0.066* (0.034)	-0.048 (0.034)	-0.064* (0.034)
1인당 소득 제곱	0.017*** (0.006)	0.022*** (0.005)	0.018*** (0.006)	0.022*** (0.006)
인구 수	0.026* (0.015)	0.019 (0.016)	0.028* (0.016)	0.021 (0.016)
경제성장률	0.189*** (0.051)			
개방도	0.114*** (0.031)	0.110*** (0.031)		
경제성장률(-1)			0.120** (0.054)	
개방도(-1)			0.128*** (0.034)	0.119*** (0.034)
상수항	-0.206 (0.252)	-0.049 (0.255)	-0.227 (0.264)	-0.083 (0.258)
관측치 수	261	261	258	258
국가 수	22	22	22	22
R-sqr	0.656	0.637	0.635	0.627

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

(3) '수출액/GDP'를 사용한 경우

〈부표 5〉 연간 자료

	(1)	(2)	(3)	(4)
1인당 소득	-0.173*** (0.025)	-0.171*** (0.024)	-0.177*** (0.026)	-0.175*** (0.026)
1인당 소득 제공	0.034*** (0.004)	0.033*** (0.004)	0.035*** (0.004)	0.034*** (0.004)
인구 수	0.073*** (0.013)	0.073*** (0.013)	0.073*** (0.014)	0.073*** (0.014)
경제성장률	-0.016 (0.031)			
개방도	0.073*** (0.016)	0.073*** (0.015)		
경제성장률(-1)			-0.023 (0.032)	
개방도(-1)			0.068*** (0.017)	0.069*** (0.017)
상수항	-0.745*** (0.208)	-0.750*** (0.207)	-0.739*** (0.220)	-0.747*** (0.219)
관측치 수	373	374	368	369
국가 수	25	25	25	25
R-sqr	0.492	0.492	0.469	0.468

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

〈부표 6〉 5년 평균 자료

	(1)	(2)	(3)	(4)
1인당 소득	-0.083** (0.034)	-0.102*** (0.032)	-0.094*** (0.034)	-0.099*** (0.033)
1인당 소득 제곱	0.022*** (0.005)	0.024*** (0.005)	0.023*** (0.005)	0.024*** (0.005)
인구 수	0.024 (0.015)	0.022 (0.015)	0.029* (0.015)	0.028* (0.015)
경제성장률	0.098* (0.051)			
개방도	0.107*** (0.018)	0.116*** (0.017)		
경제성장률(-1)			0.033 (0.052)	
개방도(-1)			0.117*** (0.019)	0.119*** (0.019)
상수항	-0.101 (0.241)	-0.024 (0.239)	-0.164 (0.251)	-0.128 (0.244)
관측치 수	261	261	258	258
국가 수	22	22	22	22
R-sqr	0.685	0.680	0.667	0.666

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

2. 금융개방도와 소득분배의 관계

〈부표 7〉 연간 자료

	(1)	(2)	(3)	(4)
1인당 소득	-0.159*** (0.026)	-0.157*** (0.025)	-0.163*** (0.026)	-0.161*** (0.026)
1인당 소득 제곱	0.035*** (0.004)	0.035*** (0.004)	0.036*** (0.004)	0.035*** (0.004)
인구 수	0.061*** (0.013)	0.060*** (0.013)	0.060*** (0.014)	0.060*** (0.014)
경제성장률	-0.006 (0.032)			
개방도	-0.011 (0.113)	-0.006 (0.113)		
경제성장률(-1)			-0.024 (0.033)	
개방도(-1)			0.026 (0.113)	0.027 (0.113)
상수항	-0.568*** (0.215)	-0.558*** (0.214)	-0.554** (0.226)	-0.552** (0.225)
관측치 수	373	374	367	368
국가 수	25	25	25	25
R-sqr	0.461	0.459	0.442	0.440

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

〈부표 8〉 5년 평균 자료

	(1)	(2)	(3)	(4)
1인당 소득	-0.015 (0.035)	-0.039 (0.035)	-0.020 (0.036)	-0.032 (0.035)
1인당 소득 제곱	0.016*** (0.006)	0.020*** (0.006)	0.016*** (0.006)	0.018*** (0.006)
인구 수	0.011 (0.016)	0.003 (0.016)	0.012 (0.017)	0.006 (0.016)
경제성장률	0.168*** (0.053)			
개방도	0.283** (0.135)	0.336** (0.136)		
경제성장률(-1)			0.088 (0.054)	
개방도(-1)			0.323** (0.134)	0.337** (0.134)
상수항	0.007 (0.263)	0.167 (0.263)	0.003 (0.273)	0.110 (0.266)
관측치 수	261	261	258	258
국가 수	22	22	22	22
R-sqr	0.643	0.627	0.622	0.618

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준의 유의성을 의미함.

2) Chinn and Ito(2008)가 각국의 금융개방 관련 제도적 요소를 평가하여 지수화한 자료를 사용.

참 고 문 헌

- 강종구 · 박창귀 · 조윤제, “국가별 패널자료를 이용한 소득불균등 확대의 원인 분석,” 『경제분석』 제18권 제1호, 한국은행 경제연구원, 2012, 85~116.
- 김중수, “글로벌 금융위기 이후의 통화정책,” 2013 경제학 공동학술대회 주제발표문, 2013.
- Ahluwalia, M. S., “Inequality, Poverty, and Development,” *Journal of Development Economics*, Vol. 3, 1976, 307~342.
- Alexander, S. S., “Effects of a Devaluation on a Trade Balance,” *IMF Staff Papers*, Vol. 2, No. 2, 1952, 263~278.
- Bahmani-Oskooee, M., “Effects of Devaluation on Income Distribution,” *Applied Economic Letters*, No. 4, 1997, 321~323.
- Bahmani-Oskooee, M., S. W. Hegerty, and H. Wilmeth, “Short-run and Long-run Determinants of Income Inequality: Evidence from 16 Countries,” *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 20, No. 3, 2008, 463~483.
- Barro, R. J., “Inequality and Growth in a Panel of Countries,” *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, No. 1, 2000, 5~32.
- Beck, T., A. Demirguc-Kunt, and L. Ross, “Finance, Inequality and the Poor,” *Journal of Economic Growth*, Vol. 12, No. 1, 2007, 27~49.
- Brunnermeier, M. K. and Y. Sannikov, “Redistributive Monetary Policy,” Proceedings of the 2012 Jackson Hole Symposium, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2013.
- Chakrabarti, A., “Does Trade Cause Inequality?,” *Journal of Economic Development*, Vol. 25, No. 2, 2000, 1~21.
- Chinn, M. D. and H. Ito, “A New Measure of Financial Openness,” *Journal of Comparative Policy Analysis*, Volume 10, Issue 3 September 2008, 309~322.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, L. Kueng, and J. Silvia, “Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality in the U.S.,” *IMF Working Paper*, WP/12/199, 2012.
- Erosa, A. and G. Ventura, “On Inflation as a Regressive Consumption Tax,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, No. 4, 2002, 761~795.

- Jaumotte, F., S. Lall, and J. Decressin, "Rising Income Inequality: Technology, or Trade and Financial Globalization?," *IMF Working Paper*, WP/08/185, 2012.
- Krugman, P. and L. Taylor, "Contractionary Effects of Devaluation," *Journal of International Economics*, Vol. 8, No. 3, 1978, 445~456.
- Pissarides, C. A., "Learning by Trading and the Returns to Human Capital in Developing Countries," *World Bank Economic Review*, Vol. 11, No. 1, 1997, 17~32.
- Prasad, E. S., "Distributional Effects of Macroeconomic Policy Choices in Emerging Market Economies," Remarks Prepared for the Bank of Korea-IMF Conference, Seoul, September 26~27, 2013.
- Sarel, M., "How Macroeconomic Factors Affect Income Distribution: The Cross-Country Evidence," *IMF Working Paper*, WP/97/152, 1997.
- Savvides, A., "Trade Policy and Income Inequality: New Evidence," *Economics Letters*, Vol. 61, No. 3, 1998, 365~372.
- Won, Y., "Exchange Rate Changes and Income Distribution," *Korean Economic Review*, Vol. 24, No. 1, 2008, 73~104.

[Abstract]

The Relationships between Trade Openness, Foreign Exchange Rates, Interest Rates and Income Distribution

Seungwon Kim*

Based on the annual data for 25 OECD countries, this paper provides an empirical analysis of how macroeconomic policies regarding trade openness, foreign exchange rates and interest rates affect income distribution. Firstly, the study finds that higher trade openness and currency depreciation are associated with worsening income distribution. Secondly, although its statistical significance becomes weaker, the relationship between interest rates and Gini coefficients is also estimated to be negative. Lastly, the interaction effect between trade openness and exchange rates shows a negative relationship, implying that the effect of exchange rates on income distribution is bigger in the economy with greater trade openness. These results indicate that policy makers should be aware of the risk of growing income inequality, when trying to implement macroeconomic policies with a single focus on boosting economic growth.

Keywords: economic growth, openness, foreign exchange rates, interest rates, income distribution

JEL Classification: E52, E61, F31, F41, O15

* Economic Research Institute, Tel: +82-2-759-5500, E-mail: kimseun4@bok.or.kr