

財政研究

Review of Fiscal Studies

第7卷 第1號(通卷 12號)

2000年 7月

目 次

論文	自由貿易協定하에서의 最適關稅： 小國과 大國의 경우	鄭在皓 … 1
	固定投資에 대한 財務制約假設 適用의 妥當性에 관한 研究	尹鍾仁 … 25
	地方財政의 責任性에 관한 研究	安鍾錫 … 57
	우리나라의 貯蓄率 下落：巨視的 構造 變化와 微視的 原因	朴宗奎·金珍永 … 93
書評	Cybertaxation : The Taxation of E-Commerce	洪範教 … 141
英文抄錄	157

自由貿易協定하에서의 最適關稅： 小國과 大國의 경우

鄭 在 皓*

要 約

본 논문에서는 小國(small country)과 大國(large country)이 자유무역협정(Free Trade Agreement)을 체결한 후 비(非)회원국에 대한 최적관세 변화에 대해 논하고자 한다. 이 논문은 Grossman and Helpman의 가중된 사회후생함수(political economy framework)를 이용하였으며, 그 결론으로 小國은 FTA 가입 후 비회원국에 대한 관세를 낮추거나 혹은 무(無)관세 정책으로 전환하며, 大國은 비회원국에 대해 양(positive)의 관세를 지속적으로 부과하며 관세를 높일 수도 있다는 것을 발견하였다. 이와같은 결론은 FTA 가입 후 비회원국에 대한 관세에 대하여 규정한 GATT 협정 제24조에 小國은 부합하나 大國은 이를 위반할 수 있음을 시사하고 있다.

I. 序 論

세계경제는 GATT(General Agreement on Tariffs and Trade, 관세 및 무역에 관한 일반협정)를 중심으로 다수의 국가가 참여하는 WTO(World Trade Organization 세계무역기구)¹⁾를 출범시키면서 다자간 무역체제(multilateralism)

* 본원 초청연구위원

1) WTO는 우루과이 라운드 협상(Uruguay Round negotiations(1986~1994))의 결과 1995년 설립되었으며, 현재(2000년 9월 기준) 138개국이 회원국으로 등록되어 있다.

를 더욱 가속화시키는 한편, 소수의 국가간에 무역특혜협정(preferential trading agreement)을 추진하는 지역주의적 무역체제(regionalism)도 함께 공존하고 있는 추세이다.

현재 거의 모든 WTO/GATT 회원국들은 하나 이상의 무역특혜협정에 가입하고 있으며, GATT 협정 제24조는 이를 용인하고 있다. GATT 협정 제24조는 GATT를 이끄는 기본원칙 중 하나인 MFN(Most Favored Nation)원칙에 대해 예외를 인정하는 조항이다²⁾. 이 조항에서는 새로운 무역특혜협정 가입으로 비(非)회원국에 대한 무역장벽을 가입 전보다 높여서는 안된다고 명시하고 있다.

GATT는 무역특혜협정에 관해 관세동맹(Customs Union)과 자유무역협정(Free Trade Agreement) 두 가지 형태의 경제통합을 용인하고 있다. 관세동맹은 회원국간 무역에 대해 관세를 부과하지 않으며, 비회원국에 대해서는 회원국 공동의 관세(common tariffs)를 부과한다. 즉, 관세동맹에 가입한 회원국들은 동일한 재화에 대해 동일한 관세를 부과한다. 자유무역협정(이하 FTA)도 관세동맹과 마찬가지로 회원국간 무역에 대해 관세를 부과하지 않고, 비회원국에 대해서는 여전히 관세를 부과한다. 그러나 FTA가 관세동맹과 다른 점은 비회원국에 부과되는 관세의 크기는 각 회원국의 재량에 의해 조정할 수 있다는 것이다. 다시 말해, 관세동맹은 비회원국에 대해 동일한 공동관세를 부과하지만 FTA는 서로 다른 관세를 비회원국에 부과할 수 있다는 점이 다르다. 이러한 FTA의 특징으로 각 회원국들은 FTA 체결 후 자국에 가장 유리한 새로운 최적관세를 부과하려고 할 것이다.

FTA 체결에 따른 회원국의 최적관세 변화에 대한 기존 연구로는 Richardson(1993, 1995)이 있다. Richardson(1993)은 소국(small country)과 대국(large

2) GATT 제1조에 언급된 MFN원칙은 어느 한 국가에 부여하고 있는 혹은 부여할 특혜를 다른 국가에게도 동일하게 부여한다는 것이다. 이와 같은 GATT의 무차별 원칙(the principle of non-discrimination)은 Bagwell and Staiger(1999)가 규정하였듯이 상호주의원칙(the principle of reciprocity)과 함께 GATT를 이끄는 두 축이다.

country)이 FTA에 가입을 하였을 때 ‘대국은 관세를 변화시키지 않는다’ 라는 가정아래서 소국의 최적관세에 대하여 논하였다. 그의 결론은 소국이 관세수입을 증가시키기 위해 FTA 후 관세를 낮추지만 관세를 철폐하지는 않는다는 것이다. 그러나 대국의 관세가 고정되어 있다는 가정하에서 소국은 관세를 철폐하는 것이 최적의 정책이 된다. 그 이유는 상대회원국이 높은 관세로 인하여 높은 국내시장가격을 형성하고 있을 경우 소국의 생산자들은 비싼 상대국에 물건을 팔 것이다. 이러한 경우 소국의 기존 관세는 더 이상 자국 생산자를 보호하지 않으며, 다만 소비자에게 높은 가격으로 피해만 줄 뿐이다. 즉, 소국의 양(positive)의 관세는 소비에 대한 경제적 왜곡(consumption distortion)만을 가져오기에 무(無)관세 정책을 채택할 경우 관세수입 감소보다 소비자 잉여의 증가가 더 크다.

Richardson(1995)은 두 대국이 FTA에 가입한 후의 최적관세에 대해 논의하였다. 그는 두 대칭적인 대국의 유일한 내쉬균형(Nash equilibrium)은 두 나라가 영의 관세를 채택하는 것이라고 결론 지었다. 두 대국의 관세가 같은 수준일 때 그 중 한 국가가 관세를 상대국보다 아주 조금 낮게 낮출 경우, 자국 생산자는 상대적으로 더 값이 비싸진 상대국에 수출을 하게 되고 그 수출물량만큼 자국에서는 비회원국으로부터 수입을 해야 하므로 관세수입은 증가하게 된다. 반대로 관세가 상대적으로 높아진 국가는 상대 회원국의 수출로 인하여 그만큼의 관세수입이 감소한다. 이와같은 관세수입 차이로 두 나라의 후생함수³⁾가 두 나라의 관세가 동일한 점에서 비연속적 함수 관계를 나타내므로 두 대칭적인 대국의 유일한 내쉬(Nash)균형은 두 국가가 영의 관세를 채택하는 것이다.

본 논문은 Richardson(1993)과 같이 소국과 대국이 FTA를 체결한 후 비회원국에 대한 최적관세 변화에 대해 논하고자 한다. 본 논문은 Richardson(1993)과 달리 대국의 관세가 고정된 것이 아니라 대국도 역시 FTA후 최적의 관세를 부과하며, 이에 대한 소국의 최적의 관세정책도 살펴본다.

3) 후생함수는 소비자 잉여, 생산자 잉여, 그리고 관세수입의 합으로 나타난다.

정부의 목적함수는 Grossman and Helpman(1994, 1995a, 1995b)의 가중된 사회후생함수(political economy framework)를 이용하였다. 정부는 수익·비용 분석에 의해 최적관세를 부과하지만, 각 경제 집단에 대해 가중치를 달리하여 특별히 고려하는 집단에 대해 높은 가중치를 부여하여 그러한 집단에게로 소득이 재분배되게 무역정책을 시행한다. 예를 들어, 주어진 세계시장 가격하에서 관세를 부과하면 국내시장가격이 상승하여 소비자 잉여는 줄고 생산자 잉여와 관세수입은 증가하지만, 총 증가가 총 감소보다는 적은 경제적 왜곡이 생겨난다. 이러한 불이익에도 불구하고 정부가 만약 생산자잉여에 높은 가중치를 부여한다면, 양의 관세를 부과하려 할 것이다.

그러면 왜 정부는 생산자 집단에 높은 가중치를 부여하는가라는 의문이 생긴다. 이에 대해 Grossman and Helpman(1994, 1995a, 1995b)은 소비자들보다 생산자들은 정책에 따른 선거자금(policy-contingent campaign contribution) 제공 등의 로비(lobby)활동을 통하여 정부에 직·간접적으로 더 영향을 미치기 때문에, 정부도 각 집단에 대해 가중치를 달리하여 생산자 집단에게로 소득이 재분배되어 자신에게 오는 선거자금을 더욱 크게 한다고 설명한다. 소국의 경우 자국의 관세정책으로 교역조건(terms of trade)을 조정할 수 없으므로, 이와 같은 가중된 사회후생함수 도입으로 양의 관세 부과가 합리화될 수 있다⁴⁾.

본 논문의 결론은, 앞서 언급한 Richardson(1993, 1995)과 달리, 소국은 FTA하에서 비회원국에 대해 관세를 낮추거나 혹은 무관세 정책으로 전환하며, 대국은 비회원국에 대해 여전히 양의 관세를 부과하며 이를 높일 수도 있다는 것을 발견하였다. 특히 주목할 만한 것은 대국의 관세가 상승할 수 있다는 결과는 기존의 연구들에서 발견된 대국의 무역특혜협정 참여 후 관세의 하락과는 상이하⁵⁾.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 기본적인 모형과 FTA 가입

4) Richardson(1993)은 정부의 목적함수로 Hillman의 reduced-form Stigler-Peltzman political support function을 사용하였다. 이는 정부가 가중치를 부여한 자본가와 노동자의 효용을 극대화시킨다는 것이다.

5) Richardson(1995), Bagwell and Staiger(1999), 그리고 Magi(1999) 참조.

에 따른 소비자과 생산자 가격의 변화에 대해 살펴본다. 제3장에서는 FTA 가입 후 회원국들의 최적관세 변화에 대해 살펴본다. 최적관세의 변화를 살펴보기 위해 두 가지 경우로 나누어 두 국가가 동일 재화에 대해 기타 다른 나라들로부터 수입을 하는 경우와 동일한 재화에 대해 한 국가는 수출을 하고 상대 국가는 수입을 할 경우를 상정하여 살펴본다. 제4장에서 논문의 주요 내용을 요약한다.

II. 基本 模型

소국과 대국, 그리고 기타 다른 나라들(rest of the world)로 구성되어 있는 3국 모델을 가정하자. FTA 전(前) 각 나라들은 n 개의 재화를 교역하고 있으며 그 중의 몇몇 재화는 한 국가 혹은 두 국가에 의해 기타 다른 나라들로부터 수입하며 반면 다른 재화들은 수출을 하고 있다. 여기서 수송에 따른 추가적인 비용(transport cost)은 없다고 가정하자.

각 나라들은 MFN원칙에 입각하여 동일한 관세를 모든 교역국들에게 부과하고 있다. 국가 j 의 i 재화에 대한 국내시장가격 p_i^j 는 세계시장가격 P^W 에 관세 t_i^j 의 합으로 나타난다⁶⁾. 대국은 관세부과로 인해 교역조건(terms of trade)을 자의로 바꿀 수 있으나 소국은 그렇지 못하다. 그러므로 세계시장가격은 대국의 관세에 의해 결정되며 각 국가의 국내시장가격은 $P^L = P^W(t^L) + t^L$ 와 $P^S = P^W(t^S) + t^S$ 로 표시된다. 세계시장가격은 대국의 관세에 대해 감소함수이지만, 각 국가가 더 높은 관세를 부과하면 자국내 시장가격은 상승한다고 가정한다⁷⁾.

6) 여기서 관세 t_i^j 는 non-prohibitive이다.

7) 극단적인 Metzler's case와 Lerner's case는 제외한다. Gandolfo(1994), pp. 118~120 참조.

1. 國家의 目的函數

각 국가는 소비자 잉여(CS; Consumer Surplus), 생산자 잉여(PS; Producer Surplus), 그리고 관세수입(TR; Tariff Revenue)으로 이루어져 있는 사회후생을 극대화한다. 이 과정에서 국가는 가중된 사회후생(weighted social welfare) 함수를 사용하며, 생산자에 대해 특별히 고려하여 CS와 TR보다 더 높은 가중치를 PS에 부여한다고 가정하자⁸⁾.

목적함수는 간단한 선형함수로 나타낼 수 있으며, PS에 대해 γ 의 가중치를 부여한다.

$$W_i^j = CS_i^j + \gamma^j PS_i^j + TR_i^j, \quad \text{for } i=1, 2, \dots, n, \text{ and } j=S, L. \quad (1)$$

국가가 관세를 부과하는 이유는 첫째, 국가가 관세부과로 인하여 세계시장 가격을 조정할 수 있을 경우(terms of trade effect), 둘째, 국가가 각 경제집단에 대해 가중치를 달리하여 특별히 생산자 집단에 높은 가중치를 부여하는 경우(political economy consideration)로 나눌 수 있다. 전자의 경우 국가가 가중된 사회후생을 사용하지 않아도($\gamma=1$) 교역조건 개선에 따른 사회후생을 증가시키기 위해 양의 관세를 부과할 인센티브가 있으며, 후자는 교역조건 개선 효과 없이도 생산자 집단에 대해 높은 가중치($\gamma>1$)를 두어 양의 관세 부과로 가중된 사회후생을 증가시킬 수 있다⁹⁾. 본 논문에서는 교역조건을 개선시킬 수 없는 소국은 가중된 사회후생($\gamma^S>1$)을 극대화한다고 가정하여, 소국임에도 양의 관세를 부과하며, 논의의 편의를 위해 대국은 간단히 교역조건 개선효과만을 가지고 있다고 가정하자 ($\gamma^L=1$).

8) Baldwin(1987) 참조.

9) Staiger(1995) 참조.

2. FTA 加入 後 消費者 및 生産者 價格 變化

이제 FTA 가입 후 소비자와 생산자의 시장가격이 어떻게 변화하는지 논의 해 보자. FTA 가입으로 인한 가격 효과만을 보기위해 두 국가(A와 B)는 FTA 가입 전(前) 동질적인(homogeneous) 상품 X를 기타 다른 나라들로부터 수입하고 있다고 가정하자¹⁰⁾.

국가 i 는 X 재화에 대해 관세 t^i 를 부과하고 있으며, 국내시장가격은 p^i ($= p^W + t^i$), 수요와 공급은 $D^i(p^i)$ 와 $S^i(p^i)$ 로 표시된다.

여기서는 $t^A > t^B \geq 0$, 즉, $p^A > p^B \geq p^W$ 인 경우를 가정하고 분석해 보자. 위의 가정 아래서 B국의 생산자는 자국의 가격보다 높은 A국에 X재화를 판매하려 할 것이다¹¹⁾. 하지만 반대로 A국의 생산자는 가격이 낮은 B국에 X재화를 판매하지 않는다.

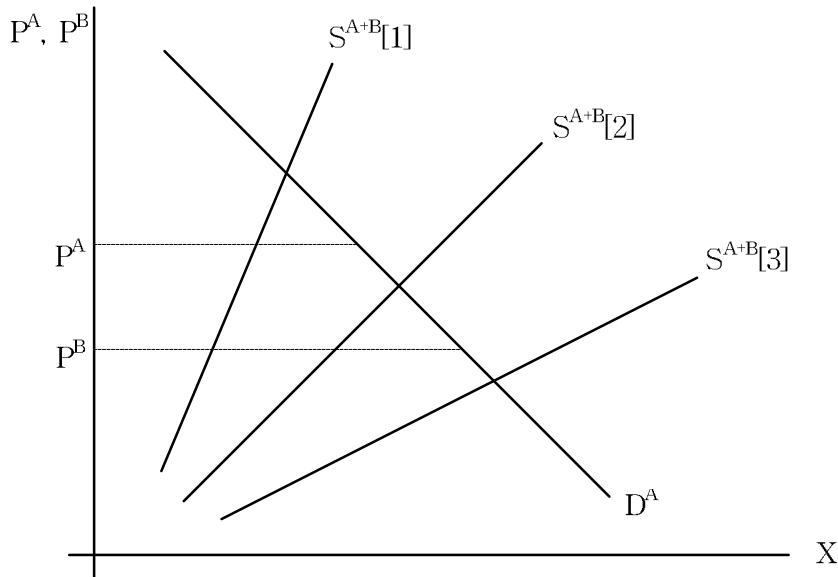
[그림 1]은 A국의 수요곡선과 양국(A와 B국)의 가능한 모든 총공급곡선 S^{A+B} 을 나타낸다.

첫째, A국의 FTA 가입 전 국내시장가격인 p^A 에서 양국의 총생산이 A국의 수요를 충족시키지 못한다고 가정하자. 이 가정은 [그림 1]에서 총공급곡선 S^{A+B} [1]을 의미한다.

10) 만약 두 나라가 X재화를 수출하고 있을 경우 FTA는 이들 국가의 국내시장가격과 생산량에 아무런 영향을 미치지 못한다. 그 이유는 두 국가의 수출재 국내가격은 세계시장가격과 동일하여 FTA에 따른 상품판매의 재분배는 없다. 그러나 최소한 어느 한 국가가 X재화를 수입하고 있을 경우 두 국가의 국내시장가격이 다르기에 FTA는 그 재화를 수입하고 있는 국가의 시장가격에 영향을 준다.

11) FTA가 널리 확산되면서 원산지규정(Rules of Origin)은 FTA체결에 있어서 핵심 쟁점사항으로 떠올랐다. FTA에서 원산지규정이 없을 경우 비회원국들은 FTA 회원국 중 관세율이 가장 낮은 회원국을 통해 여타 회원국으로 수입품을 재판매하게 된다. 따라서 가장 낮은 관세율이 해당 FTA의 대외 관세율이 되며 그 밖의 회원국의 대외 관세율은 무의미하게 된다. 본 논문에서는 완벽한 원산지규정, 즉, 회원국 간의 교역은 해당 회원국에서 생산한 것에 한해 무세의 혜택을 받는다고 가정한다.

[그림 1]



$$\text{가정[1]} \quad S^A(P^A) + S^B(P^A) < D^A(P^A).$$

이 경우 A국은 FTA 체결 후에도 기타 다른 나라들로부터 계속 X재화를 수입하여 A국의 국내시장가격은 변동이 없다. B국의 생산자는 전량 값이 비싼 A국에 수출하기 때문에 B국의 소비자는 전량 기타 다른 나라들로부터 수입하여 국내소비를 충족시킨다. 즉, FTA로 인하여 A국과 B국의 소비자는 FTA 전과 같이 서로 다른 국내시장가격을 지불하지만, 양국의 생산자는 동일한 가격(값비싼 A국의 국내시장가격)을 받게 된다.

둘째, 반대로 양국의 총생산이 A국의 수요를 충분히 충족시킨다고 가정하자. 이 가정은 [그림 1]에서 총공급곡선 $S^{A+B}[3]$ 을 의미한다.

$$\text{가정[2]} \quad S^A(P^B) + S^B(P^B) > D^A(P^B).$$

B국의 생산자는 우선 값비싼 A국에 수출을 하나 A국의 국내시장가격은 초과 공급으로 인하여 하락하여 B국의 국내시장가격과 동일할 때까지 하락한

다¹²⁾. 따라서 B국의 생산자는 양국가에 X재화를 판매한다. A국은 더 이상 기타 다른 나라로부터 수입을 하지 않지만, B국은 A국에도 X재화를 판매하기에 전보다 더 많은 양을 기타 다른 나라로부터 수입하게 된다. 그러므로 FTA로 인하여 B국의 소비자와 생산자의 가격은 변화가 없지만, A국의 국내시장가격은 하락하게 되며, 양국의 소비자와 생산자의 시장가격은 동일하게 된다.

위의 두 경우를 요약하면 FTA 후에도 양국이 서로 다른 소비자 가격을 가질 수 있으나, 생산자 가격은 FTA 체결 후 동일하게 된다는 결론을 얻게 된다. 다시 말해 FTA 후 양국이 서로 다른 관세를 비회원국에 부과하여도 회원국의 생산자들이 받는 가격은 항상 동일하게 된다.

III. FTA 締結 後의 最適關稅

1. 서로 다른 關稅가 賦課되는 輸入 財貨

FTA 체결로 인한 각국의 최적관세에 대해 논의하여 보자. 앞서 언급하였듯이 FTA 후 각국은 회원국간 무역에 대해 관세를 부과하지 않으나, 비회원국에 대해서는 여전히 관세를 부과하며, 그 관세의 크기도 각 회원국의 재량에 의해 조정할 수 있다. 이러한 FTA의 특징으로 각 회원국들은 FTA 체결 후 자국에 가장 유리한 최적의 관세를 부과하려고 할 것이다.

FTA 체결 전 소국과 대국은 동질적인(homogeneous) 상품 X재화와 또 다른 동질적인(homogeneous) 상품 Y재화를 기타 다른 나라들로부터 수입하고 있다고 가정하자. 대국은 X재화에 대해 소국보다 높은 관세를 부과하고 있으며, 반대로 소국은 Y재화에 대해 대국보다 높은 관세를 부과하고 있다고 가정하자. 이 가정으로 FTA 체결 후 소(대)국은 X(Y)재화를 값이 비싼 대(소)국

12) 만약 B국의 국내시장가격보다 더 하락할 경우 B국의 생산자는 값싼 A국에 판매하지 않고 자국에 판매를 하므로, A국의 시장가격은 결국 B국의 시장가격과 동일하게 된다.

에 수출을 하게 될 것이다. 양국가는 두 X와 Y재화를 제외한 나머지 $n-2$ 재화는 기타 다른 나라들에 수출한다고 가정하자. 두 국가가 동일하게 수출을 하는 재화는 FTA로 인하여 국내시장가격과 생산량 등에 변화가 없으므로, 이 가정으로 FTA 후 X재화와 Y재화의 최적관세 변화만을 살펴보면 된다. 양국가는 주어진 초기 관세를 수준하에서 동시에 FTA 이후의 최적관세를 결정한다.

마지막으로 두 국가가 서로 교역을 할 때 한 국가의 생산량은 다른 국가의 수입수요를 충족시키지 못한다는 가정[1]을 가정하자.

가. 低關稅 賦課 財貨

상대국보다 낮은 관세를 부과함으로써 국내시장가격이 상대적으로 낮은 재화를 저(低)관세 부과 재화라 하자. 저관세 부과 재화를 생산하는 생산자는 FTA 체결로 더 비싼 가격을 받을 수 있는 상대국에 관세 부담 없이 전량 수출을 하게 되며, 소비자의 수요는 전량 기타 다른 나라들로부터 수입되어 충족된다. 따라서 저관세를 부과하는 국가의 PS는 더 이상 자국의 관세에 영향을 받지 않게 되어 FTA 후 저관세 국가는 PS 고려 없이 오직 CS와 TR만을 극대화시킬 수 있는 최적관세를 찾게 된다. 이러한 분석하에서 우선 소국의 저관세 부과 재화(X)의 최적관세에 대해 살펴보자.

PROPOSITION 1. 소국이 상대국보다 더 낮은 관세를 X재화에 부과하고 있다고 가정하자. 주어진 상대국의 기존의 관세(pre-FTA tariff) 수준 아래에서, FTA 체결 후 소국의 최적관세는 무(無)관세이다.

증명 : 상대국의 주어진 기존 관세(pre-FTA tariff) 수준 아래에서, 소국은 $t^S < t^L$ 제약조건을 만족하고 가증된 사회후생을 극대화하는 최적관세 t^{S*} 를 찾을 수 있다. 만약 소국이 위의 제약조건 밖에서 ($t^S \geq t^L$) 최적관세를 찾는다고 가정하자. 이러한 새로운 제약조건하에서 소국은 고(高)관세 국가로서, 상대국의 수출로 TR의 감소만을 가져오므로 FTA에 따른 이득은 없다. 그러므로 상대국보다 높은 관세 $t^S (\geq t^L)$ 는 최적관세가 될 수 없다.

$t^{S*} < t^L$ 라는 제약조건하에서 소국의 생산자는 전량 대국에 판매를 하여 소국의 PS는 대국의 국내가격 함수로 표시된다. 소국의 국내수요는 전량 기타 다른 나라들로부터 수입되어 충족된다. 소국의 목적함수는 다음과 같다.

$$W^S = CS(p^S) + \gamma^S PS(p^L) + t^S D^S(p^S).$$

소국은 아래의 방정식에서 최적관세를 찾을 수 있다.

$$\begin{aligned} \underset{t^S}{\text{Max}} \quad & W^S = CS(p^S) + \gamma^S PS(p^L) + t^S D^S(p^S) \\ & = CS(p^W + t^S) + \gamma^S PS(p^W + t^L) + t^S D^S(p^W + t^S) \\ \text{s.t.} \quad & t^S \leq t^L \end{aligned}$$

PS가 소국의 관세에 영향을 받지 않기에 소국의 양의 관세는 단지 소비에 대한 경제적 왜곡만을 초래하므로 무관세 정책이 FTA 체결 후 최적의 관세정책이 된다. Q.E.D.

현재 많은 소국들이 자국의 후생을 증가시키기 위해 양의 관세를 부과하고 있다. 교역조건 개선 효과만을 볼 때 소국으로서 양의 관세 정책은 최적의 정책으로 설명되지 못한다. 이를 설명하기 위해 국제무역학자들은 가중된 사회후생의 개념을 이용하여 정부가 각 집단에 다른 가중치를 부과하여 특정 집단에 소득을 재분배하고자 할 때, 양의 관세가 최적의 관세 정책이 될 수 있음을 밝혔다. 그러나 경제학자들에게 새롭게 등장한 퍼즐은 소국이 기존의 가중된 사회후생함수를 그대로 유지하면서도 관세를 낮추거나 혹은 무관세정책을 채택한다는 것이다. 다시 말해 가중된 사회후생함수에서 최적이던 양의 관세가 동일한 목적함수하에서 이제는 무관세 정책이 최적의 관세정책이 된 것이다. 이렇게 새롭게 등장한 퍼즐에 대해 앞의 Proposition 1은 한 가지 해답을 제시하고 있다. Proposition 1은 소국이 FTA에 가입함으로써 생산자 집단에 특별한 가중치를 부여함에도 불구하고 무관세 정책이 최적의 관세정책이 될 수 있음을 보이고 있다.

다음으로 대국의 저관세 분야(Y)의 최적관세를 살펴보자. 대국도 역시 생산량 전부를 소국에 관세 부담 없이 수출을 하게 되며, 대국의 국내수요는 기타 다른 나라들로부터의 수입에 의존하게 된다. 따라서 대국도 CS와 TR만을 고려한 최적관세를 부과한다. 하지만 대국은 세계시장가격에 영향을 미칠 수 있으므로 소국의 경우와는 다르다. 일반적으로 관세를 부과하게 되면, 소비와 생산에 경제적 왜곡이 생기게 된다. 이러한 경제적 왜곡보다 교역조건 개선에 따른 이득이 많을 경우 양의 관세를 부과하게 된다. FTA 체결 후 대국은 관세의 부과로 단지 소비에 대한 경제적 왜곡(consumption distortion)만 생기게 되며, 생산에 대한 경제적 왜곡(production distortion)은 없다. 또한 국내수요는 전량 기타 다른 나라들로부터 수입하기에 교역조건 개선에 따른 이득은 항상 소비에 대한 경제적 왜곡비용보다 크므로, 대국은 FTA 체결 후 항상 양의 최적관세를 부과한다. 다음의 Proposition 2는 이러한 주장을 증명한다.

PROPOSITION 2. FTA 가입 전 대국이 상대국보다 더 낮은 관세를 Y 재화에 부과하고 있다고 가정하자. 주어진 상대국의 국내시장가격 아래에서, FTA 체결 후 대국의 최적관세 정책은 양(positive)의 관세를 채택하는 것이다.

증명: 주어진 상대국의 국내시장가격하에서, 대국은 $P^L < P^S$ 제약조건을 만족하고 사회후생을 극대화하는 최적관세 t^{L*} 를 찾을 수 있다. 만약 대국이 위의 제약조건 밖에서 ($P^L \geq P^S$) 최적관세를 찾는다고 가정하자. 이러한 새로운 제약조건하에서는 대국은 고(高)관세 국가로서, 상대국의 수출로 단지 TR만 감소하므로 FTA 가입에 따른 이득은 없다. 그러므로 상대국보다 높은 가격 $P^L (\geq P^S)$ 은 최적관세가 될 수 없다.

$P^L < P^S$ 라는 제약조건하에서 대국의 생산자는 전량 소국에 판매를 하며 이들의 PS는 소국의 국내가격 함수로 표시된다. 대국의 소비자는 전량 기타 다른 나라들로부터 수입하여 소비를 충족시킨다. 대국의 목적함수는 다음과 같다.

$$W^L = CS(P^L) + PS(P^S) + t^L D^L(P^L).$$

대국은 아래의 방정식에서 최적관세를 찾을 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Max}_{P^L} \quad & W^L = CS(P^L) + t^L D^L(P^L) \\ \text{s.t} \quad & P^L < P^S \end{aligned}$$

대국이 양의 관세를 부과하기 위한 충분조건은 주어진 수요 및 공급함수하에서 $t^L=0$ 에서 $\partial W^L / \partial t^L > 0$ 이다. 위의 목적함수를 미분하면,

$$dW^L = [-D^L]dP^L + t^L[dD^L] + dt^L[D^L].$$

$P^L = P^W(t^L) + t^L$ 를 전미분하면 $dP^L = dP^W + dt^L$, 여기서 $dP^W = \{\partial P^W(0) / \partial t^L\} dt^L$ 이기에 위의 식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\left. \frac{dW^L}{dt^L} \right|_{t^L=0} = [-D^L] \{ \partial P^W(0) / \partial t^L \}.$$

위의 식은 항상 양이 되는데 이는 국내수요는 항상 양이며 ($D^L > 0$), 대국의 관세변화에 대해 세계시장가격은 음의 관계를 나타내기 때문이다 ($\partial P^W(0) / \partial t^L < 0$). 그러므로 대국은 FTA 체결 후 최적관세로 항상 양의 관세를 부과한다. Q.E.D.

Proposition 2는 소국과는 정반대의 결론을 유도하고 있다. FTA 체결 후 소국과 대국은 모두 상대국에 자신의 저관세 재화를 수출하며, 이로 인해 자국의 관세는 자국의 생산자에게는 아무런 영향도 미치지 못한다. 이러한 상황에서 양국은 CS와 TR을 극대화하는 최적관세를 찾는데 소국은 무관세를, 대국은 양의 관세를 부과하는 것이 최적의 관세정책이 됨을 보였다. 이와 같이 동일한 목적함수에서 서로 다른 결론이 나오는 이유는 그 나라가 세계시장가격에 어떠한 영향을 미치는가에 달려있다.

그러면 대국이 FTA 체결 후 여전히 양의 관세를 유지한다면 그 관세는 기존의 수준(pre-FTA tariff)보다 높을 것인가 아니면 낮을 것인가라는 의문이 생기게 된다. 이에 대한 해답은 교역조건 개선에 따른 이득이 항상 소비에 대

한 경제적 왜곡 비용보다 크므로, 대국은 FTA 체결 후 관세를 올릴 인센티브가 충분히 있다.

PROPOSITION 3. $P_{Y1}^L < P_{Y2}^S$ 라는 제약하에서 FTA 체결 후 관세(post-FTA tariff) t_{Y2}^L 가 FTA 체결 전 관세(pre-FTA tariff) t_{Y1}^L 보다 높다¹³⁾.

증명: 주어진 $P_{Y1}^L < P_{Y2}^S$ 제약하에서¹⁴⁾ 앞의 Proposition 2에 의해 더 높은 관세 부과는 대국의 사회후생을 증가시킨다. 그러므로 대국은 $P_{Y2}^L = P_{Y2}^S - \epsilon, \epsilon > 0$ 을 만족시키는 t_{Y2}^* 를 최적관세로 부과한다. Q.E.D.

Proposition 3의 결과는 Richardson(1995), Bagwell and Staiger(1999)의 연구결과와는 상반된다. 또한 GATT 협정문 제24조에서 언급한 “(FTA) 체결 후에도 교역에 대한 장벽을 더 높이지 않는다¹⁵⁾.”라는 조항에 부합하지 않는다. GATT 제24조에 대한 현실적 실행성에 있어서는 여러 차례 논란이 되어왔다¹⁶⁾. 한 예로 GATT working party 의장인 Ambassador David Hawes는 “관세동맹 또는 자유무역협정에 대한 50번이 넘는 조사에서 이러한 경제협약이 GATT 규정에 부합된다고 만장일치로 결론을 내리지 못하였다. 하지만 GATT 규정에 부합되지 않는다고 결론 내리지도 못하였다”라고 언급하고 있다.

대국의 FTA 가입 후 최적관세 변동은 소국의 후생에도 영향을 미친다. 대국이 자국의 관세를 올릴 경우 그 품목에 대한 세계시장가격은 하락하게 된다.

13) 아래첨자 1은 FTA 가입 전(pre-FTA)을 의미하며, 아래첨자 2는 FTA 가입 후(post-FTA)를 의미한다.

14) 만약 $P_{Y1}^L > P_{Y2}^S$ 라 하자. 이는 Y재화에 대한 대국의 국내시장가격이 소국보다 높으며, 이로 거꾸로 소국이 Y재화를 대국에 판매한다. 이러한 상황에서 대국은 사회후생에서 손실만을 보게 되며 결국 X재화와 Y재화 모두에 대해 손해를 보아 대국은 이와 같은 FTA에 가입을 하지 않을 것이다. 다시 말해, 위의 조건은 대국이 FTA에 가입하기 위한 필요조건이다.

15) “... shall not on the whole be higher or more restrictive than the general incidence of the duties and regulations of commerce applicable in the constituent territories prior to the formation of (an FTA).”

16) McMillan(1993) 참조.

그러므로 소국은 아무런 대가 없이 교역조건 개선 효과로 TR을 증가시킬 수 있으므로, 소국의 후생을 증가시킬 수 있다.

나. 高關稅 賦課 分野

앞서 저(低)관세를 부과하고 있는 분야의 최적관세에 대해 살펴 보았다. 한 국가가 낮은 관세를 부과하고 있으면, 대칭적으로 상대국은 고(高)관세를 부과하게 된다.

FTA에 가입 전, 각 국가는 경제적 왜곡에 따른 비용과 관세부과에 따른 이득을 고려하여 최적관세를 결정한다. 그러나 FTA 가입 후 각 국가는 여기에 덧붙여 또 다른 효과: 상대국의 무임승차 문제(free rider problem)를 고려해야 한다. 고관세를 부과하고 있는 나라는 저관세를 부과하고 있는 상대국의 수출을 막을 수가 없으며, FTA로 인하여 상대국의 수출에 대해서도 관세를 부과할 수 없기에 관세 수입은 그만큼 감소하게 된다. 이러한 관세 수입 감소에 따른 상대국의 무임승차 문제는 또 다른 비용으로 작용하며, 이러한 비용을 줄이기 위해서는 관세를 낮추는 것이 FTA 후에 취할 수 있는 최적의 관세 정책이다. 만약 관세를 더욱 높이면, 상대국으로부터 더 많은 수입을 유도할 것이다. 다음의 Proposition 4는 이를 증명하며, 소국에 대해서도 같은 논리를 적용시킬 수 있다.

PROPOSITION 4 대국 생산자의 공급함수는 우상향한다고 가정하자 ($S(t) > 0$ 이고, $t \geq 0$ 하에서 $S'(t) > 0$). 주어진 상대국의 기존 관세(pre-FTA tariff) 수준에서, 대국의 FTA 체결 후(後) 관세(post-FTA tariff) t_2^* 는 FTA 체결 전(前) 관세(pre-FTA tariff) t_1^* 보다 낮다.

증명: FTA 체결 전 대국은 국내시장의 초과 수요로 인하여 기타 다른 나라들로부터 수입을 하고 있다. 이때 대국의 목적함수는 다음과 같다.

$$W_1 = CS(P^L) + PS(P^L) + t^L [D(P^L) - S(P^L)] \tag{2}$$

식 (2)를 극대화시키는 최적관세(pre-FTA optimal tariff) t_1^L 이 존재한다고 가정하자. FTA 체결 후, 상대국이 대국에 관세부담 없이 수출을 하므로 이러한 새로운 경제적 제약하에서 대국은 새로운 최적관세(post-FTA optimal tariff) t_2^L 를 결정한다. t_2^L 는 다음의 목적함수를 극대화시킨다.

$$W_2 = W_1 - t^L S^S(P^L) \quad (3)$$

식 (2)와 식 (3)의 사회후생 차이는 $S^S(\cdot)$ 이다. 1계 조건(first order condition)을 이용하여 식 (2)와 식 (3)을 다시 나타내면,

$$W_1'(t_1^L) = W_1'(t_2^L) - S^S(t_2^L) - t_2^L \{S^S'(t_2^L)\} = 0$$

우상향하는 공급곡선을 가정할 경우 $S(t_2^L) > 0$ 이고 $S'(t_2^L) > 0$ 이므로 $W'(t_1^L) < W'(t_2^L)$ 이다. 그러므로 t_2^L 는 t_1^L 보다 낮다($t_2^L < t_1^L$). Q.E.D.

Proposition 4를 소국에 적용을 해도 동일한 결과를 얻게된다. 즉, FTA 회원국들은 FTA 체결 후 고관세 분야에서는 관세를 낮추게 된다. 그러면, 각 회원국은 FTA 가입 후에 무관세를 택할 수 있을까 라는 의문이 생기게 된다. 소국은 가중된 사회후생을 목적함수로 가지고 있으며 가정[1]하에서는 항상 양의 관세를 부과하는 것이 최적의 관세 정책이 되므로 소국은 고관세 분야에서 양의 관세를 고수할 것이다. 그러면, 대국도 FTA 가입 후 항상 양의 관세를 부과하는지 생각해보자. 이 의문의 중요성은 Richardson(1995)의 결론에 의하면 두 대국이 무관세를 택하는 것이 내쉬균형(Nash equilibrium)이 된다는 결론과 결부시켜 논의할 수 있다. Richardson이 이와 같은 결론을 얻게 된 이유는 양의 관세를 부과했을 때 벌어지는 교역조건 개선에 따른 이득보다는 양의 관세를 부과함으로 인한 상대국의 무임승차 비용이 더 큰 것으로 나타났기 때문이다. 하지만 상대국이 소국인 경우 무임승차에 따른 비용이 크지 않을 수 있으며 따라서 여전히 양의 관세를 부과할 인센티브가 있다고 생각된다.

FTA 체결 후 대국의 목적함수는 다음과 같다.

$$W^L = CS(P^L) + PS(P^L) + t^L [D^L(P^L) - S^L(P^L) - S^S(P^L)] \quad (3)$$

주어진 수요와 공급곡선하에서, $t^L=0$ 에서 $\partial W^L / \partial t^L > 0$ 은 대국이 양의 관세를 부과하는 충분조건이 된다. 주어진 $P^L > P^S$ 제약조건하에서 식 (3)을 전미분하면

$$dW^L = [-D^L + S^L]dP^L + t^L [dD^L - dS^L - dS^S] + dt^L [D^L - S^L - S^S].$$

$P^L = P^W(t^L) + t^L$ 를 전미분하면 $dP^L = dP^W + dt^L$, 여기서 $dP^W = \{\partial P^W(0) / \partial t^L\} dt^L$ 이기에 위의 식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\left. \frac{dW^L}{dt^L} \right|_{t^L=0} = -[D^L - S^L] \{\partial P^W(0) / \partial t^L\} - [S^S].$$

소국의 생산량이 대국의 수입수요를 충족시키지 못한다는 가정[1]에 따라 $[D^L - S^L] > [S^S]$ 임을 알 수 있다. 대국이 양의 관세를 부과할 확률이 높은 경우는 ① 대국의 관세변화에 따른 세계시장가격의 변화폭 $\{\partial P^W(0) / \partial t^L\}$ 이 크면 클수록, ② 대국의 기타 다른 나라들로부터의 수입수요 $[D^L - S^L]$ 가 크면 클수록, 그리고 ③ 소국의 생산량 $[S^S]$ 이 작으면 작을수록 등이다. 대국이 양의 관세를 부과한다는 의미는 상대국이 소국이기때문에 교역조건 개선에 따른 이득이 경제적 왜곡과 상대국의 무임승차에 따른 비용보다 클 수 있음을 의미한다.

위의 결과들을 다음의 표에서 요약한다.

	FTA 가입 전(前)	FTA 가입 후(後)
소 국	$t_1^S < t_1^L$ $t_1^S > t_1^L$	$t_2^S = 0$ $t_2^S < t_1^S$
대 국	$t_1^L < t_1^S$ $t_1^L > t_1^S$	$t_2^L > 0$, 그리고 $t_2^L \leq t_1^L$ $t_2^L < t_1^L$

2. 輸入 財貨와 輸出 財貨

이제는 각 국가가 서로 다른 재화에 대해 비교우위를 가지고 있는 경우를 살펴보자. 구체적으로 소(대)국은 X(Y) 재화에 대해 비교우위를 가지고 있어 이 재화를 수출하고 Y(X) 재화는 수입한다.

이번 장에서는 가정[1]과 가정[2]를 동시에 사용하여 분석하겠다. 대국의 수입 재화에 대해 가정[1]을 적용하여 대국의 국내수요는 아주 크기에 소국은 대국의 수입수요를 충족시키지 못한다고 가정하자. 반대로 대국의 수출 재화에 대해 가정[2]를 적용하여 대국의 수출재에 대한 공급량은 아주 크며, 이는 소국의 수입수요를 충분히 충족시킨다고 가정하자. 이러한 두 가정들은 대국이 수입재와 수출재에 대해 대국의 위치를 유지하게 한다.

위의 가정들은 아래의 식으로 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} S^S(P^L) + S^L(P^L) < D^L(P^L) & \quad \text{if } P^L > P^S, \\ S^S(P^S) + S^L(P^S) > D^S(P^S) & \quad \text{if } P^L < P^S. \end{aligned}$$

가. 輸出財

X재화를 수출하고 있는 소국의 국내시장가격은 세계시장가격과 동일하다. 이는 GATT 협정 제16조에 의해 수출재에는 보조금과 세금을 부과할 수 없다는 규정과 부합한다. FTA 체결 후 소국의 생산자는 값이 비싼 대국에 전량 수출을 하여 PS를 증가시킬 수 있다. 자국의 생산자가 대국에 전량 수출하기에 소국의 소비자는 전량 기타 다른 나라들로부터 수입을 하여 수요를 충족시킨다. 즉, 소국은 FTA 후 X재화를 수입하는 나라로 바뀌게 되며, 이에 따라 X재화에 대한 관세 부과를 고려할 수 있다. 이 경우 X재화에 대한 최적관세는 무관세를 부과하는 것이다. 이는 앞의 Proposition 1과 동일한 이유로서 FTA 후 소국의 생산자 잉여는 자국의 관세에 영향을 받지 않고, 또한 자국의 관세가 세계시장가격에 영향을 미치지 않으므로 소국은 CS와 TR만을 고려하

여 무관세 정책을 채택한다.

대국도 역시 자신의 수출재를 우선 값이 비싼 소국에 수출한다. 가정 [2]에 따라 소국의 국내시장이 협소하고 대국의 수출 물량은 크므로, 소국의 국내시장가격 P_Y^S 에서 초과공급이 발생하여 소국의 국내시장가격은 하락한다. 따라서 소국의 국내시장가격은 대국의 국내시장가격, 다시 말해 세계시장가격과 동일해질때까지 하락한다($P_Y^S = P_Y^L = P_Y^W$)¹⁷⁾.

$$S_Y^S(P_Y^S) + S_Y^L(P_Y^S) > D_Y^S(P_Y^S), \quad \text{where } P_Y^S = P_Y^L = P_Y^W.$$

이로서 대국은 소국과 기타 다른 나라들에 자국의 수출재를 수출하며, FTA 전과 동일한 가격(세계시장가격)을 받으므로 PS의 증감은 없다. 대국의 국내시장가격도 역시 변화가 없으므로 소국과 달리 FTA 체결로 인한 대국의 수출재 분야는 득도 실도 없다.

나. 輸入財

대국은 앞의 고관세 분야와 동일하게 상대국의 수출에 따른 무임승차 문제로 Proposition 4가 제안한 바와 같이 관세를 하락시키면서 여전히 양의 관세를 유지한다.

소국의 경우 대국의 수출로 소국의 국내시장가격은 대국과 동일한 세계시장가격이 된다. 그러면 소국은 이러한 무관세 정책과 동일한 상태를 유지할 것인가 아니면, 가중된 사회후생합수를 가지고 있으므로 후생을 증가시키기 위해 다시 양의 관세를 부과할 것인가가 의문으로 남는다.

PROPOSITION 5. 만약 FTA 가입 전(前) 대국의 수출재에 대해 소국이 관세를 부과하였다고 가정하자. FTA 후(後) 동일한 재화에 대하여 소국이 비

17) 만약 대국의 국내시장가격보다 더 하락할 경우 대국의 생산자는 값싼 소국에 판매하지 않고 자국에 판매를 하므로, 소국의 시장가격은 결국 대국과 동일하게 된다.

(非)회원국에 부과하는 관세는 소국의 목적함수를 증가시킬 수 없다.

증명: 소국은 PS에 가중치를 부여하는 가중된 사회후생함수를 목적함수로 가지고 있으므로, FTA 가입 전(前) 양의 관세는 자국의 목적함수를 증가시킨다. 이와같은 이유로 소국이 FTA 가입 후(後)에도 양의 관세를 부과하였다고 가정하자. 이러한 양의 관세는 소국의 국내시장가격을 상승시키고 대국의 수출을 증가시킨다. 가정[2]에 따라 대국의 생산량은 소국의 수입수요를 충족시키므로 소국의 시장가격은 초과공급으로 다시 세계시장가격수준으로 하락한다. 그러므로 소국의 양의 관세는 FTA 가입 후 자국의 목적함수를 증가시킬 수 없다. Q.E.D.

수출재와 수입재 분야의 총 후생변화를 살펴보면, 소국의 경우 그 후생변화가 애매하다. 소국의 수출재 분야는 이득을 보게 되지만 수입재 분야는 후생이 감소하여 전체적인 후생의 변화는 애매하다. 전자의 이득이 후자의 손실보다 클 경우 소국은 FTA에 가입할 것이다. 다시 말해 FTA는 GATT 규정에 의해 보호받지 못하는 수출재 분야¹⁸⁾를 보호해 주며, 이 이득이 기존의 보호를 받는 수입재 분야의 손실보다 크다면 FTA가 성립하게 된다.

하지만 대국의 후생은 FTA 가입으로 하락한다. 이는 수출재 분야에서 소국의 국내시장가격이 하락하기 때문에 아무런 득실도 볼 수 없으며, 수입재 분야에서는 후생의 손실을 보기 때문이다. 이러한 이유로 전세계 시장에서 커다란 공급자로서 대국의 위치에 있는 국가는 작은 국내시장을 가진 소국과의 FTA 체결에는 이득이 없다고 하겠다.

18) GATT 협정 제16조에는 수출재에 대해 직·간접적으로 수출을 이롭게 하는 어떠한 형태의 보조금도 금지하고 있다.

IV. 結 論

본 논문에서는 소국(small country)과 대국(large country)이 자유무역협정(FTA)을 체결한 후 비(非)회원국에 대한 최적관세 변화에 대해 논하였다. 이 논문은 Grossman and Helpman의 가중된 사회후생함수(political economy framework)를 이용하였으며, 그 결론으로 소국은 FTA 가입 후 비회원국에 대한 외부관세를 낮추거나 혹은 무(無)관세 정책으로 전환하며 대국은 비회원국에 대해 양(positive)의 관세를 지속적으로 부과하며 관세를 높일 수도 있다는 것을 발견하였다. 이러한 결과는 Richardson(1993, 1995), Bagwell and Staiger(1999)와 Magi(1999) 연구들과는 상이하다.

이와 같은 결과를 얻게 된 배경을 간략히 요약해 보자. 첫째, 소국은 FTA 하에서 관세를 변경시킬 인센티브가 있다. 상대회원국이 높은 초기 관세(pre-FTA tariff)로 인하여 높은 국내시장가격을 형성하고 있을 경우 소국의 생산자들은 비싼 상대국에 물건을 팔려고 할 것이다. 이러한 경우 소국내의 기존 관세는 더 이상 자국 생산자를 보호하지 않을 것이며, 다만 소비자에게 높은 가격으로 피해만 줄 뿐이다. 그러므로 소국의 최적관세정책은 FTA하에서 관세를 철폐하는 것이다. 반대로 소국이 높은 관세부과로 인하여 상대회원국보다 높은 국내가격을 형성하고 있을 경우, 상대국은 소국에 무관세로 상품을 판매하게 된다. 이러한 무임승차 문제(free riding problem)로 인한 관세수입 감소를 줄이기 위해 소국은 기존의 관세를 낮추는 것이 FTA하에서 최적관세정책이 된다. 요약하여 정리하면, 소국은 FTA하에서 회원국에 대해서는 관세를 부과하지 않을 뿐만 아니라, 비회원국에 대해서도 기존의 관세를 없애거나 혹은 낮추는 정책을 펼친다는 결론을 얻게된다.

둘째, 대국은 FTA 체결 후 항상 양의 최적관세를 부과하는데 이는 대국이 교역조건을 자국의 관세수준에 따라 조정할 수 있기 때문이다. 대국이 동일 재화에 대해 상대국보다 높게 관세를 부과하고 있다면, 그 관세는 FTA 체결 후에 소국과 같이 무임승차에 따른 비용을 줄이기 위해 낮출 것이다. 하지만

대국이 낮게 관세를 부과하고 있다면, 대국은 소국과는 달리 이를 올릴 인센티브가 있다. 그 이유는 대국의 생산자는 모두 소국에 수출을 하기에 자신의 잉여는 자국의 관세에 영향을 받지 않는다. 이러한 상황에서 양의 관세는 교역조건을 개선시키며 소비에 대한 경제적 왜곡만을 가지고 온다¹⁹⁾. 따라서, 교역조건 개선에 따른 이득은 소비에 대한 경제적 왜곡 비용보다 항상 크기에 대국을 주어진 상대국의 관세에 따라 자국의 관세를 올릴 수 있다. 이와 같은 결과는 기존의 연구들에서 발견된 결론인 대국의 무역특혜협정 참여 후 관세의 하락과는 상이하²⁰⁾, FTA 가입 후 비회원국에 대한 관세에 대하여 규정한 GATT 협정 제24조에 소국은 부합하나 대국은 이를 위반할 수 있음을 시사하고 있다.

마지막으로 주목할 만한 결론은 소국이 FTA에 가입을 하게 되는 동기이다. 단순히 각 국가가 FTA 가입으로 손실보다 이득이 크다면 FTA에 가입을 할 것이다. 하지만 기존의 WTO/GATT 체제하에서 누릴 수 있는 사회후생보다 FTA 가입으로 인하여 무언가 더 얻는 것이 있다는 것은 현재 WTO/GATT 체제의 어떤 제약들이 국가들로 하여금 이와 같은 후생수준을 누리지 못하게 막고 있으며, 이러한 이유로 많은 국가들이 FTA에 가입하고 있다고 생각할 수 있다. 소국의 수출재와 수입재 분야의 총 후생 변화에 있어, 수출재 분야는 이득을 보게 되지만 수입재 분야는 후생이 감소한다. 전자의 이득이 후자의 손실보다 클 경우 소국은 FTA에 가입할 것이다. 다시 말해 FTA는 GATT 규정에 의해 보호받지 못하는 수출재 분야를 보호해 주며 이 이득이 기존의 보호를 받는 수입재 분야의 손실보다 크다면 FTA가 성립하게 된다²¹⁾.

19) FTA 가입 전 양의 관세부과는 교역조건 개선과 함께 소비뿐만 아니라 생산에 대한 경제적 왜곡을 가지고 온다.

20) Bagwell and Staiger(1999), 그리고 Magi(1999) 참조.

21) Cheung(1999) 참조.

參 考 文 獻

- Bagwell, Kyle and Robert Staiger, "An Economic Theory of GATT," *American Economic Review*, Vol. 89, 1999, pp. 215~248.
- Baldwin, Richard, "Politically Realistic Objective Functions and Trade Policy," *Economic Letters*, 24, 1987, pp. 287~290.
- Cheung, Jaeho, "Small Countries under a Free Trade Agreement-Why Do Small Countries Choose an FTA?," Working paper, University of Wisconsin-Madison, 1999.
- Gandolfo, Giancarlo, *International economics I*, 2nd ed. New York: Springer-Verlag, 1994.
- Grossman, Gene and Elhanan Helpman, "Protection for Sale," *American Economic Review*, Vol. 84, 1994, pp. 833~850.
- , "Trade Wars and Trade Talks," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, 1995, pp. 675~708. (a)
- , "The Politics of Free-Trade Agreements," *American Economic Review*, Vol. 85, 1995, pp. 667~690. (b)
- Maggi, Giovanni, "The Role of Multilateral Institutions in International Trade Cooperation," *American Economic Review*, Vol. 89, 1999, pp. 190~214.
- McMillan, John, "Does Regional Integration Foster Open Trade? Economic Theory and GATT's Article XXIV," K. Anderson and R. Blackhurt (eds.), *Regional integration and the global trading system*, London: Harvester Wheatsheaf, 1993, pp. 292~310.
- Richardson, Martin, "Endogenous Protection and Trade diversion," *Journal of International Economics*, 34, 1993, pp. 309~324.
- , "Tariff Revenue Competition in a Free Trade Area," *European Economic Review*, 39, 1995, pp. 1429~1437.

Staiger, Robert W., "International Rules and Institutions for Trade Policy,"
Grossman and K. Rogoff(eds.), *Handbook of international economics*,
Vol. 3, New York : Elsevier Science Publishing, 1995, pp. 1495~1551.

固定投資에 대한 財務制約假設 適用의 妥當性에 관한 研究

尹 鍾 仁*

要 約

정보 비대칭성이 있을 때 내부자금조달에 비해 외부자금조달은 더 어려울 것이므로 기업은 재무제약에 직면하게 될 것이고 따라서 고정투자는 내부자금의 이용가능성에 민감하게 의존하기 마련이다. 하지만 고정투자에 관한 토빈 q 모형을 이용하여 재무제약가설을 검증하였을 때 이를 지지할 만한 결과를 얻지 못하였는데, 이는 우리나라의 자금조달시장에 또 다른 문제가 존재함을 시사하는 것이다.

만약 자금조달시장에서 높은 자기자본비용을 지불하는 기업이 오히려 낮은 비용으로 타인자본을 조달할 수 있다면 재무제약가설의 타당성이 입증되기는 어려울 것이다. 재무제약가설 기각의 원인으로 자기자본비용과 타인자본비용의 일치성 부재를 설정하고 두 자본비용의 관계를 살펴 보았는데 유의한 (+)의 관계는 발견되지 않았으며 오히려 (-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

의외의 결과로 받아들여야 할 자기자본비용과 타인자본비용의 일치성 부재는 비효율적인 대출관행으로 알려진 문제와 관련이 있을 것이다. 하지만 이에 대한 명시적인 분석을 위해 여유현금흐름가설을 이용한 설명을 시도하였는데 검증결과에 따르면 주식 대리인비용이 주요 요인이라고 보기는 어려웠다.

* 천안대학교 경상학부, E-Mail : jiyoon@mail.chonan.ac.kr

I. 序 論

고정투자와 자금조달의 관계가 중요하게 인식되면서 고정투자에 관한 실증 연구는 기업재무론 관점에서도 중요한 관심사가 되어 왔다. 이는 고정투자에 관한 연구가 기업재무론의 연구성과를 이용하면서 더욱 발전할 수 있었다는 것을 의미하기도 하는데 이와 같이 고정투자결정에 있어 자금조달이 중요하게 다루어지고 있는 이유는 충분통계량(sufficient statistics)으로 알려져 있는 토빈 q 외에도 설명력을 가진 변수들의 존재가 확인되었기 때문이다. 대표적인 것으로는 내부자금의 조달 가능성을 의미하는 현금흐름 등이 그러한데 이를 설명하기 위해 재무제약(financial constraint)의 역할이 중요하게 다루어졌다.

Myers and Majluf(1984)의 자금조달순위이론(pecking order theory)을 이용하여 고정투자 연구에 도입된 재무제약가설에 따르면 정보 비대칭성에 따른 재무제약이 존재할 때 외부로부터의 자금조달비용은 내부자금조달비용보다 더 높을 것이므로 기업의 고정투자는 현금흐름(cash flow)에 민감하게 의존할 수밖에 없다는 것이다. 이와 같은 재무제약의 효과는 국내외의 여러 연구에 의해 이미 확인된 바 있지만 그에 대한 반론도 적지 않다. 즉, 국내 기업의 경우 고정투자에 대한 현금흐름의 효과가 재무제약을 입증할 만한 것은 아니라는 연구결과도 적지 않은 셈이다.

이에 본 연구는 1987~1996년간 263개 상장비금융법인의 재무제표를 이용하여 토빈 q 를 측정하고 이를 이용하여 재무제약가설의 타당성을 검증하고자 한다. 기초자료의 측정 및 고정투자방정식의 추정과 관련하여 표본기업의 추출은 결과에 대단히 큰 영향을 미치는 것으로 판단되는데, 본 연구에서는 자산재평가년도 및 결산일 등에서 일관성을 지닌 기업만을 표본으로 이용하여 이에 따른 편의를 제거하고자 노력하였다.

재무제약가설의 검증은 두 가지 방법에 의해 이루어졌는데 첫째는 증권가격의 변동에 따라 외부자금조달비용에 변동이 초래되었을 것이므로 외부자금조달비용이 높아졌다고 판단되는 시기에 현금흐름의 효과가 더 크고, 외부자금

조달비용이 낮아졌다고 판단되는 시기에 현금흐름의 효과가 더 작았는지를 검증한다. 이를 위해 연도별로 고정투자방정식을 횡단면 분석하고 이를 비교하는 방식을 이용하기로 한다. 둘째, 표본기업을 30대 재벌, 기타 재벌, 비재벌로 구분하고 재무제약이 더 작을 것으로 판단되는 30대 재벌의 경우가 재무제약이 더 클 것으로 판단되는 기타 재벌 혹은 비재벌의 경우보다 더 작은 현금흐름의 효과가 있었는지를 검증한다. 이를 위해 패널자료를 이용하여 기업군별로 고정투자방정식을 회귀분석하고 그 결과를 비교하는 방식을 이용한다.

검정결과에 따르면 재무제약가설이 채택될만한 근거는 나타나지 않았다. 이러한 결과는 이전의 연구에서도 제시된 바 있지만 본 연구는 이에 대한 명시적인 분석을 시도하고자 한다. 본래 재무제약가설의 실증적 타당성이 입증되기 위해서는 내부자금조달비용에 비해 외부자금조달비용, 특히 부채에 의한 자금조달비용이 충분히 더 높아야 한다. 하지만 이러한 견해는 금융시장이 효율적으로 자금을 배분한다는 전제 아래 성립될 수 있는 것이다. 만약 금융시장의 자금배분기능이 비효율적이어서 다른 기업과 비교할 때 내부자금조달비용은 높지만 타인자본비용은 더 낮은 상황이 발생한다면 이 기업에게 재무제약이 존재한다고 보기는 어려울 것이다.

재무제약가설 기각의 원인을 살펴보기 위하여 본 연구는 자기자본비용과 타인자본비용이 일치성(consistency)을 보여 왔는가를 검증한다. 만약 그렇지 않다면 부채시장과 주식시장의 평가가 상이할 수도 있다는 것을 의미한다. 따라서 기업간의 비교에 있어서 내부자금조달비용이 높은 기업이라고 하더라도 외부자금조달비용은 반드시 높지 않을 수 있을 것이다. 이 경우 정보 비대칭성이 엄연히 존재한다고 하더라도 재무제약가설이 채택되지 못하는 상황이 나타날 수 있다.

실제로 자기자본비용과 타인자본비용의 일치성은 확인되지 않았는데 의외의 결과로 받아들여야 할 현상을 설명하기 위하여 여유현금흐름가설(free cash flow hypothesis)을 이용한 검정을 시도한다. 본 연구가 설정한 가설에 따르면 여유현금흐름이 많은 기업의 경우 주식의 대리인비용이 크기 때문에 자기자본비용이 그만큼 높아지고 따라서 자기자본비용과 타인자본비용의 일치성이 약

화될 수 있지만, 여유현금흐름이 적은 기업의 경우 이러한 결과는 나타나지 않을 것이다. 여유현금흐름에 따라 표본기업을 구분하고 각 기업군별로 자기 자본비용과 타인자본비용의 관계를 추정할 결과 이 가설에 따른 설명이 채택되기는 어렵다고 보아야 할 것이다.

이하에서의 논의 순서는 다음과 같다. 우선 II장에서는 고정투자연구에 관한 이전의 연구를 요약하고 III장에서는 본 연구가 설정한 가설과 이를 검증하기 위한 연구방법에 대해 논의한다. 다음으로는 실증분석에 이용된 자료의 측정에 대해 설명하는데 여기에는 토빈 q 및 자본비용이 포함된다. 이를 기초로 하여 V장에서는 실증분석을 시도하고 그 결과를 제시하기로 한다.

II. 文獻 考察

토빈의 q 이론은 여러 연구에 의해 조정비용(adjustment cost)이 반영된 신 고전학과 이론으로 체계화되었으며 Hayashi(1982)에 의해 평균 q 가 한계 q 와 같아지는 가정이 정리됨으로써 경험적 연구의 근거가 확보되었다. 이에 따르면 q 는 고정투자에 대한 충분통계량(sufficient statistics)이어야 하지만 이외에도 설명력을 지닌 변수들이 확인됨으로써 새로운 연구의 필요성이 제기되었다. q 외에도 설명력을 지닌 대표적인 변수로는 매출액 혹은 현금흐름을 들 수 있는데 그 중에서도 현금흐름은 기업재무론 관점에서 중요하게 다루어져 온 문제이다.

Modigliani and Miller 이후 자본구조에 관한 연구는 자금조달시장의 정보 비대칭성에 주목하여 왔다. Myers and Majluf(1984)의 자금조달순위이론(pecking order theory)은 정보 비대칭성에 따른 재무제약(financial constraint)으로 인해 기업이 투자자금을 조달할 때 내부자금이 가장 우선시되며 다음으로 부채와 주식이 이용된다고 보는 이론이다. 따라서 고정투자를 설명하는 데 있어 현금흐름은 (+)의 설명력을 가질 수밖에 없는데, 이는 정보 비대칭성에 따른 재무제약 때문이다.

여러 실증연구는 이 이론을 지지한 바 있는데 Fazzari, Hubbard, and Petersen

(1988)과 Chirinko(1987)는 미국기업에 대한 연구에서, 그리고 Hoshi, Kashyap and Scharfstein(1991)과 Devereux and Schiantarelli(1990)는 일본기업과 영국기업에 관한 연구에서 각각 비슷한 결과를 얻었다. 이들은 정보 비대칭성이 클 것으로 판단되는 기업의 경우가 그렇지 않을 것으로 판단되는 기업의 경우에 비해서 고정투자가 현금흐름에 더 민감하게 반응할 것이라는 가설을 검증하였다. 이 때 판단기준으로는 배당성향이 낮은 기업일수록, 주거래은행(main bank)과 계열관계에 있지 않은 기업일수록, 역사가 짧은 기업일수록, 규모가 작은 기업일수록 정보 비대칭성이 크다는 견해가 이용되었다.

고정투자에 대한 현금흐름의 효과는 국내에서도 확인된 바 있는데, 신동령(1992), 윤봉한(1994)은 재벌그룹소속, 경영자의 소유지분과 배당성향 등을 기준으로 기업을 구분하고 기업군간의 차이를 발견함으로써 재무제약가설을 확인하였고 김주성(1997)은 재무제약가설과 함께 여유현금흐름가설(free cash flow hypothesis)의 검증을 시도하였지만 재무제약가설의 효과만을 확인하는데 그쳤다. 하지만 이에 대한 반론도 적지 않은 편이다. 김규형(1993)은 현금흐름효과의 기업군간 차이가 유의하지 않은 것으로 보고한 바 있으며, 김승환(1996)은 기업군간의 차이뿐만 아니라 경기변동국면에 따른 차이도 검증하였으나 유의한 결과를 얻지 못하였다.

토빈의 q 모형이 안고 있는 또 다른 문제는 Shiller(1981) 이래로 광범위하게 인식되어 온 증권가격의 과도한 변동성(excess volatility)이다. 즉 증권가격이 상승하는 시기에는 기초요인(fundamentals)이 의미하는 수준 이상으로 과도하게 증권가격이 상승하며, 증권가격이 하락하는 시기에는 기초요인이 의미하는 수준 이하로 과도하게 증권가격이 하락한다는 점이다. 토빈 q 는 증권시장가격을 근거로 측정되는 것이므로 과도한 변동성에 종속되지 않는다고 보기는 어려울 것이다. 이에 대해 Morck, Shleifer and Vishny(1990)와 Blanchard, Rhee and Summers(1991)는 기초요인의 측정치가 포함되었을 때 시장가격에 근거한 토빈 q 의 설명력이 감소함을 보인 바 있는데 이 결과는 고정투자가 증권가격의 과다 변동성에 의해 좌우된다고 보기 어렵다는 것을 의미한다.

다만 이 문제와 관련하여 본 연구가 주목하고자 하는 것은 증권가격이 기초

요인이 의미하는 수준 이상으로 과다하게 상승했을 때 외부자금조달비용이 상대적으로 더 낮아져서 재무제약의 효과가 더 약화될 것이라는 점이다. 같은 의미이지만 증권가격이 기초요인이 의미하는 수준 이하로 과다하게 하락했을 때 외부자금조달비용은 상대적으로 더 높아져서 재무제약의 효과는 더 심해질 것이다. 따라서 이를 고정투자와 연관시킨다면 증권가격이 과다하게 상승하였을 때 재무제약의 약화로 인해 현금흐름이 고정투자에 미치는 효과는 더 작아야 하며, 반면에 증권가격이 과다하게 하락하였을 때 재무제약의 심화로 인해 현금흐름이 고정투자에 미치는 효과는 더 크게 나타나야 할 것이다.

이 가설과 관련하여 김승환(1996)의 연구는 주목할 만하다. 이 연구는 경기 상승기에 외부자금조달이 원활해지면서 현금흐름이 설비투자에 미치는 영향이 경기하강기에 비해 작아질 것이라는 가설을 세우고 경기변동국면에 따른 현금흐름효과의 차이를 검정하기 위해 경기상승기와 경기하강기의 더미변수를 포함하여 패널회귀분석을 시도하였다. 그러나 경기변동국면에 따른 차이에 대해 유의한 결과를 얻지는 못하였는데 실패의 원인을 설명하면서 재무제약의 약화 혹은 심화를 측정하기 위해 경기상승기 혹은 경기하강기의 변수가 적절한 것이었는가에 대한 의문을 제기하였다.

따라서 재무제약가설에 관한 기존의 연구는 크게 두 가지 흐름을 가지고 있는 셈이다. 첫째는 재무제약이 클 것으로 판단되는 기업군과 작을 것으로 판단되는 기업군을 구분하여 각각 실증분석을 시행한 후 전자의 기업군에서 더 큰 현금흐름효과가 발견되었는가를 검정하는 방법이고, 둘째는 재무제약이 심화되었던 시기에 현금흐름효과가 컸고 재무제약이 약화되었던 시기에 현금흐름효과가 작았는가를 검정하는 방법이다. 이에 본 연구는 두 가지 방법을 모두 이용하여 재무제약가설을 검정하고자 한다.

하지만 이전의 연구에서도 제시된 바 있듯이 재무제약가설에 대한 실증적 근거가 그렇게 강력한 것은 아니었다. 재무제약가설에 관한 기존의 연구도 서로 다른 결과를 제시한 바 있기 때문이다. 이러한 논란이 자료의 측정에서 비롯된 것일 수 있기 때문에 표본기업의 추출 및 기초자료의 측정은 대단히 중요한 의미를 가진다. 이에 본 연구는 자산재평가 및 결산일에 따라 엄격한 기

준을 적용하여 표본기업을 추출하였고 기초자료의 측정에 대해 정확성을 기하고자 노력하였다.

이하에서도 재무제약가설이 기각되는 결과를 얻었는데 이에 대해 기존의 연구는 부채시장의 문제, 예를 들면 담보위주의 대출관행과 정책금융을 그 원인으로 지적하여 왔다. 즉 정보 비대칭성이 있었다고 하더라도 부채시장의 특성으로 인해 재무제약이 존재하였다고 보기는 어렵다는 주장이다. 하지만 이에 관한 명시적인 연구가 있었던 것은 아니므로 본 연구는 고정투자에 관한 실증 분석을 통해 재무제약가설의 채택 여부를 우선적으로 검정하고 만약 재무제약가설이 채택되지 못하였다면 그 원인의 규명을 둘째 과제로 삼고자 한다.

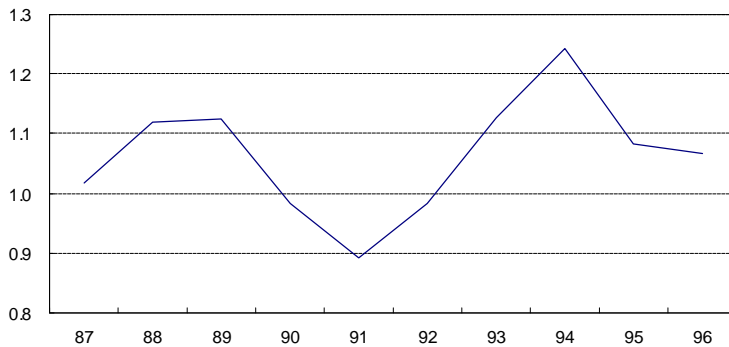
Ⅲ. 研究方法

본 연구는 두 가지 연구과제를 수행한다. 첫째, 고정투자에 관한 실증연구로부터 재무제약가설의 타당성을 검정하고 둘째, 이 결과를 설명하기 위해 자기자본비용과 타인자본비용의 일치성을 검정한다. 자기자본비용과 타인자본비용의 일치성이 채택되지 않았다면 이를 설명하기 위해 가설을 설정하고 이를 검정하기로 한다.

먼저 재무제약가설의 타당성을 검정하기 위해 두 가지 방법을 이용하기로 한다. 첫째, 증권가격이 과다하게 상승하였을 때 재무제약이 상대적으로 약화되어 고정투자에 대한 현금흐름의 효과가 감소하고, 증권가격이 과다하게 하락하였을 때 재무제약이 상대적으로 심화되어 고정투자에 대한 현금흐름의 효과가 증가하였는가를 검정한다. 이를 검정하기 위해 고정투자방정식에 대한 연도별 횡단면분석을 시행하고 연도별 결과를 비교하는 방법을 이용한다. 증권가격의 과다상승기 혹은 과다하락기는 비교적 명확하게 구분되는 편이지만 이에 대한 판단으로부터 발생하는 또 다른 문제를 없애기 위해 이를 명시적으로 다루지는 않는다. 다만 과다상승기로 추측되는 시기의 결과와 과다하락기로 추측되는 시기의 결과를 비교함으로써 가설을 검정하고자 하였는데 이하에서 다소 의외의 결과를 얻었기 때문에 이에 대한 판단은 어려운 일이 아니었다.

이봉수, 정희택(1996)에 따르면 우리나라의 증권시장도 과다 변동성에는 예외가 아닌 듯하며 적어도 1980년대 중반 이후에는 증권가격의 과다한 상승시기와 과다한 하락시기가 비교적 뚜렷하게 구분되는 편이다. <그림 1>에는 측정된 토빈 q 의 추이가 1980년대에 비해 1990년대에는 다소 높아진 것으로 보이지만 변동의 정도는 대단히 큰 편이다. 토빈 q 는 주식가격이 높았던 1989년과 1994년에 평균이 각각 1.13과 1.24에 도달하였으며 주식가격이 낮았던 1991년에는 0.89로 크게 낮아졌다. 엄밀한 연구가 필요하기는 하지만 대체로 1988~1989년과 1993~1995년의 경우 재무제약이 약화되었다고 보아야 할 것이며, 1990~1992년의 경우 재무제약이 심화되었다고 보는 것이 설득력이 있을 것이다.

[그림 1] 토빈 q 의 추이



둘째, 해외 및 국내의 여러 연구에서 이용되었던 방법인데 재무제약이 클 것으로 판단되는 기업군과 작을 것으로 판단되는 기업군으로 표본기업을 구분하여 각각 회귀분석을 시행하고 전자의 기업군에서 상대적으로 더 큰 현금흐름의 효과가 나타나는지를 이용하는 방법이다. 본 연구는 표본기업을 30대 재벌, 기타 재벌, 비재벌로 구분하고 각 기업군의 패널자료를 이용하여 고정투자 방정식에 대한 회귀분석을 시행한 후 재무제약이 가장 약할 것으로 판단되는 30대 재벌의 경우 현금흐름효과가 재무제약이 가장 강할 것으로 판단되는 비재벌의 경우보다 작았는지를 검정하였다.

하지만 위의 두 가지 방법을 이용하였을 때 재무제약가설을 채택할 만한 유의한 결과를 얻지 못하였다). 그러나 이로부터 정보 비대칭성이 존재하지 않는다고 단언하기는 어렵다. 정보 비대칭성이 존재함에도 불구하고 자금조달시장의 왜곡으로 인해 재무제약이 작용하지 않을 수도 있기 때문이다. 만약 주식시장으로부터 높은 비용을 지불해야만 자금을 조달할 수 있는 기업이 부채시장으로부터는 높지 않은 비용을 지불하고도 자금을 조달할 수 있다면, 기존의 연구방법을 이용하여 이 기업이 재무제약에 직면해 있는지를 판단하는 것은 쉽지 않을 것이다.

이에 본 연구는 자기자본비용과 타인자본비용이 일치성 있는 프리미엄을 포함하고 있는가를 우선 검정한다. 즉 자기자본비용을 종속변수로 하고 타인자본비용을 설명변수로 하였을 때 패널회귀분석으로부터 추정계수가 유의한 (+)의 값을 가지는가를 검정하기로 한다. 타인자본비용의 추정계수가 유의한 (+)의 값을 가진다면 자기자본비용과 타인자본비용이 일치성 있는 프리미엄을 포함하고 있다고 보아야 할 것이다. 하지만 그렇지 않다면 대단히 놀라운 결과를 얻은 셈인데 이 경우에는 주식시장과 부채시장의 프리미엄 평가가 다르다는 결론이 가능할 것이다.

〈표 1〉 재무제약가설의 검정

구 분	재무제약의 정도	현금흐름의 효과
횡단면분석	과다한 증권가격 상승	작다
	과다한 증권가격 하락	크다
패널분석	30대 재벌	작다
	비재벌	크다

1) 여러 연구에서는 배당성향이 높으며 규모가 크고 역사가 오랜 기업일수록[Fazzari, Hubbard and Petersen(1988)], 그리고 일본기업의 경우에는 주거래은행(main bank)과 계열관계에 있을수록[Hoshi, Kashyap and Scharfstein(1991)] 재무제약이 작다고 판단하였다. 윤종인 외(1999)는 자본구조 결정요인을 다루면서 이 기준을 모두 이용하였으나 재무제약의 존재에 대해서는 모든 기준에 대해 부정적 결과를 얻었다.

타인자본비용의 측정치로는 이자비용을 부채시가로 나누어 계산한 값을 이용하고 자기자본비용의 측정치로는 이익주가비율(earningsprice ratio: E/P)을 이용하는 방법과 자본자산 가격결정 모형(capital asset pricing model)을 이용하는 방법을 모두 이용하였다. 이익주가비율의 경우 감가상각비는 앞에서 언급한 바와 같이 인플레이션이 조정되고 경제적 감가상각률을 적용하여 얻은 값을 이용하였으며, 매출원가도 인플레이션에 따른 조정을 거친 것인데 이의 측정과 관련된 문제에 대해서는 이하에서 다시 언급하기로 한다. 다만 이 경우 장기부채에 대한 자본이득도 이익에 포함되어야 하지만 여기에서는 제외하였다. 장기부채에 대한 자본이득은 자기자본에 대해서는 수익이지만 타인자본에 대해서는 손실이므로 이를 포함시킬 경우 자기자본비용과 타인자본비용은 반대 방향으로 조정되기 때문이다. 하지만 이하에서 확인되는 바와 같이 이를 제외하더라도 자기자본비용과 타인자본비용은 유의한 (+)의 관계를 갖지 못하였기 때문에 굳이 이를 포함시키지 않았다.

한편 자본자산 가격결정 모형의 경우 개별 기업주식의 베타는 종합주가지수 및 개별 주식가격의 일별 변동률을 이용하여 연도별로 구하였으며 또한 무위험채권 수익률의 측정으로부터 초래되는 문제를 없애기 위하여 다음과 같은 방법을 이용하였다. 즉 rf 와 rm 을 무위험 채권과 시장 포트폴리오에 대한 수익률이라고 할 때 타인자본비용에 대한 자기자본비용의 추정방정식은

$$rf + \mathbf{b}(rm - rf) = b_0 + b_1 \text{codc} + \mathbf{e}$$

이고 여기에서 좌변은 자본 자산가격 결정모형을 이용한 경우의 자기자본비용이다. 한편 베타와 타인자본비용 codc 는 패널자료인데 이를 다시 정리하면

$$\mathbf{b} = \left(\frac{b_0 - rf}{rm - rf} \right) + \left(\frac{b_1}{rm - rf} \right) \text{codc} + \left(\frac{1}{rm - rf} \right) \mathbf{e}$$

이 된다. 자본자산 가격결정 모형의 경우 이 방정식을 추정하였다.

만약 추정결과로부터 자기자본비용과 타인자본비용이 유의한 (+)의 관계를

갖지 못하는 것으로 나타났다면 이는 자금조달시장에 중대한 왜곡이 존재하여 왔음을 의미한다. 이하에서 실제로 이러한 결과를 얻었는데 이를 설명하기 위해 주식의 대리인비용을 이용한 가설검정을 시도하기로 한다. 이 가설은 여유 현금흐름(free cash flow)이 많은 기업일수록 주식의 대리인비용이 크기 때문에 자기자본에 의한 자금조달이 어려워지는 반면 이에 대한 효과적인 통제수단으로 부채에 의한 자금조달이 이용될 수 있다고 주장한다. 따라서 이 가설에 따르면 여유현금흐름이 많은 기업의 경우 타인자본비용에 비해 상대적으로 자기자본비용이 높아지는 결과가 초래될 수 있지만 여유현금흐름이 적은 기업의 경우 이와 같은 결과가 초래될 이유는 없다.

〈표 2〉 餘裕現金흐름假說에 의한 資本費用의 一致性 檢定

구 분		주식의 대리인비용	자본비용의 관계
패널분석	토빈 q는 높고 현금흐름이 적은 기업	작다	자기자본비용과 타인자본비용은 일치성 있는 프리미엄을 가지므로 자본비용은 (+)의 관계를 가진다
	토빈 q는 낮고 현금흐름이 많은 기업	크다	상대적으로 타인자본비용에 비해 자기자본비용이 높기 때문에 자본비용은 (+)의 관계를 갖지 않을 수 있다

〈표 3〉 企業經營分析 資料와 標本企業 資料의 比較(1988~1996년 平均)

구 분	기업경영분석 자료	표본기업 자료
자기자본수익률	0.063	0.056
부채비율	3.082	2.989
고정자산/자기자본	0.328	0.299
채고자산/자기자본	0.128	0.127
토지/자기자본	0.072	0.066
투자 및 기타자산/자기자본	0.128	0.159

주: 기업경영분석 자료는 한국은행의 “기업경영분석”으로부터 계산된 것이고 모든 값은 장부가치에 의한 것으로 고정자본은 유형고정자산에서 토지를 제외한 것임.

자기자본비용과 타인자본비용의 일치성을 검증하기 위한 가설이 <표 2>에 요약되어 있다. 이에 따르면 토빈 q 가 낮고 현금흐름이 많은 기업은 여유현금흐름이 많을 것으로 판단된 기업이며 반면에 토빈 q 가 높고 현금흐름이 적은 기업은 여유현금흐름이 적은 기업으로 판단된 기업이다[Jensen(1986), Denis(1994)]. 따라서 가설에 의하면 토빈 q 가 낮고 현금흐름이 많은 기업의 경우 자기자본비용은 타인자본비용에 비해 상대적으로 더 높을 수 있기 때문에 자본비용간에 (+)의 관계가 나타나지 않을 수 있지만 토빈 q 가 높고 현금흐름이 적은 기업의 경우 자기자본비용과 타인자본비용은 유의한 (+)의 관계를 가지고 있어야 할 것이다.

IV. 資料의 測定

1. 資料

1987~1996년간 상장비금융법인의 자료를 이용하였으며 개별기업의 재무제표는 한국신용평가의 “Kis-Fas Database”를, 주식가격은 증권거래소의 “증권시장”과 “SMAT Database 1997”을 이용하였다.

표본기업의 추출은 중요한 문제인데 본 연구가 이용한 기업은 총 263개로 1987년 현재 모두 상장된 기업들이며 1980~1986년의 기간중에만 한 번 자산재평가를 실시하였고 결산일이 12월 31일인 기업들로 국한하였다^{2) 3)}. 표본기

2) 자산재평가년도와 결산일을 제한한 것은 변수의 일관성을 유지하기 위해서 반드시 필요한 것이다. 예를 들어 자기자본의 시장가치는 연말의 주식가격을 기준으로 계산된 것인데 만약 결산일이 다른 기업이라면 그에 따른 주식가격의 차이를 무시하기는 어려울 것이다. 또한 토빈 q 를 설명변수로 이용하였을 때 자산재평가에 따른 차이가 발생할 수 있기 때문에 가급적이면 이에 따른 차이를 줄이기 위하여 1986년 이전에 자산재평가를 한 번만 실시한 기업을 대상으로 하였다. 참고로 이들 기업의 자산재평가년도는 1982년을 전후한 기간에 집중되어 있는 편이다.

3) 한국신용평가의 데이터베이스에 따르면 1996년 현재 상장된 655개 비금융기업 중 결산일이 12월인 기업은 553개였으며, 이들 중 1980~1986년에만 한 번 자산재평가를 실시하고 1987년 현재 상장된 기업으로 자료의 연속성이 부족하다고 의심된

업의 대표성을 검토하기 위하여 총자료인 한국은행의 “기업경영분석” 자료와 비교한 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 총자료와 비교할 때 표본기업은 자기 자본수익률이 조금 낮은 편이고 투자자산 및 기타 자산의 비중은 조금 높은 편이지만 전체적으로 차이가 크지는 않았기 때문에 이하에서 토빈 q 및 자본 비용을 추정하는 데 큰 무리는 없을 것으로 보인다.

이들 기업은 30대 재벌, 기타 재벌, 비재벌로 구분될 수 있는데 30대 재벌은 공정거래위원회에서 1996년에 발표한 “대규모 기업집단 및 소속회사 현황”에 따른 것이고 기타 재벌과 비재벌은 대주주가 계열 법인인 경우와 개인인 경우로 구분한 것이다.

2. 토빈 q 및 資本費用의 測定

토빈 q 는 자기자본 및 타인자본 시장가치의 합을 자본의 대체비용(replacement cost)으로 나누어 준 값으로 정의하며, 자기자본비용(이익주가비율) 및 타인자본비용은 자기자본수익 및 타인자본수익을 자기자본 및 타인자본 시장가치로 나누어 준 값으로 정의한다. 이를 계산하기 위해서 필요한 각 항목은 별도로 구해야 하며 여기에는 자기자본 및 타인자본, 유형고정자산 및 감가상각비, 재고자산 및 매출원가의 시장가치가 포함된다. 한편 이익주가비율 외에도 자기자본비용의 측정치로 CAPM의 베타를 이용하였는데 이의 측정에 대해서는 III장에서 언급한 정도로 충분할 것이다.

본 연구가 취하는 방법은 Salinger and Summers(1983)와 Rhee and Rhee (1994)를 참고로 하여 고안된 것이다⁴⁾. 이들의 방법이 인플레이션 회계(inflation accounting)의 표준이기는 하지만 본 논문에서 시도한 방법은 자산 재평가를 고려하여 각 항목을 추정하도록 수정한 것이다. 여기에서는 필요한

기업을 제외하면 263개 기업이 대상이 되었다.

4) 이외에 재무제표 조정의 방법을 체계적으로 정리한 연구로는 Shoven and Bulow (1975, 1976)와 Brainard, Shoven and Weiss(1980)를 들 수 있으며 재무제표 조정의 자세한 방법은 윤종인(1998)에서 언급되고 있다.

가정과 기법상의 특징을 중심으로 하여 간략하게 설명한다⁵⁾.

(1) 자기자본 및 타인자본의 시장가치

자기자본의 시장가치는 보통주 및 우선주의 주식수와 시장가격의 곱을 구한 후 이를 합산한다. 한편 타인자본의 시장가치는 단기부채와 장기부채의 시장가치를 구하여 합산하되 단기부채의 시장가치는 장부가치와 같다고 가정하여 장부가치를 그대로 이용하고 장기부채의 시장가치는 이하에서 설명된 방법에 의해 추정한다.

장기부채의 시장가치는 이자율의 변동을 반영하여 추정하는데 고정부채 중 장기차입금, 사채, 외화장기차입금과 유동부채 중 유동성 장기차입금, 유동성 사채, 유동성 외화장기차입금만을 포함시킨다. 장기부채의 각 항목은 이자율과 발행 만기가 다르므로 각각 구분하여 시장가치를 추정하는 것이 더 정확할 것이다. 단, 장기차입금과 사채의 만기는 3년, 외화 장기차입금의 만기는 5년이라고 가정한다. 장기차입금, 사채, 외화 장기차입금에 적용되는 이자율은 “기업경영분석”의 차입금 평균금리, 3년 만기 은행보증 회사채 수익률, 그리고 만기 5년인 LIBOR에 1.5%의 프리미엄을 추가한 이자율이며 장기부채의 위험 등급(risk class)은 변하지 않는다고 가정한다.

가장 먼저 장기부채의 만기구조(maturity structure)를 추정해야 한다. 이는 잔여 만기별로 — 바꾸어 말하면 발행 연도별로 — 장기부채의 총액을 구분하는 것을 말하며 이 작업이 완료되고 나면 2단계로 발행 연도별 장기부채에 이자율의 변동을 적용하여 각각의 시장가치를 구하여 이를 모두 합산한다.

5) 여기에서 설명되지 않은 주요 자료로는 현금흐름이 있다. 현금흐름의 자료는 당기 순이익에 감가상각비 및 퇴직급여충당금 전입액을 더하여 계산하고, 이하에서는 이를 자본스톡으로 나누어 준 값을 이용한다. 몇몇 연구에서는 대차대조표의 현금과 유동자산의 변동 중 일부를 현금흐름으로 간주하는 경우가 있지만 현금과 유동자산의 출처는 부채 및 신주 발행 혹은 고정자본 및 기타 자산의 처분 등 여러 가지에 의한 것일 수 있기 때문에 현금흐름을 내부자금(internal funds)으로 간주하는 본래의 연구 의도에는 부합되지 않는다. 또한 우리나라 기업의 경우 무시하기 힘든 규모인 퇴직급여충당금 전입액은 실제로 지급되는 퇴직금과 다르며 엄연히 현금흐름이다.

여기에서 실제로 어려운 작업은 장기부채의 만기구조를 구하는 일이다. 이와 관련하여 재무제표로부터는 몇 가지 유용한 정보를 얻을 수 있는데 예를 들어 잔여만기가 1년 이하가 된 장기부채는 유동부채로 분류된 유동성 장기부채로부터 구할 수 있다. 하지만 나머지 만기별 장기부채는 최소한의 가정에 근거하여 추정하는 수밖에 없다. 우선 시작연도 장기부채의 만기구조는 시작연도 이전에 발행된 장기부채가 일정한 비율로 증가하여 왔다고 가정하여 구할 수 있다. 이때 시작연도 이전의 장기부채 발행 증가율은 각 기업 자료의 시작연도 초 5년간의 장기부채 발행의 증가율과 같다고 가정한다. 시작연도 장기부채의 만기구조를 구하고 나면 이후의 장기부채 만기구조는 연속적으로 이어지는 것이므로 쉽게 구할 수 있다⁶⁾.

다음으로 장기부채의 시장가치를 구하는 과정은 다음과 같다. $N_{t-j,t}$ 를 $t-j$ 기에 발행되어 t 기에 남아 있는 장기부채의 장부가치라고 하고 $MVN_{t-j,t}$ 를 그것의 시장가치라고 하자. 이 장기부채의 만기가 n 년, t 기의 이자율을 r_t 라 하면 장기부채의 시장가치를 구하는 과정은 다음과 같다.

$$MVN_{t-j,t} = N_{t-j,t} \left[\frac{r_{t-j}}{(1+r_t)} + \frac{r_{t-j}}{(1+r_t)^2} + \dots + \frac{(1+r_{t-j})}{(1+r_t)^{n-j}} \right], \quad \text{for } j=1, \dots, n-1$$

즉, $N_{t-j,t}$ 는 $t-j$ 기에 발행되었으므로 이자는 r_{t-j} 만큼 지급된다. 하지만 t 기에는 이자율이 변하여 r_t 가 되었으므로 이 장기부채의 현재 할인가치를 구하기 위해서는 r_t 로 할인해 주어야 할 것이다. 이와 같이 만기별로 장기부채의 시장가치를 구하고 나서 이를 모든 만기에 대해 합산하면 각 연도의 장기부채 시장가치를 구할 수 있다.

(2) 유형고정자산 및 감가상각비 시장가치

토지를 제외한 항목의 시장가치 추정을 대해 우선 설명한다. Kis-Fas 데이

6) 이 때 장기부채의 초기상황에 따른 조정을 해 주어야 한다. 초기상황은 전년도에 비해 — 물론 만기가 도래하여 상환되는 것을 제외하고 — 장기부채의 장부가치가 감소한 경우로 정의하며 이는 모든 만기에 대해 같은 비율로 이루어진다고 가정한다.

터베이스는 유형고정자산 자료를 건물, 구축물, 기계장치, 선박 및 항공기, 차량, 공구와 기구, 비품으로 나누어 제공하고 있으므로 유형고정자산의 각 항목별로 시장가치를 추정하는 것이 가능하다. 모든 유형고정자산의 가격상승률은 생산자물가 상승률과 같다고 가정하여 이를 적용한다. 감가상각률은 경제적 감가상각률을 적용하여야 하는데 이는 윤종인(1998)을 이용하기로 한다.

유형고정자산 및 감가상각비의 시장가치를 구하기 위해서는 가장 먼저 유형고정자산의 연수구조(vintage structure)를 추정하여야 한다. 연수구조를 추정한다는 것은 각 연도 유형고정자산의 장부가치 총액을 구입연도별로 — 바꾸어 말하면 잔존연수별로 — 구분한다는 것을 의미한다. 만약 시작연도의 연수구조를 알고 있다면 시작연도 이후의 연수구조는 계속해서 이어지는 것이므로 약간의 조정을 거치면 구할 수 있다⁷⁾. 따라서 이 작업은 1차적으로 시작연도 연수구조에 대한 가정을 필요로 한다. 이는 시작연도 이전의 유형고정자산 증가율을 가정하는 것과 같은 의미인데 본 논문에서는 이 증가율이 “기업경영분석”에 발표되는 시작연도 이전의 산업별 유형고정자산 증가율과 같다고 가정한다. 이 가정에 따라 시작연도의 유형고정자산 연수구조를 구하고 나면 이후의 작업은 순차적으로 진행된다. 다만 자산재평가가 있는 연도에는 장부가치가 시장가치와 같다고 가정하였으므로 이를 고려하면 된다.

유형고정자산의 연수구조가 추정되고 나면 구입연도별 장부가치에 물가상승률과 경제적 감가상각률을 적용하여 유형고정자산 및 감가상각비의 시장가치를 구할 수 있다. 단 시작연도의 경우 물가상승률을 적용할 때에 적어도 1975년에 자산재평가가 한 번 있었다고 가정한다. 즉 1975년 이전에 구입된 유형고정자산의 장부가치는 모두 1975년 가격으로 재무제표에 보고되어 있다는 의미이며 그렇기 때문에 물가상승률도 1975년 물가를 기준으로 계산하여 적용한다.

7) 예를 들면 고정자본의 조기폐기(early retirements)가 있는 경우 이에 대해 조정해 주어야 한다. 조기폐기는 전년도에 비해 — 물론 감가상각이 완료되어 폐기되는 것을 제외하고 — 고정자본의 장부가치가 감소한 경우로 정의하며 이는 모든 잔존연수에 대해 같은 비율로 이루어진다고 가정한다. 따라서 조기폐기가 있었다면 전년도의 고정자본은 일정한 비율만큼 줄어든 것으로 가정하고 금년도의 고정자본 연수구조를 추정한다.

한편 토지의 시장가치를 구하기 위해서 가격지수는 건설교통부에서 발간되는 “지가 동향”의 토지가격지수를 이용한다. 토지의 시장가치는 자산재평가에 의한 정보를 이용하여 추정할 수 있는데 이를 위해 자산재평가 연도의 경우 토지의 장부가치는 시장가치와 같다고 가정한다. 따라서 토지가격의 변동을 반영하면 자산재평가 연도 이전과 이후의 토지의 시장가치를 구할 수 있을 것이다. 다만 토지를 신규로 매입하거나 매도하는 경우가 있을 것이므로 이를 고려해 주는 것이 필요한데 이를 위해서는 매입과 매도가 시장가치로 이루어진다고 가정한다.

이와 같이 구한 유형고정자산 시장가치는 토빈 q 를 구할 때 분모의 대체비용에 포함되며 감가상각비 시장가치는 조정된 이익주가비율을 구할 때 감가상각비 장부가치 대신에 포함된다.

(3) 재고자산 및 매출원가(재고비용) 시장가치

토빈 q 를 구할 때 분모의 대체비용에는 재고자산의 시장가치가 포함된다. 인플레이션이 있을 때 후입선출법(Last-In First-Out)을 이용하는 경우에는 재고자산의 가치가 과소평가될 수 있기 때문에 인플레이션에 따른 재고자산의 가치 변동을 반영하여 이를 대체비용에 포함시켜야 한다. 한편 이익주가비율의 시장가치를 구하기 위해서는 재고비용(매출원가)의 시장가치가 필요한데 선입선출법(First-In First-Out)을 이용하는 경우에는 재고비용이 과소평가될 수 있으므로 인플레이션에 따른 재고자산의 가치 변동을 반영하여 이를 매출원가에 포함시켜야 한다.

재고자산 종류별로 차이는 있지만 후입선출법을 이용하는 경우는 1%에도 훨씬 못 미치는 것으로 나타났다(윤종인(1998)). 게다가 “기업경영분석”에 따르면 재고자산 회전율이 가장 낮은 산업은 광업인데 광업의 경우에도 1996년 재고자산 회전율은 3.48회에 이르고 있는 것으로 보아 인플레이션에 따른 재고자산의 과소평가는 무시해도 좋을 것으로 판단된다.

하지만 선입선출법을 이용하는 경우 재고비용의 추정은 필요한데 여기에는 몇 가지 가정이 필요하다. 첫째로 전년도에 구입된 재고는 모두 금년도에 매

출된다고 가정한다(Auerbach(1984)). 이는 전년도 재고의 가치가 모두 전년도 가격을 기준으로 작성되었다는 것을 의미하며 따라서 재고의 가치 상승은 전년도와 금년도간의 물가 상승만을 적용하면 된다. 둘째로 전년도 재고의 매출 시점은 “기업경영분석”에서 발표되는 산업별 재고자산 회전율에 의해 결정된다고 가정한다. 따라서 재고의 가격 상승은 구입시점과 재고자산 회전율에 의해 계산된 시점간의 물가상승만을 반영하는 것으로 한다. 셋째로 재고자산의 가격 상승은 생산자 물가지수에 의해 결정된다고 가정한다.

INV 를 재고, PPI 를 생산자 물가지수라 하고 재고자산 회전율을 $ICrate$ 이라고 할 때 인플레이션에 따른 재고비용의 증가는

$$\left(\frac{PPI_t - PPI_{t-1}}{PPI_{t-1}}\right)INV_{t-1} \times \frac{1}{ICrate_t} \times Method_t$$

이 된다. 여기에서 $Method$ 는 선입선출법을 이용하는 경우 1이고 후입선출법을 이용하는 경우에는 0이며 기타 방법을 이용하는 경우에는 0.5이다.

재고비용의 증가는 재고의 각 항목에 대해 별도로 추정하며 결과를 모든 항목에 대해 합산하면 각 연도의 재고비용 증가 총액을 구하게 된다. 최종적으로는 이와 같이 계산된 재고비용의 증가를 비용으로 처리하여 수익에서 추가로 차감하면 된다.

V. 實證分析의 結果

여기에서는 먼저 고정투자방정식의 추정결과를 제시하고 다음으로 자기자본 비용과 타인자본비용의 일치성을 검정하기 위한 추정결과를 제시한다. 자기자본비용과 타인자본비용의 일치성이 기각되었다면 마지막으로 이를 설명하기 위한 가설을 검정하기로 한다.

1. 固定投資方程式을 利用한 재무제약가설의 檢定

고정투자결정에 있어 재무제약의 효과가 작용하여 왔는지를 검정하기 위하여 첫째, 현금흐름의 효과가 외부자금조달비용이 과다하게 상승 혹은 하락하였다고 판단되는 시기에 차이를 보여 주었는가, 그리고 둘째로 현금흐름의 효과가 재별관계에 따른 차이를 보여 주었는가를 살펴 보기로 한다.

먼저 <표 4>에는 첫 번째 가설을 검정하기 위해 시도된 고정투자방정식에 대한 연도별 횡단면분석결과가 나타나 있다. 우선 시기에 따라 표본기업의 수가 다른데 1988년에는 63개, 1989~1990년은 126개, 1991~1996년은 263개 기업이 각각 이용되었고 횡단면분석에서는 이분산성(heteroskedasticity)의 통제를 위해 횡단면 가중치를 이용한 일반최소자승법을 이용하였다. 한편 재별관계에 따른 차이를 고려하기 위해 30대 재별과 비재별에 대한 가변수(dummy variable)를 포함시켰으며 이외에도 설명변수로 상수 및 고정투자의 시차변수가 포함되었지만 이에 대한 결과는 생략하고 제시하였다.

가장 먼저 주목해야 할 것은 토빈 q 의 효과인데 물론 추정계수가 큰 것은 아니지만 전기간에 걸쳐 유의한 설명력을 보여 주었다. 다음으로 30대 재별의 더미변수는 1990년 이후 꾸준히 유의한 (+)의 설명력을 보여 주었다. 이는 비재별의 더미변수가 1991~1993년 등 일부 기간에만 유의한 (+)의 설명력을 보이고 나머지 기간 동안에는 (-)의 설명력을 보이거나 혹은 유의하지 못했던 점에 비추어 볼 때 고정투자의 재별효과가 존재하여 왔음을 의미하는 것이다.

하지만 재무제약가설의 검정과 관련하여 중요한 설명변수인 현금흐름은 의외의 결과를 보여 주었다. 1989년을 제외하면 추정계수는 높은 수준에서 유의한 것으로 나타났지만 시기별 결과를 요약하면 현금흐름은 1988~1989년에 (+)의 효과, 1990~1993년에 (-)의 효과, 그리고 다시 1994~1996년에 (+)의 효과를 미쳐 왔음을 알 수 있다. 시기적으로 뚜렷하게 구분되는 현금흐름의 효과를 보여 주었던 것이다.

특이한 것은 일부기간이기는 하지만 (-)의 현금흐름효과가 나타났다는 점과

〈표 4〉 固定投資方程式의 推定結果(횡단면분석)

	토빈q	현금흐름	더미변수 30대 재벌	더미변수 비재벌	수정 R ²	F값	비고(고정투자 /자본스톡)
1988	0.108*** (9.25)	0.019*** (3.88)	- 0.019*** (3.00)	0.162*** (27.7)	0.184	3.16	0.313
1989	0.077*** (4.86)	0.013 (1.28)	-0.007 (0.56)	0.030 (1.58)	0.168	5.42	0.302
1990	0.036** (2.42)	-0.012*** (5.83)	0.043*** (4.68)	-0.030* (1.88)	0.227	7.67	0.310
1991	0.106*** (7.70)	-0.012*** (3.66)	0.036*** (3.17)	0.038*** (2.81)	0.032	2.23	0.315
1992	0.164*** (12.7)	-0.015*** (12.7)	0.070*** (10.3)	0.057*** (6.91)	0.035	2.41	0.202
1993	0.078*** (6.64)	-0.013*** (4.59)	0.053*** (6.60)	0.023*** (4.00)	0.163	10.8	0.199
1994	0.089*** (17.5)	0.042*** (3.22)	0.028*** (7.29)	-0.002 (0.40)	0.103	6.50	0.200
1995	0.092*** (7.53)	0.055*** (2.76)	0.017*** (2.67)	-0.040*** (4.99)	0.118	7.56	0.281
1996	0.138*** (8.20)	0.154*** (6.03)	0.098*** (7.66)	-0.008 (0.99)	0.102	6.46	0.316

주: 1. 연도별로 표본기업의 수가 다른데 1988년에는 63개, 1989~1990년은 126개, 1991~1996년은 261개 기업이 이용되었음.

2. 실제 회귀분석에는 상수와 고정투자의 시차변수가 포함되었지만 이에 대한 결과는 생략하였음.

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

그 기간이 1990~1993년인데 이 기간 동안 재무제약이 약화되었다고 보기는 어렵다는 점이다. 왜냐하면 이 기간은 증권가격이 대체로 낮은 수준을 유지하여 외부자금조달비용이 하락하였다고 보기는 어렵기 때문이다. 또한 1988~1989년과 1994~1996년의 경우 (+)의 현금흐름효과가 나타났으므로 1990~1993년에 비해 상대적으로 재무제약이 더 강화되었다고 보아야 할 것이지만 이 시기는 증권가격이 높은 수준에 도달하였기 때문에 외부자금조달비용이 더 높아졌다고 판단할 근거가 있는 것은 아니다.

만약 1990~1993년에 고정투자가 크게 위축되었다면 현금흐름과 고정투자의

관계가 깨어졌을 수도 있다. 하지만 <표 4>의 비고란에 따르면 1990~1991년의 고정투자는 자본스톡 대비 30% 이상의 높은 수준에 있었기 때문에 이 설명이 타당성을 가지기는 어렵다. 이 기간이야말로 외부자금조달이 어려워졌음에도 불구하고 많은 고정투자가 이루어졌던 시기이므로 현금흐름이 가장 큰 (+)의 효과를 보였어야 하는 시기이기 때문이다. 따라서 이상의 결과를 요약하면 연도별 횡단면분석을 이용하였을 때 재무제약가설을 채택할 만한 근거는 없는 셈이다.

<표 5> 固定投資方程式의 推定結果(패널분석)

구분	고정효과모형			확률효과모형		
	토빈q	현금흐름	수정 R ²	토빈q	현금흐름	수정 R ²
30대재벌 (68개)	0.137*** (4.26)	0.389*** (5.49)	0.254	0.020 (0.75)	0.341*** (5.02)	0.000
기타재벌 (119개)	0.070*** (5.74)	-0.009* (1.73)	0.355	0.100*** (4.27)	-0.011*** (4.99)	0.112
비재벌 (74개)	0.050*** (4.12)	0.151*** (5.20)	0.124	0.130* (1.94)	0.080 (1.39)	0.000

- 주: 1. 261개 기업의 1990~1995년 동안의 패널자료가 이용되었음.
 2. 실제 회귀분석에는 상수와 고정투자의 시차변수가 포함되었지만 이에 대한 결과는 생략하였음.
 3. ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

<표 6> 部分期間別 固定投資方程式의 推定結果(고정효과모형에 의한 패널분석)

구분	1990~1993년			1994~1995년		
	토빈q	현금흐름	수정 R ²	토빈q	현금흐름	수정 R ²
30대재벌 (68개)	0.058 (1.23)	0.410*** (4.36)	0.315	0.328*** (12.5)	0.411*** (5.85)	0.501
기타재벌 (119개)	0.164*** (11.1)	0.017*** (3.90)	0.421	0.131*** (12.0)	0.008 (0.52)	0.377
비재벌 (74개)	0.080*** (6.97)	0.117*** (4.46)	0.420	0.123*** (6.43)	0.035* (1.65)	0.093

- 주: 1. <표 4>의 주 1, 2와 같음.
 2. ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

채무제약가설을 검증하기 위한 또 다른 방법으로 표본기업을 30대 재벌, 기타 재벌, 비재벌로 구분하여 각 기업군별로 패널회귀분석을 하고 기업군별로 나타난 현금흐름효과의 차이를 비교하기로 한다. 자료는 1990~1995년의 6년 동안 261개 기업의 패널자료이며 30대 재벌은 68개, 기타 재벌은 119개, 비재벌은 74개 기업이다.

회귀분석에는 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model)을 모두 이용하였는데 <표 5>에 따르면 확률효과모형의 결과는 양호하지 못한 편이다. 어느 모형을 이용하든지 토빈 q 의 추정계수는 유의한 (+)의 값을 보였는데 이는 앞에서 제시한 횡단면분석결과와도 일치되는 것이다. 하지만 현금흐름의 추정계수는 기업군별로 큰 차이를 보여 주었다. 모형의 차이에 관계없이 30대 재벌과 비재벌의 경우 현금흐름은 고정투자에 대해 (+)의 효과를 주어 왔던 반면 기타 재벌의 경우 현금흐름은 (-)의 효과를 주어 왔던 것으로 나타났다.

중요한 것은 30대 재벌의 현금흐름효과가 기타 재벌 및 비재벌의 것보다 유의하게 더 큰 것으로 나타났다는 점이다. 이를 부분기간으로 나누어 보더라도 결과는 마찬가지였다. <표 6>에는 고정효과모형을 이용하되 부분기간을 1990~1993년과 1994~1995년으로 구분한 경우 각 기업군에 대한 추정결과가 나타나 있다. 각 부분기간의 경우 (+)의 현금흐름효과는 30대 재벌이 기타 재벌 및 비재벌보다 더 큰 것으로 나타났다. 게다가 기타 재벌의 경우 1990~1993년에는 현금흐름이 유의한 (-)의 효과를 보였으며 1994~1995년에는 유의하지 못한 효과를 보였다.

따라서 채무제약에 덜 직면해 있을 것으로 판단되는 30대 재벌에서 더 큰 현금흐름효과가 나타나고 채무제약에 더 직면해 있을 것으로 판단되는 비재벌에서 더 작은 현금흐름효과가 나타났기 때문에 채무제약가설이 채택될 수 있다고 보기는 어렵다. 다만 비재벌의 경우 증권가격상승으로 외부자금조달이 쉬웠을 것으로 판단되는 1994~1995년의 경우보다 증권가격하락으로 외부자금조달이 어려웠을 것으로 판단되는 1990~1993년의 경우 현금흐름효과는 더 큰 것으로 나타난 사실에 주목할 필요가 있다. 이는 비재벌의 고정투자만이 증권

가격변동에 따른 재무제약의 변화에 반응하여 왔음을 의미하는 것으로 비록 부분적인 것이기는 하지만 재무제약의 존재를 확인하여 주는 것이다.

2. 自己資本費用과 他人資本費用의 一致性에 대한 檢定

앞에서 언급하였던 바와 같이 재무제약가설의 실증적 근거가 취약한 것은 금융시장의 특성을 반영하는 것일 수 있다. 본 연구는 이러한 현상의 원인으로 부채에 의한 자금조달과 주식에 의한 자금조달이 일치성을 상실하였기 때문은 아닌가 하는 문제를 다루고자 한다.

이를 검정하기 위해 종속변수와 설명변수를 자기자본비용과 타인자본비용으로 설정하고 패널회귀분석을 시도한다. 자기자본비용의 추정치로는 앞에서 언급한 바와 같이 이익주가비율(E/P)과 CAPM의 베타를 모두 이용하고 타인자본비용의 추정치로는 이자비용을 부채시가로 나누어 계산된 값을 이용한다⁸⁾. 회귀분석의 방법으로는 고정효과모형과 확률효과모형을 모두 이용하였으며 자료는 263개 기업의 1990~1995년의 6년간 패널자료이고 기업의 특성상 포항제철과 한국전력공사는 재벌관계에 따른 기업군에서 제외하였다.

<표 7>은 자기자본비용의 추정이 어려운 문제임을 여실히 보여 주고 있다. 이익주가비율의 경우 (-)의 값을 가지는 경우가 있었고, 추정된 베타의 경우 평균이 1보다 작았기 때문에 표본선택의 편의가 있을 수 있기 때문이다. 즉 이익주가비율 및 베타 추정치의 대칭도(skewness)는 (-)의 값을 가지는 것으로 나타났는데 이는 이익주가비율 및 베타가 대단히 작은 값을 가지는 표본기업이 적지 않았음을 의미한다. 하지만 이하의 실증분석에서 이러한 기업을 제외하더라도 결과는 마찬가지였으므로 회귀분석결과의 해석에는 무리가 없을 것으로 판단한다⁹⁾.

8) 기초자료의 추정에 대해 제IV장에서 언급한 바 있는데 이에 기초한 자본비용의 추정치는 모두 세후 개념이다. 이에 대한 자세한 사항은 윤종인(2000)을 참조하라.

9) 이외에도 자본비용의 측정과 관련된 문제는 적지 않다. 예를 들어 타인자본비용을 구하기 위해 장기부채의 시장가치를 추정할 때, 자금조달금리의 변동이 모든 기업

그럼에도 불구하고 <표 7>에 제시된 기업군별 자본비용의 1990~1995년 평균을 보면 특이한 현상을 관찰할 수 있다. 이익주가비율과 베타는 비재벌이 0.05와 0.689로 가장 낮았으며 30대 재벌은 0.061과 0.827로 가장 높은 수준이었다. 반면에 타인자본비용은 30대 재벌이 0.094로 가장 낮았으며 비재벌은 0.113으로 가장 높은 수준이었다. 요컨대 측정방법에 상관없이 자기자본비용과 타인자본비용은 반비례하였음을 알 수 있다.

<표 7> 企業群別 資本費用(1990~1995년 평균)

구 분		평균	중앙값	최대값	최소값	표준 편차	대칭도
E/P	전체	0.057	0.085	0.904	-5.484	0.408	10.30
	30대재벌	0.061	0.067	0.426	-0.627	0.171	1.16
	기타재벌	0.060	0.094	0.904	-5.484	0.547	-8.81
	비재벌	0.050	0.089	0.294	-2.202	0.290	-6.79
CAPM beta	전체	0.727	0.774	1.202	-0.003	0.242	-0.66
	30대재벌	0.827	0.900	1.202	0.121	0.261	-1.00
	기타재벌	0.693	0.718	1.133	0.076	0.234	-0.60
	비재벌	0.689	0.737	1.036	-0.003	0.285	-1.08
타인자본 비용	전체	0.107	0.101	0.917	0.008	0.070	7.11
	30대재벌	0.094	0.096	0.205	0.008	0.035	0.26
	기타재벌	0.110	0.100	0.917	0.013	0.087	7.06
	비재벌	0.113	0.104	0.548	0.027	0.063	4.70

주: 263개 기업의 1990~1995년 동안의 패널자료가 이용되었지만 포항제철과 한국전력 공사는 전체기업에만 포함되었음.

이는 <표 8>에 제시된 패널회귀분석에서 분명하게 나타났다¹⁰⁾. 결과에 따르면 타인자본비용의 추정계수가 유의한 (+)의 값을 보인 것은 이익주가비율과 고정효과모형을 이용한 30대 재벌의 경우뿐이었다. 이익주가비율을 이용하

에 대해 동일한 것은 아니기 때문에 동일한 이자율을 적용한다는 것은 원칙적으로 타당하지 않다. 이는 자료상의 한계로 지적해 두고자 한다.

10) 자료 및 측정방법상의 문제를 논외로 하더라도 이익주가비율을 자기자본비용으로 이용하는 것에는 논란의 여지가 있다. 왜냐하면 주식가격과 부채가격이 항상 같은 방향으로 움직이는 것은 아니기 때문이다. 하지만 이 문제는 시계열자료에서 중요한 것으로 횡단면자료에서 심각하지는 않을 것이다(Barsky(1989)).

였을 경우 고정효과모형과 확률효과모형의 관계없이 기타 재벌과 비재벌은 유의도가 높은 (-)의 값을 보여 주었다.

〈표 8〉 資本費用의 推定結果

구 분	고정효과모형		확률효과모형	
	타인자본비용	수정 R ²	타인자본비용	수정 R ²
E/P 이용				
전체 기업(263개)	0.543*** (6.22)	0.305	2.499*** (11.7)	0.416
30대 재벌(68개)	0.110** (2.06)	0.241	0.031 (0.93)	0.325
기타 재벌(119개)	-1.158*** (5.39)	0.311	-3.851*** (8.86)	0.441
비재벌(74개)	-0.510*** (5.11)	0.406	-1.848*** (9.79)	0.472
CAPM beta 이용				
전체 기업(263개)	-0.229* (1.84)	0.402	-0.436*** (3.73)	0.481
30대 재벌(68개)	-0.160 (0.48)	0.496	-0.267 (0.71)	0.568
기타 재벌(119개)	-0.194 (1.03)	0.404	-0.372** (2.16)	0.482
비재벌(74개)	-0.195 (1.07)	0.250	-0.467** (2.55)	0.332

주: 1. <표 6>의 주와 같음.

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

또한 CAPM 베타를 이용하였을 경우 확률효과모형의 추정결과에 따르면 기타 재벌 및 비재벌에서 유의한 (-)의 값을 보였으며 고정효과모형의 추정결과에 따르면 유의하지는 못했지만 모든 기업군에서 (-)의 값을 보여 주었다. 다만 30대 재벌의 경우 어느 경우에도 유의한 (-)의 값을 보인 경우는 없었으므로 이 경우에만 자기자본비용 및 타인자본비용의 일치성이 발견되었다.

이 결과를 설명하기 위해 여유현금흐름가설을 이용한 가설검정을 시도하였다. 본 연구가 설정하고 있는 가설은 여유현금흐름이 많은 기업일수록 주식받

행에 의한 자금조달이 어려워져 자기자본비용이 상대적으로 더 높을 수 있기 때문에 자기자본비용과 타인자본비용의 일치성이 나타나지 않을 수 있다는 것이다. 반면에 여유현금흐름이 적은 기업일수록 주식의 대리인비용은 크지 않을 것이므로 자기자본비용이 상대적으로 더 높을 이유는 없을 것이다. 따라서 여유현금흐름이 많을 것으로 보이는 기업군, 즉 토빈 q 가 낮고 현금흐름이 많은 기업군에서 유의한 (+)의 계수가 관찰되지 않을 수도 있지만 여유현금흐름이 적을 것으로 보이는 기업군, 즉 토빈 q 가 높고 현금흐름이 적은 기업군에서 유의한 (+)의 계수가 관찰되어야 한다.

하지만 <표 9>의 결과에 따르면 이 가설을 지지하는 근거는 찾기 어렵다. 대부분의 경우 가설을 기각하는 결과가 나타났기 때문이다. 다만, 베타를 이용하였을 때 고정효과모형에 의하면 토빈 q 가 높고 현금흐름이 적은 기업군에서 타인자본비용의 계수가 유의한 (+)의 값을 보이고 토빈 q 가 낮고 현금흐름이 많은 기업군에 유의하지 않은 (-)의 값이 나타났으므로 가설에 대한 지지로 받아들일 수 있다. 하지만 이 결과가 그다지 안정적인 것은 아니다. 동일

<표 9> 資本費用의 推定結果

구 분	고정효과모형		확률효과모형	
	타인자본비용	수정 R^2	타인자본비용	수정 r_i
E/P 이용				
토빈 q 는 높고 현금흐름이 적은 기업	0.052 (0.53)	0.147	0.102 (0.93)	0.206
토빈 q 는 낮고 현금흐름이 많은 기업	0.243*** (2.72)	0.195	-0.266 (0.86)	0.259
CAPM beta 이용				
토빈 q 는 높고 현금흐름이 적은 기업	0.299* (1.82)	0.296	-0.552*** (2.78)	0.370
토빈 q 는 낮고 현금흐름이 많은 기업	-0.303 (1.09)	0.414	-0.250 (0.71)	0.493

주: 1. 두 기업군은 각각 70개 기업을 포함하고 있으며 표본기간은 1990~1995년임.
 2. ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

한 경우에 확률효과모형을 이용하면 토빈 q 가 높고 현금흐름이 적은 기업군에서 타인자본비용의 추정계수가 오히려 유의한 (-)의 값을 보여 주었기 때문이다. 따라서 여유현금흐름가설의 채택 근거를 부분적으로 찾을 수는 있지만 추정결과가 안정적이지 못하고 나머지 경우의 추정결과가 모두 가설을 기각하는 것이었기 때문에 충분한 것으로 받아들이기는 어려울 것이다.

VI. 示唆點 및 限界

본 연구는 개별기업의 자료를 이용하여 토빈 q 및 자본비용을 추정하고 이를 이용하여 고정투자에 있어 재무제약이 관찰되어 왔는가, 그렇지 않다면 그 이유는 무엇인가에 관한 실증분석을 시도하였다. 물론 많은 가정이 필요하였기 때문에 토빈 q 및 자본비용의 측정과 이용에 어려움이 적지 않았고 이에 따라 가설의 검증에도 한계가 있을 수밖에 없었다. 이러한 문제를 완화하기 위해 다양한 방법을 이용하였지만 개선의 여지가 남아 있음은 본문에서 지적한 바와 같다.

정보 비대칭성은 내부자금조달에 비해 외부자금조달을 어렵게 만들 것이기 때문에 고정투자 및 자본구조의 결정에서 기업은 재무제약에 직면할 수 밖에 없는 것으로 알려져 있다. 하지만 재무제약가설에 대한 실증적 근거가 그렇게 강력한 것은 아니었는데 이는 이전의 여러 연구에서도 보고된 바 있다. 본 연구도 이와 같은 결과를 다시 확인하였는데 이는 두 가지 방법에 의해서 이루어졌다. 첫째 가설은 고정투자에 대한 현금흐름의 효과가 증권가격의 과다변동에 따른 재무제약의 심화 혹은 약화에 반응하여 왔는가 하는 것이고 둘째 가설은 정보 비대칭성에 따른 재무제약이 클 것으로 판단되는 기업의 고정투자가 현금흐름에 대해 더 민감하게 반응하여 왔는가 하는 것이다. 추정결과에 따르면 재무제약을 지지하는 근거는 찾기 어려웠다.

하지만 그렇다고 해서 우리나라의 금융시장에 정보 비대칭성이 없다고 판단하는 것은 무리가 있다. 정보 비대칭성이 엄연히 존재한다고 하더라도 금융시장에서 비효율적인 자금배분이 이루어져 왔다면 재무제약에 직면해야 할 기업

들에게 오히려 용이한 자금배분이 이루어졌을 개연성이 충분히 있기 때문이다. 이러한 가능성은 다음과 같은 가설을 검증함으로써 확인되었다. 즉 주식시장 및 부채시장의 자금배분이 효율적이었다면 동일한 기업에 대한 자기자본비용 및 타인자본비용은 일치성있는 프리미엄을 포함하고 있어야 할 것이다. 추정 결과에 따르면 의외의 결과를 얻었는데 자기자본비용과 타인자본비용은 유의한 (+)의 관계를 가져 왔던 것이 아니라 오히려 유의한 (-)의 관계를 가지고 있었던 것으로 나타났다.

자기자본비용과 타인자본비용의 비일치성은 금융시장에 중대한 문제가 있어 왔음을 시사하는 것으로 앞에서 지적한 바 있는 재무제약가설의 기각을 설명할 수 있는 요인 중의 하나이다. 하지만 이에 대한 설명이 충분히 이루어진 것은 아닌데 본 연구가 설정한 가설의 검증에서도 그러하였다. 이 가설에 따르면 여유현금흐름이 많을 것으로 판단된 기업의 자기자본조달은 상대적으로 더 어려워질 것이므로 타인자본비용에 비해 자기자본비용이 그만큼 높아질 수 있다는 것이다. 따라서 이 기업의 경우 자기자본비용과 타인자본비용의 일치성은 깨어질 수 있는 반면에 여유현금흐름이 적을 것으로 판단된 기업에서 이러한 문제가 발생할 가능성은 적기 때문에 여유현금흐름이 적을 것으로 판단된 기업에서 자기자본비용과 타인자본비용의 일치성은 상대적으로 더 강력하게 검증되어야 할 것이다. 하지만 추정결과에 따르면 이 가설이 채택될 수 있다고 보기는 어려웠다.

정보 비대칭성이 없다고 확신하기 힘든 상황에서 재무제약가설이 채택되지 못했다는 사실은 오히려 더 큰 문제가 우리나라의 금융시장에 존재하여 왔음을 시사하는 것이다. 이에 대해 본 연구는 주식시장과 부채시장의 비일치성을 발견하고 그 원인의 규명을 시도하였지만 명확한 해답을 제시하지는 못하였다. 이와 같은 비일치성은 흔히 지적되어 온 문제들, 예를 들어 그릇된 대출관행을 포함한 부채시장에서의 비효율적인 자금배분과 관련이 있을 것으로 보인다. 따라서 금융시장의 자금배분에 관한 보다 많은 연구가 필요한 셈인데 이를 통해서 기업의 고정투자 및 자본구조 결정에 관한 보다 진전된 설명이 가능할 것이다.

參 考 文 獻

- 공정거래위원회, 『대규모 기업집단 및 소속회사 현황』, 1996.
- 김규형, 『자금조달이 자본구조와 투자행태에 미치는 영향』, 연구보고서 No.2, 한국금융연구원, 1993.
- 김승환, 「기업의 내부자금이 설비투자에 미치는 영향 : 정보비대칭성하에서의 투자행태를 중심으로」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1996. pp. 3~26.
- 김주성, 「여유현금흐름가설을 이용한 재무제약가설 검정방법의 타당성 분석」, 『재무연구』 제14호, 재무학회, 1997. pp. 203~236.
- 신동령, 「정보불균형이 한국기업의 투자지출에 미치는 영향에 관한 연구」, 『재무연구』 제5호, 재무학회, 1992. pp. 77~99.
- 윤봉환, 「기업투자의 재무적 결정요인에 관한 연구」, 『재무연구』 제7호, 재무학회, 1994, pp. 57~80.
- 윤종인, 「자본비용의 추정: 상장기업을 대상으로」, 『재정연구』, 제5권 제2호, 한국조세연구원, 1998, pp. 49~83.
- , 「유효한계세율의 추이와 변동요인: 1983~1995년 시계열자료를 이용하여」, 『재정논집』, 제15집 제1호, 재무학회, 2000, pp. 171~206.
- 윤종인, 김형철, 「자금조달순위이론과 여유현금흐름가설의 타당성에 관한 실증 연구」, 『증권학회지』 제25집, 증권학회, 1999, pp. 301~342.
- 이봉수, 정희택, 『자산가격 결정요인의 국제비교』, 한국경제연구원, 1996.
- 한국신용평가, 『Kis-Fas Database 1998』.
- 한국은행, 『경제통계연보』, 각 연도.
- , 『기업경영분석』, 각 연도.
- 한국증권거래소, 『SMAT Database 1996』.
- , 『증권시장』, 각 연도.

Auerbach, Alan J., "Taxation, firm financial policy and the cost of capital : An

- empirical analysis," *Journal of Public Economics*(1984), pp. 27~57.
- Barsky, Robert B., "Why dont the prices of stocks and bonds move together?," *American Economic Review*(1989), pp. 1132~1145.
- Blanchard, Olivier, Changyong Rhee, and Lawrence Summers, "The stock market, profit and investment," *Quarterly Journal of Economics*(1993)
- Chirinko, Robert S., "Tobins q and financial policy," *Journal of Monetary Economics* 19(1987), pp. 69~87.
- Denis David J., "Investment opportunities and the market reaction to equity offerings," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29(1994), pp. 159~177.
- Devereux, Michael and Fabio Schiantarelli, "Investment, financial factors, and cash flows:evidence from U.K. panel data," Hubbard R. Glenn(ed.), *Asymmetric information, corporate finance, and investment*, The University of Chicago Press, 1990.
- Fazzari, Steven, R. G. Hubbard, and B. Petersen, "Investment and finance reconsidered," *Brookings Papers on Economic Activity*(1988), pp. 141~206
- Harris Milton and Artur Raviv, "The theory of capital structure," *Journal of Finance* 46(1991), pp. 297~356.
- Hayashi, Fumio, "Tobins marginal q and average q : A neoclassical interpretation," *Econometrica* 50(1980), pp. 213~224.
- Hoshi, Takeo, Anil Kashyap, and David Scharfstein, "Corporate structure, liquidity, and investment:Evidence from Japanese industrial groups," *Quarterly Journal of Economics*(1991), pp. 33~60.
- Jensen C. Michael, "Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers," *American Economic Association Papers and Proceedings* 76(1986), pp. 323~329.
- Morck Randall, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, "The stock market and

investment: Is the market a sideshow?," *Brookings Papers on Economic Activity*(1990)

Myers, Stewart C., Nicholas S. Majluf, "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have," *Journal of Financial Economics* 13(1984), pp. 187~221.

Rhee, Changyong, Wooheon Rhee, "Fundamental stock price and investment," Working paper 9407, Institute of Economic Research, Seoul National University, 1994.

Salinger, Michael A., Lawrence H. Summers, "Tax reform and corporate investment: A microeconomic simulation study," Martin Feldstein (ed.), *Behavioral simulation methods in tax policy analysis*, The University of Chicago Press, 1983, pp. 247~287.

Shiller, Robert J., "Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?," *American Economic Review* 71(1981).

Titman Sheridan and Roberto Wessels, "The determinations of capital structure choice," *Journal of Finance* 43(1988), pp. 1~19.

地方財政의 責任性에 관한 研究

安 鍾 錫*

要 約

본 연구에서는 지방자치단체의 재정책임성을 확보하기 위해서는 지방자치단체의 지출증가, 즉 한계적 지출이 지방자치단체가 자금조달의 한계비용을 정확하게 측정할 수 있는 자체세입으로 충당되어야 한다는 Oates(1993)의 주장에 입각하여 우리나라 지방자치단체의 재정책임성을 평가하였다.

지방자치단체를 광역시, 도, 시, 군 및 구로 나누고 1996~1998년 지방재정세출 및 세입자료를 이용하여 공공재 공급비용이 같은 자치단체간 세출의 격차가 자체세입에 의해 어떻게 영향을 받았는지 분석하였는데, 중앙정부의 재정지원을 받는 광역시와 도, 시, 군에서 자체세입이 증가하면 지출이 증가한다는 증거를 발견하지 못하였다. 이는 중앙정부가 지방재정조정제도를 통한 재정조정에 있어 형평성을 지나치게 강조한 결과 지방자치단체가 스스로 책임을 지는 재정운영이 곤란한 상태라는 점을 시사한다.

한편 중앙정부로부터 재정지원을 받지 않고 서울시 및 광역시로부터 조정교부금의 형태로 재정지원을 받는 자치구의 경우에는 재정의 책임성이 양호한 것으로 평가되었다. 이와 같은 분석 결과는 자치구와 다른 자치단체간의 차이를 면밀하게 분석함으로써 다른 자치단체의 재정책임성을 제고하는 방안을 모색할 수도 있을 것이라는 시사점을 제공한다.

* 본원 연구위원. 본 연구를 진행함에 있어서 자료의 수집 및 통계분석을 담당한 김정현 주임연구원과 통계자료 및 원고의 정리를 도와준 장정순 연구조원 그리고 익명의 평가자 두 분께 감사드린다.

I. 序 論

우리나라에서는 1995년에 지방자치단체장 민선을 계기로 본격적인 지방자치체가 실시되었는데, 이를 계기로 지방재정의 자립도 또는 지방자치단체 자체 세입의 정책적 중요성이 크게 부각되었다.

지방자치제하에서 지방재정의 자율성이 중요한 의미를 갖는 이유는 크게 두 가지로 생각할 수 있다. 첫째, 지방재정의 효율적 운영을 위해서는 지방자치단체가 그 자율적인 의사결정에 대해 방해를 받지 않아야 한다. 즉, 지방자치단체가 주민의 효용을 극대화하기 위해서 마련한 정책은 그대로 시행되어야 하며 상위단체나 중앙정부에 의해서 제약을 받지 않아야 한다. 이를 위해서는 충분한 재원이 보장되어야 하며, 그 재원의 지출에 대해 중앙정부로부터 지나친 간섭을 받지 않아야 한다. 그러므로 외부효과 또는 최소한의 공급조건에 의해 중앙정부가 정한 최소한의 범위 내의 사업에 대해 정부가 분담하는 부분을 제외한 모든 중앙정부의 지방자치단체에 대한 지원은 지방교부세의 형태로 이루어져야 하고, 교부세의 사용에 대해서는 일체의 간섭이 없어야 한다. 교부세 배분에 있어서도 지방자치단체의 의사결정에 영향을 줄 수 있는 요소들은 배제하는 것이 바람직하다.

둘째, 지방자치단체가 지출을 결정함에 있어 자금조달 비용을 적절히 고려할 수 있어야 한다. 지방자치단체의 세입중에서 지방자치단체가 결정하여 주민들로부터 징수한 재원에 대한 정치적 부담은 모두 지방자치단체 장이 부담한다. 물론 교부세등 규모를 중앙정부에서 결정하는 세입에 대해서도 지방자치단체는 중앙정부의 의사결정에 영향을 주어 더 많은 재원을 배분 받고자 노력할 수도 있으므로 어느 정도의 비용이 수반된다. 그러나 정치적인 시장은 경제적인 시장보다 시장실패의 가능성이 더 크기 때문에 정치적인 의사결정과 정에서 지방자치단체가 부담하는 비용은 경제적인 한계비용을 제대로 반영하지 못할 가능성이 크다¹⁾. 정치적인 시장에서는 주민의 선호, 지역의 경제적 발전보다는 중앙정부의 의사, 배분방식 등에 더 많은 관심을 기울이게 된다. 따

라서 중앙집권적인 재원조달방식은 특정 지역의 이익을 위하여 지방자치제의 효율성을 희생시키는 결과를 유발함으로써 사회적 비용을 초래할 수 있다. 그러나 지방자치단체는 이러한 사회적 비용을 고려하지 않고 중앙정부의 지원을 지나치게 강조하는 경향이 있다²⁾. 또한 「플라이 페이퍼」(fly-paper) 효과로 인해 교부세는 지방자치단체의 지출을 과도하게 확대시키는 결과를 가져온다³⁾.

지방자치제하에서 주민들은 자치단체가 제공하는 각종 공공서비스 혜택에 대하여 적절한 재정부담을 하여야 할 책임이 있으며, 자치단체는 주민들이 부담한 세금을 효율적으로 사용하여야 할 책임이 있다. 이와 같은 책임을 다하기 위해서는 재원 염출에 대해 주민들이 느끼는 부담을 지방자치단체가 정확하게 인식할 수 있는 자체세입으로 재정지출을 하여야 한다. 그러나 지방자치단체의 모든 재정지출을 자체세입으로 충당하다보면 다른 부작용이 커져서 국가 전체적으로 볼 때 오히려 비효율적일 수가 있다. 이러한 관점에서 Oates(1993)는 지방자치단체의 지출증가, 즉 한계적 지출은 지방자치단체가 자금조달의 한계비용을 정확하게 측정할 수 있는 자체세입으로 충당하는 것이 바람직하다고 주장하였다. 또한 이와 같은 맥락에서 임성일(1999)은 지방재정 세출과 지방세 수입간의 관계를 분석함으로써 우리나라 지방자치단체의 재정책임성을 평가하였다. 그러나 임성일의 연구는 지방자치단체의 자체세입 중에서 지방세 수입만을 고려하고 세외수입을 무시하였으며, 지방재정 세출규모에 영향을 주는 환경적 요인 즉, 지방공공재 공급비용의 지역간 격차를 고려하지 않았다.

본 연구에서는 Oates(1993)의 개념을 바탕으로 임성일(1999)의 문제점을 보완하여 우리나라 지방재정의 책임성을 다시 평가해 본다. 다음 장(II장)에서는 임성일의 논문을 비롯하여 본 연구의 주제와 관련 있는 기존 연구들을 간략하게 검토하여 문제점을 분석한 후 본 연구의 특징을 제시한다. 그리고 III장에서는 연구방법을 설명하고, IV장에서 연구결과를 정리한다.

1) Boyne(1996) 참조.

2) Bailey(1994) 참조.

3) Cullis and Jones(1992) 참조.

II. 既存 文獻 分析

우리나라의 지방재정에 대한 연구는 주로 지방재정의 확충방안, 지역간 형평성 등에 관한 것으로 지방재정의 책임성에 관한 연구는 거의 없었다. 부분적으로 지역간 형평성에 관한 연구에서 지방재정의 책임성에 문제가 있다는 시사점을 제시한 연구들이 있으나 책임성을 본격적으로 측정하고자 한 연구는 임성일(1999)에서 시작된다고 할 수 있다.

안종석·박정수(1996)는 1인당 지방세 수입과 1인당 지방재정 세입 규모간에 부(-)의 상관관계가 있다는 점을 들어 우리나라 지방재정조정제도의 재정조정효과가 지방자치단체의 세입확보 노력을 저해할 정도로 지나치지 않은가 하는 의문을 제기하였다. 이 연구에서는 1인당 지방재정 세입을 1인당 지방세 수입과 대도시 여부를 나타내는 가변수에 회귀분석하였는데, 그 결과 도시지역의 1인당 재정규모가 비도시지역 보다 작으며 1인당 지방재정 세입은 1인당 지방세 수입과 부(-)의 상관관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. 가변수가 공공재 공급비용을 대변한다고 할때, 이 결과는 공공재 공급비용이 일정한 경우 지방세 수입이 증가하면 지방재정 세입 총액이 감소한다는 것을 시사하며, 나아가 국가경제의 효율성이라는 관점에서 볼 때 우리나라 지방재정조정제도의 지역간 재정력 형평화 효과가 지나친 것이 아닌가 하는 의문을 품게 한다. 자체세입이 증가할수록 지방자치단체의 재정규모가 감소한다면 지방자치단체는 자체세입 확보를 위한 노력을 게을리 하게 되며, 궁극적으로 국가적인 손실을 초래하기 때문이다. 또한 박정수(1997)는 1인당 지방세 수입의 순위와 지방세 수입에 지방교부세를 더한 일반재원 1인당 규모의 지역별 순위를 비교하여 지방교부세 배분 이후 순위가 역전되는 것을 밝혔다.

그런데 이 두 논문은 지방자치단체를 광역자치단체와 기초자치단체로 구분하지 않고 기초자치단체를 광역에 포함시켜 광역을 기준으로 구분된 지역별 자료를 분석하였다는 문제점을 갖고있다. 광역자치단체와 기초자치단체는 그 역할이 다를 뿐만 아니라 세입의 구성도 다르며, 도 지역과 광역시 지역은 광

역자치단체와 기초자치단체간 역할분담 및 재원배분방식이 서로 다르므로 이들을 구분하지 않고 광역수준으로 통합하여 분석하는 데는 다소 무리가 따른다. 이와 같은 문제점을 개선한 연구로 김정훈(1999), 임성일(1999)을 들 수 있다. 김정훈(1999)은 시와 군의 1인당 지방세 수입과 1인당 세출규모간의 상관관계를 분석하였는데, 여기서는 양자간에 뚜렷한 상관관계가 없는 것으로 나타났다. 그런데 이 연구는 시와 군을 통합하여 분석함으로써 시와 군간의 특성을 반영하지 못하였다는 문제점을 안고 있다. 한편 임성일(1999)은 시와 군을 구분하여 시 지역만을 대상으로 김정훈(1999)과 동일한 분석⁴⁾을 하여 자체재원이 부족한 상당수의 자치단체들이 지방교부세를 포함한 각종 이전재원을 지급 받음으로써 최종지출단계에서는 다른 자치단체와 대등하거나 오히려 더 높은 수준의 지출행위를 하는 현상을 발견하였다. 그리고 임성일은 이와 같은 현상이 우리나라 지방자치단체의 지방재정에 대한 책임성을 악화시키는 요인이라는 정책시사점을 도출하였다. 그러나 임성일의 연구는 세외수입을 무시하였기 때문에 자체세입과 지출간의 관계를 정확하게 파악하지 못한다는 문제가 있으며, 또한 공공재 공급비용의 지역간 격차를 반영하지 않았다.

안중석(2000)은 지방세와 세외수입을 합한 지방자치단체의 자체세입과 세입규모로 파악한 지방재정 규모간의 상관관계를 분석하여 지방세 수입과 지방재정 세입간에는 부(-)의 상관관계가 있으나 지방세와 세외수입을 합한 자체세입과 지방재정 규모는 정(+)의 상관관계가 있음을 보여주었다. 그러나 이 연구에서는 세외수입에 지방채, 이월금, 재산매각수입 등 지방자치단체의 한계적 재원조달비용을 정확하게 판단하기 어려운 수입들을 포함시켰으며, 지방자치단체를 기초자치단체와 광역자치단체로 구분하지 않았다는 문제를 갖고 있다.

한편 김수근·최원구(1997)는 재정수요를 고려하여 지방교부세의 재정조정 효과를 분석하였다. 이 연구는 공공재 공급비용을 포함한 재정수요 측면을 고려하였다는 특징을 갖고 있으나 지방교부세 배분시 계산된 기준재정수요액을 지방자치단체의 진정한 재정수요라고 가정하였으며, 역시 세외수입은 고려하

4) 1인당 지방세 수입과 1인당 세출 규모간 단순상관관계 분석.

지 않았고 재정수요가 많은 지역에 교부세가 많이 배분된다는 결론을 도출하였는데 그쳤다.

본 연구에서는 지방자치단체의 재정책임성에 대한 본격적인 연구라고 할 수 있는 임성일(1999)을 바탕으로 그 연구에 반영되지 않은 세외수입과 지방공공재 공급비용의 지역간 격차를 고려하여 지방재정의 책임성을 분석한다. 또한 임성일(1999)이 단순하게 지방세 수입과 지방재정 지출간의 상관관계를 분석한데 비해 본 연구에서는 한계적 지출의 재원이 자체세입에 의해 마련되어야 한다는 관점에서 자체수입의 증가가 지출규모의 변화에 미치는 영향을 분석한다.

Ⅲ. 分析方法 및 資料

본 연구에서는 다음과 같은 방법으로 기존 연구들의 문제점을 보완하여 우리나라 지방자치단체의 재정책임성을 검토한다.

첫째, 지방자치단체를 성격별로 세분하여 분석한다. 먼저 광역자치단체와 기초자치단체로 구분하고 광역자치단체는 다시 광역시와 도, 기초자치단체는 시, 군, 구로 나누어 각각의 집단 내에서 자체수입과 세출간의 관계를 분석한다. 이는 각 자치단체별로 서로 다른 경제적·제도적 환경을 고려한 것이라고 할 수 있다.

둘째, 특별회계를 제외한 일반회계만을 분석대상으로 한다. 임성일(1999)이 지적한 바와 같이 특별회계의 경우 상당수가 자체수입-지출 경로를 갖고 있어서 이것을 포함시키는 경우 분석결과의 해석에 논란의 여지가 있다. 또한 안종석(1997)에 의하면 특별회계의 사업수입은 그 규모로 보아 지방재정 세입, 특히 세외수입에서 중요한 역할을 하는데, 그 수입을 유발하기 위해 지출한 경비를 포함한 총수입을 의미하므로 특별회계를 포함하여 분석할 경우 공공부문, 또는 공공재 공급능력을 지나치게 확대하는 결과가 나타난다. 예를 들면 A시와 B시에서 각각 100만권의 순 수입을 올려서 일반회계 재정에 기여하는 특별회계가 존재하는데, A시에서는 그 수입을 올리기 위해 1,000의 비용이 소

요되고, B시에서는 2,000의 비용이 소요된 경우 그 특별회계가 각각의 시의 일반적인 공공재 공급능력에 미치는 영향은 동일한데도 불구하고 세외수입은 A시의 경우 1,100, B시의 경우 2,100만큼씩 증가되는 것으로 나타난다. 이와 같은 통계자료의 문제를 제거하기 위해서는 특별회계의 일반회계 재정에 대한 순기여(net contribution)만을 고려하여야 할 것이다. 그런데 우리나라의 지방재정통계에서 특별회계의 일반회계 재정에 대한 순기여는 일반회계 세외수입 중 전입금 항목으로 나타나므로 일반회계만 고려하는 것이 오히려 특별회계 사업수입 증가로 인한 일반지방정부의 지방공공재 공급증가를 파악하는데 더 나을 것으로 판단된다.

셋째, 지방세 수입과 세외수입을 합한 자체세입과 지방재정 지출간의 관계를 분석함으로써 지방자치단체의 재정책임성을 평가한다. Oates(1993)의 개념에 입각하여 지방자치단체가 재원조달의 한계비용을 정확하게 인식하고, 그 비용을 고려하여 지출을 결정하는지에 대해 평가하기 위해서는 지방자치단체가 주민들로부터 직접 징수하는 수입을 모두 고려하여야 할 것이다. 따라서 지방세 수입만을 분석 대상으로 하는 것보다는 세외수입을 포함한 자체세입을 분석대상으로 하는 것이 이론적으로는 더 우월하다고 할 수 있다.

그러나 우리나라 정부가 발표하는 세외수입 통계에는 지방자치단체의 재원조달비용을 정확하게 평가하는 데 도움이 되기보다는 오히려 이를 왜곡시키는 요소가 많이 포함되어 있다. 이러한 이유에서 임성일(1999)은 세외수입을 제외한 지방세 수입만을 자체세입으로 간주하였다. 그러나 임성일도 이론적인 관점에서 세외수입의 구성요소 중 지방자치단체가 주민들로부터 직접 징수하는 사용료, 수수료 등은 포함시키는 것이 바람직하다는 입장을 표명하였다. 그러므로 본고에서는 세외수입을 항목별로 분석하여 지방자치단체의 재원조달비용을 정확하게 반영할 수 있는 항목들을 골라 지방세 수입에 더하여 자체세입에 포함시킨다.

안중석(1997)은 지방자치단체 예산과목상의 지방세외수입을 항목별로 분석하여 경제적 성격에 따라 다시 구분하는 작업을 수행하여 예산과목에서 경상적 세외수입과 임시적 세외수입으로 구분되는 세외수입을 사업수입 및 재산수

입과 사용자부담금, 자본수입으로 재분류하였다. 사업수입 및 재산수입은 지방자치단체가 정부보유 재산을 생산적으로 운영하여 얻은 수입을 의미하는 것으로 재산임대수입, 이자수입, 전입금으로 구성된다. 전입금은 주로 공기업특별회계 및 기타 특별회계에서 일반회계로 전입된 수입금으로 구성된다. 사용자 부담금은 비교적 포괄적인 개념으로서 사용료, 수수료, 사업장 생산수입 등 명확하게 사용자 부담금이라고 할 수 있는 항목들을 비롯하여 부담금, 잡수입 및 과년도 수입을 포함한다. 부담금은 개발이익 환수금과 같이 정부로부터 사적인 이익을 제공받거나 부정적인 외부효과를 발생시키는 행위로 인하여 사적인 이익을 얻은 경우 그 외부효과에 대한 대가로 징수하는 것들로 구성되어 있어 광의의 사용자 부담금에 포함될 수 있을 것으로 판단된다. 잡수입과 과년도 수입은 명확하게 구분하기 어려우나 잡수입의 경우 벌금, 과태료 등 사용자 부담금과 유사한 성격의 수입이 포함되어 있어 사용자 부담금에 포함시켰으며, 과년도 수입은 전년도에 징수가 결정된 세외수입이 당해 연도에 징수되어 부득이 당해 연도 세입액에 포함되는 것으로서 그 수입의 대부분이 세외수입에서 가장 큰 비중을 차지하는 사용자 부담금의 과년도 수입일 것이라는 판단하에서 사용자 부담금에 포함시켰다⁵⁾. 마지막으로 자본수입은 재산매각수입과 기부금 및 기금수입으로 구성된다.

이상의 세 가지 구분 중 사용자 부담금이 본 연구에서 사용하는 자체세입의 개념에 가장 잘 부합하는 세외수입이라고 할 수 있을 것이다. 그러므로 본 연구에서는 지방세 수입과 사용자 부담금의 합계를 자체세입이라고 정의한 모형을 기본모형으로 분석한다. 이와 함께 자체세입의 정의를 축소하여 지방세만을 자체세입으로 간주한 경우, 자체세입의 범위를 확대하여 지방세 수입과 사용자 부담금, 사업수입 및 재산수입의 합계를 자체세입이라고 정의한 경우, 그리고 지방채를 자체세입에 포함시킨 경우도 분석하여 그 결과를 기본모형과

5) 익명의 논평자 중 한 명이 지적한 바와 같이 과년도 수입에는 사용자 부담금보다는 지방세 수입의 과년도 수입이 더 많이 포함되어 있을 가능성도 있다. 그런데 과년도 수입은 그 규모가 지방세 수입의 0.1% 정도로 매우 작으므로 어느 쪽에 포함시키든지 분석결과에 큰 영향을 주지는 않을 것으로 판단된다.

비교함으로써 자체세입 개념의 변화에 따른 자체세입과 지출간의 관계 변화도 살펴본다.

넷째, 본 연구에서는 공공재 단위당 공급비용의 지역간 격차를 고려한다. 특정한 두 개의 지역을 비교할 때 다른 모든 조건은 동일하고 공공재 단위당 공급비용만 차이가 나며 지역간 주민의 이동이 자유롭다면 주민의 이동이 발생할 것이다. 공공재 단위당 공급비용이 큰 지역에서 작은 지역으로 주민이 이동하고, 만약 인구가 증가함에 따라 공공재 공급비용이 커진다면 두 지역의 공공재 단위당 공급비용이 같아지는 순간 주민의 이동이 멈추게 될 것이다. 한편 인구가 증가할수록 공공재 공급비용이 줄어든다면 공급비용이 큰 지역의 주민이 모두 다른 지역으로 이동하는 결과가 나타나게 된다. 그러므로 주민이 거주하는 지역의 단위당 공공재 공급비용은 모두 같아지게 된다. 그러나 현실 사회에서는 지역간 공공재 공급비용의 격차가 존재하는 것이 일반적인데, 그 이유로는 공공재 공급비용 외에 다른 환경의 지역간 격차, 주민의 이동에 대한 여러 가지 제약 등을 들 수 있을 것이다.

뿐만 아니라 중앙정부의 재정지원도 공공재 공급비용의 지역간 격차를 유지시키는 요인이 될 수 있다. 지역주민은 거주지 이동시 그 이동에 따른 외부효과를 고려하지 않는다. 따라서 특정 지역에 주민이 과도하게 몰려 혼잡비용이 증대되고, 산업구조의 왜곡이 발생할 수 있다. 이러한 현상을 방지하기 위해 정부에서는 지역별 공공재 공급비용의 격차를 고려하여 차등적으로 재정지원을 함으로써 공공재 공급비용 격차에 의한 공공재 공급의 격차를 완화하고자 노력하고 있는데, 그 수단으로 활용되는 것이 지방교부세 등 이전재원이라고 할 수 있다⁶⁾. 이전 재원이 존재하는 상태 하에서 지방세 수입이 많은 지역의

6) 지방교부세가 공공재 공급비용의 지역간 격차를 완화하는 것만을 목적으로 사용되는 것은 아니다. 공공재 공급비용의 격차가 없는 두 지역의 자체세입 확보능력이 서로 다른 경우 그 차이로 인한 지방공공재 공급의 지역간 격차를 완화하는 것도 지방교부세의 중요한 목적 중의 하나이다. 그러나 이 경우 지방교부세로 인하여 지역간 공공재 공급격차가 완전히 제거되면 이는 지방재정의 책임성을 저해하는 결과를 초래한다. 본 연구에서는 이와같은 경우 즉, 두 지역간 공공재 공급비용이 같고 자체세입만 다른 경우 자체세입이 많은 지역의 공공재 공급도 많아야 지방자

공공재 공급비용이 다른 지역보다 저렴하다면 그 지역의 재정지출이 다른 지역보다 작아질 수 있으며, 그렇다고 하여 재정책임성이 매우 낮다고 일방적으로 이야기하기는 곤란하다. 그러므로 본 연구에서는 지방공공재 공급비용이 같은 지역의 자체세입과 지출간의 관계를 분석함으로써 지방자치단체의 재정책임성을 평가해 본다.

다섯째, 공공재 공급비용은 인구와 면적에 의해서 결정된다고 가정한다. 다른 조건이 일정할 경우 규모의 경제성으로 인해 인구가 많을수록 1인당 공공재 공급비용이 줄어들 수 있다. 특히 공공재는 비경합성(non-rivalry)과 배제불가능성(non-excludability)이라는 특징을 가지고 있으므로 사적 재화에 비해 규모의 경제성이 커질 수 있다. 이는 동일한 공공재를 공급할 때 그 공공재의 혜택을 향유하는 사람이 많으면 많을수록 주민 1인당 공공재 공급비용이 적어지게 되기 때문이다. 한편 인구가 지나치게 많아지면 혼잡비용으로 인해 규모의 경제성이 줄어들거나 오히려 비효율성이 나타날 수도 있다. 그러므로 공공재 공급비용은 인구와 비선형의 함수관계를 갖을 가능성이 크다. 인구가 같은 경우에는 면적이 좁을수록 공공재 공급비용이 적게 소요될 수 있다. 이는 좁은 면적에 많은 인구가 거주할 경우 규모의 경제 효과가 커지기 때문이다. 역시 혼잡비용을 고려할 경우 면적이 지나치게 좁아지면 혼잡비용이 발생하여 규모의 경제 효과를 부분적으로 상회할 수 있다.

인구와 면적 외에 여러가지 다른 요소가 공공재 공급비용에 영향을 미칠 수 있으나, 기존의 연구 결과를 보면 우리나라의 지방재정 수요에 영향을 미치는 요소 중 인구와 면적이 가장 중요한 요소이며, 이 두 가지 요소가 지방재정수요 격차의 거의 대부분을 설명하는 것으로 나타났다⁷⁾.

마지막으로 본 연구에서는 주민 1인당 재정지출의 한계적 증가가 자체세입에 의해 어떻게 영향을 받는지 분석한다. 이를 위해서 특정한 지역 i 의 재정지출 규모가 그 지역의 자체세입과 공공재 공급비용에 의해 영향을 받는다고 가

치단체가 책임성 있는 재정운영을 한다는 전제하에서 재정책임성을 평가하는데 목적이 있다.

7) 안중석·박정수(1996), 김정훈(1999) 참조.

정한다. 즉, 재정지출을 E_i , 자체세입을 R_i , 공공재 단위당⁸⁾ 공급비용을 C_i 라고 하면 이 세 변수간에 다음과 같은 함수 관계가 성립한다고 가정한다.

$$E_i = f(R_i, C_i) \quad (1)$$

특정한 두 지역을 비교할 때 두 지역의 공공재 공급비용이 같다면 자체세입이 많은 지역의 지출규모가 커야 지방자치단체장이 재정운영에 대해 對주민 책임성을 갖는다고 할 수 있을 것이다. 한편 앞서 언급한 바와 같이 공공재 공급비용의 격차에 따른 지역간 공공재 공급의 격차를 완화하기 위하여 중앙정부가 지방자치단체에 재정지원을 하는 경우 두 지역간 자체세입 규모가 같다면 공공재 공급비용이 큰 지역의 재정지출 규모가 크게 될 것이다. 만약 공공재 공급비용이 같은 두 지역 중에 자체세입이 적은 지역에서 더 많은 공공지출을 하거나 두 지역이 같은 수준의 공공지출을 한다면 중앙정부의 지방자치단체에 대한 지원이 공공재 공급비용의 격차를 완화 또는 해소하는 수준을 넘어 지방재정의 책임성(self-accountability)을 저해하는 결과를 초래한다고 할 수 있을 것이다. 이 경우 각 지역의 공공재 공급수준이 궁극적으로 중앙정부에 의해 결정되므로 지방자치단체장은 재정운영에 대해 지역주민 앞에서 책임질 필요가 없다.

특정지역 i 의 공공재 공급비용이 그 지역의 인구(P_i)와 면적(A_i)에 의해 결정된다고 가정할 때 식 (1)은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$E_i = g(R_i, P_i, A_i) \quad (2)$$

식 (2)의 함수형태에 대해서는 여러 가지 가정을 할 수 있으나 본고에서는 다음과 같은 함수형태를 가정한다⁹⁾. 여기서 ε_i 는 오차항을 나타낸다.

8) 주민 1인이 향유하는 공공재 한 단위.

9) 독립변수와 종속변수간 선형관계가 있는 경우와 인구 및 면적이 재정지출과 2차함수의 관계를 갖고 있으며 자체세입은 재정지출과 선형의 관계를 갖는 경우도 추정하여 보았는데 식 (3)에 나타난 함수형태의 설명력이 가장 큰 것으로 나타났다.

$$\log(E_i) = a_0 + a_1 \log(R_i) + a_2 \log(P_i) + a_3 \log(A_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

이론적인 관점에서 볼 때 다른 조건이 일정하면 자체세입이 증가함에 따라 지출이 증가하여야 하므로 계수 a_1 은 0보다 크고, 면적이 증가하는 경우에는 공공재 공급비용이 상승하여 역시 지출이 증가할 것이므로 a_3 도 0보다 클 것으로 예상된다. 만약 추정계수가 1보다 작으면 해당 변수의 크기가 클수록 그 변수 증가에 따른 지출 증가 속도가 느려지며 추정계수가 1보다 큰 경우에는 그 반대가 된다. 한편 a_2 는 0보다 작을 것으로 예상되는데, 이는 인구가 증가하면 규모의 경제효과로 인하여 주민 1인당 공공지출이 줄어들 것으로 예상되기 때문이다. 독립변수인 인가와 종속변수인 1인당 지출에 모두 대수(log)를 취하였으므로 a_2 가 음수인 경우 인가와 지출간에는 비선형적(non-linear)인 관계를 갖게된다. 즉, 다른 조건- R_i 와 A_i -이 같다면 인구가 증가함에 따라 1인당 재정지출 규모가 작아지는데 인구가 크면 클수록 인구 1% 증가에 따른 1인당 재정지출 감소폭이 줄어든다. 인구가 많을수록 규모의 경제효과가 적어지고 혼잡비용이 빠른 속도로 증가하는 경우 이와같은 함수형태가 나타나게 된다.

자료는 1996~1998년의 3개년도 자료를 이용하여 연도별로 분석한다. 세입과 세출 관련 자료는 행정자치부에서 발간한 『지방재정연감』에 나타난 연도별 결산자료를 사용하였으며, 인가와 면적은 통계청에서 발표한 자료를 사용하였다.

IV. 分析 結果

다음에서는 앞서 제시한 방법으로 분석한 결과를 요약하여 정리한다. 분석은 기초자치단체와 광역자치단체로 구분하여 실시하였으며, 기초자치단체는 다시 시·군·자치구로 구분하고, 광역자치단체는 광역시와 도로 구분하였다.

1. 基礎自治團體

가. 市

<표 1>에서는 기초자치단체인 일반시에 대한 추정결과를 요약하였다. 표에 나타난 다섯 가지 모형 중 모형 I 이 기본모형이 된다. 기본모형의 경우 종속 변수로는 1인당 세출규모를 사용하였으며, 자체세입을 나타내는 변수로는 지방세 수입과 세외수입 중 사용자 부담금을 합한 금액의 1인당 규모를 사용하였는데 이 변수를 자체세입 I 이라고 하였다. 종속변수와 독립변수에 모두 대수(log)를 취하여 회귀분석을 하였는데, 그 결과 시의 1인당 세출이 자체세입과 인구 및 면적에 의해 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났다.

1996년 모형 I 의 경우를 보면 인구와 면적이 같은 경우 자체세입이 많은 지역의 1인당 세출이 다른 지역에 비해 더 적은 것으로 나타났다. 이를 Oates (1993)의 지방재정 책임성 개념에 입각하여 해석하면 지방재정조정제도가 시의 재정에 대한 책임성을 저해하는 결과를 초래하였음을 의미한다. 즉, 인구와 면적이 유사한 두 지역을 비교할 때 자체세입이 적은 지역이 다른 지역에 비해 더 많은 지출을 할 수 있으므로 지방자치단체장은 자기책임하에 자체세입을 징수하여 사용하고 그에 대해 주민 앞에서 정치적으로 책임을 지는 행위를 하려고 노력할 필요가 없다.

인구 및 면적과 세출의 관계를 보면 다른 조건이 동일한 경우 인구가 많은 지역에서 1인당 세출규모가 작으며, 면적이 넓은 지역에서 1인당 세출규모가 크다. 또한 인구가 많을수록 인구증가에 따른 세출규모 감소 폭은 줄어든다. 인구가 많을수록 1인당 세출규모가 줄어드는 것은 규모의 경제성에 기인하는 것이며, 인구가 많을수록 인구증가에 따른 세출규모 감소 폭이 줄어드는 것은 인구가 많아지면 혼잡비용이 발생하여 규모의 경제효과를 부분적으로 상쇄하기 때문인 것으로 판단된다.

모형 II ~ IV에서는 앞서 언급한 자체세입 I 이 아닌 다른 자료를 자체세입으로 간주하여 추정하여 보았다. 모형 II에서는 자체세입 I 대신에 지방세 수입을 사용하였으며, 모형 III에서는 자체세입의 개념을 보다 확대하여 지방세수입

〈표 1〉 市에 대한 推定結果(獨立變數: 歲出)^{1), 2)}

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
자체세입의 정의	자체세입 I	지방세	자체세입 II	자체세입 III	
(1996, 표본 수 72)					
상수 (t값)	19.171 (19.528)	19.406 (20.740)	18.748 (17.205)	19.308 (20.264)	17.534 (44.495)
자체세입	-0.141 (-1.815)	-0.163 (-2.193)	-0.101 (-1.195)	-0.136 (-2.035)	
인 구	-0.411 (-13.340)	-0.410 (-13.519)	-0.417 (-13.530)	-0.425 (-14.153)	-0.422 (-13.754)
면 적	0.169 (8.986)	0.169 (9.062)	0.172 (9.017)	0.168 (8.977)	0.176 (9.394)
adj R ²	0.8060	0.8101	0.8008	0.8083	0.7996
(1997, 표본 수 71)					
상수 (t값)	17.448 (15.660)	18.922 (16,564)	16.610 (13.908)	16.851 (16.536)	17.814 (42.028)
자체세입	0.030 (0.355)	-0.095 (-1.045)	0.095 (1.078)	0.076 (1.038)	
인 구	-0.427 (-12.884)	-0.420 (-12.720)	-0.426 (-13.052)	-0.425 (-13.027)	-0.425 (-13.023)
면 적	0.166 (8.083)	0.159 (7.911)	0.170 (8.357)	0.167 (8.425)	0.164 (8.366)
adj R ²	0.7828	0.7858	0.7861	0.7858	0.7855
(1998 표본 수 72)					
상수 (t값)	17.122 (12.851)	18.711 (15.228)	15.776 (11.518)	17.181 (13.706)	17.963 (43.303)
자체세입	0.070 (0.665)	-0.065 (-0.647)	0.174 (1.674)	0.063 (0.662)	
인 구	-0.439 (-13.723)	-0.432 (-13.296)	-0.437 (-14.020)	-0.438 (-13.782)	-0.436 (-13.824)
면 적	0.172 (8.598)	0.167 (8.301)	0.174 (8.905)	0.171 (8.625)	0.169 (8.650)
adj R ²	0.8034	0.8033	0.8100	0.8034	0.8050

주: 1) 세입, 세출규모는 주민 1인당 규모이며 종속변수와 독립변수에 대수(log)를 취하여 단순회귀분석을 하였음.

2) 자체세입 I = 지방세 + 사용자부담금, 자체세입 II = 자체세입 I + 사업수입 및 재산수입, 자체세입 III = 자체세입 I + 지방채

과 사용자 부담금(이상 자체세입 I), 사업수입과 재산수입의 합계를 자체세입(자체세입II)으로 간주하였다. 그리고 모형IV에서는 자체세입 I에 지방채를 합한 것을 자체세입으로 간주하였다. 모형 IV는 지방채의 증가가 지방자치단체의 지출에 어느 정도의 영향을 주는지 파악하는데 목적이 있다.

모형 I~IV의 추정결과를 비교해 보면 대체로 자체세입의 범위를 좁게 정의할수록 자체세입과 세출간의 부(-)의 상관관계가 보다 명확해지는 경향이 있다는 것을 알 수 있다. 모형II의 경우 지방세 수입만을 자체세입이라고 간주하여 자체세입을 가장 좁게 정의하였는데, 지방세 수입에 대한 계수 추정치는 -0.163 , t -값은 -2.193 인데 비해 자체세입의 범위를 비교적 넓게 정의하여 지방세수입과 사용자 부담금뿐만 아니라 사업수입 및 재산수입도 자체세입에 포함시킨 모형III의 경우 자체세입에 대한 추정계수는 -0.101 , t -값은 -1.195 이다. 모형III의 경우 추정계수의 신뢰성이 낮은 편이어서 자체세입이 많을수록 세출이 적어진다고 단언하기 곤란하다.

모형 V에서는 자체세입을 독립변수에서 제외하고 1인당 지출과 인구 및 면적간의 관계를 분석하였는데, 이는 세출에 대한 자체세입의 설명력이 어느 정도나 되는지 검토하기 위한 것이다. 1996년의 경우 지출의 지역간 격차가 거의 대부분 인구 및 면적의 차이에 의해 설명되며, 자체세입은 아주 적은 부분(1% 내외)만을 설명하는 것으로 나타났다.

자체세입과 세출간에 부(-)의 관계를 보여주었던 1996년과는 달리 1997년에는 양자간 뚜렷한 상관관계를 발견할 수 없다. 모형 I, III, IV의 경우에는 자체세입에 대한 추정계수가 0보다 크며, 지방세만을 자체세입으로 간주한 모형 II의 경우에만 추정계수가 음수로 나왔는데, 어느 경우든지 통계적 신뢰도가 낮아 추정계수가 0과 다르다고 단언하기 곤란하다. 한편 인구 및 면적이 시의 세출에 미치는 영향은 1996년 추정치와 거의 유사하며, 모형 V와 모형 I~IV를 비교해 보면 1997년의 경우 자체세입이 세출을 설명하는데 거의 도움이 되지 않는다는 것을 알 수 있다.

1998년의 경우에는 모형 I, II, IV에서는 자체세입과 지출간에 유의적인 상관관계가 없는 것으로 나타났으나 광의의 자체세입 개념을 사용한 모형 III의

경우 통계적으로 유의성(신뢰수준 90%)이 있는 정의 관계가 발견되었다. 이는 다른 모형에는 포함되지 않은 사업수입 및 재산수입이 서울의 지역간 격차를 설명하는데 어느 정도의 역할을 하고 있음을 의미한다. 그런데 이 결과가 지방재정의 책임성이 제고되었다는 것을 의미한다고 해석해서는 곤란하다. 사업수입 및 재산수입도 자체세입에 포함되기는 하나 주로 지방자치단체가 보유한 재산을 생산적으로 운영하여 얻은 수입으로서 주민들에게 공공재를 공급하고 그 대가로 징수한 수입과는 다르다. 지방자치단체가 주민으로부터 지방세나 사용자 부담금을 징수할 경우에 부담하여야 하는 정치적 부담을 회피하기 위하여 사업수입 및 재산수입의 확보에만 노력을 기울일 경우 오히려 지방재정의 건전한 운영을 저해하는 결과를 초래할 수도 있다.

<표 2>에서는 시의 자체세입과 지출간의 상관계수를 정리하였다. 이 표에 나타난 결과에 의하면 1996년의 경우 앞의 <표 1>에 나타난 추정결과와 마찬가지로 자체세입과 지출간 부(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났으며, 1997년과 1998년의 경우에는 지방세 수입과 지출간에는 부(-)의 관계가 있으나 다른 경우에는 자체세입과 지출간에 뚜렷한 상관관계가 없다고 할 수 있다. 이와 같은 결과는 <표 1>의 결과와 대체로 일치하는 것이나 단순상관분석의 경우 자체세입과 지출간의 부의 상관관계를 다소 과대평가 한다는 것을 시사한다.

〈표 2〉 市の 自體歲入과 支出간의 相關係數

자체세입	1996	1997	1998
지방세	-0.32997*	-0.25092*	-0.28322***
자체세입 I	-0.35031*	-0.17490	-0.14042
자체세입 II	-0.27784**	-0.05378	0.03040
자체세입 III	-0.14966	0.01310	-0.06852

주: 1) *: 0.5% 유의수준하에서 유의성이 있음.
 **: 1% 유의수준하에서 유의성이 있음.
 ***: 10% 유의수준하에서 유의성이 있음.

공공재 공급비용의 격차를 고려하지 않은 자체세입과 지출간의 단순상관분석이 자체세입과 지출간의 부(-)와 관계를 과대평가한다는 결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 일반적으로 자체세입이 많은 지역은 좁은 면적에 많은 인구가 거주하는 인구밀도가 높은 지역이다. 그러므로 이들 지역은 공공재 공급비용이 적은 편이며, 따라서 이전재원을 적게 받는다. 그래서 자체세입과 지출간에는 부(-)의 상관관계가 나타나게 되는데, 공공재 공급비용의 격차로 인한 지출의 격차를 함께 고려한 모형에서는 이와같은 자체세입과 지출간의 부(-)의 관계가 약화된다.

나. 郡

군의 경우에는 자체세입과 세출간 부(-)의 관계가 시의 경우보다 약하며, 경우에 따라서는 통계적으로 유의성이 있는 정(+)의 관계를 보여준 경우도 나타났다(<표 3> 참조). 1996년의 경우 자체세입의 계수 추정치들의 절대값이 작고 통계적인 신뢰도도 낮아 자체세입과 세출간에 뚜렷한 상관관계를 발견할 수 없었으며, 자체세입은 군의 지역간 지출 격차를 설명하는데 거의 도움이 되지않은 것으로 나타났다. 그러나 1997년의 경우에는 지방세 수입만을 자체세입으로 간주한 모형(모형 II)을 제외한 다른 모형(모형 I, III, IV)의 경우에는 자체세입이 많은 지역이 인구와 면적이 유사한 다른 지역에 비해 재정지출을 많이 하는 것으로 나타났다. 이는 1996년에 비해 1997년에 군의 재정책임성이 개선되었음을 의미한다고 할 수 있다. 그러나 1998년의 경우에는 이와 같은 자체세입과 세출간의 관계가 다시 약화되었을 뿐만 아니라 지방세 수입과 지출간에는 오히려 뚜렷한 부(-)의 관계를 보여주었다.

인구와 면적이 지출에 미치는 영향을 보면 군의 경우에도 시의 경우와 마찬가지로 인구가 증가하면 지출이 감소하고, 면적인 증가하면 지출이 증가하나 시의 경우에 비해 군의 지출은 인구변화에 보다 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

한편 상관계수를 보면 자체세입과 지출간에는 대체로 정의 상관관계가 있는

〈표 3〉 郡에 대한 推定結果(獨立變數: 歲出)^{1), 2)}

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
자체세입의 정의	자체세입 I	지방세	자체세입 II	자체세입 III	
(1996, 표본 수 93)					
상수 (t값)	18.732 (20.210)	20.139 (24.780)	18.088 (18.860)	18.564 (24.347)	19.449 (41.006)
자체세입	0.056 (0.901)	-0.067 (-1.045)	0.102 (1.628)	0.068 (1.475)	
인 구	-0.562 (-13.892)	-0.551 (-13.151)	-0.557 (-13.901)	-0.564 (-14.057)	-0.562 (-13.923)
면 적	0.129 (3.057)	0.118 (2.802)	0.132 (3.166)	0.136 (3.211)	0.123 (2.950)
adj R ²	0.6754	0.6764	0.6819	0.6802	0.6760
(1997, 표본 수 94)					
상수 (t값)	18.648 (17.660)	20.413 (19.600)	17.681 (16.857)	19.220 (20.567)	20.733 (35.841)
자체세입	0.166 (2.336)	0.030 (0.370)	0.235 (3.411)	0.097 (2.040)	
인 구	-0.664 (-13.994)	-0.665 (-13.216)	-0.650 (-14.107)	-0.650 (-13.541)	-0.661 (-13.605)
면 적	0.133 (2.585)	0.119 (2.250)	0.123 (2.488)	0.149 (2.775)	0.117 (2.235)
adj R ²	0.6789	0.6600	0.6984	0.6745	0.6632
(1998, 표본 수 91)					
상수 (t값)	19.751 (17.808)	22.252 (25.540)	18.668 (15.794)	19.218 (19.435)	20.041 (42.378)
자체세입	0.022 (0.289)	-0.208 (-2.972)	0.099 (1.266)	0.064 (0.947)	
인 구	-0.597 (-14.660)	-0.570 (-14.309)	-0.587 (-14.288)	-0.599 (-14.794)	-0.598 (-14.786)
면 적	0.122 (2.753)	0.113 (2.701)	0.125 (2.868)	0.126 (2.862)	0.120 (2.756)
adj R ²	0.7035	0.7306	0.7086	0.7062	0.7066

주: 1) 세입, 세출 규모는 주민 1인당 규모를 사용하였으며, 종속변수와 독립변수에 모두 대수(log)를 취하여 단순회귀분석을 하였음.

2) 자체세입 I = 지방세 + 사용자 부담금, 자체세입 II = 자체세입 I + 사업수입 및 재산수입, 자체세입 III = 자체세입 I + 지방채

것으로 나타나고 있다(<표 4> 참조). 앞서 검토한 시의 경우에 단순상관계수는 자체세입과 지출간에 부(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타나고, 공공재 공급비용의 지역간 격차로 인한 지출의 차이를 고려할 경우 그 부(-)의 관계가 약화된 것으로 나타났다. 반면 군의 경우에는 단순상관분석에서 자체세입과 지출이 대체로 정의 관계를 갖고 있는 것으로 나타났으나 공공재 공급비용의 지역간 격차로 인한 지출의 차이를 고려할 경우 그 정의 관계가 더 강화되는 것이 아니라 오히려 약화되는 것으로 나타났다. 이는 시의 경우와는 달리 공공재 공급비용이 많이 소요되는 지역에서 자체세입도 많다는 것을 의미한다. 즉, 자체세입이 많은 지역에서 지출이 많은 이유는 이들 지역에서 지방공공재 공급비용이 많이 소요되기 때문이며, 공공재 공급비용으로 인한 요인을 제외할 경우 자체세입과 세출간에 뚜렷한 상관관계를 발견할 수 없다고 결론을 내릴 수 있을 것이다.

<표 4> 郡의 自體歲入과 支出間의 相關係數

자체세입	1996	1997	1998
지방세	-0.16213	-0.11122	-0.27140*
자체세입 I	0.38777*	0.18658***	0.25953***
자체세입 II	0.43169*	0.29846*	0.39105*
자체세입 III	0.13701	0.24312***	0.16007

주: 1) * : 0.5% 유의수준에서 유의성이 있음.
 ** : 1% 유의수준에서 유의성이 있음.
 *** : 10% 유의수준에서 유의성이 있음.

다. 自治區

자치구의 경우에는 앞서 살펴본 시 및 군의 경우와는 달리 자체세입과 지출간에 유의적인 정(+)의 관계가 있다는 일관성있는 결과가 도출되었다(<표 5> 참조). 1996년의 경우 자체세입의 추정계수가 모형에 따라 0.231~0.360이며, 추정계수의 통계적 신뢰성도 매우 높다. 1997년과 1998년의 경우에도 이와 유

〈표 5〉 自治區에 대한 推定結果(獨立變數: 歲出)^{1), 2)}

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
자체세입의 정의	자체세입 I	지방세	자체세입 II	자체세입 III	
(1996, 표본 수 66)					
상수 (t값)	13.724 (19.777)	14.747 (22.249)	13.514 (19.507)	16.472 (23.308)	19.826 (32.765)
자체세입	0.360 (10.364)	0.298 (9.458)	0.369 (10.666)	0.231 (6.381)	
인 구	-0.439 (-13.226)	-0.458 (-13.271)	-0.432 (-13.138)	-0.552 (-14.299)	-0.597 (-12.291)
면 적	0.035 (1.928)	0.038 (2.020)	0.033 (1.868)	0.058 (2.442)	0.025 (0.854)
adj R ²	0.8900	0.8769	0.8940	0.8179	0.7012
(1997, 표본 수 69)					
상수 (t값)	10.723 (8.527)	12.485 (9.596)	10.367 (8.553)	10.522 (8.414)	18.659 (19.137)
자체세입	0.485 (7.657)	0.376 (5.970)	0.508 (8.290)	0.490 (7.867)	
인 구	-0.291 (-4.701)	-0.321 (-4.696)	-0.287 (-4.831)	-0.280 (-4.543)	-0.476 (-6.109)
면 적	-0.024 (-0.678)	-0.031 (-0.785)	-0.023 (-0.664)	-0.028 (-0.799)	-0.058 (-1.199)
adj R ²	0.6612	0.5838	0.6868	0.6699	0.3654
(1998, 표본 수 69)					
상수 (t값)	12.853 (11.074)	14.191 (12.745)	12.077 (10.704)	13.317 (12.021)	19.068 (26.665)
자체세입	0.365 (6.156)	0.281 (5.217)	0.409 (7.065)	0.345 (6.075)	
인 구	-0.357 (-6.724)	-0.380 (-6.834)	-0.336 (-6.626)	-0.375 (-7.205)	-0.519 (-9.030)
면 적	0.001 (0.015)	-0.001 (-0.033)	0.001 (0.017)	-0.004 (-0.143)	-0.010 (-0.279)
adj R ²	0.7098	0.6762	0.7402	0.7070	0.5476

주: 1) 세입, 세출 규모는 주민 1인당 규모를 사용하였으며, 종속변수와 독립변수에 대수(log)를 취하여 단순회귀분석을 하였음.

2) 자체세입 I = 지방세 + 사용자 부담금, 자체세입 II = 자체세입 I + 사업수입 및 재산수입, 자체세입 III = 자체세입 I + 지방채

사한 결과가 도출되었다. 뿐만 아니라 모형 I~IV와 모형 V를 비교해 보면 자체세입의 설명력도 시나 군의 경우에 비해 상당히 높다는 것을 알 수 있다. 1997년의 경우 모형 V의 수정된 R²는 0.3654에 불과한데 비해 모형 I~IV의 수정된 R²는 0.5838~0.6868이다. <표 6>에 나타난 상관계수도 자체세입은 지출과 일관성있게 정의 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다.

이상의 결과만으로 볼 때 자치구의 경우 시나 군과는 달리 재정책임성이 양호하다고 할 수 있을 것이다. 그러나 이에 대해서는 다시 한 번 생각해 볼 필요가 있다. 시와 군의 경우 공공재 공급비용의 격차에 대해 중앙정부로부터 직접 이전재원을 받는데 비해 자치구는 각각 해당 광역시에서 조정교부금을 받는다. 대체로 조정교부금의 배분방식이 중앙정부의 지방교부세 배분방식과 유사하므로 조정교부금도 지방교부세와 유사한 역할을 한다고 할 수 있다. 그러나 조정교부금의 규모는 지역마다 다르다. 이는 서울시 및 광역시의 시세 중 취득세와 등록세의 일정비율이 조정교부금으로 산하 자치구에 배분되는데, 구체적인 비율은 시에서 조례에 의해 결정하도록 되어 있기 때문이다¹⁰⁾.

<표 6> 自治區의 自體歲入과 支出間의 相關係數

자체세입	1996	1997	1998
지방세	0.76824*	0.73130*	0.73969*
자체세입 I	0.80422*	0.77165*	0.76991*
자체세입 II	0.81610*	0.78156*	0.79207*
자체세입 III	0.62943*	0.78731*	0.75741*

주: *는 0.5% 유의수준에서 유의성이 있음.

그러므로 <표 5>에서와 같이 전국의 자치구를 광역시별로 구분하지 않고 동일한 모집단으로부터 추출한 표본으로 간주하여 추정하고 그 결과만 가지고 자치구의 재정책임성을 평가하는 것은 바람직하지 않다. 이는 동일한 광역시

10) 대체로 취득세와 등록세 수입의 50~70%가 조정교부금으로 산하 자치구에 배분된다. 박정수(1997) 참조.

의 자치구간에는 자체수입과 지출간에 부(-)의 상관관계가 있는 경우에도 전국의 자치구를 대상으로 회귀분석을 하면 그 반대의 결과가 나올 수도 있기 때문이다. 예를 들어 특정한 광역시가 다른 지역에 비해 경제가 발전되어 있다면 그 광역시의 세수입이 다른 광역시에 비해 많으며, 따라서 조정교부금도 많고, 역시 해당 자치구의 자체세입도 다른 지역의 자치구에 비해 많을 수가 있다. 이 경우 그 특정 광역시 내의 자치구 사이에서는 자체세입과 지출이 부(-)의 관계를 보이더라도 전국의 자치구를 대상으로 평가할 때는 자체세입과 지출간에 정(+)의 관계가 나타날 수 있다.

다음에서는 이와 같은 문제를 해결하기 위하여 세 가지 변형된 모형을 추정하여 보았다. 첫째, 비교적 많은 표본(25개 자치구)을 갖고 있는 서울시만을 대상으로 <표 5>에서와 같은 추정을 하여 서울시의 자치구 사이에서도 자체세입과 지출간의 정(+)의 상관관계를 찾아볼 수 있는지 검토하였다. 둘째, 조정교부금이 광역시 세수입의 일정부분이라는 점을 감안하여 각 자치구가 속해 있는 광역시의 세수입을 독립변수에 포함시켜 <표 5>와 같은 추정을 실시하였다. 셋째, 광역시를 구분하는 가변수를 독립변수에 추가하여 역시 <표 5>와 같은 모형을 추정하였다. 광역시 세수입의 일정부분이 자치구에 조정교부금으로 배분되지만 그 배분비율이 어느 정도인지는 각 시마다 다르므로 광역시의 세수입을 독립변수에 포함시키는 방법보다는 각 시를 구분하는 가변수를 포함시키는 방법이 더 나올 수도 있다. 1998년 자료를 이용하여 앞서 언급한 세 가지 추정방법으로 추정한 결과를 <표 7>과 <표 8>에 정리하였다.

이 두 개의 표에 나타난 결과를 비교해 보면 광역시 세수입을 독립변수에 포함시킨 경우보다는 서울시의 자치구만 분리하여 추정한 경우와 광역시를 구분하는 가변수를 독립변수에 포함시킨 경우에 추정모형의 설명력이 전반적으로 우수한 것을 알 수 있다. 이는 광역시 세수입의 일정부분이 조정교부금으로 배분되지만 그 정확한 비율이 시마다 다르며, 그 외에도 다른 시별 특성이 지출에 영향을 줄 수 있기 때문인 것으로 판단된다. 어느 경우든지 인구가 증가함에 따라 자치구의 주민 1인당 지출은 줄어들며, 서울시의 경우 면적은 1인당 지출에 유의적인 영향을 주지 못하나 전국의 자치구를 모두 고려하면 면

적이 증가할수록 1인당 재정지출이 증가하는 것으로 나타났다. 인구와 면적이 일정할 경우 예외없이 자체세입이 증가하면 자치구의 1인당 재정지출이 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 광역시별 특성을 고려하지 않은 경우에 비해 지출의 자체세입에 대한 탄력성 추정치는 적어졌다.

〈표 7〉 自治區에 대한 推定結果(獨立變數: 歲出)^{1), 2)}-廣域市의 特性을 考慮한 境遇 I

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
자체세입의 정의	자체세입 I	지방세	자체세입 II	자체세입 III	
(서울시만 분석, 표본 수 25)					
상수 (t값)	18.586 (10.424)	19.827 (11.099)	18.117 (10.146)	18.743 (10.323)	25.276 (22.851)
자체세입	0.220 (4.241)	0.169 (3.527)	0.240 (4.496)	0.215 (4.067)	
인 구	-0.665 (-5.804)	-0.717 (-5.934)	-0.647 (-5.734)	-0.675 (-5.785)	-1.038 (-10.562)
면 적	0.001 (0.002)	0.019 (0.206)	-0.006 (-0.067)	0.005 (0.060)	0.197 (2.046)
adj R ²	0.9182	0.9046	0.9226	0.9528	0.8550
(광역시 세수입 고려, 표본 수 67)					
상수 (t값)	6.119 (3.415)	6.876 (3.646)	6.302 (3.640)	6.220 (3.503)	6.940 (3.425)
자체세입	0.256 (4.471)	0.175 (3.324)	0.296 (5.047)	0.262 (4.617)	
인 구	-0.520 (-8.869)	-0.554 (-8.925)	-0.489 (-8.333)	-0.515 (-8.805)	-0.681 (-12.933)
면 적	0.059 (2.081)	0.061 (2.039)	0.053 (1.913)	0.057 (2.012)	0.077 (2.415)
광역시 세수입	0.774 (4.562)	0.824 (4.534)	0.694 (4.112)	0.755 (4.457)	1.092 (6.237)
adj R ²	0.7776	0.7511	0.7912	0.7810	0.7126

주 : 1) 세입, 세출 규모는 주민 1인당 규모를 사용하였으며, 종속변수와 독립변수에 대수(log)를 취하여 단순회귀분석을 하였음.

2) 자체세입 I = 지방세 + 사용자 부담금, 자체세입 II = 자체세입 I + 사업수입 및 재산수입, 자체세입 III = 자체세입 I + 지방채

〈표 8〉 自治區에 대한 推定結果(獨立變數: 歲出)^{1), 2)}-廣域市의 特性을 考慮한 境遇 II

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
자체세입의 정의	자체세입 I	지방세	자체세입 II	자체세입 III	
(광역시별 가변수 도입, 표본 수 69)					
상수 (t값)	17.069 (18.871)	18.356 (20.990)	17.084 (17.709)	17.590 (18.808)	21.804 (43.620)
자체세입	0.212 (5.039)	0.169 (4.542)	0.235 (5.410)	0.212 (5.047)	
인 구	-0.598 (-13.429)	-0.614 (-13.598)	-0.579 (-12.866)	-0.597 (-13.380)	-0.741 (-18.199)
면 적	0.067 (2.790)	0.066 (2.671)	-0.064 (-2.757)	0.066 (2.779)	0.085 (3.050)
가변수(부산)	-0.387 (-7.484)	-0.401 (-7.600)	-0.363 (-6.955)	-0.383 (-7.345)	-0.501 (-9.065)
가변수(대구)	-0.188 (-3.148)	-0.173 (-2.768)	-0.169 (-2.874)	-0.184 (-3.079)	-0.251 (-3.623)
가변수(인천)	-0.283 (-4.706)	-0.284 (-4.614)	-0.270 (-4.606)	-0.280 (-4.703)	-0.372 (-5.534)
가변수(광주)	-0.166 (-2.109)	-0.171 (-2.114)	-0.166 (-2.177)	-0.172 (-2.209)	-0.295 (-3.353)
가변수(대전)	-0.332 (-4.174)	-0.323 (-3.896)	-0.312 (-3.986)	-0.330 (-4.161)	-0.443 (-4.890)
가변수(울산)	-0.742 (-8.951)	-0.776 (-9.256)	-0.717 (-8.735)	-0.737 (-8.865)	-0.865 (-9.201)
adj R ²	0.8870	0.8802	0.8919	0.8871	0.8410

주: 1) 세입, 세출 규모는 주민 1인당 규모를 사용하였으며, 종속변수와 독립변수에 대수(log)를 취하여 단순회귀분석을 하였음.

2) 자체세입 I = 지방세 + 사용자 부담금, 자체세입 II = 자체세입 I + 사업수입 및 재산수입, 자체세입 III = 자체세입 I + 지방채

또한 <표 7> 및 <표 8>의 결과를 <표 5>의 결과와 비교하여 보면 광역시별 특성은 자치구의 지출 격차를 설명하는데 중요한 역할을 한다는 것을 알 수 있다. 광역시별 특성을 무시할 경우 수정된 R²가 0.5476~0.7402인데 비해 서울시만 분석한 경우에는 수정된 R²가 0.8550~0.9528, 광역시별 가변수를 독립변수에 포함시킨 경우에는 수정된 R²가 0.8410~0.8919이다. 전국의 자치구

를 모두 고려하되 광역시별 특성을 나타내는 변수를 독립변수에 포함시킨 모형에서는 지방세수입과 사용자 부담금, 사업수입 및 재산수입을 자체세입으로 간주한 모형 III의 수정된 R^2 가 가장 큰 데 비해 서울시의 경우 자체세입에 지방채를 포함시킨 모형 IV의 수정된 R^2 가 가장 큰 것으로 나타난 것은 지방채가 서울시 자치구간 지출의 격차를 설명하는데 어느 정도의 역할을 한다는 것을 의미한다.

광역시별 특성을 고려한 모형의 추정결과에서도 다른 조건이 일정할 경우 자체세입이 많은 자치구에서 재정지출도 많다는 결과가 나타난 것은 앞서 살펴본 시나 군의 경우와는 달리 자치구에서는 지방재정의 책임성이 비교적 양호하다는 것을 의미한다. 이와 같이 자치구가 재정책임성 측면에서 시 및 군과 차이를 보이는 이유에 대해서 본 연구의 분석만으로는 명확하게 알 수 없으나 대체로 다음과 같은 특성들이 종합적으로 작용하여 나타난 결과일 것으로 추측된다.

첫째, 지방교부세 및 조정교부금의 배분방식에서 차이를 찾아볼 수 있을 것이다. 서울시 및 광역시는 대체로 지방교부세 배분방식과 유사한 방식을 적용하여 산하 자치구에 조정교부금을 배분하므로 배분방식에 근본적인 차이는 없다. 그러나 중앙정부는 다양한 특성을 가진 전국의 광역시, 도 및 시와 군을 대상으로 지방교부세를 교부하는데 비해 광역시는 여러 가지 환경이 유사한 산하 자치구만을 대상으로 조정교부금을 교부한다는 차이가 있다. 따라서 유사한 공식을 사용하여 기준재정수요액을 산정할 경우 광역시가 산정한 조정교부금의 기준재정수요액이 중앙정부에서 산정한 지방교부세의 기준재정수요액보다 지역간 공공재 공급비용의 격차를 정확하게 반영하게 될 가능성이 크다. 이와 같은 문제를 시정하기 위하여 지방교부세 기준재정수요액 산정시 여러가지 보정을 하고 있으나 이러한 보정만으로는 각 지역별 특성을 정확하게 반영하는데 한계가 있다. 교부세가 지역간 공공재 공급비용의 격차를 정확하게 반영하지 못할 경우 재정조정이 미약하게 되거나 경우에 따라서는 지나친 재정조정이 이루어져 지방재정의 책임성을 약화시키는 결과를 초래할 수 있다.

둘째, 지방교부세 및 조정교부금 이외의 재정조정제도의 영향도 있을 것으

로 추측된다. 지방양여금과 국고보조금 배분액은 지방교부세와 밀접한 상관관계를 갖고 있다. 즉, 대체로 지방교부세를 많이 받는 지역이 지방양여금과 국고보조금도 많이 받는데, 박정수(1997)의 추정에 의하면 1994년 경기도의 시가 배분받은 지방교부세와 지방양여금간의 상관관계수는 0.9374이며, 지방교부세와 국고보조금의 상관관계수는 0.8305였다. 군의 경우에는 상관관계수가 각각 0.9851과 0.9787로 더 높은 상관관계를 보여 주었다. 이 상관관계수는 모두 통계적 신뢰도가 99% 이상이다. 따라서 지방양여금과 국고보조금은 지방 교부세의 재정조정효과를 증폭시키는 역할을 하여 지나친 재정조정을 초래할 가능성이 크다. 그러나 광역시 산하의 자치구는 국가로부터 직접 교부금을 배분받지 않으므로 이와같은 효과가 미약하다. 자치구들은 지방양여금을 배분받지 않으며, 보조금과 조정교부금간의 상관관계도 약하다. 25개 서울시 자치구만을 대상으로 1998년의 자료를 이용하여 추정해본 결과 조정교부금과 보조금간의 상관관계수는 0.33397이고 통계적 신뢰도는 90%에도 미달하는 것으로 나타났다.

셋째, 재정자립도의 차이가 어느 정도 역할을 하였을 가능성도 있다. 지방자치단체의 세입 중에서 자체세입이 차지하는 비중이 클 경우 재정지출이 자체세입에 의해 보다 많은 영향을 받을 것이다. 이러한 관점에서 자치구와 시 및 군의 세출에서 자체세입이 차지하는 비중을 비교해 보면 <표 9>와 같다. 자치구의 경우 지방세 수입은 세출의 24.7%로 시(21.7%)보다 높으며, 군의 9.4%와는 2배 이상 차이가 난다. 자체세입의 범위를 확대한 다른 경우에도 이와 유사한 차이가 나타나고 있다. 그러나 자체세입 비중의 차이만으로 자치구와 시·군간의 지방재정 책임성의 차이를 설명하기에는 부족한 점이 있다. 자치구와 군 사이에는 자체세입의 비중에서 큰 차이가 나지만 자치구와 시간에는 자체세입 비중의 차이가 그다지 크지 않으며, 자체세입의 비중만으로 볼 때 시는 군보다 오히려 자치구에 가깝다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 지방재정 책임성 측면에서 시는 군 쪽에 가깝고, 오히려 시의 경우 재정책임성이 군보다 더 열악하다고도 할 수 있기 때문이다. 추측컨대 앞서 언급한 세 가지 원인이 복합적으로 작용하여 자치구와 시·군간의 지방재정 책임성의 격차를 초래한 것으로 생각된다.

〈표 9〉 自治區 및 市·郡의 自體歲入/歲出 比率 比較(1998년)¹⁾

자체세입의 정의	자체세입 I	지방세	자체세입 II	자체세입 III
자치구	33.1	24.7	34.9	34.0
시	26.7	21.7	30.7	30.3
군	13.2	9.4	16.1	15.8

주: 1) 자체세입 I = 지방세 + 사용자 부담금, 자체세입 II = 자체세입 I + 사업수입 및 재산수입, 자체세입 III = 자체세입 I + 지방채

2. 廣域自治團體

<표 10>에서는 광역자치단체의 자체세입과 지출간의 상관계수를 정리하였다. 광역시와 도의 경우 표본 수가 각각 6~7개 및 9개밖에 되지 않아 표본이 충분히 많은 기초자치단체와 같은 종류의 회귀분석을 하기에 적절하지 않다. 그러므로 공공재 공급비용을 고려한 회귀분석보다 상관계수 분석을 우선하였다.

이 표에 나타난 상관계수를 보면 광역시와 도의 경우 자체세입과 지출간에 명확한 상관관계를 갖고 있지 않은 것으로 판단된다. 광역시의 경우 대체로 추정된 상관계수의 절대치도 낮으며, 통계적인 신뢰도도 낮다. 상관계수의 부호는 1997년에는 -, 1996년과 1998년에는 +로 나타났다. 한 가지 특이한 점은 지방세 수입과 사용자 부담금 외에도 지방채를 자체세입에 포함시킨 자체세입 III이 다른 경우와 달리 지출과 비교적 밀접한 정(+)의 관계를 보여주고 있다는 점이다. 1996년과 1997년의 경우 비록 통계적 신뢰성은 낮으나 상관계수가 0.61558과 0.63320으로 높은 편이고, 1998년의 경우에는 이보다 높은 0.76812이며 90% 수준의 신뢰도를 보여 준다. 이는 최근 일부 자치단체가 지방채를 발행하여 지출재원을 마련한데서 그 원인이 있는 것으로 재정책임성의 관점에서 보면 오히려 우려할만한 일이 될 수도 있다. 지방채 발행을 통해서 조달한 재정자금은 추후에 갚아야 하므로 현재의 재원조달 비용의 부담을 뒤로 미루는 결과를 초래한다. 따라서 지방자치단체가 지방채를 발행함으로써

재원을 마련할 경우 재원을 조달하는 시점에는 그 재원조달의 한계비용을 정확하게 인식하지 못한다고 할 수 있다.

〈표 10〉 廣域自治團體의 自體歲入과 支出間의 相關係數

자체세입	1996	1997	1998
(서울시 및 광역시)			
지방세	0.02540	-0.09235	-0.01604
자체세입 I	0.00470	-0.11930	0.05693
자체세입 II	0.18290	-0.02181	0.22257
자체세입 III	0.61558	0.63320	0.76812***
(도)			
지방세	-0.56229	-0.61099***	-0.51839
자체세입 I	-0.51949	-0.43396	-0.38564
자체세입 II	-0.52122	-0.39664	-0.35369
자체세입 III	-0.38005	0.30759	-0.09581

주: 1) ***: 10% 유의수준에서 유의성이 있음.

한편 도의 경우에는 거의 대부분의 경우에 자체세입과 지출간에 부(-)의 상관계수를 갖고 있는 것으로 나타났다. 그러나 대부분 통계적 신뢰성이 낮아 이 결과만 가지고 도의 자체세입과 지출간에 부(-)의 상관관계가 있다고 단정하기는 곤란하다. 그러나 적어도 양자간의 분명한 정(+)의 관계가 보이지 않는다는 점은 이 자료만 가지고도 알 수 있다. 자체세입에 지방채를 포함할 경우 상관계수의 절대치가 비교적 작운데, 이는 지방채를 많이 발행한 지역에서 재정지출이 많기 때문에 지방채를 자체세입에 포함시킬 경우 자체세입과 지출간의 부의 관계가 약화되어 나타나는 결과라고 할 수 있다. 자체세입의 정의별로 구분해 보면 자체세입을 가장 좁게 정의하여 지방세만을 자체세입이라고 할 경우 자체세입과 재정지출간에 비교적 뚜렷한 부(-)의 관계가 보이며, 자체세입의 범위를 넓게 할수록 그 관계가 약해진다.

이상의 분석은 앞서 수 차례 언급한 바와 같이 공공재 공급비용의 격차로 인한 지역별 재정지출 차이를 고려하지 않았다는 문제를 갖고 있다. 이 문제를 해결하기 위해서는 앞서 시, 군, 구의 경우에 시행하였던 것과 같이 비용요소를 고려한 회귀분석을 하여야 할 것이다. 그런데 광역자치단체를 광역시와 도로 구분할 경우 각각 표본 수가 10개에도 미치지 못하여 연도별로 다른 회귀식을 추정하고 그 결과를 비교하는 것은 불가능하다. 그러므로 다음에서는 1996~1998년의 3개년간 자료를 통합(pool)하여 하나의 표본으로 간주하여 회귀분석을 하였다. 그 결과를 정리한 것이 <표 11>이다.

먼저 서울시와 광역시 자료를 종합하여 분석한 결과를 보면 전반적으로 모형의 설명력이 매우 약하며 자체세입의 계수 추정치의 통계적 신뢰도도 낮은 것으로 나타났다. 예외적으로 지방채를 자체세입에 포함시킨 모형 IV의 경우 수정된 R^2 가 0.7687로 다른 모형의 0.0995~0.1327에 비해 매우 크다. 또한 자체세입의 계수 추정치도 0.762로 다른 모형의 자체세입 계수 추정치의 3배를 증가하며 다른 모형과는 달리 추정된 계수의 통계적 신뢰성도 매우 높다. 이는 지방채가 광역시의 지출 규모를 결정하는 데 중요한 역할을 하여 지방채가 많은 시에서 지출 규모도 크고, 지방세 수입, 사용자 부담금, 사업수입 및 재산수입 등 다른 종류의 세입이나 공공재 공급비용의 격차를 설명하는 인구 및 면적에 비해 지방채의 격차가 지역간 공공지출 격차를 설명하는 데 결정적인 역할을 한다는 것을 의미한다.

또한 앞서 검토한 시, 군, 구의 경우 상수항의 추정치 크기가 모형별로 큰 차이를 보이지 않았던 것에 비해 서울시 및 광역시의 경우 모형 IV를 제외한 다른 모형에서는 추정치의 크기가 11.812~15.044로 대체로 유사하나 모형 IV에서는 상수항 추정치가 5.428로 크게 줄어든 반면 모형의 설명력은 크게 제고되고, 자체세입의 영향력도 상당히 큰 것으로 나타났다. 이 결과는 서울시 및 광역시의 경우 모형 IV에만 포함된 지방채의 격차에 의한 지출 격차를 제외하면 다른 요인에 의한 지출 격차는 크지 않을 가능성이 있음을 시사하는 것이다.

서울시와 광역시 자료를 분석한 결과 발견할 수 있는 또 한 가지의 특징은

〈표 11〉 廣域自治團體에 대한 推定結果(獨立變數: 歲出)^{1) 2)}

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
자체세입의 정의	자체세입 I	지방세	자체세입 II	자체세입 III	
(서울 시 및 광역시 1996, 표본 수 20)					
상수 (t값)	12.854 (3.939)	12.989 (3.695)	11.812 (3.358)	5.428 (3.654)	15.044 (14.952)
자체세입	0.196 (0.707)	0.186 (0.611)	0.271 (0.959)	0.762 (6.910)	
인 구	-0.038 (-0.728)	-0.038 (-0.693)	-0.042 (-0.845)	-0.040 (-1.828)	-0.017 (-0.405)
면 적	-0.255 (-2.155)	-0.254 (-2.138)	-0.235 (-1.976)	-0.231 (-3.835)	-0.256 (-2.192)
adj R ²	0.1064	0.0995	0.1286	0.7687	0.1327
(광역시, 표본 수 17)					
상수 (t값)	14.329 (2.651)	15.076 (2.337)	12.443 (2.178)	3.869 (1.679)	15.379 (12.457)
자체세입	0.083 (0.200)	0.024 (0.049)	0.220 (0.527)	0.836 (7.285)	
인 구	-0.049 (-0.557)	-0.053 (-0.597)	-0.040 (-0.454)	0.025 (0.635)	-0.054 (-0.655)
면 적	-0.237 (-1.584)	-0.229 (-1.504)	-0.236 (-1.690)	-0.283 (-4.512)	-0.226 (-1.676)
adj R ²	0.0675	0.0648	0.0842	0.8160	0.1315
(도, 표본 수 27)					
상수 (t값)	18.519 (11.045)	18.920 (14.411)	18.024 (9.868)	16.828 (9.451)	16.921 (30.077)
자체세입	-0.146 (-1.011)	-0.200 (-1.672)	-0.099 (-0.635)	0.008 (0.055)	
인 구	-0.307 (-4.633)	-0.285 (-4.556)	-0.323 (-4.793)	-0.353 (-5.797)	-0.351 (-6.983)
면 적	0.097 (1.258)	0.085 (1.283)	0.116 (1.474)	0.153 (2.043)	0.151 (2.722)
adj R ²	0.6670	0.6899	0.6582	0.6522	0.6667

주: 1) 세입, 세출 규모는 주민 1인당 규모를 사용하였으며, 종속변수와 독립변수에 모두 대수(log)를 취하여 단순회귀분석을 하였음.

2) 자체세입 I = 지방세 + 사용자부담금, 자체세입 II = 자체세입 I + 사업수입 및 재산수입, 자체세입 III = 자체세입 I + 지방채

다른 경우(시, 군, 구)와는 달리 <표 11>에 나타난 서울시 및 광역시의 지출 격차는 인구보다는 면적에 의해 큰 영향을 받으며, 면적이 증가할수록 재정지출 규모가 줄어든다는 것이다. 이는 면적이 증가하면 주민 1인당 공공재 공급 비용이 줄어든다는 것을 의미한다. 일반적으로 인구가 동일한 경우 면적이 좁을수록 동일한 공공재를 향유하는 사람의 수가 많아지므로 규모의 경제효과가 발생하여 1인당 공공재 공급비용은 줄어들게 된다. 그러나 좁은 면적에 지나치게 많은 인구가 거주하게 되면 혼잡비용이 발생하여 규모의 경제효과를 부분적으로 상쇄할 수 있으며, 그 정도가 심화되면 부정적인 혼잡효과가 규모의 경제효과를 능가하여 오히려 면적이 늘어나야 공공재 공급비용이 줄어드는 경우가 발생할 수 있다. 따라서 서울시와 광역시에 대한 분석에서 다른 조건이 같을 경우 면적이 증가하면 재정지출이 줄어드는 것으로 나타난 것은 현재 서울시 및 광역시의 인구밀도가 지나치게 높아 부정적인 혼잡비용이 인구 집적에 의한 긍정적인 규모의 경제 효과를 능가함을 시사하는 것이라고 할 수 있다. 따라서 재정의 관점에서 볼 때 현재 우리나라의 광역시를 중심으로 나타나고 있는 도시화 현상은 그 정도가 지나쳐 재정운영의 효율성을 저해하는 수준에 도달하였다고 할 수 있다.

<표 11>에서는 또한 서울시와 광역시가 여러 가지 경제적 환경에서 차이가 크다는 점을 고려하여 서울시를 제외하고 비교적 유사한 성격을 갖고 있는 광역시만을 대상으로 동일한 추정을 하여 서울시와 광역시를 종합하여 추정된 결과와 비교하여 보았다. 그런데 서울시를 포함한 경우와 포함하지 않은 경우의 추정결과에 큰 차이는 없는 것으로 나타났다. 부분적으로 발견되는 미세한 차이를 보면 서울시를 포함시키지 않을 경우 전반적으로 모형의 설명력이 약해지나 지방채가 포함된 모형의 설명력은 더욱 강화되고 지방채를 포함한 자체세입의 추정계수도 커졌다. 이는 서울시를 제외할 경우 지방채의 격차가 광역시 간 재정지출의 차이를 더 잘 설명한다는 것을 의미한다.

<표 11>의 마지막 부분에는 도에 대한 추정결과를 정리하였는데, 도의 경우에는 앞서 검토한 시 및 군의 경우와 유사한 추정결과가 나타났다. 자체세입의 추정계수는 0과 다르다고 이야기하기 어려운 상태이며, 인구의 변화는

지출규모에 유의적인 영향을 준다. 즉, 인구가 증가하면 1인당 공공지출 규모가 감소된다. 대체로 면적이 증가하면 1인당 재정지출도 증가한다고 할 수 있으나 인구에 비해 면적이 지출에 미치는 영향이 적은 것으로 판단된다.

V. 要 約

본 연구에서는 지방자치단체의 한계적 지출을 위한 재원이 지방자치단체가 재원조달비용을 정확하게 인식할 수 있는 자체세입으로 조달되어야 한다는 Oates(1993)의 주장에 입각하여 지방자치단체간 자체세입의 격차가 지출의 격차에 어떤 영향을 주는지 분석하였다. 그 결과 우리나라의 경우 중앙정부의 재정지원을 받는 광역시와 도 및 시와 군에서 자체세입과 지출간에 정(+)¹의 상관관계를 발견할 수 없다는 결론이 도출되었다. 부분적으로 자체세입과 지출간에 정(+)²의 관계를 보여 준 경우도 있지만 이들은 대체로 지방채나 사업수입 및 재산수입이 자체세입에 포함되었기 때문에 나타나는 결과이다. 그런데 지방채나 사업수입 및 재산수입은 모두 한계 재원 조달비용을 명확하게 노출시키는 재원이 아니므로 이들이 지출과 정(+)³의 관계를 갖는다고 하여 그것이 지방재정의 책임성이 양호하다는 것을 의미하지는 않는다. 오히려 지방자치단체가 주민으로부터 지방세나 사용자 부담금을 징수할 경우에 부담하여야 하는 정치적 부담을 회피하기 위하여 사업수입 및 재산수입의 확보 또는 지방채 발행을 위해 노력할 경우 지방재정의 건전한 운영을 저해하는 결과를 초래할 수도 있다.

임성일(1999)를 비롯하여 기존 연구에서도 자체세입과 세출간의 상관계수를 분석하여 양자간에 분명한 정(+)⁴의 상관관계가 없거나, 오히려 부(-)⁵의 관계를 갖고 있다는 결론을 도출한 연구들이 있다. 그런데 이러한 연구들은 형평성을 무시한 채 책임성에 대해서만 분석한 것이라고 할 수 있으므로 그 결과만을 가지고 현실적인 정책방향을 제시하기는 어렵다.

지방재정의 책임성과 지역간 형평성은 이율 배반적(trade-off)인 관계를 가지고 있다. 재정의 책임성이라는 측면에서만 보면 자체세입만 가지고 재정지

출을 하도록 하는 것이 가장 바람직할 것이다. 그렇게 할 경우 지역간 지방공공재 공급의 격차가 발생하고, 이로 인해 주민의 이동이 발생하게 된다. 이 때 주민의 이동이 지방재정 운영의 효율성을 제고하는데 기여할 수 있을 것으로 기대된다. 이러한 관점에서 재정의 책임성이 중요한 의미를 갖는다. 한편 재정 격차에 따른 주민의 이동이 지나치게 되면 다른 부작용이 발생한다. 주민의 이동은 자신들의 사적인 비용과 편익만을 고려하여 이루어지기 때문에 주민의 이동에 따른 외부효과(혼잡비용 등)가 적절히 반영되지 않아 국가경제 전체의 효율성을 저해한다. 또한 재정이외의 다른 요인으로 인하여 이동에 제약을 받는 주민들은 이동을 하지 못하면서 정부에 대한 불만을 쌓아갈 가능성이 있는데, 이는 사회적 불안을 야기하는 요인이 될 수도 있다. 이러한 관점에서 정부는 지방재정조정제도를 통해 지역간 지방공공재 공급에 있어 지나친 격차가 발생하는 것을 사전에 방지하고자 노력하는데, 이와 같은 형평성에 대한 고려는 일면 지방재정의 책임성을 저해하는 효과를 가져온다. 그러므로 지방재정에 대한 책임성과 형평성에 관한 논쟁은 그 중 어느 하나를 선택하여야 하는지 보다는 양자간 적절한 조화를 모색하는 데 초점을 맞추어야 할 것이다.

그런데 책임성과 형평성의 조화를 모색하여야 한다면 어느 정도의 형평성과 어느 정도의 책임성을 보장하여야 하는가에 대한 의문이 제기될 수 있다. 이에 대해 본 논문에서는 형평성의 관점에서 적어도 각 지역의 인구 및 면적을 바탕으로 측정된 지방공공재 공급비용의 격차는 재정조정을 통해 제거하고, 이와 같은 조건들이 동일한 두 지역을 비교할 때 한 지역에서 자체수입이 많으면 그 지역이 다른 지역보다는 많은 재정지출을 할 수 있는 정도의 책임성은 보장하여야 한다는 관점에서 우리나라 지방재정의 책임성을 평가한 것이라고 할 수 있다. 결론은 우리나라에서는 형평성을 지나치게 강조한 결과 광역시, 도, 시·군의 경우 지방자치단체가 스스로 책임지는 재정운영이 곤란한 상태이며, 이를 시정하기 위한 정책방안의 모색이 시급하다는 것이다.

중앙정부의 재정지원을 받는 광역자치단체 및 시·군과는 달리 서울시 및 광역시로부터 조정교부금의 형태로 재정지원을 받는 자치구의 경우에는 지방재정의 책임성이 비교적 양호한 것으로 나타났는데, 이와 같은 결과는 자치구

와 다른 자치단체간의 차이를 면밀히 비교·분석함으로써 다른 자치단체의 재정책임성을 제고하는 방안을 모색할 수도 있을 것이라는 시사점을 제공한다. 추측컨대 광역시에서는 경제적 성격이 유사한 산하 자치구에 대해서만 재정조정을 하기 때문에 공공재 공급비용의 자치단체간 격차를 비교적 정확하게 파악하여 조정교부금을 배분할 수 있으며, 자치구에서는 지방양여금 및 국고보조금이 교부금에 의한 재정조정 효과를 증폭시키는 효과가 나타나지 않고, 자치구의 재정 자립도가 비교적 높다는 점이 복합적으로 작용하여 이와 같은 결과가 나타났을 가능성이 있다.

參 考 文 獻

- 김수근·최원구, 「지방교부세제도의 재정조정효과에 관한 연구」, 『지방재정연구』, 창간호, 한국지방재정학회, 1997. 6.
- 김정훈, 『지방교부세의 구조분석 및 개선방안』, 정책보고서 99-07, 한국조세연구원, 1999. 12.
- 김정훈 외, 『지방자치환경의 변화에 따른 지방재정조정제도의 개편방안』, 한국조세연구원, 2000. 4.
- 박정수, 「지방교부세의 형평화 및 재분배 효과분석」, 『재정금융연구』, 한국조세연구원, 1997. 8.
- , 『광역자치단체와 기초자치단체간 자원조정에 관한 연구』, 연구보고서 97-01, 한국조세연구원, 1997. 3.
- 안중석, 「지난 20년간의 지방재정 세입 변화」, 『재정포럼』, 한국조세연구원, 2000. 12.
- , 『지방세의 수입의 현황 및 정책시사점』, 정책보고서 97-14, 한국조세연구원, 1997. 12.
- 안중석·박정수, 『중앙정부와 지방자치단체간 자원배분에 관한 연구』, 연구보고서 96-10, 1996. 12.
- 임성일, 「지방자치단체의 재정책임성에 관한 연구-일반시를 중심으로」, 『재정논집』, 제13집 제2호, 한국재정학회, 1999. 2.
- Bailey, S. J., “User Charges for Urban Services,” *Urban Studies*, 1994.
- Boyne, George A., “Competition and Local Government: A Public Choice Perspective,” *Urban Studies*, Vol. 33, Nos. 4~5, 1996.
- Cullis, John and Philip Jones, *Public Finance and Public Choice*, London: McGraw-Hill Book Company, 1992.
- Oates, Wallace E., “Fiscal Decentralization and Economic Development,” *National Tax Journal*, Vol. XLVI, No. 2, 1993.

우리나라의 貯蓄率 下落： 巨視的 構造 變化와 微視的 原因

朴 宗 奎*
金 珍 永**

要 約

이 논문에서는 최근까지는 지속적인 상승을 계속하리라고 여겨졌던 우리나라 총저축률이 1980년대 말부터는 추세적으로 하락하기 시작했다는 사실을 거시데이터로부터 확인하고 미시데이터를 통해 이러한 사실을 뒷받침할만한 근거들을 제시한다. 분기별 총저축률 자료를 이용해 우리나라의 저축률이 지속적으로 상승했다는 귀무가설과 어떤 시점에서는 추세에 변화가 있었다는 대립가설을 검증한 결과는 저축률에 추세적인 변화가 있다는 가설을 지지하고 있으며 추세적 변화가 시작된 시점은 1989년 초인 것으로 나타났다. 대규모 미시자료를 통한 가구저축률 분석을 통해서도 유동성제약의 완화, 주택소유를 위한 동기의 저축 감소, 인구구성과 소비패턴의 변화 등이 1980년대 말과 1990년대에 걸쳐 뚜렷이 나타나고 있음을 보임으로써 거시 데이터에서 발견되는 저축률의 추세적 하락 가설을 지지하고 있다. 이렇게 미·거시 자료의 종합적 검토를 통해 추론해 볼 때 1980년대 말과 1990년대 초의 경제적 호황이 국내의 유동성 과잉을 초래하여 부동산 및 금융자산 가치를 폭등시키고 미래에 대한 낙관을 불러일으켜 저축 및 소비에 대한 개인의 태도를 변화시켰던 것이 우리나라 저축률의 추세적 하락의 근원적 시발로 생각된다.

* 본원 연구위원

** 본원 전문연구위원

I. 序 論

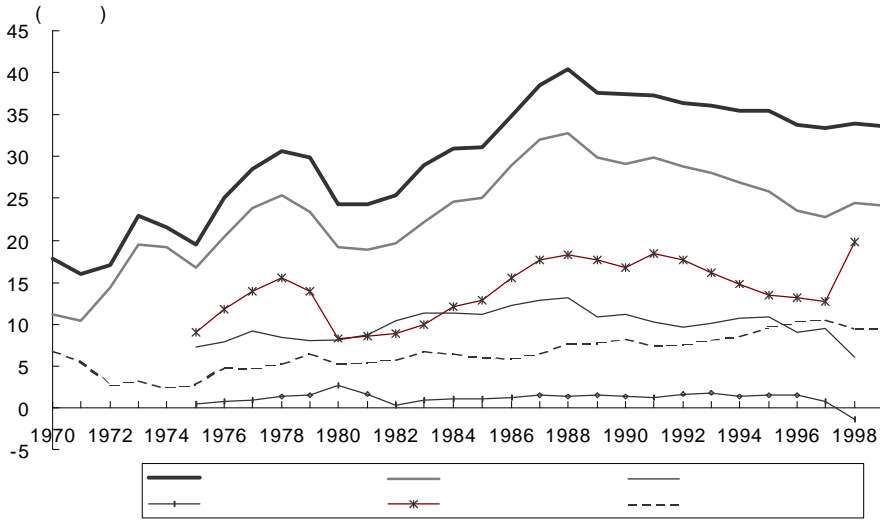
우리나라의 總貯蓄率은 1970년대 이후 지속적으로 증가하여 왔다([그림 1] 참조). 그러나 이러한 증가세는 1988년에 40.52%를 기록한 뒤부터 감소세로 반전하여 1997년에 33.44%에 이르기까지 10년 동안 7.08%p나 감소하였다. 그러다가 1998년에는 심각한 경제위기로 인하여 법인기업 및 금융기관의 저축률이 크게 감소하였음에도 불구하고 민간저축률이 前年の 12.64%에서 19.70%로 불과 1년 사이에 7.06%p만큼 급격히 증가하였다. 그리고 이에 힘입어 총저축률은 감소세가 멈추어 1998년에는 33.97%였다가 1999년에도 그와 비슷한 33.72%를 유지하고 있다([그림 1] 참조). 그리고 이러한 總貯蓄率의 움직임은 주로 민간저축률, 그 중에서도 특히 개인 저축률에 의해 주도되고 있는 것으로 보여진다.

저축률은 한 경제 내지 그 구성원의 속성을 가장 잘 드러내는 지표 가운데 하나이다. 우리나라는 일본과 대만 등과 함께 저축률이 상당히 높은 나라로, 그것도 저축률이 지속적으로 상승하여 온 나라로 알려져 왔다. 이러한 인식을 배경으로, 그 동안에 이루어졌던 우리나라 저축률에 대한 많은 연구들은 주로 왜 우리나라의 저축률이 다른 나라에 비해 높은가, 왜 저축률이 지속적으로 상승하였는가에 초점을 맞추어 왔다(Collins(1991), 朴大根·李昌鑣(1997)).

그러나 [그림 1]은 우리나라 저축률이 1980년대 말 이후 감소하기 시작하였으며 그러한 감소는 일시적이 아닌 추세적인 감소일 수 있다는 인상을 주고 있다. 저축률이 구조적으로 변화하였다면 그것은 자원배분 방식이 변화하였음을 의미하므로 이는 국민경제적으로 중요한 문제가 아닐 수 없다. 따라서 만약 저축률 증가추세가 1980년대 말을 계기로 일단 멈추었고, 그 후로는 오히려 감소추세로 접어들었다는 가설이 사실이라면 향후의 우리나라 저축률에 대한 연구는 ‘저축률이 왜 지속적으로 상승하였는가’가 아니라 ‘지속적으로 상승하던 저축률이 왜 하락하기 시작하였는가’에 초점을 맞추어야 할 것으로 본다. 본 연구에서는 이러한 저축률 추세의 구조적 변화 가능성을 시계열 분석과 도

시가지연보, 소비실태조사등 미시자료의 분석을 통해 점검해 보는 한편 만약 구조변화가 발생하였다면 그 원인은 무엇이고 그것의 경제적 의미는 무엇인가에 대해서도 살펴보고자 한다.

[그림 1] 貯蓄率의 推移(1970~1999)



다음의 제II장에서는 분기별 저축률 자료¹⁾를 이용하여 우리나라 총저축률 추세의 기울기의 구조변화 가설을 검정하고 그 결과를 뒷받침할 만한 巨視經濟的 근거를 제시해 보았다. 제III장에서는 총저축률의 움직임이 주로 개인 저축률에 의해 주도되고 있음을 감안하여 도시가계연보 및 소비실태조사 자료로부터 총저축률 구조변화 가능성이 이들 미시자료를 통해 뒷받침될 수 있는지에 대해 검토해 보고 있다. 제IV장에서는 본 연구의 결과들을 정리하면서 논문을 맺는다.

1) 이 자료는 한국은행에서 제공한 것으로서 본 연구에서는 이를 계절조정하여 사용하고 있다. 자료를 제공해 주신 한국은행 관계자에게 감사드린다.

II. 總貯蓄率 趨勢線의 構造變化 假說檢定

서론에서 제기한 바 우리나라 총저축률([그림 1]의 굵은 실선)의 추세적인 反轉의 가능성은 우리 경제의 미래에 대해 매우 중요한 시사점을 주고 있다. 만약 그것이 사실이라면 향후 우리 경제는 저축률의 하락으로 말미암아 투자가 부진해져, 과거와 같은 왕성한 경제성장이 어려워질 것이기 때문이다. 만약 국내저축이 부족할 경우 해외로부터의 저축을 유도할 수 있겠지만 우리 경제의 해외에 대한 의존도가 지나치게 높아질 우려가 있다.

그런데 총저축률의 구조변화 가능성은 어디까지나 눈(眼)으로 판단한 결과(eyeball search)이므로 거기에 대해 보다 엄밀한 계량적 분석이 필요하다. 본 장에서는 Perron(1989, 1993, 1997)의 방법을 이용하여 우리나라 저축률의 추세선상의 구조변화, 즉 기울기의 변화의 여부에 대한 검정을 시도해 보기로 한다.

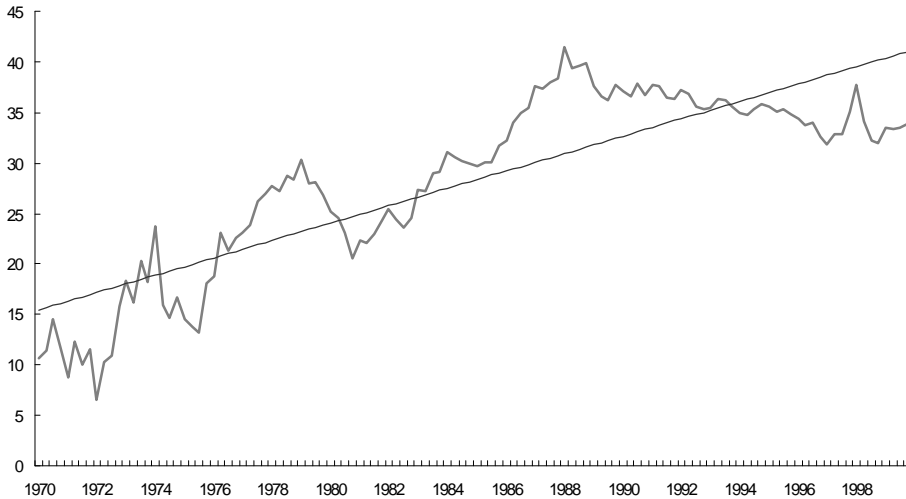
1. 歸無假說과 對立假說 및 각각의 意味

체계적인 검정에 앞서 본장에서 검토해 보려는 歸無假說(null hypothesis) 및 對立假說(alternative hypothesis)의 의미에 대해 설명해 보기로 한다. 우선 歸無假說은 기존에 널리 알려진 바와 같이 우리나라 저축률이 일정한 증가 추세를 따른다는 생각으로서 아래의 [그림 2]는 이를 그림으로 나타내고 있다.

즉 귀무가설은 1980년대 후반까지는 물론 현재에 이르기까지 우리나라 저축률은 증가추세를 유지하고 있다는 것으로서 저축률 데이터가 이 추세주위를 어떤 방식으로 움직이느냐에 따라 향후 저축률의 전망 및 정책 시사점이 다음과 같이 두 가지로 나뉘어진다. 우선 저축률의 데이터가 증가추세의 주위를 움직이되 그 움직임이 安定的(stationary)이라면 1990년대의 저축률 하락은 추세를 일시적으로 벗어난 것일 뿐, 저축률은 조만간 추세선으로 복귀할 것이다. 이 경우 가까운 시일 내에 과거와 같은 40%에 가까운 높은 저축률을 회복

할 수 있을 것으로 기대할 수 있다. 그리고 저축률이 추세선으로 복귀할 수 있는 것은 그 時系列(time series) 자체가 本來 안정적이기 때문이므로 1990년대 이후 하락하였던 저축률을 증가추세로 회복시키기 위한 특별한 노력은 사실상 필요 없다. 그러나 우리나라 저축률 데이터는 단위근(unit root)을 가지고 있음을 기각²⁾할 수 없는 것으로 분석되고 있으므로 여기서 주장하는 바와 같이 별다른 노력이 없더라도 향후의 저축률이 과거의 증가추세를 회복하리라 기대하는 것은 어렵다고 판단된다.

[그림 2] 歸無假說: 增加 線型趨勢



이러한 단위근 검정결과가 의미하는 바는 저축률의 데이터가 증가추세를 가지는 불안정적(non-stationary) 시계열이라는 점과 그러므로 아무리 긴 시간이 지나더라도 저축률이 그 추세선으로 복귀하리라는 보장은 없다는 점이다. 이처럼 저축률의 움직임은 랜덤워크(random walk)이기 때문에 1990년대 이후 하락하였던 저축률을 어떤 목표치까지 끌어 올리려는 여하한 정책노력도 中長

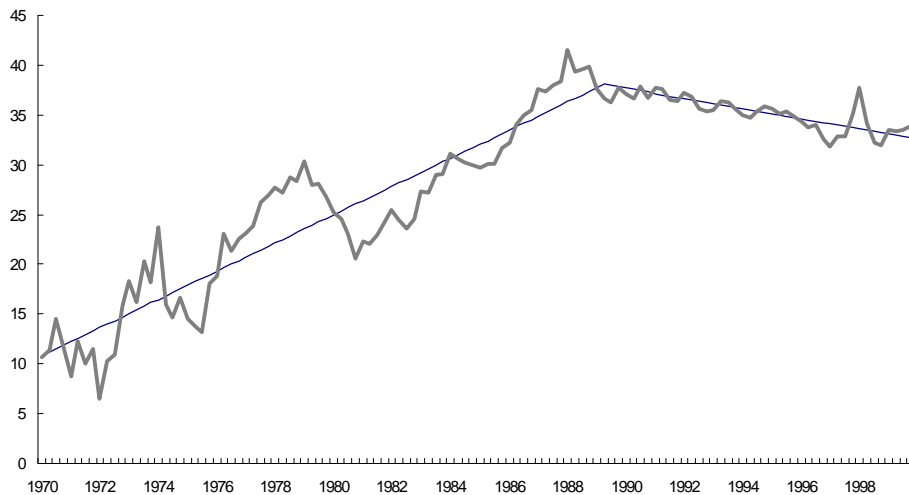
2) 이 검정은 Augmented Dickey-Fuller 방식에 따라 행해진 것으로서 이 방법은 이미 널리 알려져 있기 때문에 본 연구에서는 검정결과를 따로 보고하지 않았다.

期的으로는 有效하지 않을 것이다. 왜냐하면 저축률을 향상시키려는 정책이 단기적으로, 그리고 장기적으로도 매우 효과적일 수 있다 하더라도, 저축률을 움직이는 여타의 요인들도 그 자체로서 미래의 저축률에 대해 永久的인 영향을 미칠 수 있으므로 한 時點에서의 정책노력은 얼마든지 반대방향의 충격에 의해 相殺될 수 있기 때문이다.

다음으로 본장의 對立假說은 [그림 3]이 보여주는 바와 같이 1980년대 후반을 계기로 우리나라의 저축률에 구조변화, 특히 추세선의 기울기가 구조적으로 달라지는 변화가 한 차례 발생하였다는 것이다. 즉 우리나라의 저축률은 1980년대 후반까지 첫 번째 가설이 제시하는 것처럼 증가하는 선형추세 주위를 움직였지만 1980년대 후반 이후부터는 선형추세 자체가 감소추세로 바뀌었고 저축률은 새로운 감소추세선의 주위를 움직이기 시작하였다는 것이다. 즉 이 가설은 저축률의 추세선이 선형이 아닌 꺾여진 선형추세선(piece-wise linear trend)을 가지고 있으며 실제 저축률 데이터는 이 꺾여진 선형추세선 주위를 안정적으로 움직이고 있다는 것이다.

다시 말하여 저축률은 本來 추세선의 주변을 체계적으로(systematically) 벗

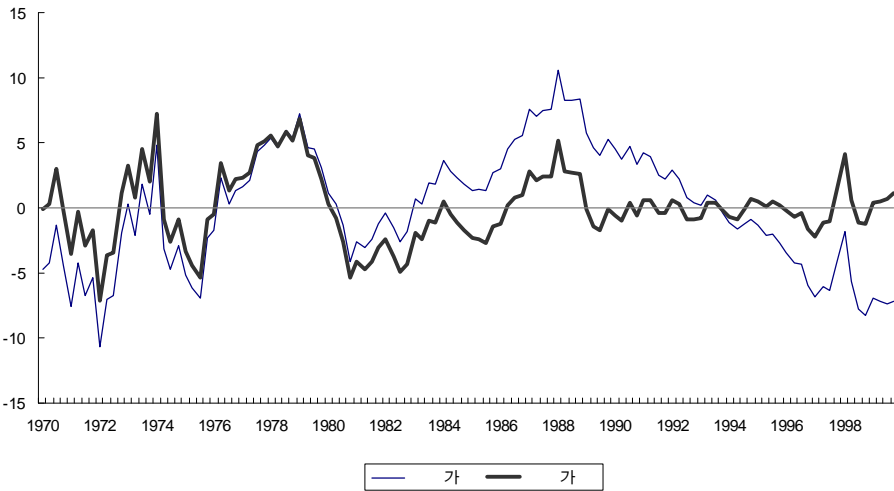
[그림 3] 對立假說 : 꺾여진 線型趨勢(piece-wise linear trend)



어나는 일이 없는 안정적인 시계열이지만 추세선 자체가 한 차례 꺾이는 바람에 추세선의 구조변화를 감안하지 않는 단위근 검정은 마치 그것이 불안정적인 시계열인 것처럼 판정하게 된다. 그러므로 본장의 對立假說이 저축률의 데이터 生成過程(data generating process)을 安定的인 것으로 본다 할지라도 저축률 자체가 불안정적인 시계열임을 否認하는 것은 아니다. 단지 그것이 안정적인 시계열이지만 추세선의 구조변화 때문에 결과적으로 불안정적인 시계열처럼 보인다는 주장이다.

즉 본장의 귀무가설과 대립가설은 모두 우리나라의 저축률이 불안정적인 시계열임에는 두 가설이 모두 동의하고 있다. 그렇지만 귀무가설은 저축률의 데이터 생성과정 자체가 불안정적이라고 보는 반면 대립가설은 그것이 안정적이라고 보며, 그리고 추세선의 구조변화로 인하여 불안정성이 생겼을 뿐이라고 본다는 두 가지 점에서 차이가 있다. [그림 4]는 실제 저축률 데이터에서 귀무가설의 추세선과 대립가설의 꺾여진 추세선을 각각 제거한 결과를 보여주고 있다. 사실 이들 두 가지 추세를 제거한 저축률 데이터를 가지고 단위근 검정을 해보면 선형추세를 제거한 저축률에서는 단위근이 남아있는 반면 꺾여진

[그림 4] 趨勢를 除去한 貯蓄率 데이터: 歸無假說 vs 對立假說



선형추세선을 제거한 저축률에서는 단위근이 없는 것으로 나타나고 있다.

이와 같이 對立假說 역시 저축률 시계열의 불안정성을 인정하면서도 데이터 생성과정의 성격을 歸無假說과 다르게 보는 것은 향후 저축률의 전망과 정책 시사점에 있어서 歸無假說과 매우 다른 입장을 취하게 한다. 즉 對立假說은 1990년대 이후의 저축률 하락을 일시적 현상이 아니라 추세적인 현상으로 받아들이며, 1990년대 이후의 하향추세를 반전시킬만한 構造的인 충격이 없는 한 과거의 높은 저축률을 기대하기 어려울 뿐 아니라 저축률은 앞으로도 지속적으로 감소할 것으로 전망한다. 그리고, 자주 있는 것은 아니지만, 만약 저축률의 추세를 또 다시 反轉시킬만한 여건 변화가 일어난다면 저축률의 추세적인 증가는 앞으로도 얼마든지 가능하며 저축률에 장기적인 영향을 줄 수 있는 정책수단은 그 효과가 지속될 수 있다. 이러한 입장은 앞으로 저축률이 어떻게 움직일지 알 수 없으며 장단기적 저축률 제고정책이 유용하지 않을 것이라는 歸無假說의 입장과는 매우 다름을 알 수 있다.

이상에서 설명한 歸無假說과 對立假說의 설정은 GNP 시계열의 불안정성의 원인으로서 추세선의 구조변화 가능성을 제기한 Perron(1989)의 접근방법을 우리나라 저축률 데이터에 적용한 것이다. 이미 널리 알려져 있는 바와 같이 Perron(1989)은 이 문제를 처음 제기한 이후에도 많은 연구결과를 발표해오고 있는데 다음 절에서는 Perron(1989, 1993, 1997)의 검정방법을 사용하여 우리나라 저축률의 움직임을 어떻게 해석하는 것이 타당한가를 살펴보도록 하겠다.

2. Perron(1997)의 方法에 따른 假說檢定 結果

우선 본 연구의 귀무가설과 대립가설을 나타내는 [그림 2] 및 [그림 3]은 다음과 같이 수식으로 표현할 수 있다.

총저축률을 나타내는 단일 변수(univariate) 시계열 $\{y_t\}$ 는 다음식에서 묘사되는 바와 같이 p -次の 다항식 추세함수(polynomial trend function) N_t 와 k -次の 자기회귀 과정(autoregressive process)을 따르는 오차함수 X_t 의 합이라고 상정한다.

$$(1) \quad y_t = N_t + X_t$$

$$N_t = \sum_{i=0}^p \beta_i t^i$$

$$X_t = A(L)e_t, \quad A(L) = 1 - a_1L - \dots - a_kL^k$$

여기서 L 은 lag operator이다. 자기회귀 다항식 $A(L)$ 은 $A(z)=0$ 이라는 방정식에서 맑아야 하나의 단위근을 가지며, 오차항 $\{e_t\}$ 는 i.i.d.의 白色誤差(white noise)로서 평균은 0, 분산은 σ_e^2 이고, 4次의 積率(fourth moment)까지 有限(finite)하다. 따라서 아래서 소개하는 검정방법은 시계열이 강한 自己 相關關係(serial correlation)을 가지고 있다고 생각될 경우에 특히 유용하다. [그림 4]는 추세를 제거한 분기별 저축률은 적어도 1970년대에 걸쳐 자기 상관관계 가지고 있음을 시사하고 있으므로 본장의 가설검정에 있어서는 시계열의 자기 상관관계를 許容하는 식 (1)과 같은 모델을 前提로 하는 것이 매우 중요하다고 생각된다.

한편 본장의 對立假說은 다음과 같다.

$$(2) \quad H_1: N_t = \sum_{i=1}^p [\beta_i t^i + I(t > T_B)(t - T_B)^i \delta_i], \quad (i=0, \dots, p)$$

여기서 T_B 는 구조변화가 발생한 時點을 가리키며, $I(t > T_B)$ 은 $t > T_B$ 일 때 1을 그렇지 않을 때 0을 나타내는 지시함수(indicator function)이다. 우리가 관심이 있는 것은 꺾여진 추세선이므로 추세함수는 1차 다항식이기 때문에 식 (2)에서 $p=1$ 이다. 讀者의 便宜를 위하여 추세함수가 1차 다항식일 때의 歸無假說과 對立假說을 다시 써보면 그것은 다음과 같다³⁾.

$$(3) \quad H_0: N_t = \gamma_0 + \gamma_1 t$$

3) 본장에서의 대립가설은 꺾여진 추세선을 상정하고 있으므로 구조변화의 시점을 계기로 두 개의 線型 추세선이 서로 만나야 한다. 이를 위해서는 $\delta_0=0$ 이라는 가정이 필요하다.

$$H_1: N_t = \beta_0 + \beta_1 t, \text{ if } t < T_B$$

$$N_t = \beta_0^* + \beta_1^* t, \text{ if } t \geq T_B, \beta_0^* \equiv \beta_0 - \delta_1 T_B, \beta_1^* \equiv \beta_1 + \delta_1$$

그리고 귀무가설과 대립가설의 저축률의 데이터 생성과정은 각각 다음과 같다.

$$(4) \quad H_0: y_t = \beta_0 + \beta_1 t + A(L)e_t$$

$$(5) \quad H_1: y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma DT_t^* + A(L)e_t$$

여기서 $DT_t^* = (t - T_B)I(t - T_B)$ 이다.

Perron(1989, 1993, 1997)은 이러한 대립가설을 검정하기 위한 검정통계량으로서 다음과 같은 방법을 제안하고 있다. 우선 OLS 推定法으로써 식 (5)를 추정하여 얻어지는 오차항의 추정치 \hat{e}_t 를 얻는다.

$$(5) \quad y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t^* + \hat{e}_t$$

그리고 \hat{e}_t 을 사용하여 식 (6)과 같은 Dickey-Fuller 형태의 단위근 검정식을 구성하고 이 식의 α 가 1이라는 단위근 가설에 대한 검정통계량 t_α 를 구한다.

$$(6) \quad \hat{e}_t = \alpha \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \hat{e}_{t-i} + u_t$$

이때 t_α 를 이용한 ADF 검정법이 만약 $\{\alpha=1\}$ 을 기각한다면 결국 저축률의 시계열 $\{y_t\}$ 로부터 적절한 T_B 의 선택을 통해 꺾여진 선형추세를 제거한다면 그 나머진 \hat{e}_t 는 안정적이라는 의미가 된다. 그러나 식 (6)에 t_α 를 적용하는 검정방법은 구조변화 발생시점을 나타내는 T_B 와 식 (6)의 다항식의 次數 k 를 어떻게 정하느냐에 따라 검정결과가 영향을 받는다는 문제가 있다. 즉 구조변

화의 시점을 어디로 정하느냐에 식 (6)에 대한 단위근 검정통계량 t_a 의 漸近的 分布(asymptotic distribution)가 영향을 받기 때문에, T_B 를 事前에 想定하는 방법⁴⁾은 연구자가 구조변화 가설이 받아들여지도록 하기 위하여 가장 有利한 시점을 의도적으로 選定한 결과, 즉 data mining의 결과일 수도 있다는 비판을 받는다.

이 문제에 대해 Perron(1997)은 T_B 를 事前에 정하지 말고, 검정통계량 t_a 의 값을 최소화하는 T_B 및 k 를 선택할 것, 즉 t_a 대신 $\text{Min}_{T_B \in (k+2, T)}$

$\text{Min}_{k \in (0, k_{\max})} t_a$ 를 사용할 것을 제안한 뒤 이 검정통계량의 棄却값(critical value)을 아래의 <表 1>와 같이 제시하였다. 이러한 방법은 구조변화의 시점에 대한 주관적인 판단이 검정결과에 미칠 영향을 排除하는 대신 檢定力(power)이 최소화되는 것을 감수하는 보수적인 입장, 즉 되도록 구조변화 가설을 지지하지 않는다는 입장을 견지하는 것이다.

우리나라의 분기별 저축률을 사용하여 실제로 검정을 해 본 결과 t_a 는 구조변화 시점 T_B 가 저축률 데이터의 78번째 값, 그러니까 1989년 1/4분기일 때, 그리고 식 (6)의 다항식의 次數 k 가 5일 때 最少가 되며 그 값, 즉 $\text{Min}_{T_B \in (k+2, T)} \text{Min}_{k \in (0, k_{\max})} t_a$ 의 값은 -4.5915104이다. 그리고 우리나라 분기별 저축률의 최종적인 데이터 생성과정의 추정결과는 식 (7)에, 그리고 식 (6)의 추정결과는 식 (8)에 제시되어 있다.

$$(7) \quad y_t = 10.364395 + 0.35746527 t - 0.47577510 DT_B^*, \quad T_B=78$$

$$(8) \quad \hat{e}_t = 0.666496 \hat{e}_{t-1} - 0.016329 \Delta \hat{e}_{t-1} + 0.31751 \Delta \hat{e}_{t-2} + 0.065721 \\ \Delta \hat{e}_{t-3} + 0.17104 \Delta \hat{e}_{t-4} + 0.26933 \Delta \hat{e}_{t-5}$$

4) 어떤 구조변화 시점이 너무도 明白하므로 그 시점을 연구자가 事前에 알고 있다는 것을 전제로 분석을 하는 접근방법을 intervention analysis(Box · Tiao(1975))라고 한다.

$\text{Min}_{T \in (k+2, T)} \text{Min}_{k \in (0, k_{\max})} t_{\hat{\epsilon}}$ 의 값과 비교해야 하는 기각값들은 <表 1> 가운데 'k=K*min'로 표시된 行(row)에 나타난 것들이며, 분기별 저축률 데이터의 개수는 1970년 1/4분기부터 1999년 4/4분기까지 120개이므로 가설검정식 (6)에서의 T는 $120-k-1=114$ 이다. 그러므로 <表 1>에 따르면 대략 有意水準 10%에서 본장의 歸無假說은 기각할 수 있는 것으로 나타나고 있다. 물론 식 (6)에서 다항식의 차수가 5일 때, ADF 방식으로 시계열 $\hat{\epsilon}_t$ 의 단위근을 검정할 경우 1%의 기각값이 -2.6024900 에 불과하므로, $\hat{\epsilon}_t$, 즉 [그림 4]의 굵은 선으로 그려진 오차항은 유의수준 1%로써 단위근을 갖지 않는다고 할 수 있다. 그러나 구조변화 가설의 검정에 있어서는 유의수준 10%로 단위근 가설을 기각하게 되는 이유는 앞서 언급한 바와 같이 연구자가 구조변화시점을 사전에 결정하지 않음으로써 검정력이 약해지고 있기 때문이다.

이와 같이 우리나라 저축률의 움직임을 증가추세를 가지는 랜덤워크라기 보다 한 차례 꺾여진 추세선의 주위를 안정적으로 움직인다고 보는 것이, 최대한 보수적인 입장에서 보았을 때에도, 유의수준 10%로 더 타당함을 알 수 있다. 그리고 추세선이 꺾여진 시점은 1989년 초로 추정된다. 즉 우리나라의 저축률이 1990년대 이후 점차적으로 하락하여 온 것은 일시적인 현상이었던 것이 아니라 저축률이 추세적으로 구조변화를 일으켰기 때문이며 대략 그 변화의 시점은 1989년경으로 판단된다는 것이다.

우리나라의 저축률의 움직임, 특히 1980년대 말까지는 지속적으로 상승하다가 1990년대 이후 완만하나마 지속적으로 하락하여 온 것을 어떻게 해석하느냐에 따라 우리 경제에 대한 이해는 크게 달라진다고 생각한다. 본장의 가설검정결과에 따르면 우리 경제는 과거의 지속적인 저축률 증대가 더이상 어려워졌으며, 완만한 저축률의 하락추세가 지속되는 추세에 접어들었다. 이는 향후 자본축적의 속도가 둔화될 것이고 따라서 장기적 성장 잠재력도 서서히 둔화될 것으로 예상하는 것이 더욱 현실적인 판단임을 시사한다.

본장의 결과에서는 구조변화 시점을 1989년으로 指目하고 있지만 이는 어디까지나 '단 한 번의 구조변화를 상정할 때 그 시점이 어디겠느냐' 라는 귀무가설에 따라 추정된 시점일 뿐이다. 다시 말하여 1989년에 저축률을 결정하는

〈表 1〉 構造變化(趨勢線 기울기의 變化) 街說檢定の 棄却값

有意水準:	1.0%	2.5%	5.0%	10.0%	50.0%	90.0%	95.0%	97.5%	99.0%
T=100									
k=0	-5.15	-4.81	-4.49	-4.19	-3.20	-2.37	-2.15	-1.99	-1.84
k=2	-5.04	-4.70	-4.43	-4.09	-3.12	-2.35	-2.17	-2.02	-1.89
k=5	-4.88	-4.57	-4.33	-4.05	-3.11	-2.39	-2.19	-2.09	-1.91
k=8	-4.78	-4.46	-4.13	-3.87	-3.04	-2.32	-2.17	-2.05	-1.91
k=K*min	-5.50	-5.15	-4.89	-4.57	-3.57	-2.77	-2.59	-2.41	-2.26
k=K*sig	-5.41	-4.98	-4.73	-4.43	-3.36	-2.53	-2.34	-2.21	-2.08
T=150									
k=0	-4.99	-4.62	-4.40	-4.12	-3.12	-2.32	-2.15	-1.97	-1.84
k=2	-4.97	-4.66	-4.37	-4.06	-3.14	-2.35	-2.16	-2.01	-1.86
k=5	-4.85	-4.57	-4.38	-4.06	-3.11	-2.35	-2.19	-2.04	-1.91
k=8	-4.74	-4.48	-4.21	-3.99	-3.08	-2.34	-2.18	-2.01	-1.88
k=K*min	-5.34	-5.04	-4.76	-4.48	-3.50	-2.67	-2.47	-2.30	-2.17
k=K*sig	-5.19	-4.85	-4.58	-4.30	-3.32	-2.47	-2.27	-2.11	-1.96

자료 : Perre Perron(1997).

우리 경제의 기본구조가 단번에, 완전히 뒤바뀌었다고 생각할 수는 없다. 그보다는 1989년을 전후하여 저축률의 결정방식들이 서서히, 그러나 매우 의미있게 바뀌어왔다고 보는 것이 적절할 것이다.

3. 貯蓄率 趨勢線의 構造變化 可能性에 대한 追加的 根據

이상에서는 시계열 분석을 통하여 1980년대 후반, 보다 정확히는 1989년 초부터 우리나라의 저축률이 과거의 증가추세에서부터 감소추세로 전환되었으며 저축률은 이러한 꺾여진 선형추세의 주위를 안정적으로 움직인다고 보는 것이妥当할 수 있음을 살펴 보았다. 본절에서는 저축률의 데이터 생성과정이 1989년 초를 계기로 새로운 데이터 생성과정으로 전환되었다는 가설을 뒷받침한다고 생각되는 몇 가지 追加的인 巨視經濟的 根據를 제시해 보고자 한다.

가. 貯蓄率 決定式의 推定結果

서론에서 언급한 바와 같이 과거 우리나라의 저축률에 관한 연구는 주로 우리나라 저축률이 왜 지속적으로 상승하여왔는가에 대한 것이 주요 내용이었던 것으로 보인다. 이들 연구에서는 저축률의 지속적인 상승을 설명함에 있어서는 실질 GNP 성장률과 부양비율이 핵심적인 역할을 하고 있다(Collins(1991), 朴大根·李昌鏞(1997), 洪基錫·金俊經(1997)), 본절에서는 朴大根·李昌鏞(1997)의 저축률 설명식을 그대로 再推定하되 앞절에서 제시한 구조변화 시점 즉 1989년 1/4분기를 기점으로 추정구간을 달리하였을 때 그들의 추정결과가 어떻게 달라지는지를 살펴보도록 하겠다.

<表 2>는 朴大根·李昌鏞(1997)에서 사용하는 설명식을 그대로 再推定해 본 것으로서 朴大根·李昌鏞(1997)에서는 1990년 기준 GNP를 사용하고 있는 반면 본 연구에서는 1995년 기준 GDP를 사용하고 있는 점이 다를 뿐이다. 이 표가 보여주는 추정결과는 朴大根·李昌鏞(1997)의 결과와 거의 같다.

〈表 2〉 貯蓄率 決定式 推定結果(1971~1993)

	I	II	III	IV
경제성장률	0.56 (0.99)	0.59* (2.31)	0.62* (3.39)	0.62* (3.47)
실질GDP		7.83E-05* (9.01)	6.03E-06 (0.35)	
부양비율			-0.49* (-4.57)	-0.53* (-13.81)
R ²	0.04	0.81	0.91	0.91
Durbin-Watson	0.10	0.44	0.82	0.81

주:* 5% 수준에서 유의

<表 3>은 추정구간을 구조변화 시점 1989년 1/4분기 이전까지인 1971년에서 1988년까지로 제한하였을 경우의 결과로서 그것은 <表 2>와 質的으로 동

일하다. 즉 경제성장률이 높을수록 저축률이 증가하고 부양비율이 높을수록 저축률이 감소하는 패턴은 서로 다르지 않다. 그러나 추정구간을 구조변화 시점 이후부터인 1989년에서 1999년까지로 잡았을 때의 결과인 <表 4>는 <表 2>나 <表 3>과는 매우 다르게 나타나고 있다.

<表 3> 貯蓄率 決定式 推定結果(1971~1988)

	I	II	III	IV
경제성장률	0.82 (1.54)	0.37** (1.81)	0.48* (2.13)	0.64* (3.04)
실질GDP		1.22E-04* (9.80)	7.19E-05 (1.56)	
부양비율			-0.23 (-1.14)	-0.53* (-9.39)
R ²	0.13	0.88	0.89	0.87
Durbin-Watson	0.20	0.64	0.73	0.79

주: 괄호 안의 수치는 t-값이며, * 5% 수준에서 유의, ** 10% 수준에서 유의

<表 4> 貯蓄率 決定式 推定結果(1989~1999)

	I	II	III	IV
경제성장률	0.11 (0.97)	0.05** (1.92)	0.07* (2.57)	0.00308 (0.07)
실질GDP		-2.29E-05* (-14.07)	-3.48E-05* (-4.35)	
부양비율			-0.45 (-1.51)	0.81* (8.11)
R ²	0.09	0.96	0.97	0.90
Durbin-Watson	0.51	2.47	2.86	1.61

주: 괄호 안의 수치는 t-값이며, * 5% 수준에서 유의, ** 10% 수준에서 유의

우선 <表 2>와 <表 3>에서 양수로 나타나던 식 II와 식 III의 실질 GDP⁵⁾의 계수 추정치가 <表 4>에서는 음수로, 그것도 유의한 음수로 나타나고 있다. 저축률이 증가추세를 지속하고 있던 기간에는 실질 GDP도 증가하고 있었을 것이므로 <表 3>에서 실질 GDP의 저축률에 대한 실제적 설명력의 與否를 떠나 兩者의 상관관계가 陽으로 추정되었음은 當然하다고 하겠다. 마찬가지로 저축률이 하락하고 있는 동안에도 실질 GDP의 수준은 계속 증가하여 왔으므로 <表 4>에서 실질 GDP와 저축률의 상관관계가 陰으로 추정된 것도 별로 놀라운 일이 아니다. 그러므로 실질 GDP 자체를 저축률의 유력한 설명변수로 사용하는 것은 논란의 여지가 있다고 보여지며, 따라서 실질 GDP를 설명변수로 사용하고 있지 않은 식 IV의 추정식, 즉 저축률을 경제성장률과 부양비율만으로 설명하는 것이 어떤 변화를 겪었는가를 살펴보는 것만이 의미있다고 판단된다.

저축률 추세의 구조변화 이후인 1989년에서 1999년까지를 추정한 <表 4>에서는 <表 3>과는 달리 경제성장률의 설명력이 사라지고 있을 뿐 아니라 부양비율의 부호가 음수에서 양수로, 그것도 유의한 양수로 바뀐 것으로 추정하고 있다. 이 중 부양비율이 높을수록 저축률이 높다는 결과는 경제이론 및 直觀과 부합하기 어렵다. 특히 제III장의 미시자료 분석에 따르면 1989년 이후에도 부양비율은 가계의 저축률을 하락시키는 중요한 역할을 지속하고 있는 것으로 나타나고 있다. 이와 같이 미시자료로부터의 증거와 거시 시계열 분석은 서로 상충되고 있는데 이들을 어떻게 절충하여 해석할 것인지에 대해서는 좀 더 검토해 볼 필요가 있다. 따라서 일단 <표 4>로부터 내릴 수 있는 결론은 구조변화 이전까지 저축률을 성공적으로 설명하던 요인들이 구조변화 이후의 저축률 결정에 대해서는 더 이상 설득력있게 설명하지 못하게 되었다는 정도로 정리해 볼 수 있겠다.

이와 같이 과거 우리나라의 저축률의 결정에 있어서 가장 중요하게 다루어

5) 저축률은 어디까지나 0에서 1 사이의 값일 수밖에 없는 반면 실질 GDP의 수준은 幾何級數的(exponentially)으로 늘어나는 변수임에 비추어 실질 GDP를 저축률의 설명변수로 사용한 것은 옳지 않을 듯한 인상을 준다.

졌던 두 가지 요인들, 즉 경제성장률과 부양비율이 1989년 이후의 저축률 결정에 대해서는 설득력있는 설명을 하지 못하게 되었다는 추정결과는 제II장에서 제시한 바 1989년 1/4분기를 계기로 저축률의 데이터 생성과정이 새로운 생성과정으로 바뀌었다는 구조변화 검정결과를 뒷받침한다고 할 수 있다.

나. 貯蓄率과 蓄積의 黃金律

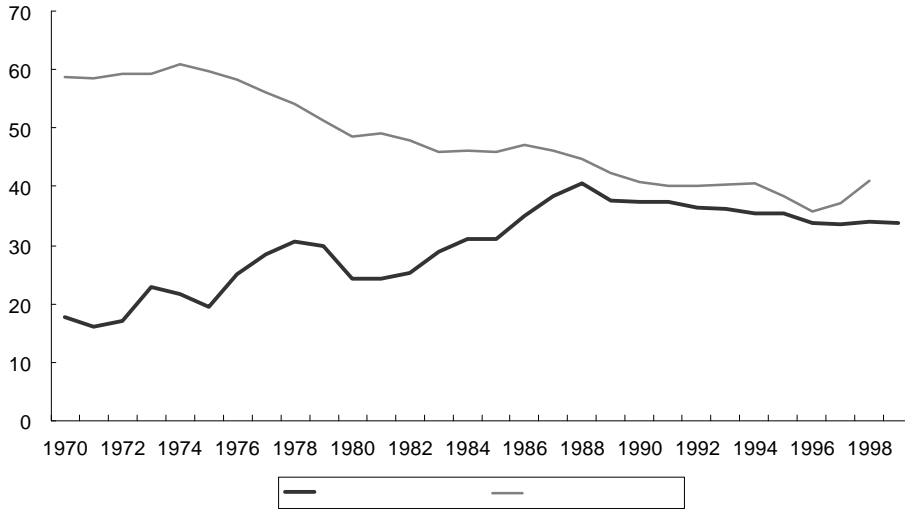
일반적으로 저축률이 높을수록 투자를 위한 資金源이 확대되어 투자가 촉진되고 그 결과 자본스톡이 늘어나 미래의 지속적인 성장과 삶의 質(standard of living)을 향상에 도움을 준다. 그러나 저축률이 지나치게 높다면 소비가 지나치게 위축되었음을 의미하므로 단기적으로 경기가 위축되고 고용과 생산활동이 억제될 것이다. 그러므로 저축률이 지나치게 낮은 것도 좋지 않지만 저축률이 지나치게 높은 것도 바람직하지 않다.

Dernburg and Dernburg(1969)의 蓄積의 黃金律(golden rule of accumulation)에 의하면 저축률이 資本分配率(capital share)과 서로 같은 수준을 유지하는 것이 最適이다. 현재의 분배를 결정함에 있어서 아무런 왜곡이 없다고 한다면, 그러한 상태는 소비자가 자신이 노동으로 얻은 소득만큼을 소비하고 자본으로부터 얻은 소득은 저축함으로써 현재 및 미래의 소비를 최대화할 수 있고, 거시적으로는 자본/생산비율이 일정한 正常狀態(steady state)를 유지할 수 있기 때문이다.

[그림 5]는 우리나라의 총저축률 및 자본분배율을 함께 그려본 것으로서 이 그림에 따르면 1970년부터 1980년대 말까지 우리나라의 저축률은 자본분배율에 못미치다가 대략 1988년을 기점으로 양자가 서로 거의 같이 움직이기 시작하는 모습을 관찰하게 된다. 따라서 Dernburg and Dernburg(1969)의 蓄積의 黃金律에 비추어 본다면 대략 1988년경부터 우리나라의 저축률은 거의 적정수준에 도달하였다는 잠정적인 결론을 내릴 수 있다. 그리고 이 그림에서 총저축률과 자본분배율이 거의 비슷해지는 1988년은 앞절에서 제시된 저축률 추세의 구조변화시점인 1989년 1/4분기와 크게 다르지 않다. 만약 이 결론이 옳다

면 1989년경부터는 우리나라 저축률의 결정이 그 동안의 결정과정에서 벗어나 새로운 방식으로 결정되어져 왔을 가능성이 높다고 할 수 있다.

[그림 5] 貯蓄率과 資本所得 分配率의 推移(1970~1999)



[그림 5]가 시사하는 바와 같이 우리나라의 저축률이 1989년을 계기로 Dernburg and Dernburg(1969)의 황금률에 따라 결정되기 시작하였다면, 즉 최적의 선택에 의해 결정되기 시작하였다면, 이 시점부터는 저축률을 인위적으로 제고시키려는 노력이 더 이상 바람직하지 않게 되었다고 할 수 있다. 국민소득이 노동부문과 자본부문으로 분배되는 메카니즘에 따라 저축률이 적정하게 결정되고 있다면 노동소득과 자본소득의 배분과정상 왜곡이 없도록 하는 것만이 경제의 효율을 위하여 중요한 것일 뿐 정책적으로 저축을 장려하는 것은 효과도 없을 뿐더러 적정하지도 않다는 주장이 가능하다.

그럼에도 불구하고 [그림 5]가 보여주고 있는 바와 같이 1989년부터 저축률은 자본분배율과 긴밀하게 움직이기 시작하긴 하였지만 일정한 간격을 두고 자본분배율에 못미치고 있다. 이는 개인의 저축률 결정은 저축을 재원으로 하는 투자의 증대와 그에 따른 양의 외부효과를 스스로 내재화(internalize)하지

못하기 때문에 사회적으로 바람직한 저축률의 수준에 항상 못미치게 된 결과라 할 수 있다. 이는 결국 저축의 수익률이 투자의 수익률과 똑같이 결정되었다 하더라도 그 값이 투자의 양의 외부효과를 반영하지 못하고 있음을 의미한다. 따라서 투자 수익률 자체에는 나타나지 않는 투자의 외부효과가 저축에 대한 수익률에 적절하게 반영되도록 어떤 조치, 특히 조세정책상의 어떤 조치를 강구할 필요가 있을 것이다.

다. 貯蓄率과 消費-餘暇 選好의 構造的 變化 可能性

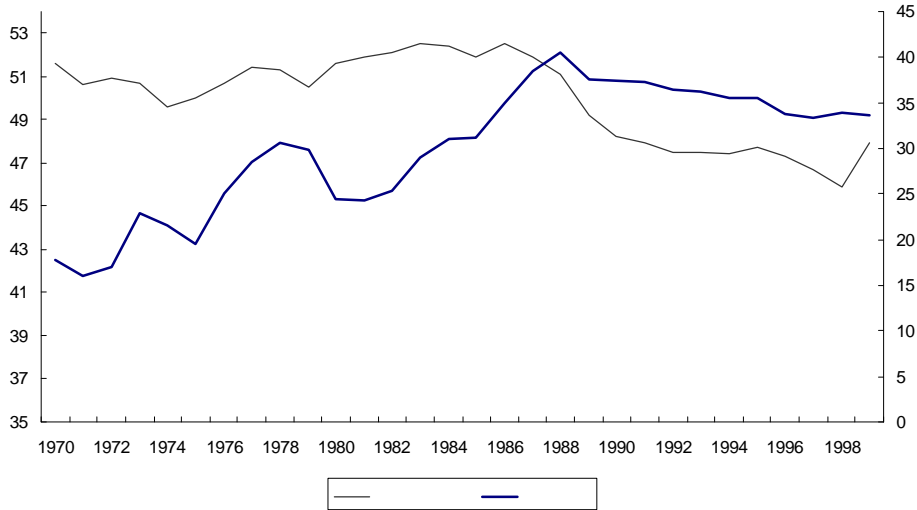
지금까지 설명한 바와 같이 1989년경부터 저축률의 결정방식이 변하였다고 할 때 그 원인으로 저축의 주체인 소비자가 소비나 저축이냐를 선택함에 있어서 그 선호의 체계상 중요한 변화가 생겼을 가능성이 있다. 예를 들어 앞서 <표 3> 및 <표 4>에서의 회귀방정식에서 나타나는 바와 같이 부양비율의 부호는 1989년을 기점으로 정반대로 바뀌고 있는데 이는 어디까지나 假性回歸(spurious regression)의 결과일 수도 있지만 우리나라 家口의 부양인구를 위한 소비행태가 1990년대 들어 바뀌었기 때문일 가능성도 배제할 수 없는 것이다.

[그림 6]은 총저축률과 함께 주당 평균 근로시간 수의 추이를 함께 보여주고 있다. 이 그림에서 보는 바와 같이 우리나라 근로자의 週當 평균 근로시간 수는 1986년에 52.5시간으로 頂點에 도달한 뒤 1987년부터 감소하기 시작하였으며 1992년에는 47.5시간으로 줄어들어 6년만에 週當 5시간이 줄어들었다. 근로시간이 줄어들었음은 소비자가 소득보다는 여가를 선택하려한 결과로 해석할 수 있다. 그리고 소득보다 여가를 선호하기 시작하였다면 저축률은 낮아질 것이다.

근로시간이 급격하게 줄어들었던 기간은 1987년부터 1992년까지로서 이 기간은 앞장에서 제시한 저축률의 구조변화시점인 1989년을 포함하고 있다. 따라서 이 기간을 거치면서 경제 전반적으로 근로소득을 높이려는 욕구보다는 주어진 소득 또는 재산을 가지고 소비를 더 하려는 욕구가 상대적으로 강해지기 시작하였다고 짐작된다.

과연 무엇 때문에 그와 같은 선호의 변화가 초래되었는지는 아직은 뚜렷하게 말하기 어렵다. 다만 그와 같은 선호의 변화를 가능하게 하였을만한 여건의 변화만큼은 다음 절에서 설명하는 바와 같이 여러 가지로 상정해 볼 수 있다.

[그림 6] 總貯蓄率과 平均 勤勞時間數의 推移



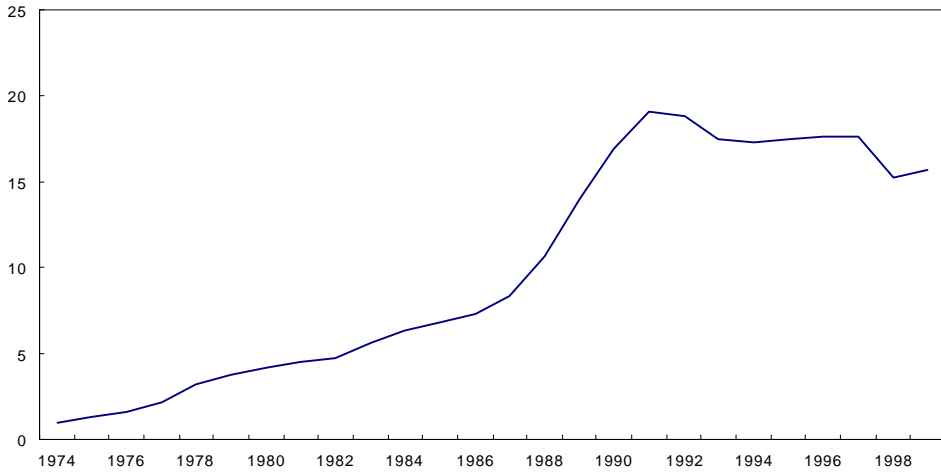
라. 資産價格의 上昇과 住宅補給率의 增加

근로소득을 구태여 증가시키지 않아도 기존의 소비수준을 유지하거나 또는 기존의 소비수준보다 더 많은 소비를 할 수 있지 않다면 심리적인 명백한 이유 없이 일을 하지 않으려 한다는 것은 설득력이 없다. 더구나 개인 몇 사람이 아니라 사회 전반적으로 근로시간이 감소함과 동시에 저축률이 하락하기 시작하였다면 일반적인 소비자들에게 광범위한 영향을 미칠만한 어떤 중요한 요인들이 변화하지 않았다고 보기는 어려울 것이다.

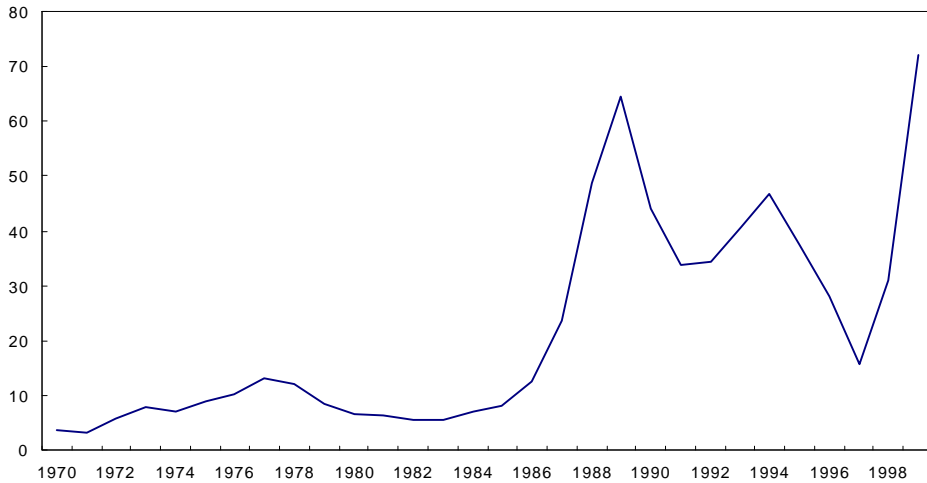
우리나라의 모든 소비자들이 [그림 6]에서처럼 짧은 기간 동안 근로시간을 뚜렷하게 갑자기 줄였다면, 그리고 그들의 저축률이 전반적으로 하락하기 시

작하였다면 이는 근로소득 외에 다른 소득원이 생겼거나 자기 재산이 마음속으로 정해 놓은 일정수준에 도달하여 더 이상의 근로소득이 필요하지 않게 되었기 때문이라고 짐작된다.

[그림 7] 土地價格 指數의 推移

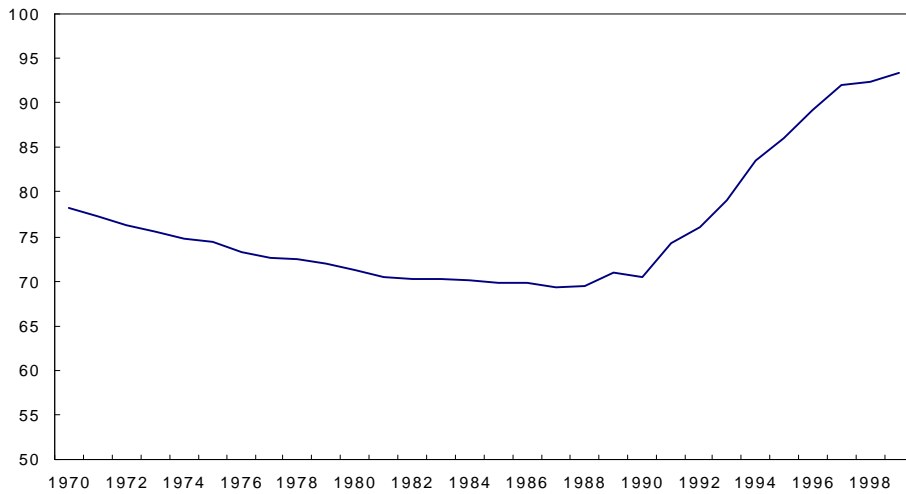


[그림 8] 株式時價總額/經常 GDP의 推移



근로소득 외의 소득원으로는 자산, 즉 부동산 및 금융자산으로부터의 수입 등을 들 수 있다. [그림 7]과 [그림 8]은 각각 토지가격지수, 주식시가총액/경상 GDP의 추이를 보여주고 있다. 이에 따르면 1987~1989년의 기간 중에는 토지가격이 급등하고 GDP 대비 주식시가 총액이 급격하게 늘어났음을 알 수 있다. 이러한 자산가치의 폭등은 소비자로 하여금 근로소득의 매력을 급격하게 떨어뜨리는 여건이 형성되었음을 의미한다고 할 수 있다. 즉 토지가격 및 주식 등의 재산이 급격하게 늘어났기 때문에 더 이상 근로소득에 의존하지 않아도 과거의 소비수준을 유지할 수 있거나 자신의 재산증식 목표가 이미 달성되었다고 느끼기 시작하였을 수 있다.

[그림 9] 住宅普及率의 推移



[그림 9]는 주택보급률의 추이를 보여주고 있다. 이에 따르면 주택보급률은 1988년에 69.4%로 최저점에 도달한 뒤 급격하게 늘어나 1999년에는 93.3%에 달하고 있다. 주택을 마련하려는 욕구는 우리나라 국민에게 있어서 특히 중요한 저축동기의 하나라고 보여진다. 제Ⅲ장의 분석에서도 주택보유 형태별로 저축률이 크게 영향을 받고 있는 것으로 나타난다. 즉 자가주택에 거주하는 가구보다 전세주택에 거주하는 가구의 저축률이 뚜렷하게 높은 것이다. 이와

같이 전세 입주자의 저축률이 높은 이유는 저축을 통하여 미래에 자가주택을 보유하려는 동기, 주택을 구입하기 위한 소위 일시불 동기(down-payment motive)로 이해할 수 있다.

그림에서 보는 바와 같이 주택보급률이 1989년부터 빠르게 상승하기 시작한 것은 이 시점부터 내집 마련을 위한 저축의 필요성이 매우 빠른 속도로 사라지기 시작한 중요한 이유가 될 수 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이 Perron(1997)의 검정결과가 시사하는 저축률의 추세적 하락의 가능성을 뒷받침할 만한 정황적 근거는 여러가지가 있다. 그리고 이들 정황적 근거, 즉 자본분배율과 저축률의 움직임, 근로시간 수의 감소, 토지 및 주식 등 자산가치의 상승, 주택보급률의 증가 등의 변화는 가설검정 과정에서 추정된 구조변화시점인 1989년을 전후하여 급격하게, 뚜렷하게 변화하고 있다. 따라서 이들 정황적 근거들과 우리나라 저축률의 추세적인 하락이 전혀 무관하다고 보기는 어려울 것이다.

이상에서 논의한 저축률은 국민계정에서 집계하는 총저축률로서 개인의 저축률과는 의미가 매우 다르다(Bosworth · Burtless · Sabelhaus(1991), Browning · Lusardi(1996), Gale · Sabelhaus(1999), Lusardi(1999), Bérubé · Côté(2000)). 예를 들어 개인의 입장에서는 재산증식이라는 관점에서 보았을 때 자신이 보유하고 있는 토지, 부동산, 또는 유가증권의 가치가 늘어나는 것과 소비를 절제한 결과 은행예금이 늘어나는 것을 크게 다른 것으로 느낄 이유가 없다. 그러나 자산가치의 변화는 부가가치의 창출과는 무관하기 때문에 국민계정에서는 이러한 자본이득(capital gain)을 저축으로 인정하고 있지 않고 있다. 따라서 앞에서 언급한 정황적 증거들 가운데 자산가치의 급격한 상승까지를 저축률 산정에 반영시킨다면 개인의 입장에서는 자신의 저축률이 1990년대 들어서도 하락하지 않았다고 생각할 수 있다.

이와 같이 국민계정에서의 저축과 개인의 저축은 그 개념이 크게 다르다. 그리고 이상에서 논의의 대상으로 삼고 있는 것은 개인저축률뿐 아니라 정부저축률까지 포함하는 총저축률이었다. 다음 장에서는 미시자료를 통하여 개인의 저축 행태를 반영하는 가계저축률의 변화 추이를 점검해 봄으로써 국민계

정에서 나타난 저축률의 변화가 개인의 저축 행태의 변화 때문인지에 대해 여러 가지로 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 미시資料를 통한 貯蓄率 變化 趨勢 考察

전 장에서도 살펴본 총저축률의 변화에 가장 큰 영향을 주는 저축구성요소는 개인저축률이었다. [그림 1]에서 보이듯이 총저축률의 변화와 개인저축률이 변화추이는 상당히 유사하다. 총저축률은 1970년대 중반까지 상승을 지속하여 1975년에 일단 정점을 이룬 뒤 1980년까지 감소하였고, 1980년대에는 다시 지속적인 상승을 재개하여 1988년에 사상최고치를 이룬 후에 1990년대 들어와서는 완만하게 하락하고 있다. 개인저축률 역시 1970년 이후 상승을 계속하다가 1975년에 일단 정점에 달한 후 1980년까지는 급격히 하락하였으나 1981년 이후 1988년까지 지속적으로 상승하였고 1989년과 1990년에는 소폭 감소했다가 1991년에는 사상최고치를 이룬 후에 지속적인 하락을 하고 있다.

앞에서 언급한 바와 같이 국민 계정상의 저축의 개념과 가계의 저축의 개념 및 정의는 크게 차이가 있지만 그럼에도 불구하고 국민 계정상의 개인저축률에 대한 거시적인 분석결과가 가구에 대한 방대한 정보를 담은 미시자료의 분석결과와 차이가 있다면 그 분석결과는 설득력을 가질 수 없을 것이다.

본장의 목적은 1990년대 전반에 걸친 저축률 하락의 원인과 거시 데이터 분석에서 발견되는 1980년대 말의 구조적인 변화의 원인을 도시가계연보와 가구 소비실태 조사 등 가구별 데이터를 이용한 미시자료 분석을 통해 살펴보는 것이다. 우선 도시가계연보를 통하여 가구저축률이 어떠한 변화를 보여왔으며 그 원인은 무엇인지에 대해 살펴보기로 한다.

1. 都市家計年譜 원시資料를 利用한 貯蓄率 函數 推定

본절에서는 도시가계연보의 대규모 미시 데이터를 이용하여 저축률 함수를 추정해 보고 거시적인 추세 변화를 일으킬만한 원인을 찾아볼 수 있는지 살펴

본다.

우선 가구 저축률에 영향을 줄 수 있는 제변수를 고려하면서 저축률 함수를 구성해 보자. 저축률에 영향을 미치는 변수로 다음과 같은 요인들을 생각해 볼 수 있다.

① 소득: 흔히 상정되는 저축과 소득의 관계는 저축이 가처분 소득 중에서 소비되고 난 나머지며 한계소비성향은 일정하다는 사실로부터 도출된다.

$$(9) \quad S = Y - C, \quad C(Y) = a + bY, \quad S(Y) = -a + (1 - b)Y$$

즉 가장 단순한 형태의 저축함수는 저축률이 소비에 영향을 받지 않는 소득의 선형함수로 표현되는 것이다. 이 때의 저축률은 (1-한계소비성향)이 될 것이다. 그렇지만 사전적으로 소비성향이 소득에 관계없이 일정하다고 말하기는 어렵다. 실증모형에서는 저축률 자체가 소득의 함수라는 가설을 세우고 저축률과 소득의 관계를 살펴보고자 한다.

② 주택소유형태: 주택소유는 우리나라 가구의 가장 중요한 저축동기 가운데 하나라고 할 수 있다. 주택소유가 저축의 매우 중요한 동기라면 다른 조건이 동일할 경우 주택을 소유하지 못하는 전세나 월세 가구의 저축률이 자가소유 가구의 저축률을 상회할 것이다.

③ 인구학적 요인: 국가적으로 보았을 때 다른 조건이 동일하다면 부양비의 하락은 저축률을 증가시키는 것으로 알려져 있다. 상식적으로 가구 저축률도 부양가족 수의 영향을 많이 받을 것이다. 또한 지난 10년간 교육비 지출이 전체소비지출에서 차지하는 비중이 꾸준히 늘어왔다는 사실은 저축률과 취학 가족 수 사이에 밀접한 관계가 있을 것임을 암시한다.

이와 같이 본 분석에서는 가구의 저축률은 크게 보아 각 가구의 소득, 주택소유형태, 가구의 피부양 가족 수 및 그 구성 등의 함수로 다음과 같이 구성하고자 한다.

$$(10) \quad SR = f(y, \text{Housing}, \text{Dependency})$$

$$\simeq a + b_1y + b_2y^2 + c_1\text{OWN} + c_2\text{JUNSE} + d_1\text{KID} + d_2\text{ELE} + d_3\text{MID} + d_4\text{OLD}$$

우선 저축률은 소득의 함수이겠으나 소득과의 관계가 선형은 아닐 수도 있다. 즉 소득증가에 따른 저축률의 증가폭이 소득이 높아질수록 더 커질 수도 있으며 반대로 소득이 높아짐에 따라 저축률의 증가폭은 낮아질 수도 있는 것이다. 이러한 가능성을 고려하여 소득의 제곱도 추정식에 포함시켰다.

부양가족의 대해서는 피부양가족의 연령층을 세분하여 네 개의 변수를 구성하였다. 취학 전 아동의 수를 나타내는 KID 변수는 6세 이하 가구구성원의 수를 나타내며, 초등학교 수를 나타내는 ELE 변수는 6~12세 사이 가구구성원의 수, 중·고등학교 수를 나타내는 MID 변수는 13~19세 사이 가구구성원의 수를 나타내는 변수이며, OLD는 60세 이상의 노령 가구 구성원수를 나타내는 변수이다.

이러한 본 회귀방정식의 구성은 소득과 부양비 관련 요인들을 포함함으로써 一見 거시 데이터를 사용하였던 <표 3>의 회귀방정식의 구성과 유사하다는 인상을 받을 수 있다. 그러나 <표 3>에서의 소득은 GDP 증가율이었던 반면 본 회귀식에서 사용한 소득변수는 소득 수준 자체이며 <표 3>에서는 부양비율을 사용한 반면 본 회귀식에서는 해당연령의 자녀가 있느냐 없느냐 하는 더미를 사용한 것이었으므로 양 회귀방정식의 분석 방식이 완전히 일치하는 것은 아니다⁶⁾.

또한 전세가구와 자가소유가구의 저축률 차이를 고려하기 위하여 두 개의 더미변수 OWN(자가 소유 가구의 경우 그 값이 1)과 JUNSE(전세 거주 가구의 경우 그 값이 1)도 포함시켰다.

식 (10)에서 제시된 저축률 방정식을 추정하는데 이용된 자료는 도시가계연보 원시자료이다. 이 자료는 조사대상가구가 매달 작성한 가계부를 기초로 얻어진다. 그러나 12달의 소비와 소득에 대한 정보를 모두 제공하는 가구는 조사대상가구 중 극히 일부에 지나지 않는다. 그러므로 연간 소득, 소비, 저축에

6) 그럼에도 불구하고 1970년대에서 1988년까지의 거시 데이터의 회귀분석결과와 미시자료를 이용한 본 회귀분석의 결과가 질적으로 일치하고 있음은 저축률의 추세반전이 있기 전까지 소득변수와 부양비율이 우리나라 저축률에 대해 매우 robust한 설명변수였음을 의미한다.

대한 합리적인 정보를 얻기 위해 일단 본 연구의 분석대상가구를 각 분기당 적어도 1달 이상은 자료를 제공한 가구들로 제한하였다. 제1분기에 속하는 세 달에 걸친 자료를 모두 제공하였다면 세 달의 소득과 소비를 합산하여 분기자료를 얻으며, 두 달만 자료를 제공했다면 두 달의 합계에 3/2을 곱함으로써 분기자료를 얻는 방식을 취하였다. 이러한 방식으로 분기별 자료를 구한 후 4개 분기의 소득과 소비를 합하여 연간 소득과 소비에 관한 정보를 추출하였다.

분장에서 저축의 정의는 도시가계연보 상의 '가계흑자' 개념을 따르기로 한다. 도시가계연보의 가계흑자는 우선 총소득에서 비소비지출(조세, 공적연금 등을 포함)을 빼서 가처분 소득을 구한 후, 이 가처분 소득에서 소비지출을 공제함으로써 얻어진다. 본고에서 저축률은 가계흑자를 가처분 소득으로 나눈 값이다.

잘 알려진 바와 같이 도시가계연보에서 자영업자의 소득은 파악할 수 없기 때문에 분석대상에서 제외하였다. 또한 저축률이 -50% 이하로 상식과 부합되지 않는 저축행위를 보이는 가구들은 분석대상에서 제외하였다. 이러한 가구들은 소득을 과소하게 보고하여 추정오차의 문제를 일으킬 소지가 있다고 판단하였기 때문이다.

분석대상 연도는 1987년부터 1999년까지 14개 연도로 하였다. 분장의 분석에서 각 연도의 가구 저축률 함수 자체도 관심의 대상이겠지만 연도별로 저축률함수의 구조가 어떻게 변해왔느냐는 것도 중요한 관심대상이다. 회귀분석의 결과는 증가와 감소가 함께 관측되는 1987~1991년, 지속적인 하락을 보이는 1992~1995년, 그리고 최근 4년간인 1996~1999년으로 나누어서 제시하기로 한다.

우선 <표 5>에 나타난 1987년에서 1991년 사이의 저축률 함수 추정결과를 보면 이 기간이 거시적으로는 민간 저축률에 변동이 많았지만 각 연도별로 추정된 저축률 함수의 구조에서 뚜렷한 차이는 보여주지 않고 있다.

소득의 계수는 모든 연도에서 양의 값을 가지며 통계적으로 유의한 값을 갖고 있다. 또한 소득의 제곱의 계수는 모든 해에 걸쳐 음의 값으로 유의했는데 이는 소득과 저축률간의 관계가 완전한 선형 관계는 아님을 보여주고 있다.

즉 저축률이 소득증가에 따라 높아지기는 하지만 완전히 소득에 비례하여 증가하는 것은 아니라는 것이다.

그리고 모든 연도에 있어서 취학이전 아동 변수를 제외한 다른 변수들이 모두 통계적으로 유의한 값을 갖고 있음을 볼 수 있다. 피부양가족 수와 저축률과의 관계를 살펴보면 6세 미만 가구 구성원의 수가 저축률에 미치는 영향은 미미한 반면 초등학교와 중·고등학교의 존재는 저축률을 1.5~6.5% 가량 떨어뜨리고 있다. 한편 노령가구 구성원 한 명당 약 4%가량의 저축률 하락을 발견할 수 있다. 즉 거시적인 저축률 추정에서 가장 중요한 고려대상 중의 하나인 부양비는 미시적으로도 고려되어야 할 중요한 저축률 결정 요인임을 확인할 수 있는 것이다.

또 하나 주목할 만한 회귀분석의 결과는 주택소유형태와 저축률 사이에는 매우 밀접한 관계가 있다는 것이다. 다른 조건이 일정할 때 자가 소유가구는 월세가구에 비해 저축률이 크게 낮았으며 이런 현상이 해가 지남에 따라 심화되는 경향을 보였음에 비해 전세가구의 경우는 월세가구에 비해서 5%~7%p 정도 높은 저축률을 보이고 있다. 따라서 전세가구와 자가소유가구의 저축률이 매우 큰 차이를 보이는 것으로 나타났으며, 이들 가구의 저축률 차이는 1988년 이후 평균 13%p 정도에 이르고 있다. 이는 주택소유를 위한 저축동기가 매우 높음을 확인시켜 주는 결과로 해석할 수 있겠다.

<표 6>에는 1992년과 1995년 사이의 저축률 함수 추정결과가 제시되어 있다. 이 기간 동안에는 개인저축률이 완만한 하락을 계속하고 있는데 저축률 함수의 추정에서는 이러한 하락세를 지지할만한 뚜렷한 특징을 찾기는 어려웠다. 전반적으로 R^2 의 값이 앞 연대들에 비하여 줄어드는 추세였으나 그 정도가 매우 심한 것은 아니었다.

한편 1982년부터 지속되어온 소득의 계수의 하락은 이 기간에도 지속되고 있어서 소득 1만원 증가가 1992년의 경우에는 0.03%의 저축률 증가를 유도했으나 1995년에는 이 수치가 0.017%로 줄어들고 있다. 역시 이는 전반적인 물가상승을 반영하는 결과로 생각되며 소득과 소득제곱의 계수는 여전히 통계적으로 유의함을 보이고 있다.

〈표 5〉 貯蓄率 函數의 推定 結果: 1987~1991

	1987	1988	1989	1990	1991
INTERCEP	-7.178* (2.161)	3.270** (1.900)	-4.113** (1.925)	-0.261 (0.118)	0.101 (0.044)
소득	0.000007199* (8.741)	0.000004532* (15.292)	0.000004545* (13.442)	0.000003569* (11.772)	0.000003291* (12.921)
소득제공	-2.49×10^{-13} * (5.506)	-1.20×10^{-13} * (10.622)	-1.12×10^{-13} * (8.998)	-6.91×10^{-14} * (7.269)	-5.96×10^{-14} * (8.705)
자가	-1.340 (0.636)	-0.523 (0.413)	-7.206* (5.017)	-6.759* (4.528)	-8.352* (5.812)
전세	7.500* (3.556)	7.103* (5.896)	6.725* (4.824)	7.241* (5.011)	5.425* (3.781)
유아	-0.411 (0.363)	-0.528 (0.743)	0.191 (0.245)	-0.599 (0.726)	-0.517 (0.646)
초등	-2.196* (2.594)	-1.587* (3.010)	-1.314* (2.456)	-1.215* (2.098)	-1.630* (2.814)
중고등	-6.624* (6.283)	-4.637* (7.094)	-4.168* (6.342)	-5.648* (7.963)	-4.559* (6.348)
노인	-0.455* (0.237)	-4.412* (4.019)	-2.368* (2.069)	-4.275* (3.657)	-3.022* (2.690)
R ²	0.283	0.170	0.199	0.198	0.183
OBS	566	1848	1722	1748	1803

주: 괄호 안의 수치는 t-값이며, * 5% 수준에서 유의, ** 10% 수준에서 유의

전세가구의 높은 저축률은 이 기간 중에도 지속적으로 나타나며 취학 연령인 가구구성원의 존재는 지속적으로 저축률을 크게 낮추고 있다. 주택소유형태와 관련하여 두드러지는 점은 자가 소유가구와 전세거주 가구의 저축률의 격차가 <표 6>에 비해서 더욱 확연해 졌다는 점이다. 1991년의 경우에는 이들 가구 사이의 저축률 격차가 다른 조건이 일정할 때 무려 13%p에 달하고 있다. 이 결과는 1987년~1991년까지의 기간에도 가구 저축의 동기 중 주택소유를 위한 자금마련이 매우 중요하였음을 보여준다. 제II장의 [그림 9]에서 나타난 바와 같이 이 기간 중에 주택 200만호 건설 등으로 인하여 주택 보급률이 증가하는 추세를 보였음을 상기한다면, 주택공급의 증가로 인해 자가소유의 가

능성이 높아진 것이 주택을 소유하지 못한 가구들의 저축의욕을 높였을 개연성이 충분히 있었다고 할 수 있겠다.

이러한 추세에도 불구하고 1995년의 저축률 함수는 이전과는 다른 두 가지 특색을 보이는데 첫째는 전세가구 더미의 계수가 최초로 유의한 음수로 변했다는 점과 둘째는 취학 전 아동 더미변수의 계수 역시 유의한 음수로 변했다는 점이다. 이러한 변화가 추세로서 지속될지는 다음의 표에서 살펴보기로 하자.

〈표 6〉貯蓄率 函數의 推定結果：1992~1995

	1992	1993	1994	1995
INTERCEP	-2.506 (0.983)	3.147** (1.726)	-3.368 (1.431)	-2.260 (1.530)
소득	0.000003261* (12.512)	0.000002072* (14.704)	0.000002366* (12.258)	0.000001796* (18.432)
소득제곱	-5.50×10^{-14} * (8.391)	-2.25×10^{-14} * (8.173)	-3.03×10^{-14} * (7.831)	-1.74×10^{-14} * (12.267)
자가	-7.587* (4.951)	-2.235** (1.731)	-3.409* (2.245)	-8.839* (8.136)
전세	4.983* (3.260)	5.582* (4.420)	6.270* (4.051)	-2.191* (2.152)
유아	-0.945 (1.212)	-1.351* (1.979)	-0.681 (0.893)	-1.724* (3.173)
초등	-1.384* (2.321)	-2.015* (3.539)	-1.669* (2.648)	-2.149* (4.510)
중고등	-5.967* (8.250)	-4.946* (7.112)	-4.645* (6.424)	-3.174* (5.768)
노인	-1.568 (1.417)	-3.202* (3.360)	0.736 (0.728)	0.781 (1.003)
R ²	0.193	0.156	0.168	0.153
OBS	1854	2360	1886	3363

주: 괄호 안의 수치는 t-값이며, * 5% 수준에서 유의, ** 10% 수준에서 유의

〈표 7〉은 최근 4년간 저축률 함수의 변화를 보여준다. 이 기간 중 소득의 계수는 1996년도에 가장 작은 값을 가지는데 1만원의 소득증가가 0.015%의 저

축률 증가를 유도하는데 그쳤을 뿐이다. 이는 1987년과 비교했을 경우에는 1/4 정도로 줄어든 수치이다.

한편 自家가구와 전세가구의 저축률 격차는 상당히 줄어드는 모습을 보이고 있다. 크게는 13%p의 차이를 보였던 자가 소유가구와 전세가구의 저축률 격차는 최근 4년 사이에는 4~5%p 정도의 차이를 보이는 데에 그치고 있다. 특히 1995년과 1996년에는 연속으로 전세가구의 저축률이 월세가구보다 낮은 것으로 나타나고 있으며 1998년과 1999년의 경우에도 통계적으로 유의한 값을 갖지는 않았다. 결국 1980년대 말과 1990년대 초에 최고에 이르렀던 전세가구와 자가소유가구의 저축률 차이는 1990년대 말에 이르면 거의 사라지는 것으로 관측되고 있다.

〈표 7〉 貯蓄率 函數의 推定結果 : 1996~1999

	1996	1997	1998	1999
INTERCEP	-2.447 (1.184)	-5.461* (2.422)	-5.526* (2.639)	-7.543* (3.447)
가처분소득	0.000001511* (13.272)	0.000002050* (15.082)	0.000001894* (18.958)	0.000001654* (14.671)
소득계급	-1.33×10^{-14} * (9.179)	-2.10×10^{-14} * (10.133)	-1.26×10^{-14} * (9.754)	-1.08×10^{-14} * (7.496)
자가	-7.360* (4.976)	-0.850 (0.552)	-3.145** (1.711)	-2.304 (1.209)
전세	-2.785** (1.866)	4.857* (3.076)	2.395 (1.284)	3.060 (1.570)
취학전	-0.959 (1.369)	-1.071 (1.483)	-1.612* (2.155)	-0.923 (1.118)
초등	-1.285* (2.207)	-2.876* (4.591)	-0.324 (0.421)	-1.280** (1.664)
중고등	-2.941* (4.577)	-5.710* (8.827)	-5.717* (7.342)	-4.881* (6.039)
노령	0.260 (0.295)	-0.622 (0.698)	-0.656 (0.499)	-2.004 (1.501)
R ²	0.125	0.193	0.262	0.215
OBS	2115	2113	1911	1750

주: 괄호 안의 수치는 t-값이며, * 5% 수준에서 유의, ** 10% 수준에서 유의

이와 같이 식 (10)과 같이 구성된 저축률 함수에 대해 지난 14개 연도의 데이터를 사용하여 추정된 결과에 따르면 소득과 주택소유형태, 그리고 부양가족 수를 대변하는 각 변수들과 저축률의 관계가 극적인 반전을 보이지는 않았다고 판단된다. 다만 전세가구와 자가소유가구의 저축률 격차가 1990년대 말에 들어 상당히 줄어든 것이 두드러지게 나타나고 있으며 이것과 제Ⅱ장 [그림 9]의 주택보급률 추이와 연계하여 보았을 때 사회 전반적으로 내집 마련을 위한 일시불 동기가 1990년대 후반부터 상당히 약화되었을 것이라는 점을 시사하고 있다.

2. 家口 消費實態 調査를 利用한 貯蓄率 函數 推定

지금까지는 도시가계연보 원시자료를 통해 주로 인구학적인 요인과 주택점유 형태의 차이가 저축률에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 도시가계연보 자료는 패널 자료는 아니지만 오랜 기간 동안 다양한 계층의 가구에 대해 비교적 많은 관측치를 가지고 있다는 장점을 가지고 있다. 그러나 저축이라는 유량(flow)변수는 파악할 수 있지만 저축의 합계 측면인 자산이라는 저장(stock)변수에 대해서는 별 정보를 파악할 수 없다는 단점도 있다.

이러한 단점을 보완해 줄 수 있는 미시자료는 가구 소비실태 조사이다. 가구 소비실태 조사는 지금까지 1991년과 1996년에 5년 단위로 두 차례 행해졌다. 이 데이터는 가구에 대한 설문조사로부터 얻어진 자료로 다수 가구에 대한 자세한 소비행위를 담고 있으며 조사대상가구도 소비실태 조사보다 많은 30,000여 가구에 이르고 있다. 그러나 1991년과 1996년 변수간의 일치되지 않고, 1991년의 경우 자산에 대한 정보는 파악할 수 없다는 등의 단점이 있다. 따라서 여기서는 보다 신뢰할 수 있는 자료인 1996년 자료를 통해 앞에서 살펴본 바 있는 제요소들이 저축률 결정에 미치는 영향을 확인하고 새로운 요소들을 추가적으로 찾아보고자 한다.

전 절의 분석에서와 마찬가지로 분석대상 가구는 근로자 가구이며 저축률의 개념은 가처분 소득에서 소비를 차감한 가계 흑자이다. 가구 소비실태 조사

자료에 의거한 분석에서도 근로자 가구 중 저축행위가 비정상적으로 보이는 가구들, 즉 지나치게 낮은 가구들은 분석대상에서 제외하기로 한다

가. 大學生과 金融資産保有

가구 소비실태 조사에서는 도시가계연보에서는 구하지 못한 두 개의 자료를 추가할 수 있다. 하나는 자산에 대한 정보이며 다른 하나는 초·중·고·대학에 취학중인 가구원의 수에 대한 명시적인 정보이다.

이러한 추가적인 정보까지 이용하여 1996년의 가구 소비실태 조사 데이터로 회귀분석을 했을 때 <표 8>에 제시한 바와 같이 다음의 사실들이 확인된다. 우선 소득증가에 따른 저축률의 증가는 계속적으로 관측된다. 소득의 제곱도 통계적으로 유의한 음의 계수를 갖고 있어서 소득의 증가와 저축률의 관계가 선형적인 관계는 아님을 보이고 있다.

월세나 자가소유가구에 비한 전세가구의 높은 저축률 역시 도시가계연보 자료에서 확인한 바와 같이 두드러지고 있으나 1980년대나 1990년대 초와 같이 전세가구의 저축률이 자가소유가구에 비해 10%p 이상이나 높지는 않은 것으로 나타나고 있다. 이는 저축률함수에 대한 추정에서 1990년대 후반 전세가구와 자가소유 가구의 저축률 차이가 줄어드는 현상을 찾을 수 있는 것과 같은 맥락에서 이해할 수 있을 것이다.

취학 자녀의 연령에 따른 저축률의 감소 역시 현저하게 나타나고 있다. 이는 1990년대 들어 교육비의 증가가 큰 폭으로 이루어지고 있음을 반영하는 것으로 해석할 수 있겠다. 노령인구의 경우도 가구에 노령인구가 한 사람인 경우에는 저축률이 유의하게 감소한다고 할 수 없으나 두 사람의 노령인구가 있는 경우에는 확실히 저축률이 감소하는 것으로 나타나고 있다. 이 모두 미시적으로 부양비와 저축률 사이의 음의 관계가 존재함을 확인하는 결과이다.

여기서 보다 주목할 만한 결과는 대학재학 자녀 1명당 저축률이 9%p 가량이나 감소하는 현상이다. 이는 도시가계연보에서는 자료의 미비로 관측할 수 없었던 현상으로 1990년대 들어 <표 4>의 거시자료를 이용한 회귀분석 결과

에서 부양비와 저축률 사이에 양의 상관관계가 나오는 결과에 대한 새로운 해석의 가능성을 보여주고 있다.

〈표 8〉 家口 消費實態 調査資料를 利用한 勤勞者 家口 貯蓄率 函數 推定結果

	1	2	3	4
INTERCEP	21.45* (39.94)	23.15* (44.47)	22.66* (42.64)	17.46* (27.19)
가처분 소득	0.0383* (33.29)	0.0449* (39.37)	0.0440* (39.29)	0.0684* (33.46)
연말자산합	-0.0484* (5.18)	-0.0512* (5.70)	-0.0504* (5.62)	-0.0629* (7.03)
전세	7.34* (6.30)	4.170* (7.03)	4.710* (10.85)	5.027* (11.65)
자가소유	3.84* (6.98)	0.658 (1.23)	0.530 (0.97)	1.186* (2.17)
취학전		-5.444* (11.80)	-5.472* (11.91)	-5.912* (12.94)
초등		-4.561* (14.52)	-4.597* (14.62)	-4.842* (15.50)
중고등		-7.298* (25.81)	-7.354* (25.91)	-7.671* (27.16)
대학이상		-8.610* (14.35)	-8.691* (14.48)	-9.239* (15.49)
노령1			-0.634 (1.16)	-0.979** (1.74)
노령2			-3.342* (3.52)	-3.109* (3.30)
소득제곱				-1.94*10 ^{-8*} (-19.18)
조정된 R ²	0.0961	0.1675	0.1684	0.1817

주: 1. 종속변수: 저축률 = ((가처분소득 - 총소비) / 가처분소득) × 100

2. 가처분 소득의 계수는 소득 만원 증가 당 저축률 증가임.

3. 괄호 안의 수치는 t-값이며 * 5% 수준에서 유의, ** 10% 수준에서 유의

피부양인구는 정의상 15세 이하의 인구와 60세 이상 인구의 합이다. 따라서 대학생의 연령인 19~23세의 연령은 피부양 인구에는 포함되지 않는다. 그러나 사실상 이들이 노동시장에 참여하고 있지는 않기 때문에 실질적으로는 이들 역시 피부양 인구라고 할 수 있다. 대학교육은 개인적으로나 국가적으로나 인적자본에 대한 투자로 이해할 수 있겠지만 가계저축률에 대해 생각할 때는 이는 교육이라는 소비 항목에 속하는 소비행위가 된다. 교육비지출의 증가는 뒤에서도 살펴보겠지만 저축률 하락을 설명할 수 있는 원인 중 하나로 지적될 수 있겠다.

이외에 금융자산의 총액 증가에 따른 저축률의 감소도 흥미로운 현상이다. 연말 금융자산 잔액과 저축률 사이에는 통계적으로 유의한 음의 상관관계가 있다. 물론 축적된 재산에 의해 소비성향이 높아지는 것은 일면 당연한 현상이겠으나 재산소유에 따른 저축률 하락의 정도가 소득의 증가에 따른 저축률 증가와 거의 비슷한 정도라면 우리나라에서 재산축적에 따른 소비성향의 증가는 상당한 정도라고 보아야 할 것이다. 단 한 해의 분석으로부터 성급한 결론을 내리기는 어렵겠지만 적어도 재산축적에 따른 저축률의 감소도 1990년대의 가계 저축률 하락을 설명하는 중요한 변수일 수 있다는 점은 부인할 수 없을 것이다.

3. 微視 데이터로부터 추론되는 貯蓄率 卜落의 追加的 原因

1980년대 후반의 총저축률의 하락추세, 또는 1991년부터 시작된 개인저축률의 하락과 관련하여 이제까지의 도시가계연보 및 가구 소비실태 조사로부터 얻을 수 있었던 것은 주택보급률의 증가에 의한 저축동기의 감소와 부양비율이 정의하는 부양인구, 즉 15세 미만 65세 이상의 인구 외에 사실상의 부양인구라 할 수 있는 대학생 수의 증가추세 등이 1990년대 이후의 개인저축률 하락에 중요한 원인이 될 수 있을 것이라는 시사점이다.

또한 도시가계연보 및 가구 소비실태 조사로부터 얻을 수 있었던 중요한 교훈이 있다면 그것은 총저축률을 GDP 증가율과 부양비율만으로 설명하였을 때

1989년 이후부터 GDP 증가율의 계수는 양수이나 유의성이 사라지고 부양비율의 계수는 유의하나 直觀과는 달리 그 값이 양으로 나온 <표 4>의 결과는 미시 데이터로부터 支持를 받을 수 없는 하나의 假性(spurious)회귀의 결과로 보여진다는 점이다. 즉 1989년 이후 우리나라 저축률의 결정패턴이 새롭게 바뀌었다고 해도 이를 설명함에 있어 부양비율은 음수로서 유의하고 경제성장률은 양수로서 유의해야 한다는 것이 미시자료의 분석으로부터 얻을 수 있었던 중요한 결과 중 하나이다.

한편 제Ⅱ장의 3절에서는 1989년 이후 총저축률의 하락을 시사하는 몇 가지 巨視的인 정황증거를 제시한 바 있는데, 이러한 정황적 증거는 미시 데이터를 통해서도 제시될 수 있다. 본절에서는 ① 유동성 제약의 완화 ② 주택 소유를 위한 동기의 저축이 감소 ③ 소비 패턴의 변화와 인구구성 변화 등에 대해 새로운 각도에서 설명해 보기로 한다.

가. 流動性 制約의 緩和

회귀분석으로 보이기 어렵지만 1980년대 후반에 있었던 저축률의 구조적 변화와 관련지어 생각해 볼 수 있는 저축률 하락의 원인으로는 유동성 제약의 완화를 들 수 있다. 잘 알려진 바와 같이 유동성 제약은 예비적 동기의 저축을 늘이는 원인으로 우리나라와 일본 등 일부 국가의 저축률이 높은 이유로 흔히 지적되어 왔다. 이러한 유동성 제약이 1980년대 말부터 상당히 완화되는 모습을 우리는 가구 부채의 증가 추세로부터 일부 확인할 수 있다.

[그림 11]은 도시가계연보자료에 나타나는 1982년 이후 우리나라 가구의 실질 부채액⁷⁾ 변화 추이를 보여주고 있다. 도시가계연보에서는 부채의 구성항목을 주택관계 빌린 돈, 월부 및 외상, 기타 빌린 돈 등으로 구분하여 제시하고 있다. 이러한 가구 부채의 변화 추이가 유동성 제약의 정도를 완전하게 대변한다고 할 수는 없으나 가구의 부채가 증가하는 중요한 이유로는 미래 소득에

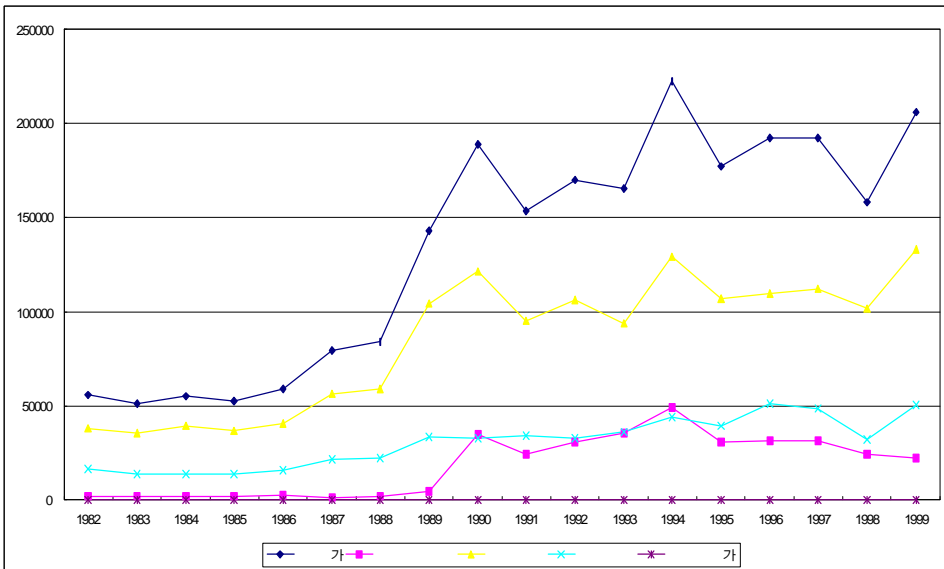
7) 이하에서 보고되는 실질액은 1995년 불변가격 액수를 의미한다.

대한 낙관적인 기대나 유동성 제약이 완화 등을 지적할 수 있을 것이다.

[그림 10]에서 보듯이 실질 부채액이 크게 증가하는 해는 1980년대 말과 1990년대 초로 이는 거시자료 분석에서 우리나라 저축률이 구조적으로 변화하는 시기와 일치하고 있다. 특히 1988년과 1989년 무렵에 주택관련 부채액이 상당 부분 증가하는 모습을 확인할 수 있는데 이러한 주택 관련 자금에 대한 유동성 제약의 완화는 주택소유 동기의 저축을 줄이는 동기로 작용했을 것으로 보인다.

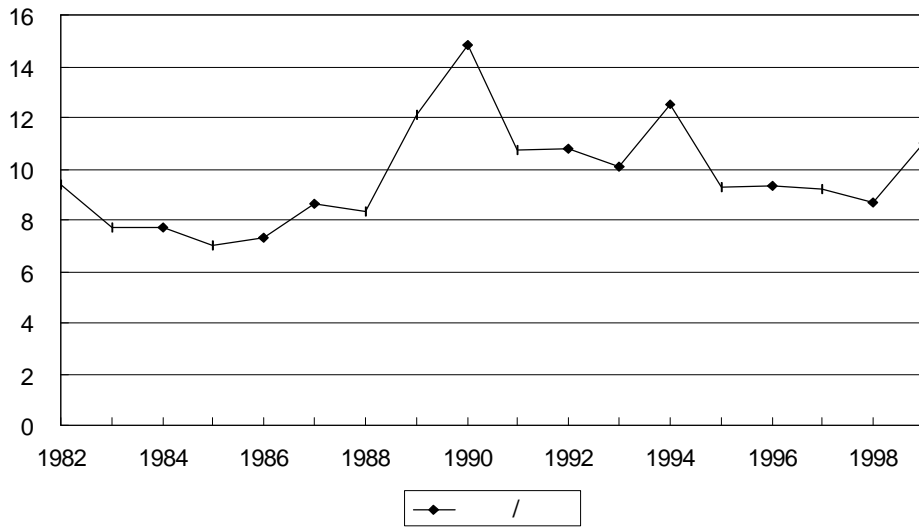
이와 같이 실질 부채액이 크게 증가하였을 뿐 아니라, [그림 11]을 보면 가구의 (부채/소득) 비율도 1989년과 1990년에 커다란 증가를 하고 있음을 알 수 있다. 1980년대 전반에 걸쳐 10%를 넘지 않았던 부채/소득 비율은 이 두 해를 거치면서 15%에 까지 이르고 있다. 이 시기의 이러한 큰 변화의 원인은 미래 소득에 대한 낙관적 기대를 우선적으로 지적할 수 있겠지만, 제도적으로 유동성 제약이 완화되지 않았다면 가구 부채의 급격한 증가는 이루어지기 어려웠

[그림 10] 우리나라 家口의 實質 負債額 變化 推移

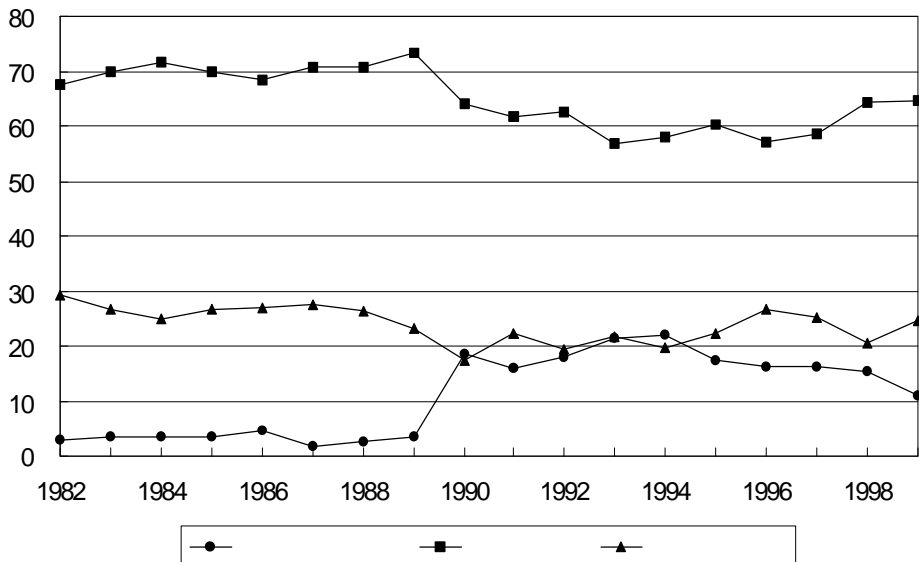


자료: 도시가계연보 각 연도, 1995년의 물가를 100으로 보았을 때 액수임.

[그림 11] 家口 負債/所得 比率 平均의 變化 推移



[그림 12] 年度別 負債構成의 變化 推移



을 것이다.

[그림 12]는 연도별 부채구성의 변화추이를 제시하고 있다. 월부 및 외상으로 인한 빚이 차지하는 비중이 근 20년간 눈에 띄는 큰 변화가 없었던 것은 월부 및 외상 구입이라는 관행이 일종의 유동성 제약의 완화 수단으로서 분석대상 기간 동안 본질적 변동 없이 존재해 왔음을 반영한다고 하겠다. 한편 부채 구성비로 보았을 때도 1989년과 1990년 두 해의 변화는 두드러지는데, 이때에 주택관련 부채의 비중이 크게 증가하고 있다. 이러한 변화는 주택과 관련된 유동성 제약 완화가 저축률의 구조적 변화에 커다란 영향을 미쳤을 가능성을 암시한다.

한편 주택관련 유동성 제약의 완화와 저축률 함수 추정 결과와 관련지어 생각해 보면 흥미로운 사실을 발견할 수 있다. 회귀분석에 따르면 전세가구와 자가소유가구의 저축률 차이가 가장 컸던 해는 1988년과 1989년이며 그 차이는 13%p에 이르렀다가 1990년대 들어서면서 차이가 상당히 줄어드는 모습을 보이고 1995년 이후에는 전세가구의 저축성향이 이전에 비해 상대적으로 많이 약해지는 모습을 보인다. [그림 12]에서도 1988년과 1989년까지는 주택관련 빌린 돈의 비중이 낮다가 1990년부터 그 비중이 급격히 높아지는 모습을 보이고 있는데, 이는 1990년대 들어서면서 유동성제약의 약화가 내집 마련을 위한 동기에 저축을 감소시키는데 적지 않은 영향을 미쳤으리라는 추측을 가능케 한다.

또 하나 유동성 제약 완화와 관련해서 지적할 수 있는 사항은 소득정도에 따른 유동성 완화의 정도이다. 1996년 가구소비실태조사로부터 구해진 소득 5분위별 저축 및 부채 잔액 현황은 유동성제약의 완화가 상대적으로 높은 소득계층을 중심으로 이루어져 왔음을 짐작하게 한다.

우선 유동성 제약 완화의 정도가 소득계층 별로 다르다는 사실은 높은 소득계층일수록 부채보유가구가 많다 사실로부터 확인할 수 있다. 제1분위의 가구 중 절반 이하인 47%만이 부채를 소유하고 있는데 반하여 제5분위의 경우는 74.6%가 부채를 가지고 있으며, 평균 부채잔액은 대략 소득에 비례하여 증가하는 모습을 확인할 수 있다. 회귀분석을 통해 나타나는 1987년 이후 1999년까지의 저축률 함수에서 소득 계수가 점차 낮아지는 원인으로 전반적인 물가

상승과 전반적인 가계소득의 증가 외에 소득수준에 따른 유동성 제약의 정도 차이도 지적할 수 있을 지는 향후 더 검토되어야 할 연구과제로 남겨두고자 한다.

〈표 9〉年間所得 5분위별 貯蓄 및 負債殘額(1996년)

(단위:천원, %)

	연간소득 5분위별					
	평균	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
연간소득	25,769.0	10,273.4	17,483.7	22,893.3	29,518.8	48,668.4
저축보유액	18,323.7	7,057.7	11,195.9	14,839.8	20,831.2	37,688.2
부채잔액	7,163.3	2,864.4	4,793.4	6,952.7	8,541.0	12,663.4
순저축보유액	11,160.4	4,193.3	6,402.5	7,887.1	12,290.2	25,024.8
부채보유가구비율	66.5	47.9	64.1	72.2	73.6	74.6

자료: 1996년 가구소비실태조사.

나. 住宅 所有를 위한 동기의 貯蓄 減少

주택 소유를 위한 동기의 저축 감소는 유동성제약의 완화와 밀접한 관계가 있으며 전반적인 저축률 하락에 적지 않은 영향을 미쳤을 것으로 보인다. 주택 소유를 위한 동기의 저축감소는 크게 두 가지 원인에 의해서 이루어졌다고 볼 수 있다. 첫째는 앞서서도 지적한 바와 같이 1980년대 후반 이후 유동성 제약의 완화로 주택관련 대출이 증가하면서 저축률 하락을 가져온 사실을 들 수 있고, 둘째로는 자가소유 가구가 늘어남에 따라 저축성향이 높은 전세가구의 비중이 줄어드는 결과를 초래했다는 사실이다.

다. 消費 패턴의 變化와 人口構成 變化

다음으로 가구의 소비행위 변화로부터 저축률의 변화 요인을 유추해 보기로 하자. 일반적으로 저축은 가치분 소득에서 소비를 제외한 부분으로 정의되기

때문에 소비의 변화에 대한 이해는 곧 저축률 변화의 이해에 중요한 단서를 제공할 수 있다.

<표 10>는 소비를 구성하는 10개 세부 항목이 총소비에서 차지하는 비중이 1990년대 들어와서 어떠한 변화를 보여왔는지를 제시하고 있다. 우선 1990년도에서 1999년까지 10년 동안 소비지출에서 차지하는 비중이 증가한 소비항목은 광열수도, 교육, 교양오락, 교통통신 등의 항목인데 이들 중 전체소비에서 차지하는 비중과 비중의 증가폭이 그리 크지 않은 교양오락과 광열수도 항목을 제외했을 때 가장 두드러진 증가세를 보인 항목은 교통통신과 교육이었다. 특히 교통통신 부분은 1990년의 8.6%에서 1999년의 16.1%로 두 배에 가까운 증가를 보였으며 특히 개인교통이 차지하는 비중은 3.4%에서 8.9%로 크게 늘어나고 있는데 개인교통에는 자동차 구입 및 연료비 등이 포함되어 있음을 상기할 때 이러한 높은 폭의 증가는 같은 기간 동안에 있었던 자가용 승용차의

<표 10> 소비지출 구성비(10년간) 구조의 변화(1990~1999년)

(단위: %, %p)

구분	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	1999-1990
소비지출	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	-
· 식료품	32.7	32.0	30.6	29.6	29.8	29.0	28.5	28.7	27.6	27.7	△5.0
(외식)	7.0	7.3	7.6	8.2	9.0	9.6	10.0	10.9	9.4	10.4	3.4
· 주거	4.6	4.4	4.2	4.4	3.9	3.7	3.6	3.4	3.5	3.3	△1.3
· 광열수도	4.5	4.1	4.1	4.3	3.9	4.1	4.1	4.5	5.4	4.9	0.4
· 가구가사	5.7	5.7	5.3	5.0	4.9	4.7	4.4	4.2	3.9	3.7	△2.0
· 피복신발	8.3	7.9	7.8	7.5	7.5	7.7	7.4	6.6	5.4	5.6	△2.7
· 보건의료	5.1	5.2	5.2	5.0	4.7	4.5	4.4	4.5	4.4	4.5	△0.6
· 교육	7.5	7.7	8.6	8.7	8.6	9.3	9.8	10.3	10.7	10.7	3.2
· 교양오락	4.6	4.9	5.0	5.1	5.2	5.3	5.2	5.2	4.5	4.9	0.3
· 교통통신	8.6	8.9	9.3	10.4	12.1	11.8	12.6	13.1	14.6	16.1	7.5
(개인교통)	3.4	3.8	4.4	5.3	7.1	6.6	7.5	7.5	8.0	8.9	5.5
· 기타	18.5	19.1	19.9	20.0	19.4	19.9	19.9	19.5	19.9	18.8	0.3
(잡비)	14.3	15.0	16.0	15.9	15.3	15.4	15.4	15.0	15.3	14.3	-

자료: 도시가계연보(1999).

보급증가에 기인하는 바가 클 것으로 판단된다. 교육항목도 지난 10년간 소비지출에서 차지하는 비중이 크게 증가한 항목으로 특히 1990년대 전반에 걸쳐 소비지출에서 차지하는 비중이 꾸준히 상승하고 있다.

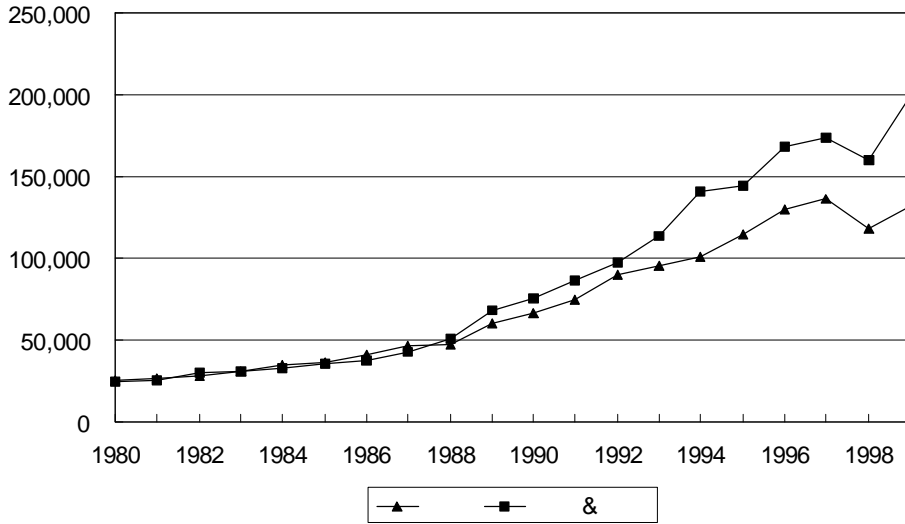
한편 식료품과 주거, 가구, 피복, 보건 등의 항목이 소비지출에서 차지하는 비중은 점차로 감소하고 있는데 이들 항목이 대체로 의식주와 직접적인 관계를 갖고 있음을 고려한다면 소비지출에서 생활 필수품적인 요소를 지닌 소비지출의 비중이 점차 낮아지고 있다는 해석이 가능할 것이다. 이러한 경향은 식료품에 대한 소비지출이 감소하는 경향을 보이고 있지만 외식에 대한 지출 비중은 오히려 상당히 증가하여 왔다는 데에서도 일부 확인할 수 있다. 생활 필수품에 대한 소비지출이 전체 소비지출에서 차지하는 비중이 낮아지는 현상은 소득의 증가에 따라 자연스럽게 수반되는 것으로 가계 저축률이 증가할 수 있는 여건이 마련되고 있음을 보이는 측면으로 이해할 수 있을 것이다.

이렇게 소비를 구성하는 10개 항목이 차지하는 비중을 살펴보았을 때 1991년 이후의 저축률 하락을 주도해온 가장 큰 소비항목은 교통통신 부문과 교육 부문이라는 것을 알 수 있다. 특히 교육에 대한 지출의 증가는 부양비와 저축률 사이의 관계가 1990년대 이후가 큰 차이를 보이는 현상에 대한 이해에 시사점을 주고 있다. 전체소비에서 교육에 대한 지출이 차지하는 비중이 증가해 온 현상은 평균 자녀의 수가 줄어드는 데에도 불구하고 지속되고 있다. 많은 실증분석들이 부양비와 저축률 사이에는 負의 상관관계가 있음을 보이고 있으나 1990년대 들어 부양비와 저축률이 동반 하락하면서 양자간에 正의 상관관계가 나타나고 있는 일견 모순된 현상의 원인 중 하나로는 자녀의 수가 줄어들어도 불구하고 교육비 지출은 지속적으로 증가하여 왔음을 지적할 수 있을 것이다.

[그림 13]은 교육비와 교통·통신비의 증가추세를 1995년도 불변가격 기준으로 보여주고 있다. 1998년의 경제 위기상황을 제외한다면 교육비와 교통·통신비 모두 1988년 이후 더욱 급격한 증가세를 보이고 있다. 1980년부터 1988년까지 8년 사이에 2배 정도의 성장을 보였던 교통비와 교육비는 1988년 이후에는 엄청난 증가를 계속하여 1999년까지 교육비의 경우 약 3배, 교통·통신

비의 경우는 약 4배 가량의 지출비 증가가 있었던 것으로 나타나고 있다. 특히 교육비 지출의 이러한 증가는 부양가족 수가 줄어드는데도 불구하고 지속된 현상으로 거시자료에서 발견되는 저축률과 부양비의 동반 하락에도 적지 않은 영향을 미쳤을 것으로 예상된다.

[그림 13] 家口의 教育 및 交通·通信費 增加趨勢(95년 불변가격 기준)



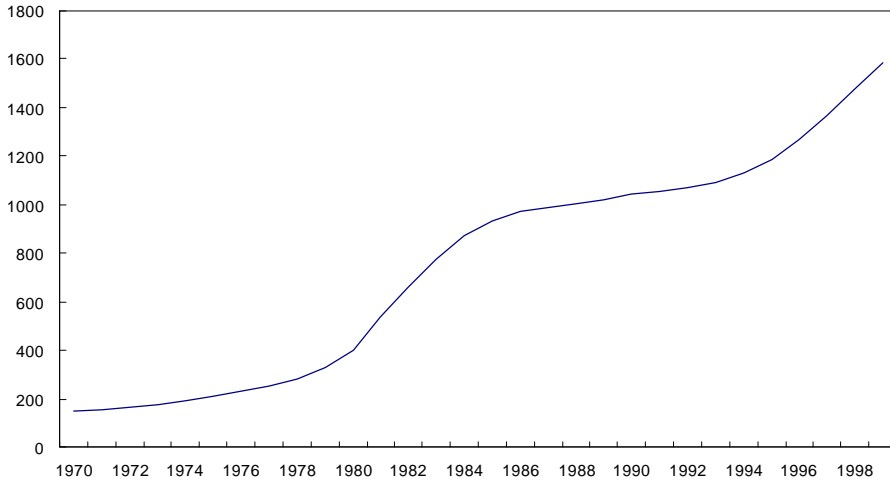
또한 회귀분석에 나타난 바와 같이 대학생 가구원을 가진 가구의 저축률이 그렇지 않은 가구에 비해 대학생 1명당 10%p 가까이 낮다는 결과는 대학생 수의 증가가 우리나라에서 고등교육이 보편화되어 가는 추세와 더불어 개인저축률 감소에 적지 않은 영향을 미쳤으리라는 추측을 가능케 한다.

인구지표를 통해 대학생 수와 전체 인구에서 대학생들이 차지하는 비중이 저축률에 미쳤을 영향을 유추해 보기로 하자. [그림 14]에서 보듯이 대학생의 수는 1980년에는 60만명 정도였으나 1999년에는 160만 명으로 지난 20년간 수효 면에서 2배 반을 넘는 높은 증가세를 보였다. 이러한 증가에 따라 전체 인구에서 대학생이 차지하는 비중도 크게 높아지게 되었다. 인구증가율은 1980년도의 1.57%에서 1999년의 0.92%로 크게 감소하였으나 대학생 증가율은

1990년대 말에도 10% 가까운 수준을 유지하고 있다. 이러한 증가세는 우리나라의 연령구조상 이러한 현상은 앞으로 상당기간 지속될 것으로 보인다.

1996년의 가구 소비실태 조사에서 나타난 바와 같이 대학생이 있는 가구의 저축률이 그렇지 않은 가구에 비해 월등히 낮은 현상이 앞으로도 지속된다면 대학생 수와 그들이 전인구에서 차지하는 비중의 증가는 향후에도 전반적인 가계 저축률 하락을 유도하는 원인으로 작용할 수 있음을 짐작할 수 있다.

[그림 14] 大學生數의 變化推移



이상과 같이 미시 데이터로부터 얻을 수 있는 1990년대 이후 저축률의 하락 원인에 대한 추가적인 근거로서 1980년대 중반 이후 유동성제약의 완화에 따른 가계부채의 증가추세와 1990년대 이후의 소비 패턴의 변화를 들 수 있다. 이 중 유동성 제약의 완화에 따른 저축률의 감소는 저축률의 거시적, 미시적 설명에 있어 매우 중요하게 다루어져야 할 부분이며 소비 패턴의 변화는 거시 데이터로 포착하기 어려우나 우리나라 저축률의 변화에 대해 매우 중요한 의미를 갖는다.

지금까지의 분석에서 나타난 결과를 종합하자면 거시변수 분석에서 나타난 저축률의 구조적 변화의 징후는 미시자료에 의해서도 뒷받침되고 있음을 알

수 있다. 특히 1980년대 말부터는 가구의 부채총액이나 유동성 완화와 주택 소유를 위한 동기의 저축 감소라는 요인이 상호 작용하여 상당한 저축률 하락을 초래하였을 것으로 보인다. 또한 소비 패턴의 변화와 교육비의 지속적인 증가와 인구구조상 거대한 소비계층인 대학생이 전체 인구에서 차지하는 비율이 높아지는 점 등도 저축률 하락에 일정 정도 영향을 미쳤을 것이라고 판단된다.

제II장 3절에서 제시한 거시적인 정황근거와 아울러 이러한 요인들이 과연 저축률 하락에 얼마나 기여하였으며 앞으로의 역할은 어떻게 달라질 것인지에 대한 보다 엄밀한 분석은 향후의 연구 과제로 남겨두기로 한다.

IV. 맺 음 말

이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 총저축률은 1989년경을 계기로 과거의 급상승 추세에서 완만한 하락추세로 반전하였던 것으로 판단된다. 저축률의 추세적 하락은 자원배분 방식에 구조적인 변화가 있었음을 의미하며 이는 우리경제의 장기적인 생산능력, 국민의 삶의 질 향상에 부정적인 영향을 미칠 것이므로 그에 대한 원인규명은 매우 중요한 의미를 가진다.

본 연구에서는 우리나라 저축률 하락의 원인으로서는 직접적인 이유를 제시하지는 못하고 있다. 어찌보면 우리나라 저축률 하락이 한 두 가지 원인으로써 충분하고 분명하게 설명될 것을 기대하는 것 자체가 무리일 수도 있다. 그러나 본 연구에서는 우리나라 저축률 하락을 뒷받침할만한 몇 가지 근거를 제시해 보았다. 특히 1980년대 말에 일어난 자산가치의 급상승, 주택보급률의 급증, 소비-여가의 선택에 관련된 선호체계의 변화, 소비 패턴의 변화등 여러 가지 경제적, 사회적 변화는 1989년 이후의 저축률의 추세적 하락에 무관하지 않은 것으로 보인다.

뿐만 아니라 저축률 하락을 규명하는 여러 문헌에서 일차적으로 점검해보곤 하는 인구통계학적인 요인들도 우리나라 저축률 하락과 대체로 무관한 것으로 나타났다. 즉 본 연구의 미시자료 분석의 결과 부양비율과 같은 인구통계학적

인 요인들의 개인저축률 결정에 대한 설명력이나 그 부호의 방향은 1989년의 이전과 이후의 기간에 걸쳐 바뀌지 않고 있다. 이는 1989년 이후 시계열 분석에서 나타난 바 부양비율의 부호가 기존의 유의한 음수에서부터 유의한 양수로 전환되었던 것과 상충되고 있어 1989년 이후 저축률 결정요인에 대한 거시-시계열 연구에 있어서 누락변수(omitted variables) 문제를 잘 해결해야 함을 시사하고 있다.

본고의 전반적인 실증결과들을 평가해 볼 때 우리나라의 저축률 하락은 인구통계학적인 원인에서 기인하였다기 보다는 3저시대를 전후한 경제총량의 적절한 관리에 성공하지 못했던 것에서 비롯되었다고 여겨진다. 당시 엄청난 무역수지의 흑자가 국내의 유동성 과잉을 초래하여 부동산 및 금융자산 가치를 폭등시키고 미래에 대한 낙관을 불러일으켜 저축 및 소비에 대한 개인의 태도를 변화시켰던 것이 우리나라 저축률의 추세적 하락의 근원적 시발점으로 생각된다.

다시 한 번 강조하지만 본 연구에서는 우리나라의 저축률 하락과 관련이 있다고 판단되는 여러 가지 원인들을 제시하였을 뿐이며 본고에서 도출된 여러 추론들이 보다 엄밀한 검증을 받기 위해서는 많은 추가적인 연구들이 필요할 것이다.

參 考 文 獻

- 朴大根·李昌鏞, 『韓國의貯蓄率推移에 관한 研究』, 韓國租稅研究院, 1997.
- 전영준·이철인, 『이자소득세의 경제적 효과 분석』, 韓國租稅研究院, 1999
- 洪基錫·金俊經, 「우리나라貯蓄率의 決定要因」, 『KDI 政策研究』, 1997. IV, 韓國開發研究院
- Bosworth, Barry, Gary Burtles s, and John Sabelhaus, “The Decline in Saving : Evidence from Household Surveys,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1 : 1991, pp. 183~256.
- Box, G. E. P., and G. C. Tiao, “Intervention Analysis with Application to Economic and Enviornmental Problems,” *Journal of American Statistical Association*, vol. 70, 1975, pp. 70~79.
- Browning, M. and A. Lusardi, “Household Saving: Micro Theories and Micro Facts,” *J.E. Lit.* vol XXXIV(Dec 1996), pp. 1797~1855.
- Collins, Susan M., “Saving Behavior in Ten Developing Countries,” in *National Saving and Economic Performance*, B. Douglas Bernheim and John B. Shoven eds. University of Chicago Press, 1991.
- John Y. Campbell and N. Gregory Mankiw, “Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence,” *NBER Macroeconomics Annual*, ed. by Olivier Blanchard and Stanley Fisher, 1989, Cambridge, Mass. : MIT Press, pp. 185~245.
- Feldstein, Martin, “Does the United States Save Too Little?,” *AER*, vol. 67. No.1, Feb, 1977, pp. 116~121.
- Feldstein, Martin S., and Charles Horioka, “Domestic Saving and International Capital Flows,” *Economic Journal*, Vol. 90, June, 1980.
- Gale, William G., and John Sabelhaus, “Perspectives on the Household Saving

- Rate," *Brookings Papers on Economic Activities*, 1: 1999, pp. 181~214.
- Gokhale, Jagadeesh, Laurence J. Kotlikoff, and John Sabelhaus, "Understanding the Postwar Decline in U.S. Saving: A Cohort Analysis," *Brookings Papers on Economic Activities*, 1: 1996, pp. 315~390.
- Lusardi, Annamaria, "Comment," *NBER Macroeconomics Annual*, 1999, pp. 374~386.
- Murphy, Kevin, Andrei Shleifer and Robert Vishny, "Industrialization and the Big Push," *Journal of Political Economy*, vol. 97, no. 5, 1989, pp. 1003~1026.
- Perron, Pierre, "The Great Crash in the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, November 1989, pp. 1361~1401.
- _____, "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series," mimeo, Université de Montréal, January, 1993.
- _____, "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Economics*, 80(2), October 1997. pp. 355~385.
- Smith, Roger S., "Factors Affecting Saving, Policy Tools, and Tax Reform: A Review," *IMF Staff Papers*, Vol. 37. No. 1, March, 1990, International Monetary Fund, pp. 1~70.
- OECD, *National Accounts, Volume I, II*, 각호

Cybertaxation: The Taxation of E-Commerce

Karl Frieden 編著, CCH Inc., 2000, 585p.

洪 範 教*

최근 전자상거래에 대한 관심이 각 분야에서 고조되면서 전자상거래에 대한 책들도 홍수를 이루고 있다. 그러나 전자상거래에 대한 과세라는 특정한 분야만을 다룬 책들은 매우 드문 실정이며, 특히 단행본으로서 이 분야에 있어 이 정도의 볼륨을 가진 책은 이 책이 처음이 아닌가 싶다.

저자인 Karl Frieden은 현재 Arthur Andersen의 파트너이며, 이전에는 미국 매사추세츠 주 세입청의 고문 변호사(Deputy General Counsel of the Massachusetts Department of Revenue)를 역임하여 공공부문(public sector)과 민간 부문(private sector)에서 이 문제를 바라보는 균형된 시각을 가질 수 있는 경험을 가졌다고 하겠다.

이 책은 모두 VI장으로 이루어져 있다. 제 I 장부터 제IV장까지는 저자가 집필하였으며, 제V장은 Mike Loten과 Jackie Hubbard, 제VI장은 James Gannon과 Jeffrey Weiss가 공동으로 집필하였다. 이들 역시 Arthur Andersen의 파트너와 매니저들로 각각 유럽 및 미국에서 활동하고 있다. 제 I 장은 서론으로 전자상거래 시대의 국제적 과세(global taxation)에 대하여 전반적인 사실을 다루고 있다. 인터넷 경제로의 변신, 전자상거래의 성장 추이 등을 살펴보고 전

* 본원 연구위원

전자상거래로 인하여 발생하는 과세상의 문제점들을 부각시키고 있다. 제Ⅱ장은 전자상거래와 관련하여 미국의 판매·사용세에 대하여 깊이 있는 설명을 하고 있다. 이 두 가지 세목은 전자상거래와 관련하여 가장 관심을 끄는 주제라고 할 수 있으며, 이 책에서도 가장 중요한 장을 구성하고 있다. 제Ⅲ장에서는 전자상거래에 대한 미국 주정부의 소득과세에 대하여 설명하고 있으며, 제Ⅳ장에서는 미국 각 州에서 판매·사용세 및 소득세 부과 기준이 되는 물리적 연계(nexus)의 개념과 그 적용에 대하여 자세히 설명하고 있다. 제Ⅱ장부터 제Ⅳ장에 걸쳐 저자는 전자상거래로 인하여 야기되는 미국에 있어서의 세법 및 조세행정상의 거의 모든 문제에 대하여 다루고 있다고 할 수 있다.

한편 제Ⅴ장에서는 미국에서는 시행하지 않고 있는 부가가치세의 문제를 다룸으로써, 국제적인 관점 특히 유럽의 경우에 있어서 전자상거래 관련 소비세의 문제를 집중적으로 다루고 있다. 제Ⅵ장에서는 중앙정부 차원에서의 소득세 및 국제조세의 문제를 다루고 있다. 이상의 목차에서 볼 수 있는 바와 같이, 이 책은 주로 전자상거래와 관련된 미국의 세제를 중점적으로 다루고 있음을 알 수 있다.

전자상거래의 과세에 대한 명쾌한 해법을 찾고자 하는 독자라면 이 책을 읽고 나서 실망을 할 수도 있을 것이다. 그것은 이 책이 복잡한 문제에 대하여 뚜렷한 해법을 제시해 주는 것은 아니기 때문이다. 오히려 이 책을 읽고 나면 이 문제가 얼마나 복잡한 문제인가 하는 것을 새삼 인식하게 되고, 그로 인하여 머리가 더욱 혼란스러워 질 수도 있을 것이다. 그러나 전자상거래가 조세제도에 미치는 기본적인 문제점에 대하여 어느 정도 파악하고 있는 독자들에게는, 여러 가지 풍부한 사례를 제시하여 주며, 판례 등을 통하여 현재는 어떻게 과세되고 있고, 이 문제의 해결을 위한 지금까지의 노력은 어떠하였으며, 그러한 노력의 결과 나와 있는 제안들은 어떤 것들인가 하는 보다 현실적인 의미에서 전자상거래와 그 과세문제에 대한 이해를 깊게 하는데 도움이 될 것으로 생각한다. 특히 판례 등을 통한 자세한 설명을 곁들임으로써 미국의 조세제도에 대해서는 상당히 깊이 있는 정보를 제공하고 있다.

이 책의 이러한 결론은 일면 당연한 귀결이라고 할 수 있다. 그것은 전자상

거래 산업 자체가 발전하기 시작한 것이 그리 오래되지 않았기 때문에 조세제도를 비롯한 제도의 정비가 뒤따르기까지는 시간이 걸리기 때문이다. 일찍부터 전자상거래 관련 과세문제에 대한 국제적 논의를 주도하여 왔던 OECD에서도 전자상거래 과세에 대한 문제는 기존의 상거래와 차별하지 않는다는 기본 원칙에 합의한 후, 논의를 지속하고 있는 상태이며 아직도 해결해야 할 문제를 많이 남겨놓고 있기 때문에 어떤 결론을 도출하기 어려운 것은 당연하다 하겠다. 당연히 전자상거래에 대한 별도의 세법이 준비되어 있는 나라도 없는 실정이다. 따라서 각국은 전통적인 상거래와 차별하지 않는다는 기본 원칙에 기존의 세법 테두리 안에서 전자상거래에 대한 과세를 부분적으로 하고 있으며, 미국의 경우에는 몇 개의 연방대법원 판례를 토대로 각 주 및 하위 지방정부에서 나름대로 기준을 세워 과세를 하고 있다.

이하에서는 각 장의 내용을 크게 3개 부문으로 나누어 자세히 살펴보기로 한다. 서론 부문으로서의 제 I 장, 소비세 문제를 다룬 제 II 장, 제 IV 장 및 제 V 장, 소득세 및 국제조세 문제를 다룬 제 III 장 및 제 VI 장으로 나누어 보기로 하겠다.

제 I 장에서는 인터넷 시대가 도래함으로써 국제적으로 과세체계에 어떠한 변화와 문제점이 제기되는가를 보여주고 있다. 흔히 어떤 새로운 발명품의 빠른 확산을 측정하는 지표로서 그 발명품이 미국 내에서 전가구의 25%가 사용하기까지의 기간을 이용하기도 한다. 전기, 자동차, 비행기가 그 기준을 충족하기까지는 약 50년이 걸렸고, 라디오와 TV는 25년, PC와 휴대전화는 15년이 채 안 걸렸는데, 인터넷은 10년도 안되어서 그 기준을 충족시켰다. 전세계적인 기준으로서는 5,000만 소비자가 사용하게 되기까지의 기간을 들 수 있는데 라디오가 38년, TV가 13년, PC가 16년이 걸린 데 반하여 인터넷은 불과 4년밖에 걸리지 않았다. 인터넷은 기존의 전통적인 자료(data)뿐 아니라 소리(voice)와 화상(video)을 동시에 전송할 수 있게 함으로써 획기적인 상거래의 변화를 초래하였다.

저자는 인터넷 경제의 발전으로 인하여 과세문제가 복잡하게 전개되는 것은 5가지 추세의 반영이라고 보았다. 이것은 국제거래(borderless commerce)의 증

가, 디지털 거래의 등장(emergence of digital commerce), 기업의 공동화(hollowing out of the corporation), 실시간 거래의 폭발적 증가(explosion of real-time transactions), 새로운 비즈니스 모델의 등장(revolution of new business models) 등이다. 이러한 현상이 부각시킨 과세문제의 구체적인 몇 가지 예로서 저자는 다음과 같은 것들을 들고 있다. 첫째, 과세원칙상 동일한 재화나 서비스가 그 전달 수단에 따라 과세의 내용이 달라져서는 안됨에도 불구하고 실제로는 서로 상이한 미국의 지방세법에 의하여 달라질 수 있다는 점이다. 예를 들면 소프트웨어가 전통적인 매체에 의하여 판매되느냐, 전자적으로 판매되느냐에 따라 각 州마다 재화 또는 서비스로의 구분이 달라지고 이에 따라 판매·사용세 및 소득세에 있어서의 물리적 연계(nexus) 구분에 따른 징세 의무의 발생여부가 달라지며, 소득공제 또는 세액공제의 적용여부가 달라진다. 둘째, 여러 州에 걸쳐 영업이 이루어질 경우, 과세권을 어떻게 배분하는가(apportioning)하는 문제이다. 일반적으로 유형재의 경우, 재화의 거래가 이루어지는 곳, 즉 소유권이 바뀌는 곳에서 과세권을 행사하여왔다. 그러나 전자상거래의 발전은 이러한 장소의 개념을 모호하게 만들어 거래지의 정의를 새롭게 내릴 필요성이 부각되었다.

이 책의 소비세를 다루고 있는 부문에서는 제II장의 내용이 핵심적이라고 하겠다. 제II장에서는 전자상거래와 관련된 미국의 판매세(sales tax)와 사용세(use tax)에 대하여 자세하게 논의하고 있다. 사용세라는 것은 우리에게 잘 알려져 있지 않은 세목으로, 우편 주문 등을 통하여 他州로부터 재화를 구입하였을 때, 발송지가 속한 州에 판매세를 납부하는 대신, 소비자가 거주지 州에 스스로 신고 납부하는 세목인데, 실질적으로는 제대로 징수가 되지 않고 있는 세목이다. 이러한 미국의 판매세와 사용세 제도는 전자상거래의 등장으로 인하여 더욱 복잡한 양상을 띄게 되었다.

현재 미국은 연방정부차원에서 판매세나 사용세를 부과하지 않고, 지방정부에 과세권을 주고 있다. 50개의 주 가운데 알래스카, 델라웨어, 몬타나, 뉴햄프셔, 오레건 州를 제외한 45개 州와 워싱턴 D.C. 에서 판매·사용세를 부과하고 있다. 군(counties), 시(cities), 읍(towns)을 비롯한 하위 지방정부를 모두 합하

여 과세권을 행사하고 있는 지방정부의 수는 약 7,500개에 이르며, 이들 지방정부가 각각 자신들의 관할구역 안에서 일어나는 거래에 대하여 세금을 부과하고 있다. 많은 하위 지방정부들이 과세대상의 분류, 신고양식 등 조세행정적인 측면에서 해당 州정부의 방식을 따르고 있으나 개별적인 과세 규정을 두고 별도의 신고를 받는 지방정부들도 많다. 각기 다른 세율, 면세범위, 등록절차, 신고규정 외 절차상의 차이점 등은 정부조직의 수만큼 많은 과세제도를 만들어 미국 소비세제를 복잡하게 만드는 원인이 되고 있다. 이러한 현상은 역사적으로 미국이 연방국가이기 때문에 헌법에서 규정하는 몇 가지 예외를 제외하고는 각 지방정부가 독립적인 과세권을 가지도록 보장하고 있기 때문이다.

제II장에서는 인터넷과 관련하여 특별하게 제안되었던 거래세들도 예시하고 있다. 대표적인 것이 비트세(bit tax), TV세, 전자우편세(e-mail tax) 등이다. 비트세는 그 중에서 가장 잘 알려진 형태인데, 이것은 단위 시간당 전자적으로 전달되는 디지털 정보의 양에 따라 과세하자는 제안으로써 1994년 캐나다의 경제학자인 Arthur Cordell이 처음으로 제안하였다. 그러나 전자상거래에 대한 새로운 세금이라는 부담과, 정보의 양에만 의존할 경우의 문제점들을 극복하지 못하고 1997년에 EU에 의하여 공식적으로 폐기되었다. TV세는 독일에서 1997년에 제안된 것으로서 인터넷에 연결되어 영상과 소리를 전달할 수 있는 100개의 PC 당 1년에 약 555달러에 해당하는 세금을 부과한다는 제안이었다. 이것은 독일이 이미 라디오와 TV에 부과하고 있는 세금의 연장이라고 볼 수 있는데 결과적으로 이해 당사자들로부터 지지를 받지 못함에 따라 실행에 옮겨지지 않았다. 전자우편세는 1999년에 UN 개발프로그램(United Nations Development Program)에 의하여 제안된 것으로 인터넷 사용자에게 100개의 전자우편 당 1센트에 해당하는 세금을 부과하여 그 기금으로 개도국을 도와주는데 사용하자는 발상이었으나, 이 역시 각계로부터 지지를 받지 못하고 철회되었다.

미국의 많은 州에서는 서비스에 대해서는 판매·사용세를 과세하지 않는 것이 관행이었다. 그러나 전자상거래의 등장으로 인하여 재화와 서비스의 구별이 모호해졌으며, 여러 가지 서비스를 묶어서 제공하는 복합적인 서비스가 등

장함으로써 과세여부를 판단하는 것이 매우 어려워졌다. 더욱이 전자적으로 전달되는 상품이나 서비스가 과세대상이라는 것이 정해지더라도 그것을 어떤 정부가 과세할 것인가 하는 중요한 문제가 남게 된다. 예를 들어 전자상거래에서는 공급자는 A州에 거주하고, 제품이나 서비스는 B州에 위치한 서버에 보관하며, 소비자는 C州에 원래 거주하는데, D州에서 그 정보에 접속하고, 그 거래에 따른 지급결제 금융기관은 E州에 위치할 수 있다.

이러한 문제를 해결하기 위한 기본적인 과세원칙이 소비지 규정(destination rule)인데, 이것은 소비자가 해당 제품의 소유권을 갖게 되는 곳에서 과세하는 것이다. 즉 명의(title)의 이전이 일어나는 곳이 아니라, 실질적으로 해당 상품을 “소유”하게 되는 곳에서 과세하자는 것이다. 서비스의 경우에는 소비자가 그 서비스의 혜택을 향유하게 되는 장소에서 과세하게 된다. 인터넷 접속(access)의 예를 들면 아이오와 州에서는 소비자(subscriber)의 거주지에 따라, 테네시 州에서는 소비자가 접속하는 위치에 따라, 텍사스 州에서는 서비스가 州 경계 밖에서 사용될 경우 과세하지 않는 등 州마다 조금씩 다른 방식을 택하고 있다. 통신서비스의 경우에는 대부분 2/3 테스트를 사용하고 있는데, 매사추세츠 州의 예를 들면, 통신이 시작되거나 끝난 지역과 그 통신장비가 설치된 장소 또는 요금 청구서가 보내지는 장소가 일치하게 되면 그 지역에서 소비가 일어났다고 보는 것이다. 이는 미국 연방대법원의 Goldberg vs Sweet 판결에 근거하고 있다.

대부분의 州가 이러한 소비지 원칙(market-state or consumer-state sourcing rule)을 채택하고 있는 데 반하여 몇 개의 州에서는 서비스에 대하여 공급지 州 원칙(vendor-state sourcing rule)을 채택하고 있다. 즉 공급자(vendor)가 그 서비스를 행하는(perform) 장소에서 과세하는 것으로 미네소타, 아칸소, 뉴멕시코 州 등이 이에 해당한다. 1996년에 텍사스 州정부에서는 州 내에 위치한 서버를 통하여 과세 대상 정보서비스를 제공한 경우, 他州의 사람이 그것을 이용하였다고 하더라도 서버가 州 내에 위치하고 있었기 때문에 판매세를 징수하였다. 그러나 그러한 과세가 텍사스 州 기업들에게 주는 부정적인 효과에 대한 논의 결과, 주정부는 텍사스 州 내에서의 소비자에 의하여 지속적으로 사용될 경우에만 과

세하기로 하였다. 州정부들이 공급州 원칙을 채택하기를 꺼려하는 것은 기업들이 서버를 쉽게 다른 州로 옮길 수 있기 때문이라는 것은 쉽게 짐작할 수 있다.

전자상거래를 위한 원천지 즉 소비세 과세의 관할지를 결정하는 문제에 대해서는 미국조세학회(National Tax Association)에서도 Communications and Electronic Commerce Tax Project를 통하여 광범위하게 논의가 진행되었으나, 합의에 도달하는 데 실패하였다. 특기할만한 것은 이 프로젝트를 통하여 지방 정부들과 기업들간에 어느 정도 의견의 일치를 본 것은 전자상거래에 있어 원천지를 결정하는 문제는 州 차원에서 그치고, 그 하위의 관할정부까지 밝힐 필요는 없다는 것이다. 원천지의 판명이 불명확한 경우에는 공급지를 원천지로 보는 throw-back rule이나 정해진 규정에 따라 기여도를 배분하는 throw-around rule 등에 의하여 판매·사용세 부과 관할지를 결정하도록 하자는 것이다. 그리고 이러한 규정은 공급자들에게 실시간으로 제공되는 정보에 의존하도록 하자는 것이다. 즉 전자상거래를 행하는 과정에서 얻게 되는 소비자에 대한 정보 이외의 추가적인 정보의 획득을 위하여 공급자에게 추가적인 부담을 주지 말자는 뜻이다.

NTA를 비롯한 여러 연구 및 논의의 결과, 향후 미국에서의 판매·사용세를 위한 원천지 결정은 소비지州(market-state rule) 규정이 채택될 가능성이 높다. 이 방식은 기존의 판매·사용세를 부과하는 기준과도 일치한다. 그러나 동시에 전자상거래에 있어 소비지를 추적 내지는 파악해야 한다는 부담을 안게 된다. 따라서 조세행정 측면에서는 공급지州(vendor-state rule) 규정이 보다 집행하기 쉬운 측면이 있고, 특히 방송, 하이테크 산업, 전화카드, 선물(gift)과 같은 경우에는 소비지주 규정은 적용하기 어렵기 때문에 소비지州 규정을 원칙으로 하되, 경우에 따라서는 공급지州 규정을 혼용하는 형태로 원천지를 결정하게 될 가능성이 높다고 하겠다.

공급지州 규정이 소비지州 규정보다 집행이 쉬운 측면이 있다고 하나, 반드시 그런 것도 아니다. 예를 들면 공급자가 법인을 설립한 州, 공급자의 상업적 거주지州(domicile), 전자상거래를 주로 관리(manage)하는 州, 공급자의 컴퓨터 서버가 위치한 州 등 어떤 기준을 토대로 공급지州를 결정하느냐에 따라 기업

의 입장에서는 그 위치를 옮길 유인이 충분한 것이다.

1998년 주지사 협의회(National Governors Association)에서는 모든 과세대상 전자상거래 및 우편주문 구입에 대하여 한 州에 하나의 세율에 의한 과세를 제안하였고, 재화와 용역에 대한 동일한 정의에 입각하여 과세할 수 있도록 그 정의를 통일할 것을 제안하였다. 저자는 상품과 서비스에 대한 통일된 정의에 대해서는 UN의 Centralized Product Classification Scheme이나 미국 노동성의 U. S. Census Bureau Classification Scheme을 따를 가능성이 높음을 지적하고 있다. 이러한 제안에 따르면 동일한 등록절차, 신고, 송금절차 등도 함께 규정되어야 한다는 것이다. 한 州에 하나의 판매세율을 정립한다면 제도 자체는 상당히 간편화될 것이 틀림없으나, 다음과 같은 몇 가지 문제점을 내포하고 있다. 첫째는 이 세율을 모든 거래에 적용할 것인가, 아니면 원격판매에만 적용할 것인가 하는 문제이다. 원격판매에만 적용한다면 전통적인 상인들에게는 복잡한 현행의 제도에 따라 세금을 징수하게끔 만드는 것이기 때문에 형평성의 문제가 있고, 만일 모든 거래에 공통적으로 적용한다면, 州 차원 이하의 지방정부간에 세수를 어떻게 분배할 것인가 하는 문제를 해결하여야 할 것이다. 두 번째는 단일세율을 무엇을 기준으로 정하느냐 하는 것이다. 州 내의 각 지방정부에서 사용하는 세율 중에서 가장 낮은 세율을 택할 수도 있고, 평균을 택할 수도 있을 것이다. 반면에 州의회에서 새로운 세율을 정할 수도 있다. 낮은 세율을 택하게 될 경우에는 지방정부의 재정적자 문제가 심각하게 대두될 수 있다. 세 번째 문제는 지방정부의 자율성을 해치게 된다는 점이다. 시·군 정부는 더 이상 공공시설, 도로, 교육재정을 위하여 판매세율을 조정할 수 없게 된다. 예기치 못했던 재정적자가 나타나는 경우, 세율의 경직성으로 인하여 재정적자가 더욱 심화되는 상황에 처할 수도 있다. 또한 장기 공공프로젝트를 위하여 발행한 지방정부의 채권에 대한 상환계획도 다시 수립하여야 할 것이다.

징세과정에 있어서의 개혁으로는 납세신고를 하는 州를 하나로 정할 수 있게 허용하는 방법(base-state system)과 정부에서 보급한 소프트웨어를 이용하여 판매지점에서 자동적으로 징세가 이루어질 수 있도록 하는 방법(real-

time approach)이 제안되고 있다. 첫 번째 방법은 여러 州에 걸쳐 영업을 하는 공급자들이 거점주(base state)를 결정하여 그 州에만 등록, 세금납부, 납세정보를 제공하고, 세무조사를 받는 것이다. 수송회사의 연료세 징수에 현재 이러한 시스템이 적용되고 있으나, 한 州에서 다른 여러 州의 복잡한 세법 규정을 해석·집행하는 것은 비현실적이라는 점을 저자는 지적하고 있다.

두 번째 방법은 민간부문의 신뢰할 수 있는 제3자(Trusted Third Party)에게 실시간으로 모든 거래에 대하여 세금을 징수할 수 있는 소프트웨어의 개발과 세금의 징수를 의뢰하는 것이다. 예를 들면 신용카드회사가 여러 판매자들을 대신하여 이러한 업무를 대행하는 것이 가능하다. 소프트웨어에는 면세상품여부, 고객의 세무관련 면제지위에 대한 정보 등 관련 정보를 모두 입력하여 판매시점에서 자동적으로 세금을 징수하는 것이다. 이러한 소프트웨어의 개발에 드는 비용은 정부에서 보조하도록 한다. 거점주 시스템과 마찬가지로 복잡다기한 각 지방정부의 세법 관련 규정을 모두 담아 제대로 작동하게 하는 소프트웨어의 개발이 가능할 것인가 하는 문제와 TTP의 자산 건전성 문제, 기록보관의 문제, 판매자들의 잔여 채무 등이 문제점으로 지적된다. 현재 일부 대기업들에서는 여러 州에 걸친 판매에 대하여 Vertex, Taxware와 같은 소프트웨어를 개발하여 사용하고 있다.

현재 전자상거래의 활성화와 맞물려 미국의 판매·사용세 제도의 개편 필요성에 대해서는 광범위한 공감대가 형성되고 있다. 1998년의 인터넷 비과세법(Internet Tax Freedom Act)의 통과로 인하여 설치되었던 전자상거래 자문위원회(Advisory Commission on Electronic Commerce)의 권고와 7대 州 및 지방정부 연합회(National Governors Association, National Conference of State Legislatures, National Association of Counties, National League of Cities, U.S. Conference of Mayors, Council of State Governments, International City/County Management Association)의 지지 속에 미국의 판매·사용세 구조를 단순화시키려는 노력이 진행되고 있다(Tax Streamlining Project). 기업들의 입장에서는 수많은 지방정부에서 제각기 징수하는 판매·사용세가 보다 간편하게 정비되지 않는 한, 원격 판매자에게 판매·사용세의 징수를 요구하

는 단일규정(uniform rule)의 채택을 반대할 것이고, 지방정부의 입장에서는 전자상거래를 통한 원격판매에 의한 세수기반의 감소를 막기 위하여 판매·사용세의 단순화를 적극 추진할 의사를 가지고 있다.

그러나 이러한 개혁이 실현되기 위하여 극복해야 할 난제는 하나 둘이 아니다. 1997년의 판매·사용세수는 1,700억 달러에 이를 정도로 卅나 지방정부 차원에서는 판매·사용세로부터 거두어 들이는 세수가 가장 중요한 재원이라고 하는 사실도 이 문제를 쉽게 접근하기 어렵게 만드는 요인 중의 하나이다. 향후 적어도 몇 년간은 지금과 같은 상태에서 전자상거래에 대한 판매·사용세의 징수에 있어 지방정부나 기업이나 모두 불확실한 가이드라인을 갖고 세금을 징수·납부할 것으로 예상된다. 미국의 커다란 강점의 하나가 독립적인 지방자치를 허용하는 연방주의로서 각 지방정부들이 그들의 관할 구역에서 일어나는 경제적·정치적 문제에 대하여 스스로 해결방안을 찾으려 하는데 있었다. 이제 전자상거래의 등장은 세금문제를 통하여 이러한 연방주의 시스템에 정치·경제 및 사회적으로 커다란 영향을 미치고 있는 것이다.

제IV장에서는 미국의 판매·사용세 뿐만 아니라 소득세에 있어서도 과세의 중요한 기준이 되는 물리적 주재 내지는 연계(nexus)의 문제를 집중적으로 다룸으로써 다른 장의 내용을 보강해주고 있다. 물리적 연계의 문제는 전자상거래가 활성화되기 이전부터 여러 卅에 걸쳐서 영업을 하는 기업들의 최대 관심사의 하나였다. 다만 전자상거래가 활성화되면서 이러한 문제가 더욱 부각되었을 뿐이다.

물리적 연계 문제는 해당 卅와의 최소한의 연결이 없이는 과세할 수 없다는 미국 헌법의 상업조항(Commerce Clause)과 절차조항(Due Process Clause)에서 기인한다. 판매·사용세와 관련하여서는 미국 연방대법원이 Quill vs North Dakota의 판례를 통하여 과세를 위해서는 “최소한의 물리적 존재”여부가 확인되어야 한다고 판시하고 있으나, 법인세와 관련하여서는 아직 이렇다할 판례가 없는 실정이다. Quill 판례에서는 우편주문을 통해서만 North Dakota에 재화를 판매하는 기업이 사용세를 징수할 의무가 있느냐 하는 문제에 대하여 North Dakota 내에 판매처, 직원, 자산을 가지고 있지 않은 상황에서는 그러

한 의무가 없다는 것을 확인해 주었다.

그러나 전자상거래의 발전이 이렇게 물리적인 주재를 하지 않고 영업을 영위하는 것을 더욱 용이하게 만들에 따라 “최소한의 물리적 주재”가 무엇인가 하는 문제가 부각되게 되었다. 이 문제에 대해서는 미국 연방대법원도 별도의 확실한 가이드라인을 제시하지 못하고 있으며, 따라서 주정부와 기업들이 사안별로 대응해 나가고 있는 실정이다.

이 문제의 복잡성을 보여주는 예들을 이 책에서는 많이 보여주고 있다. 1995년 텍사스 州 판례에서는 플로리다 州 소재의 기업이 텍사스 州에서 1회에 2~3일 정도 걸리는 훈련교육을 3회 실시한 것이 물리적 연계를 형성한다고 판시하였다. Quill 판례와 다른 점은 직원을 직접 파견하여 교육훈련을 주관하였다는 것이다. 뉴욕 州에서도 他州의 기업들이 주문을 받고, 소프트웨어를 설치하여주고, 교육 및 사후관리 등을 위하여 직원을 3년의 기간동안 12회 이상 파견한 것에 대하여 물리적 연계를 형성한다고 판시하였다. 미시건 州에서는 심지어 1년에 이틀동안 직원이 주재한 것을 연계의 근거로 삼아 과세하기도 하였다. 반면 플로리다, 펜실바니아, 아리조나 州 등은 경우에 따라 파견 직원이 해당 州에 3주 이상의 주재를 한 경우에도 Quill 판례에서 제시하는 “상당한(substantial) 정도의 물리적 연계”를 형성하지 않는다고 보아 사용세의 징수를 면제하여 주기도 하였다. “상당한 정도의 물리적 연계”에 대하여 엄격한 적용을 하였던 뉴욕 州도 사안에 따라서는 다른 판시를 하기도 하였는데, 3년의 기간동안 20회 이상 뉴욕을 방문하였어도, 그 활동내용이 판매와 관련성이 떨어지는 경우에는 상당한 연계를 형성하지 않는다고 보았다.

결국 州에 따라, 사안에 따라 달리 결정할 수밖에 없음을 보여주고 있다. 이러한 판단을 하는 기준으로서 해당 州에 어느 정도의 재고를 보관하는가, 해당 거래가 판매인가 리스인가 하는 문제들도 포함된다. 이러한 맥락에서 재미있는 예로서 코네티컷 주정부와 American Online간의 재판을 들 수 있는데, 판결의 대상은 American Online에 접속하여 전자상거래를 행할 수 있게 해주는 장치인 모뎀이 상업에 사용되는 유형재(tangible property)인가 하는 문제이다. 만일 이 재판에서 모뎀이 유형재로 판시된다면 코네티컷 州에 광범위한

판매망을 구축하고 있는 American Online은 상당한 정도의 물리적 연계를 형성하고 있으며, 따라서 사용세의 징수의무를 지게 된다.

서버나 라우터, 웹사이트 등의 물리적 주재 형성여부도 중요한 이슈이며 일반적으로는 연계를 형성하는 것으로 간주된다. 저자가 지적하는 또 하나의 이슈는 “귀속 연계(attributional nexus)”이다. 州 내에 연계의 구성요건을 가지고 있지 않은 기업을 위하여 대리인(agent)이 영업활동을 대신하여 주는 경우, 사용세의 징수의무를 부과할 수 있다는 판례들을 보여주고 있다. 귀속적 연계 이론은 미국 연방대법원에 의하여 40년 가까이 인정받아 왔으나, 지방정부들에 의하여 적극적으로 이용되기 시작한 것은 Quill 판결 이후 전자상거래가 활성화되면서부터였다고 말할 수 있겠다. 이러한 복잡한 지방세 규정과 판례에 대한 정보를 접하고 나면 미국은 같은 언어를 쓰는 50개의 개별적 국가들이라고 보는 것이 더 적절하다는 느낌이 든다.

판매·사용세 뿐만 아니라 소득세에 있어서의 연계 규정은 연방법률 PL86-272에 의하여 규정되고 있다. 그러나 이 법률은 유형재에 대해서만 규정하고 있고 서비스와 무형재에 관해서는 물리적 연계에 대한 정의를 내리고 있지 않기 때문에 전자상거래로 거래되는 많은 재화와 서비스에 대한 규정은 모호한 상태로 남아있다. 연계 규정에 대해서는 미국 연방대법원이 미국 의회가 주도적인 입법과정을 통하여 州간의 거래에 대한 과세여부 및 징수의무의 부과에 대하여 보다 명확한 지침을 주는 역할을 하도록 여지를 남겨두었기 때문에 미국 의회에서 지방정부의 입장을 강화하는 방향으로 또는 기업의 입장을 강화하는 방향으로 입법화를 시도하느냐에 따라 향후 그 모습이 달라질 수 있다.

1998년말 현재 102개 국가가 부가가치세(VAT) 또는 GST(Goods and Services Tax) 시스템을 갖추고 있으며, OECD국가 중에서는 미국을 제외한 모든 회원국이 부가가치세제도 또는 중앙정부 차원의 소비세 제도를 채택하고 있다. 제V장에서는 유럽을 중심으로 부가가치세의 전반적인 설명과 전자상거래의 등장으로 인하여 발생하는 문제점에 대하여 논하고 있다. 전자상거래의 등장으로 인하여 발생하는 부가가치세 제도상의 문제는 크게 세 가지 정도를 들 수 있다. 첫째는 전자상거래의 등장으로 서비스의 공급자가 소비자를 직접

만나거나 또는 소비자의 소재지국에 물리적인 사업장을 설치하지 않고도 많은 서비스를 제공하는 것이 가능하게 됨으로써 부가가치세 과세에 적용되는 기존의 고정된 장소(fixed place)와 공급장소 및 사업장소(place of establishment) 등의 개념을 변화된 환경하에서 실제적으로 적용이 가능하도록 수정해야 할 필요성이 생겼다는 점이다. 둘째로는 부가세법상 재화와 서비스는 구별되어 과세되는데, 인터넷의 등장으로 인하여 재화가 기존의 물리적 실체를 잃게 되기 때문에 서비스와의 구별이 매우 어려워졌다는 점을 들 수 있다. 셋째, 부가가치세의 과세에 있어 제공되는 서비스 유형에 따라 공급장소가 달라지면 과세 여부도 달리 적용되어 왔다. 예를 들어, EU의 부가가치세 지침(Directive) 제6호를 보면 원칙적으로 공급자의 사업장이 있거나 고정사업장이 있는 국가에 서비스의 공급장소가 있다고 보고, 그 국가가 과세권을 갖되 토지, 운송, 문화 예술 및 무형·지적 서비스의 경우에는 예외적으로 서비스가 행해지는 국가에서 과세권을 갖도록 하고 있다. 그러나 전자상거래의 등장으로 인하여 서로 과세권이 다른 서비스를 연결한 여러 가지 복합적인 서비스가 가능해짐에 따라 이러한 지침은 이미 낡은 것이 되어버려, 서비스의 유형에 따라 공급장소를 결정하는 것이 어렵게 되었다.

이러한 문제점들에 대하여 European Commission에서는 세법에 어떠한 변화가 올지라도 EU의 부가가치세 제도의 근간으로서 법적 확실성, 단순성, 중립성을 견지해야 할 것임을 천명하고 있다. 명확하고 일관성 있는 규정을 제정하여 예상치 못한 세부담이 생기거나 분쟁이 발생할 여지를 최소화하여야 하고, EU국가들이 제도적으로 통일된 부가가치세 제도를 시행함으로써 세제를 단순화시키며, 재화와 서비스의 EU 역내·역외에서의 구입 여부에 관계없이 동일한 과세가 이루어지도록 하자는 것이다. 부가가치세에 대한 논의는 유럽 국가들이 대다수를 차지하는 OECD에서의 논의와 그 궤를 같이 하며, 저자는 유럽에서의 부가가치세 제도의 정비가 미국에서의 판매·사용세 정비보다 빨리 이루어질 것임을 예상하고 있다.

소득세 부문의 제Ⅲ장에서는 전자상거래에 부과되는 미국 각 州의 법인세 문제를 다루고 있다. 미국에서의 전자상거래에 대한 과세문제가 판매·사용세

에 집중되다 보니, 소득세 문제에 대해서는 상대적으로 소홀히 다루어졌으며, 세법도 낙후되었다고 할 수 있다. 모든 州에서 전자상거래를 포함한 전반적인 영업활동에 대하여 법인세를 부과하는 반면, 디지털 재화나 서비스에 대한 판매세를 부과하는 州는 많지 않다는 사실을 감안할 때, 이러한 관심의 비대칭성은 역설적이라고도 할만하다.

전통적으로 소득의 원천지를 결정하는 데 있어, 재화의 경우에는 소비자가 위치하는 곳, 서비스의 경우에는 공급자가 위치하는 곳이 사용되어 왔다. 이러한 기본원칙을 토대로 법인세 부과를 위한 소득 원천지를 배분(apportioning)하는 데 있어 중요한 요소로는 급여 payroll), 자산(property), 판매(sales)의 세 가치를 들 수 있다. 각 州에 있어서 이러한 세 가지 요소가 기여하는 정도에 따라 그 州에서의 소득 발생정도가 결정된다. 이것은 국가차원에서는 거주지 원칙(residence-based taxation)을 채택하여 거주지 국가(home country)가 그 기업의 모든 소득에 대하여 과세하고, 외국납부세액을 공제하여 주는 방식과는 차이가 있다.

州간의 소득 원천비율을 분배하는 데 있어 가장 중요한 요소는 판매요소이다. 판매요소를 기준으로 소비지州(market-state)와 공급지州(vendor-state)를 나눠본다면 대부분의 州들이 전자상거래와 관련된 거래에 대해서는 공급지州 방식을 채택하고 있다. 소득세에 관한 한 각 주의 관심사는 소비세와 달리 디지털 제품에 대하여 과세할 것인가 하는 문제가 아니라, 어떻게 과세할 것인가로 귀착된다고 할 수 있다. 왜냐하면 모든 종류의 소득에 대하여 이미 과세를 하고 있기 때문이다. 모든 州가 상대적으로 단일한 세율구조를 갖고, 적절한 분배 공식에 따라 공급지州 방식을 취한다면 공급지州 방식이 작동하는데 큰 어려움은 없을 것이다. 그러나 불행히도, 州마다 다른 세율체계, 다른 분배 공식, 그리고 판매 요소에 따라 소비지州 방식 또는 거주지州 방식을 채택하기 때문에 현실적으로 간단하게 해결될 문제는 하나도 없는 것이다. 미국이 각 州의 과세권을 존중하는 연방주의를 취하고 있는 한 빠른 시일 내에 이러한 문제가 해결되리라는 보장도 없다. 기존의 법체계에 따른다면 전자상거래로 인한 디지털 방식의 판매는 공급지州에서 과세하게 된다. 그렇게 된다면

공급지주에 거주하게 되는 기업에게는 세부담이 가중될 것이며, 기업은 거주지를 이전하고자 할 것이다. 소득세 과세에 있어서도 소비지주 방식을 채택하는 주가 늘어나고 있기는 하나, 이러한 방식이 공급지주 방식보다 집행에 있어 어려운 것은 우선 소비세와 마찬가지로 소비지주에 있어서 공급자의 물리적 연계 문제가 대두되고, 또한 소비자의 위치를 파악한다는 것이 어렵기 때문이다.

마지막 장에서는 중앙정부 차원에서의 소득세 과세 문제와 국제조세의 문제를 다루고 있다. 미국 소득세법에 따르면 시민에 대해서는 전세계 소득에 대해서 과세하나, 미국 시민이 아닌 경우에는 그 소득이 미국에 원천을 두고 있는 경우에만 과세한다. 미국에 원천을 두고 있지 않은 소득의 경우에는 그 소득이 미국에서의 무역이나 영업(trade or business)과 실질적으로 관련이 있는 경우(effectively connected)에만 과세하도록 되어있다. 그러나 전자상거래의 등장은 이러한 실질적 연계관계를 통한 소득 원천지의 결정을 어렵게 만든다. 또한 소득의 성격이 사용료 소득인지 사업소득인지 등으로 구분하는 것을 모호하게 만드는 경우도 비일비재하다.

저자는 국제조세의 관점에서 조세조약이 체결되어있지 않을 경우, 전자상거래가 무역이나 영업(trade or business)으로 분류되는지, 미국 내에서의 사용자가 사용료를 지불하고 온라인으로 해외의 서버에 있는 소프트웨어를 이용할 경우 무역이나 영업에 속하는지, 이 경우 사용료 지급에는 원천징수 의무가 부과되는지, ISP 등이 외국인을 위하여 미국 내에서 서비스를 제공할 경우에 과세대상이 되는 대리인 관계가 성립하는지, 웹사이트가 사업의 고정장소를 형성할 수 있는지 등등에 대하여 해답을 제공하고 있다. 물론 이러한 해답이 항상 간단 명료하게 제시되는 것을 기대하기는 어려울 것이다.

그 밖에도 조세조약하에서의 고정사업장(permanent establishment)의 정의에 대한 문제, 이 문제에 대한 OECD에서의 논의, 전자상거래로 인한 이전가격(transfer-pricing) 문제의 복잡화, 외국납부세액 공제의 적용, 소득의 성격 분류, 소득의 원천지 결정 방안 등에 대하여 자세한 논의를 제시하고 있으며, 끝으로 캐나다, 일본, 영국의 현행 전자상거래 과세 제도에 대하여 간단하게

언급하고 있다.

앞서 지적한 바와 같이 이 책은 전자상거래로 인한 과세문제에 대하여 현실적인 내용들을 다루고 있다. 새로운 기술의 발전을 토대로 나타난 새로운 형태의 상거래가 세계 각국의 경제·사회 구석구석에 영향을 미치고 있다. 특히 조세분야에 있어 기존의 제도로는 다루기 어려운 여러 가지 문제점들을 노정시키고 있다. 항상 그러하듯이 제도의 변화가 기술의 변화를 앞서 갈 수는 없는 노릇이고, 이러한 새로운 도전을 맞아 국제사회는 이 문제의 해결에 나름대로 최선을 다하고 있다고 하겠다.

이렇게 빠르게 변화하고 있는 최근의 경제환경하에서 이 책은 전자상거래에 있어 가장 앞서있고, 주도적인 위치를 차지하고 있는 미국에 있어 전자상거래가 조세제도에 미치는 영향, 미국에서 제시되고 있는 제도개선 방안 등을 비롯하여 제도상의 작은 부분까지 자세하게 서술하고 있다. 제V장과 제VI장의 저자가 다름으로 인하여 문체상 흐름의 차이랄까, 내용상의 밀도에 있어 다소 차이가 나는 것이 독자의 입장에서 볼 때 흠이라면 흠일 수도 있겠다.

전자상거래에 직접 관여하고 있는 업계 및 관련 세무·회계 종사자들에게는 물론이고, 국제적인 논의에서 미국의 제도와 입장을 충분히 이해하며 소화하고 있어야할 정책담당자들에게 매우 유익한 책으로 생각되며, 현실을 떠난 이론은 그 생명력이 길지 못하다는 점에서 이 분야에 관심이 있는 많은 재정학자들에게도 유익한 책이 될 수 있으리라 생각한다.

Review of Fiscal Studies

A Biannual Journal Published by the Korea Institute of Public Finance

Vol. 7, No. 1

July 2000

ABSTRACT

Asymmetric Size of Countries Under a Free Trade Agreement

Jaeho Cheung

This present paper explores new external post-FTA tariffs between two asymmetric countries. This paper builds primarily from the Grossman-Helpman political economy framework and the earlier work of Martin Richardson. Adopting this setting, I show that a small country removes or reduces its external tariffs under an FTA. However, a large country always keeps positive optimal post-FTA tariffs and it might raise its tariffs against the rest of the world.

In particular, when a country has lower tariff sectors than partners, a small country removes external tariffs because these tariffs create only consumption distortion. A large country, however, keeps its positive tariffs that improve its terms of trade and distort only consumption, not production. The terms of trade gain is always larger than the distortion loss, provided tariffs are non-prohibitive. Therefore, the large country

might raise its tariffs against the rest of the world under the FTA. This result implies that a large country joining in FTA with a small country may have an incentive to violate GATT Article XXIV. Additionally, when a country has lower tariff sectors than a partners, both a large and a small country lower external tariffs to reduce the loss from partners free riding.

The Financial Constraint on the Fixed Investment in Korea

Jong-In Yoon

If the information asymmetry exists, the external financing is more difficult than the internal financing. Under the financial constraints, the firms investment decision is more sensitive to the availability of the internal funds. However, the results obtained from the empirical studies employing the Tobin q model do not support the financial constraint hypothesis.

If the firm facing the high cost of equity capital has raised the funds in the debt market at low cost, validating the financial constraint hypothesis becomes a very challenging task. So we hypothesize that there exists an inconsistency between the cost of equity capital and debt capital. The results show that there exists a negative relation between them.

In addition, we find that the free cash flow hypothesis cannot explain the inconsistency. At this point, it would be reasonable to conclude that the inconsistency might be affected by the inefficient lending practice in Korea.

A Study on the Fiscal Accountability of Local Governments in Korea

Jongseok An

To ensure fiscal accountability, local governments should finance their marginal expenditures by their independent revenues, that is the revenues local governments collect directly from their local residents. Under this concept, we evaluated fiscal accountability of local governments in Korea by examining the effects changes in independent revenues of local governments have on their expenditures.

The empirical analysis using the data from 1996 to 1998 shown that the expenditures of local governments receiving general grants from the central government are not positively correlated with their independent revenues. This implies that local governments lack fiscal accountability. Seoul and other metropolitan cities, provinces, cities and counties in provinces are included in this category.

However, in the case of autonomous districts in Seoul and other metropolitan cities receiving general grants from the upper level local governments but not from the central government, it was shown that there is a strong positive correlation between the expenditures and their independent revenues. This means that the autonomous districts have fairly strong fiscal accountability. And it also suggests that by examining the differences between autonomous districts in the metropolitan area and the other local governments we can explore ways to improve fiscal accountability of the other local governments.

The Declining Savings Rate of Korea : A Structural Change and its Causes

Jongkyu Park
Jin-Yeong Kim

We show some statistical evidence that the savings rate in Korea, once believed to show an ever-increasing pattern, is now declining, and present some possible explanations to this declining trend. Adapting Perron's methodology of testing structural changes and using the quarterly macro savings rate data, we show that around 1989, the total savings rate in Korea starts to show a declining trend. The hypothesis of structural change in savings rate gets some supports from micro data sets of household consumption survey. With micro data sets, we find evidence that during the late 1980s and early 1990s there have been noticeable changes that could decrease the savings rate. The following economic and demographic factors seem to make adverse effects on household savings—decreasing liquidity constraints, declining savings for home-owning motives, changes in consumption patterns, and the increasing number of college students.

原稿作成 要領

1. 원고는 한글과 漢字를 섞어서 작성한다. 漢字는 원칙적으로 學術用語, 專門用語, 固有名詞 및 문장의 中心語句를 표기할 때 또는 한글로 표기하였을 때 뜻이 분명하지 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없는 경우에 한하여 사용한다.
2. 外來語는 ‘外來語 表記法’에 따라 적는 것을 원칙으로 한다. 단 인명, 지명 등이 漢字로 표시된 경우, 인용논문의 저자 이름을 표기할 경우 또는 적절히 국문으로 바꿀 수 없는 特殊 學術用語 등은 외래어를 그대로 적을 수 있다.
3. 表와 그림의 내용은 본문이나 참고문헌 등을 참조하지 않고, 表나 그림만을 보고 이해할 수 있도록 작성하여야 한다.
4. 각주의 기입사항은 著者名, 書名, 發行地名, 發行年度, 페이지수 등의 순서대로 적는 것을 원칙으로 하나, 引用論文을 표기할 때 간단한 경우는 각주로 처리하지 않고 본문중에서 ‘저자명(출판연도)’의 형태로 쓸 수 있다.
5. 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 정보는 논문 말미의 참고문헌에서 밝힌다. 본문과 각주에서 언급되지 않은 문헌은 참고문헌에 포함하지 않는다. 참고문헌은 國文 또는 漢字로 표기한 외국문헌을 저자명에 따라 가나다순으로 먼저 기재하고, 이어서 서양문헌을 저자의 姓(last name) 또는 기관명에 따라 ABC순으로 기재한다.
6. 기타 세부 편집사항은 『財政研究』編輯委員會의 규정에 따른다.

『財政研究』 原稿 投稿要領

1. 『財政研究』에 投稿하는 論文은 著者名(國, 英, 漢), 題目(國, 英), 本文, 抄錄(國- 한글 400자 이내, 英- 영어 200단어 이내), 參考文獻으로 構成하여야 합니다.
2. 논문은 '호글' 등으로 작성된 File로 제출하여야 합니다.
다만, 호글 등의 File이 여의치 않을 경우 원고 출력분 3부 제출.
3. 投稿된 原稿는 소정의 referee 심사과정을 거치게 되며 채택된 원고에 대해서는 건당 200만원의 고료를 지급합니다.
4. 투고 및 편집과 관련된 사항은 다음으로 문의하여 주시기 바랍니다.
☎138-774 서울특별시 송파구 가락동 79-6 한국조세연구원
『 재정연구』 편집위원회
전화: (02)2186-2226(홍범교 박사)
팩스: (02)2186-2139
E-mail: hong@kipf.re.kr

韓國租稅研究院 圖書會員 加入案內

1. 본 연구원에서는 원활한 학술정보 교류를 위해 도서회원제도를 운영하고 있습니다. 도서회원에게는 비판매용 도서를 포함하여 본원에서 발행되는 모든 간행물을 우송합니다. 비판매용 도서는 도서회원에게만 특별히 제공되는 것으로 일반서점 또는 기타 방법으로 구독할 수 없는 간행물입니다. 이외에도 도서회원에게는 본원 도서실의 소장자료를 열람하거나 본원이 개최하는 각종 세미나에 우선 초청대상이 되는 혜택을 드립니다.
2. 도서회원과 관련된 사항은 다음으로 문의하여 주시기 바랍니다.
☎138-774 서울특별시 송파구 가락동 79-6 한국조세연구원
출판과 도서회원 담당자
전화: (02)2186-2131
팩스: (02)2186-2139
E-mail: pub@kipf.re.kr