

세무와회계저널
제9권 제1호 2008년 3월 pp.175~200
한국세무학회

조세부담이 가계저축률에 미치는 효과 분석*

정유석**

<요 약>

본 연구에서는 OECD 국가의 조세부담이 가계저축에 미치는 효과를 실증적으로 분석하기 위하여 OECD 주요 17개국을 대상으로 1970~2005년의 기간동안 가계저축률에 대한 결정요인으로서 소득증가율, 부양비율, 실질장기이자율, 총조세부담률, 소득세부담률, 사회보장기여부담률 및 소비세부담률을 추정하였다.

추정결과 총조세부담률, 소득세부담률 및 소비세부담률이 가계저축률에 대하여 부(-)의 효과를 미치고 있어 조세부담이 가계저축에 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 특히 기존의 가계저축률 결정요인으로서 중요하게 고려된 소득증가율, 실질장기이자율, 부양비율보다도 오히려 조세부담이 가계저축에 더 크게 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다.

따라서 이러한 실증분석결과에 기초해 볼 때 가계저축률 제고를 위해서는 무엇보다도 조세부담을 최소화하는 방안이 효율적이라는 점을 시사해준다.

<주제어> 가계저축률, 조세정책, 총조세부담률, 소득세부담률, 소비세부담률

* 본 연구는 2007년도 인천시립대학 교내학술연구비의 지원에 의하여 수행하였음.

** 인천시립대학 세무회계과 전임강사, j-ivory@daum.net, 032-760-8797

I. 서론

일반적으로 저축은 경제성장의 핵심적인 원천의 하나로 고려되고 있어 저축률 결정요인은 다수 문헌에서 분석대상이 되고 있다. 저축률 결정요인 중 인구구조나 문화적 요인은 정책적으로 영향을 미치기 어려운 반면에 인플레이션율, 이자율, 조세수준과 조세구조 등은 대표적인 정책요인이다 (Tanzi and Zee 1998).

이제까지 저축률에 대한 대부분의 국가간 연구는 주로 국민저축률과 민간저축률에 집중되어 가계저축률을 이용한 연구는 상대적으로 많지 않으며,¹⁾ 특히 가계저축률의 결정요인으로서 조세에 대한 연구는 거의 없었다.²⁾ OECD 국가를 대상으로 가계저축률과 조세에 관한 대표적인 연구로는 Ken and Ilona(1990), Callen and Thimann(1997)과 Tanzi and Zee(1998)를 들 수 있다.

Ken and Ilona(1990)는 OECD 23개국을 대상으로 미국의 저축률 제고를 위한 부가가치세도입 효과를 사전에 검토하고자 1965-1985년의 20개년 자료를 이용하였다. 그들은 연구결과 소비세뿐만 아니라 부가가치세도 저축률에 영향을 미치고 있지 않다는 점을 지적하고 부가가치세제도의 도입에 부정적인 견해를 제시하였다. 또한 동시에 OECD 국가들의 소득세 변화와 저축률 변화사이도 아무런 관계가 없음을 발견하였으며, 소득세에서 소비세로의 전환이 저축을 증가시키지 않는다고 주장하였다.

Callen and Thimann(1997)은 OECD 21개국을 대상으로 가계저축의 실증적 결정요인, 특히 가계저축에 대한 조세와 사회보장제도의 영향에 초점을 두고 분석하기 위하여 1975~1995년의 21개년 자료를 이용하였다. 그들은 연구결과 조세와 사회보장제도 및 복지제도가 가계저축에 매우 큰 영향을 미치고 있음에 따라, 정부는 제도개선을 통하여 가계저축률에 영향을 미칠 수 있다는 점을 시사하였다.

또한 Tanzi and Zee(1998)는 OECD 21개국을 대상으로 가계저축률에 대한 조세효과를 입증하고자 1970~1994년의 25개년 자료를 이용하였다. 그들은 가계저축률에 대한 총조세부담률, 소득세부담률 및 소비세부담률이 부(-)의 효과를 미치고 있으며, Ken and Ilona(1990)의 연구와 달리 소득세의 소비세로의 전환이 가계저축률을 제고할 수 있다는 연구결과를 제시하였다.

그러나 기존 연구인 Ken and Ilona(1990)는 소득세와 소비세의 관계를 검토하면서 소득세가 저축률을 위축시킨다면, 저축률은 소득세가 높은 국가에서 낮을 것이고 반대의 경우에는 높을 것이라는 가정을 토대로 소득세와 저축률에 대한 상대적 수준을 단순 회귀분석으로만 추정하여 좀 더 정교한 분석이 필요하다.

Callen and Thimann(1997)은 가계저축률에 대한 결정요인으로서 다른 변수에 직접세와 간접세 변수

1) 이러한 연구는 국가별 가계저축률에 대한 일관된 자료부족에 부분적으로 기인한다.

2) 일반적으로 저축행태에 대한 조세 효과의 연구에서 이론적 연구는 일치되고 있지만, 실증적 연구는 아직까지 명확하지 않다(Boadway and Wildasin 1994). 실증적 연구에서 상이한 결과가 도출되는 이유 중의 하나는 다수의 연구자들이 상이한 자료의 이용에 따른 결과에 기인한다고 볼 수 있다.

를 도입하여 확장하였지만, GFS 자료를 이용함으로써 OECD 자료 등을 이용한 다른 가계부문 변수들과의 자료 일관성에 문제가 있을 수 있다.

또한 Tanzi and Zee(1998)는 가계저축률에 대한 결정요인으로서 다른 변수를 제외하고 GDP에 대한 총조세, 소득세, 소득세(사회보장기여금포함), 소비세만을 독립변수로 추정하여 조세가 다른 변수에 비해 상대적으로 가계저축률에 미치는 영향정도를 파악할 수 없었다.³⁾

이에 본고에서는 자료의 일관성과 이용가능성을 고려하여 분석대상국가는 OECD 주요 17개국으로 선정하고,⁴⁾ 분석기간은 1970~2005년의 36개년으로 확대한다.⁵⁾ 또한 가계저축률에 대한 결정요인으로서 소득증가율, 부양비율, 실질장기이자율 뿐만 아니라 총조세부담률, 소득세부담률, 사회보장기여부담률 및 소비세부담률을 추가하여 추정한다. 이러한 추정으로 가계저축률의 결정요인으로서 총조세 및 세원별 조세와 소득증가율, 실질장기이자율 및 부양비율 등 다른 변수와 가계저축에 미치는 영향정도를 비교하고, 특히 소득세와 소비세의 관계를 분석함으로써 가계저축률 제고를 위한 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

이를 위하여 II장에서는 문헌연구와 기술적 분석을 수행한다. 먼저 저축에 관한 이론적 결정요인을 정리하고, 본 연구에 사용되어진 OECD 주요국가의 가계저축률 추이, 조세부담률 추이를 기술적으로 검토한다. III장에서는 실증적 연구로 분석방법 및 추정모형을 설정하고 추정결과를 제시한다. 마지막으로 IV장에서는 시사점을 제시하고 결론을 맺는다.

II. 문헌연구 및 기술적 분석

1. 저축률 결정요인

가. 소득 수준 및 경제성장률

소비함수이론에 따르면 가계의 소득수준은 저축과 소비를 결정하는 가장 중요한 요인 중의 하나로 인식되고 있다. 케인즈의 소비함수가설(consumption function hypothesis)에 의하면 저축률은 소득수준과 정(+)의 관계를 가진다.⁶⁾ 그러나 항상소득가설(permanent income hypothesis)에 의하면 소득의 변

3) Tanzi and Zee(1998)는 부양비율도 독립변수에 포함시켜 분석하였으나 통계적으로 유의적이지 않아 발표논문에서는 배제하였다.

4) 분석대상 국가는 호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 이탈리아, 일본, 한국, 네덜란드, 노르웨이, 스페인, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국이다.

5) 저축의사결정에 영향을 미치는 인구형태, 조세구조 등의 변수들은 변화에 장시간이 걸리므로 분석에 적용되는 이용가능기간은 중요한 의미를 가진다(Callen and Thimann 1997).

6) 특히 매우 낮은 소득수준에서는 가계가 축적한 부가 적고 소득이 최저 생활수준(subsistence level)의 최소 소비에 못 미쳐 저축률이 매우 낮으며 최저 생활수준 이상에서는 소득이 증가하면서 저축률이 높아진다.

화 중 항상소득의 변화는 같은 크기의 소비의 변화를 가져오게 되어 저축률에 영향을 미치지 못한다. 다만, 일시소득(temporary income)의 변화는 같은 방향으로 저축률을 변화시킨다(이종화·김재필 1997).

대부분의 실증연구는 일시소득과 항상소득을 구분하기가 어려워 현재소득을 저축의 결정요인으로 사용하고 있으며, 소득수준이 저축률과 매우 강한 정(+)의 관계가 있음을 보여주고 있다(Carro and Wei 1994; Edwards 1995).

한편 경제성장률의 변화가 저축률에 미치는 영향은 이론적으로 모호하다. 먼저 항상소득가설의 경우는 성장률의 상승으로 인해 장래의 기대소득도 높아져 경제주체들이 장래소비를 위한 현재의 저축을 줄이므로 경제전체의 저축률은 하락한다.⁷⁾ 생애주기가설(Life Cycle Hypothesis)에서도 성장률과 저축률의 관계는 모호하다. 높은 성장률이 주로 저축률이 높은 연령 계층의 소득을 높인다면, 경제성장률과 저축률은 정(+)의 관계를 갖는다. 그러나 성장률의 상승으로 모든 연령계층의 장래 기대소득이 증가한다면 오히려 저축률은 낮아진다.

다수의 실증연구는 경제성장률과 저축률은 정(+)의 관계가 있음을 보여주고 있다(Carro and Weil 1994; Edwards 1995).

나. 인플레이션 및 이자율

높은 인플레이션은 실질이자율을 하락시켜 저축에 영향을 미친다. 만일 이때에 이자율 하락에 따른 대체효과가 소득효과보다 크다면 저축률이 하락한다. 따라서 물가상승률과 저축률은 부(-)의 관계를 가진다. 또한 만일 높은 인플레이션으로 민간들이 금융저축을 줄이고 대신 내구소비재의 소비를 늘이거나 해외로의 자본도피(capital flight)를 크게 하면 저축률은 하락한다. 그러나 한편으로 높은 인플레이션은 경제를 불안하게 하고 미래의 불확실성을 높이므로 오히려 예비적 동기에 의한 저축을 크게 할 수도 있다.⁸⁾

실질이자율의 변화는 경제주체로 하여금 소비의 기간별 배분(intertemporal allocation)을 수정하게 하여 저축률에 영향을 미친다. 그러나 실질이자율의 변화는 대체효과, 소득효과, 부의 효과(wealth effect)를 동시에 가져오므로 저축률에 미치는 순 효과는 모호하다.

저축에 대한 실질이자율 관계는 명확하지 않다. Bosworth(1993)는 선진국에 대한 실증분석에서 효과는 분명하지 않으며,⁹⁾ Giovannini(1985) 또한 개도국에 대한 실증분석에서 대부분 실질이자율탄력

7) 그러나 항상소득가설에 제약을 추가하여 소비자들이 소득수준의 변화에 대하여 느리게 소비를 조정하는 모형, 낮은 소득에서 유동성제약이 있는 모형, 또는 부의 크기가 소비자의 효용을 직접적으로 증가시키는 모형들에서는 성장률이 상승하면 저축률이 상승한다.

8) Browning and Lusardi(1996)는 사람들이 왜 저축하는지에 대해 다음과 같은 9가지 동기를 정리해 놓았는데 ① 예비적 동기(precautionary motive) ② 일생주기적 동기(life cycle motive) ③ 소비지출 개선 동기(improvement motive) ④ 이자수입 동기(intertemporal substitution motive) ⑤ 독립의 동기(independence motive) ⑥ 사업자금 동기(enterprise motive) ⑦ 유증 동기(bequest motive) ⑧ 탐욕 동기(avarice motive) ⑨ 주택 및 내구재 구입 동기(downpayment motive) 등이 있다.

성은 0이며, Schmidt—Hebbel, Webb, and Corsetti(1992)연구에서도 저축에 대한 효과가 불분명하다고 논의하였다. 또한 Ogaki, Ostry, and Reinhart(1995)는 정(+)의 효과가 있지만 매우 미미하다고 주장하였다.

다. 인구 구조

인구 구조의 변화는 저축률에 매우 중요한 영향을 미치는 요인이다. 생애주기가설에 의하면, 경제 주체의 연령에 따라 소비, 저축의 패턴이 달라지게 된다. 사람들의 소득수준은 유년기와 노년기에 낮고 중년기에는 높다.¹⁰⁾ 일생에 걸쳐 고르게 소비를 한다면, 소득이 거의 없는 유년기와 노년기에는 저축과 부(-)의 관계를 갖고, 소비에 비해 소득이 많은 중년기에는 저축과 정(+)의 관계를 갖게 된다. 전체 인구 중 유년과 노년의 차지하는 부양비율이 높을수록 저축률이 하락할 것으로 예상된다.¹¹⁾

부양비율의 변화가 저축률에 미치는 영향에 관한 실증연구는 Leff(1969) 이래 Fry and Mason(1982), Edwards(1995) 등 많이 이루어져 왔고, 최근 IMF(2004)는 1960~2000년 사이의 전세계의 패널자료를 통해 인구구조 변화는 저축과 강한 부(-)의 관계가 있다고 지적하였다.¹²⁾

라. 유동성 제약

유동성 제약 요인은 항상소득가설에서는 고려되지 않고 있다. 그러나 실제로 가계에 대해 높은 대출금리가 적용되거나 신용할당에 있어 차별화가 이루어지는 등 금융차입이 어려워지면 가계는 예측가능한 소득변동에 대해 민감하게 현재의 소비나 저축을 조정한다. 즉 기존의 항상소득가설이나 생애주기가설에 유동성 제약을 변수로 추가하면 저축이 증가하는 효과가 나타난다.

Hayashi(1985), Haque and Montiel(1989) 등 기존의 많은 연구들은 실제 많은 가계들이 유동성 제약을 받고 있음을 보여주고 있다. Jappelli and Pagano(1994)의 실증연구에서 대부분의 국가에서 소비자 금융시장(또는 주택금융시장)이 발전할수록 예비적 저축동기가 감소하여 저축률이 낮아지고 있음을 보여주고 있다. 금융시장 발전도 차입제약을 완화하면서 소비를 확대시키고 저축을 감소시키는 요인으로 작용하고 있다(삼성경제연구소 2003).

또한 Mansori(2001)연구에서 경제자유화의 진전은 저축률 하락요인으로 작용하고 있음을 보여주고 있으며,¹³⁾ 또한 세계은행(1999)은 자본자유화가 경제주체에게 신용공급을 확대하여 현재 소비를 증

9) 개별국에 대한 시계열 추정결과는 정(+)으로 나타났으나, 패널분석에서는 부(-)로 나타났다.

10) Hayashi(1986)는 자산에 관련된 저축동기의 연구에 있어서 은퇴 후에도 저축을 계속하는 이유를 자녀에게 유산을 남기겠다는 의도적 유증동기에 근거하고 있다고 결론을 내리고 있다(이정현 2004).

11) 부양비율은 65세 이상의 인구비율인 노년부양비율(old dependence ratio)과 15세미만의 비율인 유년부양비율(youth dependence ratio)로 구분된다.

12) 자세한 내용은 김소영·이중화(2006) 참조.

13) 최근 20년간 OECD 국가를 대상으로 경제자유화와 저축률간 관계를 분석하였다.

가시키는 반면 저축을 감소시키는 원인으로 작용한다고 제시하였다.¹⁴⁾

마. 사회보장제도 확충

정부의 사회보장지출의 증대는 가계 저축률을 하락시킬 것으로 예상된다. 즉 사회보장제도가 도입되어 은퇴 후 연금소득이 보장되면 노년을 대비한 예비적 동기의 저축(precautionary saving)은 감소할 것이며, 또한 가계부문의 비소비지출 비중의 증가는 가계부문의 예비적 저축여력을 감소시키는 요인으로 작용하여 사회보장부담금이 늘어나면서 예비적 저축여력은 축소된다.

그러나 사회보장제도가 확충될 때 은퇴시기가 빨라지면서 조기은퇴를 대비한 젊은 시기의 저축이 증가할 수도 있어 사회보장제도가 저축에 미치는 순효과가 달라질 수도 있다.

Feldstein 외(1980), Gokhale, Kotlikoff and Sabelhaus(1996) 등은 미국을 비롯한 선진국에서 사회보장제도의 도입에 따라서 저축률이 하락함을 보였으며, Edward(1995), Radelt, Sachs and Lee(1997)등의 연구들은 이를 지지하고 있지만,¹⁵⁾ Atkinson(1987), Davis(1995) 등은 사회보장제도에 의한 저축감소효과에 부정적인 견해를 제시하였다.

바. 조세제도

저축장려를 위한 조세유인제도와 조세체계의 개선 등도 가계저축에 영향을 미친다. 조세유인제도는 특별한 목적의 저축을 장려하기 위한 미국의 IRAs(Individual Retirement Accounts) 등과 같은 제도로 대부분의 연구들은 조세유인제도가 실제 저축 증가를 가져온다고 입증하고 있으나, 특정한 저축에 대한 조세유인책이 단기적으로는 자산간의 배분만을 변화시킬 뿐 총저축률은 높이지 못한다는 결과도 있다(이종화·김재필 1997).

한편, 조세부담과 가계저축률에 관한 연구에서 Ken and Ilona(1990)는 소비세뿐만 아니라 부가가치세도 저축률에 영향을 미치지 않았으며, 소득세 변화와 저축률 변화사이도 관계가 없을 뿐만 아니라 소득세에서 소비세로의 전환이 저축을 증가시키지 않는다고 주장하였다.

반면에 Callen and Thimann(1997)은 조세가 가계저축에 중요한 영향을 미치며 특히, 간접세에 비해 직접세의 비중이 높으면 저축률이 낮으며, 패널분석결과 직접세와 간접세 모두 저축률에 부(-)의 관계이었지만, 직접세는 매우 유의적인 반면에 간접세는 유의적이지 않았다는 점을 제시하였다.

한편 Tanzi and Zee(1998)는 가계저축률에 대한 총조세, 소득세 및 소비세에 대하여 부(-)의 관계라는 점을 확인하였다. 소득세와 소비세는 부(-)의 관계이었지만, 추정계수와 유의성 면에서 소득세가 더 높게 나타났다.¹⁶⁾ 또한 소득세는 모든 설정에서 부(-)의 관계를 유지하였지만, 소비세는 총조

14) 국가간 실증연구에 의하면, 소득대비 민간신용흐름이 1% 증가하면, 민간저축률은 장기적으로 0.74% 하락하였다.

15) 특히 Feldstein 외(1980)의 연구에서 개별경제주체들은 사회안전망 확충으로 노후가 보장되면, 경제활동 시기에 저축을 줄이는 경향이 있었다.

16) 이러한 결과는 Callen and Thimann(1997)의 연구결과와 유사하며, 소득세는 소비세보다 저축률을 더욱 하락시킬 수 있다는 근본적인 의미를 함축하고 있다.

세와 동시에 설정하였을 때에는 정(+)으로 전환하였고, 통계적으로 매우 유의적이었다. 이러한 결과는 총조세수입이 일정할 때, 소득세를 소비세로 대체한다면, 가계저축에 정(+)의 영향을 미칠 것임을 시사하고 있다.

또한 Caihua(2007)는 OECD 29개국을 대상으로 국가저축률과 민간저축률에 대한 조세정책의 효과를 추정하고자 1975~2005년의 31개년 자료를 이용하였다. 그는 OECD국가의 조세정책의 지표로서 부가가치세율, 평균 개인소득세율과 상위 개인소득세율과 상위 법인소득세율을 분석모형에 포함하여 횡단면분석과 패널분석을 수행하였다. 또한 그는 평균 개인소득세율은 저축률에 매우 유의적인 부(-)의 관계를 가지는 반면에, 소비세율은 유의적이지 않다는 것을 제시하고, 소득세에서 소비세로의 전환이 저축률을 제고할 수 있으므로 정부가 조세 체계를 조정함으로써 저축에 효율적으로 영향을 미칠 수 있다고 주장하였다.

〈표 1〉 최근 OECD 국가의 저축률에 관한 주요 실증 패널 연구

학자	표본	측정	관점
Edwards(1995)	36개국(12개 OECD국가 포함) (1970~1992)	도구변수 기법	민간 및 정부저축의 결정요인은 무엇인가?
Callen and Thimann(1997)	21개 OECD 국가 (1975~1995)	횡단면과 정태적 고정효과	정부정책은 가계저축 의사결정에 영향을 미치는가?
Tanzi and Zee(1998)	21개 OECD 국가 (1975~1995)	횡단면 분석(OLSs)	조세가 가계저축에 어떠한 영향을 미치는가?
Masson, Bayoumi and Samiei(1998)	21개 OECD 국가 (1970~1994)	횡단면과 정태적 고정효과	GDP에 대한 민간저축의 결정요인은 무엇인가?
Haque, Pesaran and Sharma(1999)	21개 OECD 국가 (1971~1993)	Pooled Mean Group, Mean Group and Static Effects	저축행태에 대한 주요결정요인에 대하여 이분산성과 동태적 추론을 간과할 수 있는가?
Loayza, Schmidt-Hebbel and Serven(2000)	20개 OECD 국가 (1966~1995)	GMM, Systems Estimators	국민 및 민간 저축의 결정요인은 무엇인가?
Caihua(2007)	29개 OECD 국가 (1975~2005)	횡단면과 정태적 고정효과	국가저축률과 민간저축률에 대한 조세정책의 효과는?

주 : Alain de Serres and Florian Pelgrin(2002)을 토대로 필자가 보완함.

2. 기술적 분석

가. OECD 국가의 가계저축률

가계저축률은 국가마다 다양한데, 이는 개인저축보다도 각 국가정부노령연금제도와 의료 및 실업에 대한 정부의 보험제도 등의 수준에 따라 상당부분 기인한다. 본 연구의 대상인 OECD 주요 17개국의 1970~2005년 기간동안 평균 가계저축률은 <표 2>에서 볼 수 있듯이, 1970년 8.30%를 기준으로 1980년 가장 높은 11.77%까지 상승하였다가 그 이후로 하락추세를 보이며 2005년에는 5.57%를 기록하고 있다. 동 기간동안 평균 하락폭은 -2.73%p를 기록하고 있다.

<표 2> OECD 주요국가의 저축률 추이

(단위 : %, %p)

국가 \ 년도	1970	1980	1990	2000	2005	격차
호주	11.12	14.69	8.50	2.80	-2.94	-14.06
오스트리아	1.92	8.43	10.31	8.44	9.41	7.49
벨기에	18.22	14.33	13.10	13.99	10.77	-7.45
캐나다	7.67	15.59	12.96	4.68	1.20	-6.47
덴마크	na	na	1.92	-1.87	-2.81	-4.73
핀란드	1.31	3.11	3.59	-1.35	-0.43	-1.74
프랑스	na	14.71	9.55	11.97	11.85	-2.86
이탈리아	0.45	24.98	24.53	8.94	10.59	10.14
일본	19.68	17.30	13.92	8.25	2.88	-16.80
한국	na	9.11	22.51	10.71	4.35	-4.76
네덜란드	1.46	9.17	14.53	6.61	6.48	5.02
노르웨이	na	2.78	2.23	5.19	12.40	9.62
스페인	15.05	11.07	12.27	11.18	10.36	-4.69
스웨덴	7.01	9.00	3.24	3.23	7.90	0.88
스위스	na	na	9.61	11.79	8.15	-1.46
영국	6.29	12.18	8.04	5.11	4.90	-1.39
미국	9.43	10.03	6.99	2.34	-0.39	-9.81
평균	8.30	11.77	10.46	6.59	5.57	-2.73

주 : 가계저축률의 격차는 프랑스, 한국, 노르웨이 및 덴마크, 스위스는 각각 1980년도와 1990년도를 기준으로 하였으며, 격차는 퍼센트 포인트(%p)임.

자료 : OECD Economic Outlook 81 database를 이용하여 필자가 작성함.

이를 개별 국가로 보면, 17개국 중 저축률이 상승한 국가는 오스트리아, 이탈리아, 네덜란드, 노르웨이와 스웨덴 등 6개국이며 하락한 국가는 11개국이다. OECD 평균 하락폭인 $-2.73\%p$ 이상을 초과하여 하락한 국가는 호주, 벨기에, 캐나다, 덴마크, 일본, 한국, 스페인, 미국 등 8개국이다. 또한 2005년을 기준으로 마이너스 저축률을 기록하고 있는 국가는 호주, 덴마크, 핀란드 및 미국이다.¹⁷⁾ 특히 호주는 동기간동안 하락폭이 $-14.06\%p$ 로 가장 클 뿐만 아니라 2005년 저축률도 대상국가 중 가장 낮은 -2.94% 를 기록하고 있다.

한국은 1980년 9.11%를 기준으로 1990년 가장 높은 22.51%까지 상승하였다가 그 이후 급격한 하락추세를 보이며 2000년 10.71%, 2005년에는 4.35%를 기록하고 있다. 특히 1990년에는 22.51%로 OECD 평균인 10.46%를 2배 이상 상회하였으나, 2005년도에는 4.35%로 OECD 평균인 5.57%를 하회하고 있어 다른 OECD국가보다 상대적으로 더 빠른 속도로 하락하고 있음을 알 수 있다.

나. OECD 국가의 총조세부담률

총조세부담률은 GDP에 대한 총조세수입비율을 의미한다. 본 연구의 대상인 OECD 주요 17개국의 1970~2005년 기간동안 평균 부담률은 <표 3>에서 볼 수 있듯이, 1970년 28.81%이후 상승추세로 2000년 가장 높은 38.51%를 기록한 이후에 2005년도 38.05%로 약간 하락하였다. 동 부담률 평균 상승폭은 9.24%p를 기록하고 있다.

이를 개별 국가로 보면, 17개국 중 $-0.52\%p$ 소폭 하락한 영국을 제외하고 모든 국가가 상승하였다. OECD 평균 상승폭인 9.24%p 이상을 초과하여 상승한 국가는 호주, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 이탈리아, 한국, 스페인, 스웨덴, 스위스 등 10개국이다. 또한 2005년을 기준으로 상대적으로 높은 조세부담률을 기록한 3개 상위 국가는 스웨덴(50.71%), 덴마크(50.31%), 벨기에(45.37%)로 모두 북유럽국가로 나타났다. 또한 상대적으로 낮은 조세부담률을 기록한 3개 하위 국가는 한국(25.52%), 미국(27.31%), 일본(27.38%) 순으로 나타났다.

한국은 1970년 12.53%에서 2005년 25.52%까지 꾸준히 상승추세를 유지하고 있으며, 동기간동안 12.99%p가 상승하여 OECD 평균인 9.24%p를 상회하고 있어 상대적으로 빠른 속도로 상승하고 있다. 또한 한국의 조세부담율은 분석기간 동안 분석대상 OECD 국가 중 가장 낮은 수치를 기록하고 있다. 즉 1970년 가장 낮은 수준인 12.53%를 기록한 이후 2005년에도 25.52%에 불과하여 평균 총조세부담률인 38.05%를 크게 하회하고 있다.

17) 마이너스 저축률은 가계의 소비지출이 소득을 초과하는 것을 의미한다.

〈표 3〉 OECD 주요국가의 총조세부담률 추이

(단위 : %, %p)

국가 \ 년도	1970	1980	1990	2000	2005	격차
호주	21.50	26.66	28.49	31.13	30.87	9.37
오스트리아	33.88	38.99	39.64	42.63	42.09	8.21
벨기에	33.88	41.31	42.02	44.90	45.37	11.49
캐나다	30.85	30.99	35.89	35.64	33.40	2.55
덴마크	38.35	43.04	46.54	49.36	50.31	11.96
핀란드	31.51	35.70	43.51	47.19	43.98	12.47
프랑스	34.09	40.11	41.99	44.35	44.13	10.04
이탈리아	25.70	29.71	37.80	42.29	41.03	15.33
일본	19.63	25.36	29.07	27.00	27.38	7.75
한국	12.53	17.25	18.91	23.56	25.52	12.99
네덜란드	35.42	43.39	42.89	39.66	39.09	3.67
노르웨이	34.49	42.42	40.99	42.64	43.69	9.20
스페인	15.92	22.59	32.48	34.19	35.75	19.83
스웨덴	38.19	46.86	52.74	52.55	50.71	12.52
스위스	19.78	25.34	26.02	30.50	29.70	9.92
영국	37.03	35.16	36.29	37.26	36.51	-0.52
미국	27.00	26.39	27.32	29.89	27.31	0.31
평균	28.81	33.60	36.62	38.51	38.05	9.24

주 : 격차는 퍼센트 포인트(%p)임.

자료 : OECD Economic Outlook 81 database를 이용하여 필자가 작성함.

다. OECD 국가의 세원별 조세부담률

OECD 17개 국가의 1970~2005년 기간동안 주요 세원별 부담률은 <표 4>에서 볼 수 있듯이, 총 조세부담률은 1970년 28.81%에서 2005년 38.05%로 상승하여 변화율은 32.07%를 보이고 있다. 이를 세원별로 비교하면, 소득세부담률은 앞서 논의한 저축률과 매우 유사한 추세와 변화율을 나타내고 있다.¹⁸⁾ 즉 1970년 11.08%이후 상승추세로 2000년 가장 높은 15.31%를 기록한 이후에 2005년도 14.92%로 약간 하락하였으며, 또한 동 기간동안 평균 변화율은 34.66%를 기록하고 있는데, 이는 총 조세 변화율인 32.07%와 비교할 때 매우 유사하다.

반면에 사회보장기여는 1970년 5.54%에서 2005년 9.37%까지 꾸준히 상승추세를 유지하고 있으며, 평균변화율은 69.13%를 기록하고 있어 총조세 변화율인 32.07%를 2배 이상 상회하고 있어 다른 세원에 비하여 상대적으로 빠른 속도로 상승하고 있다.

18) 분석대상국가의 세원별 추이는 <부표 1>~<부표 3> 참조.

또한 소비세부담률은 1970년 9.79%에서 상승추세로 2000년 가장 높은 10.56%를 기록한 이후에 2005년도 10.43%로 약간 하락하여 추세를 볼 때 소득세부담률과 유사하나 상승된 변화율에서 차이가 있다. 즉 동기간동안 소득세부담률은 34.66% 상승한 반면에 소비세는 6.54% 상승에 불과하다. 이러한 변화율 차이는 소득세부담률이 소비세부담률보다 총조세부담률에서 차지하는 비중이 점차 커지고 있다는 것을 의미한다.¹⁹⁾

〈표 4〉 OECD 주요국가의 세원별 조세부담률

(단위 : %)

세원별 \ 년도	1970	1980	1990	2000	2005	변화율
소득세	11.08	13.11	14.42	15.31	14.92	34.66
사회보장기여	5.54	8.21	9.11	9.37	9.37	69.13
총급여 및 노동력세	0.42	0.47	0.44	0.51	0.54	28.57
재산세	1.86	1.75	2.07	2.37	2.39	28.50
소비세	9.79	9.90	10.33	10.56	10.43	6.54
기타	0.11	0.16	0.26	0.39	0.40	263.64
총조세	28.81	33.60	36.62	38.51	38.05	32.07

주 : 소득세는 이익 및 자본이득과세임.

자료 : OECD Economic Outlook 81 database를 이용하여 필자가 작성함.

III. 실증적 분석

1. 추정모형 및 변수

조세부담이 가계저축에 미치는 효과를 분석하기 위하여 OECD 17개 국가의 횡단면자료와 1970~2005년의 36개년 시계열자료가 혼합된 패널자료를 이용하였다.²⁰⁾ 자료의 일관성을 위하여 모든 자

19) 대체로 개발도상국이나 후진국 그리고 선진국 중에는 EU의 경우 세수의 상당부분을 소비세에 의존하려는 경향이 있다. 전자는 일반적으로 경제발전 단계의 초기에 있어 소득세의 여력이 크지 않기 때문이고, 후자는 급증하고 있는 복지수요 충족을 위한 재원확보와 EU에 대한 조세지원의 일환으로 소비세의 비중이 높은 경우가 많다(나성린 2005).

20) 일반적으로 패널자료는 상대적으로 많은 관측치를 가지고 있기 때문에 신뢰할만한 추정결과와 함께 덜 제약적인 가정하에서 모형설계가 가능하다. 또한 시계열과 횡단면이 결합되어 있기 때문에 다중공선성 문제를 완화시켜주며, 순수한 시계열 및 횡단면 자료로는 쉽게 얻을 수 없는 효과(개별효과, 시간효과)들이 추정가능하다. 마지막으로 패널자료는 추정편의를 제거하거나 완화시키는 장점이 있다. 예를 들어 고정효과모형의 경우 관측되지 않는 변수들을 통제해줌으로써 생략변수로 인한 모형식별오차(model specification error)문제를 줄일 수 있다(Hsiao 1985).

료는 OECD.Stat Web Browser를 이용하여 입수한 원자료를 가공하여 사용하였고, 분석에는 EViews 5.1을 이용하였다.

본 논문의 실증분석에서는 횡단면 분석 자료와 시계열자료가 혼합된 패널자료를 이용하므로 다음과 같은 추정식을 설정하였다.

$$y_{it} = a_{1i} + \sum_{k=2}^K a_k X_{kit} + e_{it} \quad (1)$$

$i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T$

이때 y_{it} 는 N개의 횡단면자료와 T개의 시계열자료가 결합된 종속변수이며, X_{kit} 역시 N개의 횡단면자료와 T개의 시계열자료가 결합한 독립변수이다. a_{1i} 는 상수항이며, e_{it} 는 평균 0, 분산 σ^2 인 확률오차(random error)로 가정한다.

이러한 패널자료를 사용하여 분석하는 것은 개별 횡단면자료의 특성과 연도별 자료의 특성을 모두 고려하고, 또한 각각의 효과를 분리하여 추정하기 위해서이다.

패널자료를 사용하여 식(1)을 추정하는 방법은 a_{1i} 를 어떻게 가정하는가에 따라 달라진다. 만약 a_{1i} 가 고정된 계수라고 한다면, 식(1)은 고정효과모형(Fixed Effect Model)이 된다. 반면 만약 a_{1i} 이 확률변수라고 한다면, $a_{1i} = \bar{a}_1 + \mu_i$ 로 다시 쓸 수 있다.

여기서 $\bar{a}_1$ 은 알려지지 않은 계수이고, μ_i 는 평균 0, 분산이 상수로서 독립적으로 분포하는 확률변수(random variable)이다. 이러한 가정하에 식(1)을 일반화된 최소자승법(Generalized Least Squared method : GLS)에 의하여 추정하는 것을 확률효과모형(Random Effect Model)이라 한다.

식(1)을 확률효과모형으로 추정하면 추정치의 효율성(efficiency)을 개선할 수 있는 장점이 있기 때문에 고정효과모형으로 추정하는 것보다 우월하다고 볼 수 있다. 그러나 확률효과모형은 μ_i 가 독립변수 X와 독립적이라는 가정 하에 추정하는 것이므로 만약 이러한 가정이 성립하지 않는다면 생략변수(omitted variables) 문제로 인하여 모형식별오차(model specification error) 문제가 발생할 수 있다.

본 논문에서는 이러한 문제점을 해결하기 위하여 고정효과모형과 확률효과모형으로 각각 추정한 후 Hausman 검정방법으로 μ_i 와 X_i 에 대한 상관관계를 검정하고 상관관계가 유의하지 않을 경우 확률효과모형의 추정결과를 사용하며, 만약 상관관계가 유의할 경우에는 고정효과모형의 추정결과를 사용한다.

분석모형은 종속변수로 가계저축률(SRATIO), 독립변수로 소득증가율(YDH_R), 실질장기이자율(IRLRC), 부양비율(DERP), 총조세부담률(TTR), 소득세부담률(INDTR), 사회보장기여부담률(SSCR) 및 소비세부담률(GSTR)을 사용함에 따라 다음과 같이 추정식을 설정하였다.

$$SRATIO_{it} = a_0 + a_1 YDH_R_{it} + a_2 IRLRC_{it} + a_3 DERP_{it} + a_4 TTR_{it} + a_5 INDTR_{it} + a_6 SSCR_{it} + a_7 GSTR_{it} + e_{it} \quad (2)$$

여기서, $i = 1, 2, \dots, 17(\text{국가}), \quad t = 1970, 1971, \dots, 2005(\text{년도})$

$YDH_R_{it} = i\text{국의 } t\text{년도에서의 소득증가율}$

$IRLRC_{it}$ = i국의 t년도에서의 실질장기이자율

$DERP_{it}$ = i국의 t년도에서의 부양비율, 65세 이상, 그리고 14세 이하 인구가 노동연령인구인 15~64세 중에서 차지하는 비중

TTR_{it} = i국의 t년도에서의 GDP에 대한 총조세수입(Total tax revenue to GDP)

$INDTR_{it}$ = i국의 t년도에서의 GDP에 대한 소득세수입(Taxes on income, profits and capital gains revenue to GDP)

$SSCR_{it}$ = i국의 t년도에서의 GDP에 대한 사회보장기여수입(Social security contributions revenue to GDP)

$GSTR_{it}$ = i국의 t년도에서의 GDP에 대한 소비세수입(Taxes on goods and services revenue to GDP)

〈표 5〉 변수의 정의와 예상부호

변수	정의	예상부호
가계저축률 (SRATIO)	가계가처분소득 중에서 저축비율(종속변수)	
소득증가율 (YDH_R)	가계가처분소득의 증가율	+
부양비율 (DEPR)	65세 이상과 14세 이하 인구가 노동연령인구인 15~64세 중에서 차지하는 비율	-
실질 장기이자율 (IRLRC)	최종 민간소비지출 디플레이터에 기초한 실질장기이자율	+
총조세부담률 (TTR)	총조세수입을 해당국가의 GDP로 나눈 비율	-
소득세부담률 (INDTR)	개인소득세와 법인세수입을 해당국가의 GDP로 나눈 비율	-
사회보장기여부담률 (SSCR)	사회보장기여 수입을 해당국가의 GDP로 나눈 비율	-
소비세부담률 (GSTR)	일반 재화와 용역에 대한 소비세수입을 해당국가의 GDP로 나눈 비율	-

2. 각 변수의 기술통계량

본 연구에서 전체표본에 대한 각 변수의 기술적 통계량을 요약하면 다음과 같다. 가계저축률(SRATIO)은 평균 9.54%이고, 최소 -5.05%에서 최대 28.60%이다. 소득증가율(YDH_R)은 평균 8.12%이고, 최소 -4.09%에서 최대 35.94%이다. 실질장기이자율(IRLRC)은 평균 3.13%이고, 최소 -13.41%에서 최대 10.90%이다. 부양비율(DEPR)은 평균 51.70%이고, 최소 39.41%에서 최대 83.81%이다.

총조세부담률(TTR)은 평균 35.12%이며, 소득세부담률(INDTR)은 평균 13.55%이다. 또한 사회보장 기여부담률(SSCR)은 평균 8.60%이며, 소비세부담률(GSTR)은 평균 10.21%이다.

〈표 6〉 각 변수의 기술적 통계

통계 \ 변수	SRATIO	YDH_R	IRLRC	DERP	TTR	INDTR	SSCR	GSTR
평균	9.541	8.119	3.131	51.704	35.116	13.548	8.600	10.208
최대치	28.604	35.944	10.899	83.810	52.740	30.710	19.880	17.220
최소치	-5.049	-4.087	-13.407	39.410	12.110	3.210	0.000	3.610
표준편차	6.283	5.818	3.274	5.620	8.801	5.249	5.149	3.309
관측치	560	566	599	607	610	610	610	610

〈표 7〉에서는 가계저축률결정에 영향을 미치는 요인들의 독립변수간의 상관계수를 볼 수 있다. 가계저축률(SRATIO)은 소득증가율(YDH_R)과 강한 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났으며, 사회보장기여부담률(SSCR)과는 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 가계저축률이 소득증가율, 사회보장기여부담률 및 재산세부담률과 동일한 방향으로 움직이고 있다는 것을 의미한다.

한편, 가계저축률은 총조세부담률(TTR), 소득세부담률(INDTR), 소비세부담률(GSTR) 및 부양비율(DERP)과 강한 부(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났으며, 실질장기이자율(IRLRC)과는 약한 부(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타나 가계저축률과 반대 방향으로 움직이는 것을 알 수 있다.

〈표 7〉 전체표본기간(1970~2005년)을 이용한 변수간의 상관계수

변수	SRATIO	YDH_R	IRLRC	DERP	TTR	INDTR	SSCR	GSTR
SRATIO	1							
YDH_R	0.217***	1						
IRLRC	-0.080*	-0.464***	1					
DERP	-0.225***	0.386***	-0.295***	1				
TTR	-0.404***	-0.384***	0.223***	0.100**	1			
INDTR	-0.475***	-0.240***	0.135***	0.028	0.630***	1		
SSCR	0.080*	-0.255***	0.048	0.041	0.543***	-0.218***	1	
GSTR	-0.424***	-0.161***	0.275***	0.133***	0.805***	0.494***	0.246***	1

주 : 1970~2005년의 전체표본기간을 대상으로 계산한 변수들간의 상관계수 표임.

***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

3. 추정결과

본고에서는 가계저축률에 미치는 효과를 세가지 모형, 즉 고정효과모형, Pooled Panel 모형 및 확률효과모형으로 구분하여 추정하였다. 각 모형의 추정결과 개별 독립변수의 계수의 부호나 추정치 및 통계적 유의성이 거의 비슷한 수준이어서 추정결과에 신뢰성이 있는 것으로 판단된다. 모형의 적합성을 판별하기 위한 Hausman 검정결과 확률효과모형이 적합한 것으로 나타나 확률효과모형의 추정결과를 분석하였다.²¹⁾

먼저 <표 8>에서 볼 수 있듯이, 분석모형 I ~ VI의 차이는 독립변수의 설정에 따라 구분된다. 모형 I은 기본모형으로 총조세부담률이 가계저축률에 미치는 효과를 추정하기 위하여 독립변수로 소득증가율(YDH_R), 실질장기이자율(IRLRC), 부양비율(DERP), 총조세부담률(TTR)을 설정하였다.

모형 II ~ IV는 세원별 조세부담이 가계저축률에 미치는 효과를 추정하기 위하여 총조세부담률과의 다중공선성문제를 고려하여 기본모형의 총조세부담률을 각 세원별 조세부담률로 대체하여 설정하였다.²²⁾ 즉 모형 II는 소득세 부담률(INDTR)로, 모형 III은 사회보장기여부담률(SSCR)로, 그리고 모형 IV는 소비세부담률(GSTR)로 각각 대체하여 설정하였다.

모형 V는 소득세부담률(INDTR)과 소비세부담률(GSTR)의 가계저축률에 미치는 효과를 동시에 추정하여, 추정계수와 유의성을 비교하고자 설정하였다. 특히 동 모형은 가계저축에 대하여 소비세보다는 소득세가 더 크게 부(-)의 효과를 미친다는 전통적인 견해와 이를 토대로 소득세의 소비세로의 전환이 가계저축률을 제고할 수 있다는 기존 연구결과를 검증하고자 설정하였다.

마지막으로 모형 VI은 소득세부담률(INDTR), 사회보장기여부담률(SSCR) 및 소비세부담률(GSTR)의 가계저축률에 미치는 효과를 동시에 추정하여 세원별로 미치는 효과의 일관성을 파악하고자 하였다.

확률효과모형으로 분석한 추정효과는 <표 8>에서 볼 수 있다. <표 8>에서 볼 수 있듯이, 모형 적합도를 나타내는 R^2 는 각 모형에 매우 유사하게 0.59~0.61로 나타났는데, 이는 비교적 높은 수준으로 본 자료가 횡단면 자료와 시계열자료를 결합한 패널자료임을 고려할 때 모형적합도는 양호한 것으로 판단된다.

가계저축률에 미치는 개별 독립변수의 추정결과는 다음과 같다.

첫째, 소득증가율(YDH_R)은 예상대로 가계저축률과 정(+)의 관계이며, 통계적으로 매우 유의적으로 나타나 가계저축률을 결정하는 중요한 변수이다. 소득증가율은 모든 모형에서 1%유의수준에서 통계적으로 유의적이며, 이는 기존의 연구결과와 일치하였다. 다른 변수가 일정하다면 소득이 10% 증가할 때 가계저축률은 1.9~3.2% 증가하는 것으로 나타났다.

둘째, 실질장기이자율(IRLRC)은 가계저축률과 정(+)의 관계이나 통계적으로 유의적이지 않고, 계

21) Pooled Panel 모형 및 고정효과모형의 추정결과는 <부표 4>과 <부표 5>에서 볼 수 있다.

22) <표 7>의 총조세부담률과 세원별 상관계수를 보면 소득세부담률(INDTR), 사회보장기여부담률(SSCR) 및 소비세부담률(GSTR)이 각각 0.630, 0.543, 0.805로 나타나 매우 강한 부(-)의 상관관계에 있다.

수가 매우 작아 가계저축률에 거의 영향을 미치지 않고 있다고 볼 수 있다.²³⁾ 유일하게 모형 IV에서 만 10%유의수준에서 통계적으로 유의적이고, 이러한 추정결과는 기존의 실증적 연구와 일치하였다.

셋째, 부양비율(DERP)은 예상대로 부(-)의 관계이며 통계적으로 매우 유의적으로 나타나 가계저축률을 결정하는 중요한 변수이다. 부양비율은 모든 모형에서 1%유의수준에서 통계적으로 유의적이며, 이는 기존의 연구결과와 일치하였다. 다른 변수가 일정하다면 부양비율이 10% 증가할 때 가계저축률은 2.5~3.2% 감소하는 것으로 나타났다.

넷째, 총조세부담률(TTR)은 예상대로 부(-)의 관계이며 통계적으로 매우 유의적으로 나타나 가계저축률을 결정하는 중요한 변수이다. 모형 I에서 알 수 있듯이, 동 모형에서 가계저축률에 가장 크게 영향을 미치는 변수이다. 1%유의수준에서 통계적으로 유의적이며, 이는 기존의 연구결과와 일치하였다. 다른 변수가 일정하다면 총조세부담률이 10% 증가할 때 가계저축률은 3.4% 감소하는 것으로 나타났다.

다섯째, 소득세부담률(INDTR)은 예상대로 부(-)의 관계이며 통계적으로 매우 유의적으로 나타나 가계저축률을 결정하는 중요한 변수이다. 소득세부담률은 모든 모형에서 1%유의수준에서 통계적으로 유의적이며, 이는 기존의 연구결과와 일치하였다. 다른 변수가 일정하다면 소득세부담률이 10% 증가할 때 가계저축률은 3.5~4.1% 감소하는 것으로 나타났다.

여섯째, 사회보장기여부담률(SSCR)은 정(+)의 관계이나 통계적으로 유의적이지 않았고, 계수가 매우 작아 가계저축률에 거의 영향을 미치지 않고 있다. 이러한 결과는 국가마다 사회보장제도가 상이한데 일부 기인하며, 추정결과로만 보면 아직까지 가계저축률에 미치는 효과는 미미하다고 판단된다.

마지막으로, 소비세부담률(GSTR)은 예상대로 부(-)의 관계이며 통계적으로 매우 유의적으로 나타나 가계저축률을 결정하는 중요한 변수이다. 1%유의수준에서 통계적으로 유의적이며 이는 기존의 연구결과와 일치하였다. 다른 변수가 일정하다면 소비세부담률이 10% 증가할 때 가계저축률은 7.1~8.1% 감소하여, 본 연구의 변수 중에서 가계저축률에 가장 크게 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

또한 소득세부담률(INDTR)과 소비세부담률(GSTR)의 계수와 유의성을 비교하기 위하여 동시에 추정한 결과, 개별적으로 분석한 앞선 추정결과와 매우 유사하게 소득세부담률보다는 소비세부담률의 계수와 유의성이 더 높게 나타났다. 이러한 추정결과는 Tanzi and Zee(1998)의 소득세의 소비세로의 전환이 저축률을 제고할 수 있다는 주장과는 부합하지 않으며, 소득세의 소비세로의 전환과 저축률의 제고와는 연관성이 없다고 판단된다.

23) 실질장기이자율 대신 명목장기이자율을 이용하여 추정한 결과 정(+)의 관계이며 통계적으로 매우 유의적이었으며, 다른 변수가 일정하다면 명목장기이자율이 10% 증가할 때 가계저축률은 3.5~4.0% 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Boskin(1978)이 제시한 저축의 이자탄력성이 0.2~0.4% 범위로 상당히 높다는 실증분석결과와 유사하다.

〈표 8〉 조세부담이 가계저축률에 미치는 효과 : 확률효과모형

변수 \ 모형	I	II	III	IV	V	VI
C	36.708	28.972	19.099	28.303	35.044	33.560
YDH_R	0.191*** (3.760)	0.282*** (6.052)	0.321*** (6.373)	0.271*** (5.775)	0.249*** (5.322)	0.267*** (5.340)
IRLRC	0.070 (1.030)	0.031 (0.444)	0.040 (0.576)	0.126* (1.770)	0.106 (1.508)	0.103 (1.461)
DERP	-0.324*** (5.378)	-0.312*** (5.135)	-0.246*** (4.065)	-0.253*** (4.294)	-0.305*** (5.076)	-0.298*** (4.933)
TTR	-0.343*** (5.320)	—	—	—	—	—
INDTR	—	-0.413*** (4.124)	—	—	-0.353*** (3.508)	-0.351*** (3.542)
SSCR	—	—	0.052 (0.435)	—	—	0.108 (0.961)
GSTR	—	—	—	-0.812*** (4.378)	-0.713*** (3.911)	-0.714*** (3.985)
R ² 관측치	0.613 530	0.600 530	0.590 530	0.604 530	0.612 530	0.611 530

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

IV. 결 론

일반적으로 저축은 경제성장의 핵심적인 원천의 하나로 고려되고 있어, 저축률 결정요인은 다수 문헌에서 분석대상이 되고 있다. 이제까지 저축률에 대한 대부분의 국가간 연구는 주로 국민저축률과 민간저축률에 집중되어 가계저축률을 이용한 연구는 상대적으로 많지 않으며, 특히 가계저축률의 결정요인으로서 조세에 대한 연구는 거의 없었다.

이에 본고에서는 자료의 일관성과 이용가능성을 고려하여 OECD 주요 17개국을 분석대상국으로 선정하고, 분석기간 또한 1970~2005년의 36개년으로 확대하여 분석하였다. 그리고 가계저축률에 대한 결정요인으로서 소득증가율, 부양비율, 실질장기이자율 뿐만 아니라 총조세부담률, 소득세부담률, 사회보장기여부담률 및 소비세부담률을 추가하여 추정하였다.

추정결과 가계저축률에 대한 총조세부담률, 소득세부담률 및 소비세부담률이 통계적으로 매우

유의하게 부(-)의 관계가 있어 조세부담이 가계저축의 감소요인으로 크게 작용하고 있음을 확인하였다.

특히 기존의 가계저축률 결정요인으로서 중요하게 고려된 소득증가율, 실질장기이자율, 부양비율보다도 오히려 조세가 가계저축에 더 크게 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다.

따라서 이러한 실증분석결과 가계저축률 제고를 위해서는 무엇보다도 조세부담을 최소화하는 방안이 가장 효율적이라는 점을 시사해준다.

참고문헌

- 김소영 · 이종화, 2006. “인구구조 변화가 저축과 경상수지에 미치는 영향”, 한국경제의 분석, 제12권, 제1호 : 1-54.
- 김진영 · 박창균, 2001. “가계의 자산구성변화와 조세정책에 대한 함의”, 한국조세연구원 : 34-35.
- 나성린, 2005. 『소비세계의 개혁사례와 바람직한 개혁방향』, 한국조세연구원.
- 삼성경제연구소, 2003. 『저축률 변화추이 분석과 시사점』, Issue Paper.
- 이정현, 2004. “저축의 결정요인과 라이프스타일 변화로 인한 저축행동”, 지역개발연구, 전남대학교 지역개발연구소, 제36권, 제1호 : 198.
- 이종화 · 김재필, 1997. “정부정책과 저축”, 한국경제의 분석, 한국금융연구원 : 144-202.
- Alain de Serres and Florian Pelgrin, 2002. The Decline in Private Saving Rates in the 1990s in OECD Countries, *OECD Economics Department Working Papers*, No.344 : 26.
- Boadway, R., and Wildasin, 1994. Taxation and Savings : A Survey, *Fiscal Studies*, Vol. 15, No.3 : 19-63.
- Carroll C. D. and David Weil, 1994. Saving and Growth : A Reinterpretation, *Carnegie—Rochester Conference Series*, 40 : 133-192.
- Caihua Zheng, 2007. The effect of taxes on saving : evidence from 29 OECD countries, *Graduate School of Clemson University*, May.
- Edwards, Sebastian, 1995. Why Are Saving Rates So Different Across Countries? : An International Comparative Analysis, *NBER Working Paper*, No.5097.
- Feldstein Martin and Charles Horioka, 1980. Domestic Saving and International Capital Flows, *The Economic Journal*, Vol.90, No.358 : 314-329.
- Fry, Maxwell and Andrew Mason, 1982. The Variable Rate—of—Growth Effect in the Life—Cycle Saving Models, *Economic Inquiry* XX, 3 : 426-442.
- Haque, N. U. and P. Montiel, 1989. Consumption in Developing Countries : Tests for Liquidity Constraints and Finite Horizons, *Review of Economics and Statistics*, 34 : 408-415.
- Hayashi, F., 1985. The Effect of Liquidity Constraints on Consumption : A Cross—Sectional Analysis, *Quarterly Journal of Economics*, 100 : 183~206.
- Jappelli, T. and M. Pagano, 1994. Saving, Growth and Liquidity Constraints, *Quarterly Journal of Economics*, 109 : 83-109.
- Ksshif S. Mansori, 2001, Economic Liberalization and Savings Rates, *CEsifo Working Paper*, No.418 : 1-22.
- Ken Militzer, Ilona Ontcherenki, 1990. The Value Added Tax : Its Impact on Saving, Comparison of 23 Countries Who Employ Value Added Tax, *Business Economics*, Vol.25, No.2 : 32-37.
- Martin Browning & Annamaria Lusardi, 1996. Household Saving : Micro Theories and Micro Facts, *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, Vol. 34(4) : 1797-1855.

- Martin Feldstein, 1976. Savings Behavior : New Influences and Consequences, *American Economic Association*, May.
- Masson, Paul R, Bayoumi Tamim, and Samiei Hossein, 1998. International Evidence on the Determinants of Private Saving, *World Bank Economic Review*, Oxford University Press, Vol.12, No.3 : 483—501.
- OECD, *Taxation and Household Savings(Paris)*, 1994.
- OECD, *Consumption Tax Trend*, 2004.
- OECD, *OECD in Figures*, 각년호.
- Vito Tanzi and Howell H.Zee, 1988. Taxation and the Household Saving Rate : Evidence from OECD countries, *IMF Working Paper*, March.
- World Bank, 1999. Why do savings rates vary across countries?, *Bulletin*, Vol.10.

The Effect of the Tax Burden on the Household Saving Rate

Jeong, Yu Seok*

— <Abstract> —

The purpose of this paper is to estimate the impact of tax policy on household saving rate using the total tax revenue/GDP ratio, income tax revenue/GDP ratio, social security contribution revenue/GDP ratio and consumption tax revenue/GDP ratio. This paper analyzes the empirical determinants of household saving using data from 17 OECD countries for 1970~2005.

The empirical evidence reported in this paper suggests that the negative impact of total taxes, income taxes, and consumption taxes on the household saving rate is compelling and robust. This paper suggests important implication that tax burden should be minimized to promote household saving.

<Key words> household saving rate, tax policy, total tax revenue/GDP ratio, income tax revenue/GDP ratio, consumption tax revenue/GDP ratio

* This paper was supported by the Incheon City College(Internal Research Fund—2007)

** Professor, Department of Tax Accounting, Incheon City College

〈부표 1〉 OECD 주요국가의 소득세부담률 추이

(단위 : %, %p)

국가 \ 년도	1970	1980	1990	2000	2005	격차
호주	11.67	14.96	16.27	18.08	18.23	6.56
오스트리아	8.52	10.43	10.12	12.23	12.03	3.50
벨기에	10.70	16.95	15.47	17.26	17.36	6.66
캐나다	13.77	14.44	17.43	17.84	15.85	2.08
덴마크	19.95	23.84	27.98	29.76	30.71	10.76
핀란드	14.04	13.97	17.07	20.34	16.84	2.80
프랑스	5.83	6.74	6.74	11.05	10.38	4.55
이탈리아	4.48	9.25	13.79	14.01	12.94	8.46
일본	9.37	11.69	14.60	9.40	9.26	-0.11
한국	3.93	4.39	6.54	6.78	7.48	3.55
네덜란드	11.85	14.25	13.83	10.00	10.85	-1.00
노르웨이	13.27	17.74	14.44	19.19	21.46	8.19
스페인	3.21	5.87	9.95	9.67	10.53	7.31
스웨덴	20.69	20.38	21.96	21.48	19.84	-0.85
스위스	8.69	11.48	12.09	13.40	13.23	4.54
영국	14.95	13.28	14.26	14.56	14.04	-0.91
미국	13.45	13.15	12.57	15.14	12.70	-0.75
평균	11.08	13.11	14.42	15.31	14.92	3.84

주 : 격차는 퍼센트 포인트(%p)임.

자료 : OECD Economic Outlook 81 database를 이용하여 필자가 작성함.

〈부표 2〉 OECD 주요국가의 사회보장기여 추이

(단위 : %, %p)

국가 \ 년도	1970	1980	1990	2000	2005	격차
호주	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
오스트리아	8.61	12.05	13.03	14.56	14.51	5.90
벨기에	9.75	11.93	13.95	13.92	13.87	4.12
캐나다	2.98	3.27	4.36	4.85	4.95	1.97
덴마크	1.22	0.57	0.93	1.78	1.10	-0.11
핀란드	2.82	8.33	11.16	11.91	12.02	9.20
프랑스	12.37	17.12	18.50	15.99	16.33	3.96
이탈리아	9.71	11.30	12.44	12.11	12.65	2.94
일본	4.38	7.38	7.69	9.49	10.08	5.70
한국	0.10	0.19	0.97	3.94	5.36	5.25
네덜란드	12.45	16.51	16.04	15.42	13.27	0.82
노르웨이	5.54	8.96	10.78	8.92	8.91	3.38
스페인	5.96	10.97	11.51	11.94	12.05	6.09
스웨덴	5.71	13.49	14.36	13.85	13.54	7.84
스위스	3.17	5.92	6.09	7.42	7.10	3.93
영국	5.15	5.86	6.17	6.32	6.88	1.72
미국	4.34	5.77	6.86	6.93	6.74	2.39
평균	5.54	8.21	9.11	9.37	9.37	3.83

주 : 격차는 퍼센트 포인트(%p)임.

자료 : OECD Economic Outlook 81 database를 이용하여 필자가 작성함.

〈부표 3〉 OECD 주요국가의 소비세부담률 추이

(단위 : %, %p)

국가	년도	1970	1980	1990	2000	2005	격차
호주		6.87	8.29	7.93	8.94	8.57	1.70
오스트리아		12.66	12.29	12.49	12.02	11.95	-0.71
벨기에		12.13	11.25	11.15	11.38	11.46	-0.67
캐나다		9.77	10.09	9.27	8.63	8.48	-1.30
덴마크		14.89	16.13	15.38	15.85	16.21	1.33
핀란드		12.49	12.61	14.16	13.66	13.78	1.29
프랑스		13.00	12.20	11.93	11.41	11.16	-1.83
이탈리아		9.94	7.86	10.59	11.78	10.83	0.89
일본		4.39	4.14	3.98	5.20	5.32	0.93
한국		7.20	10.80	8.84	9.03	8.76	1.56
네덜란드		9.84	10.95	11.32	11.55	12.40	2.56
노르웨이		14.76	14.98	14.57	13.55	12.21	-2.55
스페인		5.71	4.68	9.22	10.11	10.03	4.32
스웨덴		10.79	11.25	13.17	12.94	13.24	2.45
스위스		5.97	5.84	5.52	6.85	7.00	1.03
영국		10.66	10.27	11.29	11.88	11.05	0.39
미국		5.39	4.65	4.76	4.80	4.76	-0.63
평균		9.79	9.90	10.33	10.56	10.43	0.64

주 : 격차는 퍼센트 포인트(%p)임.

자료 : OECD Economic Outlook 81 database를 이용하여 필자가 작성함.

〈부표 4〉 Pooled Panel 분석 결과

변수 \ 모형	I	II	III	IV	V	VI
C	34.497	35.604	30.981	31.981	34.830	33.079
YDH_R	0.255*** (4.285)	0.282*** (5.339)	0.502*** (8.630)	0.361*** (6.771)	0.280*** (5.424)	0.383*** (6.926)
IRLRC	0.005 (0.054)	-0.013 (0.161)	-0.029 (0.318)	0.158* (1.779)	0.101 (1.188)	0.173** (2.041)
DERP	-0.373*** (6.292)	-0.412*** (7.673)	-0.537*** (9.223)	-0.363*** (6.409)	-0.355*** (6.595)	-0.384*** (7.212)
TTR	-0.219*** (6.784)	—	—	—	—	—
INDTR	—	-0.514*** (10.896)	—	—	-0.396*** (7.581)	-0.263*** (4.473)
SSCR	—	—	0.252*** (4.966)	—	—	0.245*** (4.641)
GSTR	—	—	—	-0.700*** (9.007)	-0.405*** (4.847)	-0.588*** (6.466)
R ²	0.228	0.315	0.198	0.273	0.345	0.371
관측치	530	530	530	530	530	530

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

〈부표 5〉 고정효과모형(Fixed Effects Model)분석 결과

변수 \ 모형	I	II	III	IV	V	VI
YDH_R	0.183*** (3.525)	0.283*** (6.000)	0.306*** (5.930)	0.265*** (5.580)	0.241*** (5.056)	0.249*** (4.792)
IRLRC	0.073 (1.065)	0.034 (0.493)	0.046 (0.655)	0.127* (1.762)	0.115 (1.606)	0.113 (1.569)
DERP	-0.332*** (5.329)	-0.298*** (4.701)	-0.236*** (3.807)	-0.248*** (4.127)	-0.309*** (4.945)	-0.306*** (4.833)
TTR	-0.371*** (5.158)	—	—	—	—	—
INDTR	—	-0.372*** (3.236)	—	—	-0.367*** (3.234)	-0.371*** (3.252)
SSCR	—	—	-0.007 (0.048)	—	—	0.051 (0.366)
GSTR	—	—	—	-0.843*** (3.867)	-0.835*** (3.864)	-0.836*** (3.863)
R ² 관측치	0.631 530	0.610 530	0.602 530	0.613 530	0.621 530	0.621 530

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.