

한국의 중소기업 조세지원제도의 경제적 효과에 대한 연구

김종권*

1. 서론

중소기업에 대한 조세특례규정이 정책의도대로 중소기업의 세 부담을 경감하는 효과를 나타내고 있는지와 관련하여서는 많은 실증적 연구가 있어 왔다. 기업규모와 세 부담과의 관계에 관한 연구를 비롯하여 각종 차별적 과세(differential taxation)의 효과와 영향, 그리고 이들의 효율성(efficiency)에 관하여 연구되어 오고 있다.

2. 기존문헌 조사

2.1 중소기업의 조세 부담에 관한 연구

2.1.1 기업규모와 조세 부담과의 관계에 관한 연구

기업규모의 대·소와 조세부담과는 어떤 관계가 있는가에 대하여 어떤 일치된 연구결과는 없다. 이는 다음과 같은 두 가지 상반된 관점 때문인 것으로 파악된다.

첫째, 정치적 비용이론(political cost theory)으로 기업의 규모가 크고 성공적인 기업일수록 높은 가시성(visibility)으로 인하여 더 많은 규제조치와 부의 이전(wealth transfer)을 요구 받기 때문이다. 즉 정치적으로 더 많은 부담을 하게 되는데 정치적 비용(total political costs) 중 가장 대표적인 것이 조세이므로 기업규모가 클수록 더 많은 조세부담에 직면하게 된다는 점이다. 이에 대한 실증연구는 Zimmerman(1983)이 기업규모와 조세의 관계를 1947년부터 1981년까지 35년간의 기간에 걸쳐 시계열 분석을 통하여 분석하였다. 이 결과에 따르면 미국의 상위 50대 기업의 유효법인세율은 다른 기업에 비해 높았으나, 규모에 비례하여 증가하지는 않음을 발견하였다.

둘째, 정치력이론(political power or clout theory)은 규모가 큰 기업일수록 이와 반대로 정치적 역량을 발휘하여 자사에 유리하게 정치과정에 영향을 주어 오히려 더 낮은 조세부담을 갖게 된다는 것이다. 이는 큰 기업일수록 세무계획을 통한 최적결세를 위한 조직화된 활동을 할 수 있는 역량이 많기 때문이다. Porcano(1986)는 Zimmerman과는 달리 오히려 소규모의 기업이 대기업보다 높은 세 부담을 갖는 경향을 나타내 미국의 조세체계는 역진적이라는 연구결과를 얻었다. 또한 총매출액, 총자산, 자본적 지출 및 순이익 등 다양한 규모변수를 사용하여 측정한 분석에서도 유사한 결과를 도출하였고, 규모변수로 총자산이 사용되었을 때가 가장 큰 차이점을 보였다.

* 신흥대학 경상정보계열 전임강사

한편, Wilkie & Limberg(1990)는 Zimmerman과 Porcano의 상반된 연구결과는 연구의 방법과 실증절차, 즉 유효세율에 대한 정의, 표본선택, 규모변수의 측정치 및 자료수집방법의 차이에서 온 것일 뿐 기업규모와 조세부담의 차이는 아무런 관계가 없다고 주장하였다.

Wang(1991)은 기업규모와 유효세율과의 관련성 중 상당 부분이 외생변수인 영업손실에 기인됨으로써 유효세율이 기업규모와 관계가 있는 것은 영업손실을 통한 간접적인 영향으로 보았다. 그리고 영업손실은 기업고유의 영업특성에 기인하기 때문에 기업규모를 직접변수로 사용하는 것은 결과의 편기성(bias)을 발생시킬 수 있음을 지적하였다. 또한 Kern과 Morris(1992)도 기업규모와 유효법인세율 간에는 특별한 관계가 없음을 발견하였다.

한편, 우리나라에서도 조성표(1990)는 매출액과 총자산을 이용하여 연구한 결과에 따르면 초대규모 기업군(상위 10%)의 유효세율이 낮음을 발견하였다. 그리고 조성하·정규언(1992)에 따르면 매출액을 토대로 볼 때 기업규모와 법인세 부담률이 역(-)의 관계에 놓여 있으며, 법인세 감면비율이 기업규모가 클수록 높음을 발견하였다. 한편 권순철·권순창(1993)은 매출액과 총자산을 토대로 볼 때 기업규모(총자산)와 유효세율과는 관계가 없음을 밝혀내었다. 또한 노현섭·정문현(1995)은 매출액과 총자산으로 기업규모와 유효세율 간에 역의 관계에 놓여 있으며 대기업이 소기업보다 조세혜택을 더 많이 본다는 점을 알아내었다. 한편 정규언(1997)은 자산규모별 분석을 토대로 대규모기업과 초대규모 기업이 낮은 세 부담을 갖고 있으며, 규모별 부분선형회귀분석의 결과에 따라 초대규모와 대규모기업 간에는 음(-)의 관계가 있고 소규모와 중규모기업은 양(+)의 관계를 가짐을 발견하였다.

2.1.2 중소기업 조세지원제도의 유효성에 관한 연구

세법에서 정한 조세지원제도가 기업의 실제 조세부담에 어떠한 영향을 주는가, 조세부담의 감소라는 의도된 효과를 나타내고 있는 지에 관한 연구가 이루어져왔다. 기업은 조세 부담을 최소화함으로써 기업가치(현금흐름)가 증대하여 각종 조세지원제도를 최대한 활용할 것이다. 이에 따라 조세지원을 받은 기업과 그렇지 못한 기업 간에는 세 부담의 차이가 있게 되고 서로 다른 조세혜택의 차이에서 기업간, 산업간 유효세율의 차이가 나타날 것이라는 가정(조세혜택가설)하에 이에 대한 실증적 연구를 통하여 조세지원제도의 유효성을 연구하려고 한다.

이준규(1992)는 중소기업과 타 기업집단의 유효세율을 t검증 및 분산분석을 통하여 비교분석하여 중소기업에 대한 각종 조세혜택규정이 유효법인세율을 감소시키고 있다고 하였다. 이규복(1994)은 유효세율과 자본대비 조세절약액(TSE)에 의하여 분석한 바, 중소기업, 중자법인, 상장법인에 대한 조세지원제도는 유효성이 실증되었으나, 제조업, 외화획득사업에 대한 지원제도는 통계적 유의성이 없었다고 하였다.

정문현·노현섭(1994)은 기업규모별로 총 감면비율, 직접감면비율 및 간접감면비율을 비교하여, 대기업이 중소기업에 비해 더 높은 감면비율을 나타낸다고 밝혔다.

권순철(1995)은 중소기업과 일반기업간 조세부담률을 t검증을 통하여 비교한 결과 90년부터 93년까지 연도별로 각각 다른 결과가 나타나 특정연도 외에는 유의적 차이점이 없음을 발견하였다. 그리고 개별적으로도 중소기업에 대한 "임시특별세액감면제도(현 중소기업에 대한 특별세액감면)"는 유효성이 없다고 밝혀냈다.

나상광(1998)은 각종 조세지원혜택을 받고 있는 중소기업은 그렇지 못한 중소기업에 비하여 조세부담(유효세율) 및 조세절감 비율에서 차이가 있음을 보여 이들에 대한 조세지원제도가 유효하게 작용하고 있다고 주장하였다. 특히 "임시특별세액감면", "임시투자세액공제"제도가 유효세율의 차이에 유의적인 영향을 미친다고 하여 권순철(1996)과 다른 결론을 보이고 있다. 그리고 전규안·오용락(2003)은 중소기업과 벤처기업에 대한 조세지원의 효과를 일반기업과 비교하여 유효세율의 차이가 있음을 알아내었다.

2.2 조세지원제도의 경제적 효과에 관한 연구

2.2.1 투자촉진효과에 관한 연구

조세지원제도의 효율성에 관한 연구로서 특히 경제발전이 가장 중요한 정책 과제였던 개발도상국가에서는 투자유인 내지 자본소득에 대한 조세부담 경감조치가 광범위하게 시행되어 왔고 이러한 투자유인 조세지원제도가 국민경제에 미치는 효과를 측정하기 위하여 노력하여 왔다.

조세지원제도의 투자촉진효과에 대한 연구들은 다음과 같다. 기업의 투자를 결정하는 요인에 대하여 투자는 그 기업의 재무적 요소에 의해 결정된다는 재무구조이론과 투자는 투자비용 즉 "자본비용"에 의하여 결정된다는 신고전학파의 학설, 투자는 신규투자 자본재의 시장가치에 따라 결정된다(Tobin의 q이론)¹⁾는 등 상반된 이론이 존재하고 있다.

조세지원제도의 투자효과에 관한 신고전학파(Neoclassical)모형은 조세지원제도가 자본의 사용자비용을 변화시켜 기업의 투자수준에 영향을 줄 수 있다는 것이다. 기업은 이윤극대화를 위하여 신규투자의 한계생산성(mpk)이 동 자본에 대한 사용자비용(u)과 동일한 수준인 $mpu = u$ 까지 신규자본재 구입을 계속하게 된다. 이 때 자본비용을 구성하는 요소로서 이자비용, 감가상각비, 법인세 등을 낮추어 주어 자본재 구입비용을 감소시켜 자본의 수요곡선을 우측으로 이동시켜 새로운 균형자본량까지 투자

1) Tobin의 q는 기업의 시장가치를 장부가치로 나눈 값을 토빈 q값이라고 한다. 즉, $q = \text{시장가치} / \text{기업의 장부가치}$ 를 말하며, q의 값이 1보다 크면 기업투자가 촉진되는 반면, 1보다 작으면 기업투자는 위축된다는 것이다.

를 증가시킬 수 있게 된다. 투자유인을 위한 조세지원제도는 사용자 자본비용에 변화를 주게 되고 사용자 자본비용의 변화를 통해 투자에 영향을 미치게 된다.

조세지원제도의 투자유인효과와 관련하여 이종곤(1991)은 세법상 투자유인제도를 변수로 하고 Tobin의 q이론을 이용한 법인세 공제 후 q모형을 사용하여 투자유인제도의 유효성을 분석하였다. 분석결과에 따르면 공제 후 q값이 상승하는 추세를 보이고 있어 투자유인제도의 유효성은 점차 증대하고 있다는 결과를 얻어내고 있다.

반면에 전춘옥·조현연·박성규·김용승(1996)은 중소기업에 대한 조세지원제도들이 설비투자에 얼마만큼의 영향을 주었는가를 실증분석한 결과에 따르면 기업의 투자는 자본의 상대적 가격에 의하여 결정되기보다 기업이 처한 경기순응적 변동에 의해 결정된다고 보았다. 그리고 기업의 투자는 기업가의 성장욕구(산출량의 증가)에 의하여 이루어지는 것이지 자본의 상대적 가격에 의하여 결정되는 것이 아니므로 조세지원제도 자체의 투자촉진효과는 없다고 분석하였다.

송기국(1998)은 1953년부터 1992년까지 40동안 우리나라에서의 투자유인 조세지원제도의 효과성을 분석하였다. 분석결과에 따르면 투자유인 조세지원제도(임시투자세액공제)는 사용자 자본비용에 영향을 주지만 투자행태에는 영향을 주지 못한다고 밝혔다. 이는 우리의 기업 환경 하에서는 사용자 자본비용과 같은 경제적 요인에 의하여 투자가 결정되지 않기 때문으로 판단된다.

2.2.2 재무구조에 미친 영향에 관한 연구

조세효과가 기업의 자본구조에 어떠한 영향을 미칠 것인가에 대하여는 재무구조이론의 중요한 관심사이다. 조세부담을 최소화하여 기업 가치를 최대화 하려는 동기는 부채를 감세수단으로 활용하여 부채를 증가시킨다. 부채에 대한 지급이자 는 비용으로 처리되어 과세금액에서 제외되고 있기 때문이다. 하지만 부채발행비용이 이를 통한 세금절감효과(tax shield effect)를 능가하거나 비부채감세수단(non-debt tax shield : 감가상각, 세액감면, 세액공제, 준비금 등)이 많은 기업은 상대적으로 부채발행 유인이 적게 되고(대체효과가설) 기존의 부채도 상환하게 된다. 결국에 세금이 기업의 부채비율, 나아가서 자본구조를 변화시킬 수 있게 되는 것이다.

조세지원의 효과가 기업의 자본구조에 미치는 영향에 대한 선행연구 결과는 일치성을 갖고 있지는 못하다.

신승묘(1998)의 연구에서는 유효법인세율이 낮을수록 부채감세수단과 비부채 감세수단 사이에는 대체효과가 크므로 기업의 재무구조개선을 위해서는 비부채 감세수단의 범위를 확대하는 것이 바람직하다는 것이다.

비상장 중소기업을 상대로 분석한 이계원(1998)의 연구에서는 중소기업의 경우에도 비부채 감세수단과 부채비율은 통계적 유의수준의 음(-)의 상관관계를 갖고 있는바 현행 중소기업 조세지원제도가 재무구조개선에 상당한 영향력을 행사하고 있음을 증명하고 있다.

윤종욱(2001)의 연구에서는 유효법인세율과 부채비율 간에는 음(-)의 상관관계가 있음을 분석하였는데 이는 조세감면 등으로 유효법인세율이 낮은 기업은 감세효과가 적은 부채감세수단보다 비부채 감세수단을 이용하기 때문에 부채사용 동기가 줄어 부채비율도 낮아진다는 점이다.

이장화(2003)는 조세지원금액의 증가는 부채비율의 감소 즉 기업의 재무구조 개선에 영향을 주는 것으로 실증분석 되었다.

2.2.3 기업가치 평가 등에 미치는 영향에 관한 연구

한영희(1998)는 기업 가치를 평가함에 있어서 조세감면 규정에 의한 직접감면과 간접감면의 유무가 유용한 정보효과가 있는 지를 실증적으로 분석하였다. 상장기업을 대상으로 기업가치(연도 말 주식의 시가총액)를 종속변수로 하고 직접감면, 간접감면 등을 독립변수로 하여¹⁾ 다중회귀분석을 하였다. 즉, 조세감면이 주가가액으로 평가한 기업가치에 관계를 유의적인 양(+)의 관계로 놓여 있음을 실증함으로써 조세지원제도가 기업 가치를 높이는 역할을 함을 보여 주고 있다. 한편 감면의 효과가 산업별, 연도별 기업가치에 각각 다른 영향을 미치고 있음을 밝혔다.

한편 이만우·노상환(2001)은 조세지원제도가 기업의 생산성, 부가가치 증가에 어떠한 영향을 주었는지를 분석하였다. 즉 조세지원제도가 중소기업의 성장잠재력(생산액), 경쟁력(1인당 부가가치) 향상에 얼마 정도의 효과가 있었는지를 회귀분석 하였다. 이 결과에 따르면 조세지원 1%의 증가는 생산액 1.008%의 증가로 연결되고 1인당 부가가치 0.909%의 증가를 초래하였다. 특히 중소기업의 경우에는 각각 1.202%, 0.952%로 조세지원제도의 효과가 매우 크고 탄력적으로 나타나 중소기업의 성장과 경쟁력 강화에 조세지원제도가 많은 기여를 하고 있음을 보여주고 있다.

한편, 양지청·신동진·이해춘(2005)은 총요소 생산성 측면에서 중소기업의 경우 생산성이 개선되고 있지만 그 개선의 폭이 점차 감소하고 있음을 발견하고 있다. 생산성은 소규모 기업이 대규모 기업군에 비해 높게 개선되고 있으며, 자금지원에서 육성자금 지원 기업군이 기타정책자금 지원기업군에 비해 약하게 개선되고 있음을 알아내었다.

이장화(2003)는 특정 업체, 특정 업종에 대한 정부의 조세지원이 해당기업에 대한 주식시장에서의 기업가치 평가에 어떠한 영향을 미치는 가를 알아보기 위하여 조세지원금액과 연도 말 주식시장에서의 주가를 당기순이익으로 나눈 PER(주가수익률)과의 관계를 회귀분석을 이용하였다. 이 결과에 따르면 통계적 유의성을 발견하지 못하였다.

1) 직접감면, 간접감면 외 당기순이익, 법인세, 위험요인, 성장요인 등 6개의 독립변수를 사용하였다.

3. 실증분석¹⁾

3.1 경제적 효과에 관한 가설

중소기업의 성장·발전 및 중소기업의 경영활동 활성화를 위하여 시행되고 있는 중소기업 조세지원제도가 소기의 정책목적을 어느 정도 수행하고 있는 가를 분석하기 위하여 이들에 대한 중요 경영지표와 조세지원 혜택과의 관계를 분석하기로 한다.

기업에 대한 각종 조세지원제도는 기업의 경영의사결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 바 기업의 투자활동 촉진 및 재무구조의 개선, 그리고 기업경영 활동에 영향을 주게 된다. 중소기업투자세액 공제제도, 임시투자세액공제제도, 중소기업 투자준비금 손금산입제도는 기업의 투자행위를 지원한다. 기업소득에 대한 각종 감면제도는 미래의 예상수익률을 증대시켜 기업의 경영활동을 촉진시킬 수 있다. 조세지원제도는 기업의 재무구조개선 효과를 나타낼 수 있다. 이는 비부채감세수단(감가상각, 세액공제·감면, 준비금)이 많으면 부채발행의 동기도 적어지고(대체효과), 기존의 부채도 상환하게 될 것이기 때문이다. 그리고 조세감면의 유무가 기업가치 평가의 정보효과로 주식시장에서의 기업가치(주가)를 변화시킬 수 있게 된다.

중소기업에 대한 조세혜택의 경제적 효과를 측정하기 위하여 단순회귀분석 기법을 이용하기로 한다. 독립변수로서는 조세지원액(TP), 종속변수로서는 각 기업의 성장성, 활동성, 수익성, 레버리지, 기업가치 등을 나타내는 경영지표를 대리변수(proxy)로 사용하기로 한다. 즉, 성장성은 기업의 투자의사결정(investment decision)의 결과로 나타나는 총자산증가율(GTA)로 측정하고 영업활동의 성과는 총자산이익률(ROA), 기업 경영의 활동성은 총자산회전율(TAT), 기업의 재무의사결정(financing decision)을 나타내는 레버리지는 부채비율(DR)로 측정하고 각종 조세지원이 기업의 시장가치에 미치는 영향은 연도말 현재의 주가수익률(PER)을 대리변수로 하여 분석하기로 한다.

조세지원의 경제적 효과에 대한 연구모형은 다음 식 (1)과 같다. 즉, 조세지원의 경제적 효과(ECON_{it})는 조세지원금액과 함수관계로 나타낼 수 있다. 엄격하게 보면 조세 효과는 사후적으로 나타나지만²⁾ 세법상 감면규정 등의 공표효과는 당해연도부터 나타나므로 편의상 당해연도의 효과만을 측정하기로 한다.

$$ECON_{it} = \alpha + \beta TP + \varepsilon \quad (1)$$

단, ECON_{it} : 조세지원의 경제적 효과(GTA, ROA, TAT, DR, PER)

TP : 조세지원금액

1) 회귀분석 및 Granger causality test와 충격반응분석에서 사용된 통계 프로그램은 Econometric 3.1로 하였다.

2) 조세지원제도의 경제적 효과를 사후적인 것으로만 이해할 때 회귀식은 다음과 같다.

즉, $ECON_{it} = \alpha + \beta TP_{it-1} + \varepsilon$ 이다.

중소기업에 대한 조세지원제도의 경제적 효과를 검증하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정하여 검증하기로 한다.

가설 : 조세지원제도는 기업의 성장성, 활동성, 경영성과, 레버리지, 기업의 시장가치에 영향을 준다.

- (1) 조세지원혜택은 기업의 성장성에 영향을 준다.
- (2) 조세지원혜택은 기업의 활동성에 영향을 준다.
- (3) 조세지원혜택은 기업의 경영성과에 영향을 준다.
- (4) 조세지원혜택은 기업의 레버리지(부채비율)에 영향을 준다.
- (5) 조세지원혜택은 기업의 시장가치에 영향을 준다.

3.2 자료 수집¹⁾

본 연구의 대상표본은 증권거래소에 상장된 제조업 중에서 선정하고 1995년부터 2003년까지 최근년도 6년간 계속 상장되어 있고 기간 중 결손금 발생이나 이월결손금이 없는 12월말 법인의 재무제표를 이용하기로 한다. 분석자료는 한국신용평가정보(주)의 데이터베이스인 KIS-FAS에 수록된 상장기업의 재무제표에서 수집하되 다음과 같은 기준에 해당되는 기업들을 표본으로서 선정하였다.

첫째, 1995년부터 2003년까지 최근 9년간 계속 상장 중인 기업을 대상으로 하였다.

둘째, 법인세비용차감전순이익(IBIT)이 양(+)인 기업을 대상으로 선정하였다. 이는 유효세율 계산시 분모로 사용되는 세전이익이 음(-)이면 음의 유효세율로 나타나 해석이 곤란할 뿐 아니라, 조세를 부담하지 않는 기업을 표본에서 제외하기 위한 것이다.

셋째, 1994년부터 2002년까지 이월결손금이 없는 기업을 대상으로 하였다. 이월결손금이 있는 경우에는 당기순이익과 조세혜택이 같다고 하더라도 유효세율이 파소 계상되는 문제가 발생할 수 있기 때문이다.

넷째, 결산일이 12월 31일인 기업을 대상으로 선정하였다. 12월 말 결산 기업만을 표본으로 한정된 것은 표본의 동질성을 높이기 위한 것이다. 이는 결산일이 다른 경우에는 세법개정의 효과가 미치는 영향이 다를 수 있기 때문이다.

다섯째, 관리대상기업이거나 법인세 납부실적이 없는 기업은 대상에서 제외하였다. 관리대상기업의 경우에는 정상기업과는 달리 재무제표에 이상현상이 발생하여 극단치를 보일 가능성이 높고 법인세 납부실적이 없는 기업에 대한 분석은 무의미하기 때문이다.

1) 각각의 자료는 1차차분 후에 물가상승률을 차감한 후 실질화시켰다. 이는 가상회귀(spurious regression)을 방지하기 위한 것이다.

이들 분석대상 법인 중에서 중소기업 해당업체는 50개 업체에 해당하고 있다. 조사 대상 기업의 재무자료 이외에 각 연도 말 현재의 주가자료는 한국증권거래소에 상장된 기업을 대상으로 발표되는 자료를 이용하기로 한다. "조세지원액" 및 "조세혜택비율"의 계산근거가 되는 산출세액과 공제·감면세액 자료, 그리고 각 연도 "중소기업 여부"의 자료는 금융감독원의 홈페이지 상의 "전자공시제도"에 게재되어 있는 자료에서 수집하기로 한다.

3.3 조세지원제도의 경제적 효과에 대한 회귀분석

조세지원제도가 기업의 조세부담률을 경감시켜 주는 외에 기업의 투자활동, 경영활동에 어떠한 영향을 주는 가의 측면 외에도 중소기업에 대한 조세지원은 국민경제에 높은 비중을 차지하고 있는 중소기업을 육성·발전시켜 균형 있는 경제발전을 도모하는 데에 목적을 두고 있다. 이에 따라 세 부담 경감효과 못지않게 조세지원제도의 경제적 효과에 큰 주안점을 두게 된다.

조세지원제도의 경제적 효과를 측정하기 위하여 조세지원액(TP)과 기업의 주요 경영지표와의 관계에 대하여 회귀분석(regression)을 하기로 한다.

<표 1>은 조세지원액과 경영지표와의 회귀분석을 실시한 결과이다. 독립변수는 자본금단위당 조세지원액이고 9년간 전체자료를 이용하기로 한다.

<표 1> 조세지원금액의 경제적 효과분석

구분	회귀 계수	t-값	R ²	D.W.
성장성(GTA)	0.215	2.516**	0.358	1.965
수익성(ROA)	0.107	1.784*	0.202	2.084
활동성(TAT)	0.207	2.475**	0.326	1.958
부채비율(DR)	-0.065	-1.351	0.189	2.077
기업가치(PER)	-0.032	-1.107	0.168	2.069

주 : **는 5%, *는 10%의 통계적 유의수준에서 의미가 있음을 나타냄

3.3.1 조세지원제도가 기업성장에 미치는 영향

조세지원제도가 기업의 성장성에 미치는 영향은 조세지원금액(자본단위당 조세지원액: TP)¹⁾과 기업의 총자산 증가율(GTA)²⁾과의 회귀분석으로 알아보기로 한다. 분석결

1) 기업이 실제 부담하는 세액과 과세표준액에 법정세율을 적용하여 산출되는 금액과의 차이를 말한다. 이는 세액공제, 세액감면, 비과세, 소득공제와 관련되어 경감되는 세액 등 각종 조세지원의 결과물이다. 개별 기업에 대한 조세지원실적은 2002년까지는 재무제표 상의 "기업합리화적립금"으로 간접적이거나 표시되어 왔으나 법개정으로 기업합리화적립금의 적립의무규정이 폐지되었고 기중 변동(자본전입, 결손보전)이 있는 경우에는 이를 통하여 그 내용을 알 수 없는 상황이다.

이 논문에서 조세지원금액(TP)이란 직접지원제도에 의한 세액공제, 감면액을 자본금으로 평균화한 금액을 이용하였다. 자본금으로 평균화한 것은 Wilkie(1993)의 자본대비 조세혜택을 기준으로 하여 비교한 것과 같은 의미이다. 즉, 투자 자본금단위당 주어지는 조세혜택이다. (조세지원액(TP)=세액공제·감면세액 등/자본금)

2) 기업의 성장을 나타내는 대용변수(proxy)로 총자산의 변화율이다. 기업에 투자되고 운영된 총자산이 당해 연도에 얼마나 증가하였는가는 기업의 전체적인 성장척도이면서 기업 투자의 변화를 알 수 있는 지표이다. 그리고 기업의 성장성은 기업의 경쟁력이나 미래의 수익창출능력을 간접적으로 의미한다. 전년도의 자산총계와 당기의 자산총계와의 비율이 조세지원제도에 의한 조세혜택과 어떤 관계에 있는 가를 분석하기 위한 것이다. (총자산증가율(GTA)=당기자산총액/전기자산총액)

과에 따르면, 조세지원액은 총자산증가율로 표시되는 기업의 성장성에 유의적인 정(+)의 방향으로 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 그리고, 회귀계수는 0.215이고 5% 유의수준에서 통계적으로 유의성이 있음으로서 조세지원제도가 기업의 성장요인으로 활동성지표와 함께 많은 영향을 주고 있음을 나타내고 있다. 이는 그 동안 중소기업들이 조세지원에 따른 효과를 수익성 개선이나 부채축소 노력보다는 매출액 증대나 기업의 경쟁력, 미래의 수익창출노력에 적극적이었음을 반영하고 있는 것이다.

3.3.2 조세지원제도가 기업의 수익성에 미치는 영향

조세지원제도가 기업경영성과에 미치는 영향을 알아보기 위하여 조세지원금액(TP)과 기업의 총자산이익률(ROA)¹⁾에 대하여 회귀분석을 하기로 한다. 이러한 분석결과에 따르면 조세지원금액은 총자산이익률로 표시되는 기업의 수익률 개선에 비교적 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 하지만, 10%의 유의수준에서 영향력이 있음으로서 성장성지표나 활동성지표 보다는 다소 영향력 수준이 떨어질 수 있음을 나타내고 있다. 따라서 그 동안 중소기업에 대한 정부의 조세지원이 기업경영 개선 노력보다는 기업들의 미래 수익창출 노력에 주안점이 두어졌음을 알 수 있다. 하지만, 수익성지표의 회귀계수 값이 양(+)의 값을 가지므로 일정부문에 있어서는 기업경영 개선 및 합리화에 노력해 왔음을 반증하고 있다.²⁾

3.3.3 조세지원제도가 기업의 활동성에 미치는 영향

기업의 활동성을 나타내는 총자산회전율(TAT)³⁾에 조세지원제도의 시행이 어떠한 영향을 주고 있는가를 분석하기로 한다. 이를 위해서는 총자산회전율에 대하여 조세지원금액으로 단순회귀분석을 실시하기로 한다. 이 연구결과로서는 회귀계수 값이 양(+)의 방향성을 갖고 있으며 t값을 통한 통계적 유의수준이 5% 내에서 유의성을 갖고 있음을 알 수 있었다.

- 1) 기업에 의하여 달성되는 총체적 경영성과는 투하된 총자산에 대비한 당기순이익의 비율로 경영의 효율성을 측정한다. 투자이익률(return on assets : ROA)이라고도 한다. 이는 기업의 이익률과 조세지원 혜택과의 관계를 분석하기 위한 것이다.(총자산 이익률(ROA)=당기순이익/자산총액)
- 2) 김현욱(2005)의 경우에도 정책자금 지원된 중소기업의 경우 수익성 개선 정도가 상대적으로 양호한지 여부를 검증하기 위한 추정에서 정책자금의 지원이 영업이익률의 개선을 저해한다는 부정적 효과를 일부분 발견하였지만 대부분의 경우 지원기업과 비 지원기업들 간에 영업이익률의 개선 정도에 차이가 있다는 증거를 발견하지 못하였다.
- 3) 기업의 활동성을 분석하는 지표로서 자본 또는 자산을 얼마나 효율적으로 활용하고 있는가 하는 것이다. 자산이 일정기간에 매출을 통하여 몇 번이나 회전하는가 하는 회전을 의미한다. 여기서는 다음 과 같이 매출총액을 자산총액으로 나눈 회수로서 측정하게 된다.(총자산회전율(TAT)=매출 총액/자산 총액)

이는 조세지원이 기업경영인들에게 기업이 정신을 북돋아 미래에 대한 투자활성화에 도움을 줄 수 있다는 것을 의미한다. 기업경영의 동기에 조세지원만이 영향을 주는 것은 아니지만 적어도 조세지원이 기업들의 경영활동에 긍정적인 영향을 주고 있다는 것이다.

3.3.4 조세지원이 재무구조 개선에 미치는 영향

조세지원이 기업의 재무구조 개선에 어떠한 영향을 줄 것인지를 살펴보기로 한다. 비부채감세수단(non-debt tax shield)의 증가는 대체효과를 통하여 부채감세 수단을 포기함으로써 부채를 줄이는 효과가 있는 가를 검증하기 위하여 조세지원금액과 이자비용을 발생시키는 고정부채비율과의 관계를 회귀분석에 의하여 알아보기로 한다.

이 결과에 따르면 조세지원금액의 증가는 부채비율의 감소 즉 기업의 재무구조 개선에 영향을 주는 지 확실하지 않다는 것이다. 이는 이장화(2003) 등의 연구 결과와 상반되는 것으로 벤처기업들이 많은 중소기업체에 있어서 조세지원 금액이 기업의 재무구조 개선에 사용되기 보다는 사업다각화 등에 따른 미래의 수익창출 노력과의 관련성이 더 높기 때문으로 분석된다.

3.3.5 조세지원제도가 기업의 시장가치에 미치는 영향

특정 업체와 특정 업종에 대한 정부의 조세지원이 해당기업에 대한 주식시장에서의 기업가치 평가에 어떠한 영향을 주는 가를 알아보기 위하여 조세지원금액과 연도 말 주식시장에서의 주가를 당기순이익으로 나눈 PER(주가수익률)과의 관계를 회귀분석을 하기로 한다.

이 결과에 따르면 조세지원금액과 PER 사이에 통계적 유의성이 떨어짐을 알 수 있다. 이는 직·간접 조세지원제도가 주식시장에서의 정보효과를 통하여 주가에 영향을 준다는 한영희(1998)의 연구결과와는 상반된 결과이다. 반면에 이장화(2003)의 연구 결과와는 동일한 결론을 얻고 있다. 이는 조세감면 등 조세혜택에 관한 정보가 공시되지 않고 있어서 이에 대한 효과가 주식시장에서 반영될 수 없기 때문으로 보인다.

3.4 Granger 인과관계(causality) 검정

자본단위당 조세지원금액(TP)과 총자산증가율(GTA), 총자산이익률(ROA), 총자산회전율(TAT), 부채비율(DR), 주가수익률(PER)을 변수로 하는 VAR모형에 의하여 Granger 인과관계(causality) 검정과 충격반응분석(Impulse Response function)을 실시하고 이를 통하여 변수 상호간의 연관성을 살펴보기로 한다.

<표 1> 각 변수 간의 인과관계

구 분	F-통계치 (D 값)	인과관계 (유의수준)
TP → GTA	7.7792(0.0028)	있음(5%)
GTA → TP	3.0461(0.0997)	있음(10%)
TP → ROA	4.2956(0.0388)	있음(5%)
ROA → TP	3.7987(0.0504)	있음(10%)
TP → TAT	6.9005(0.0081)	있음(5%)
TAT → TP	3.5358(0.0534)	있음(10%)
TP → DR	1.7453(0.1175)	없음
DR → TP	2.2124(0.2176)	없음
TP → PER	1.5899(0.1314)	없음
PER → TP	1.8002(0.1149)	없음

주 : 각각의 변수는 1차 차분하였으며, 시차는 2로 하였음

Granger 인과관계(causality) 검정결과를 토대로 살펴보면, 자본단위당 조세지원금액(TP)과 총자산증가율(GTA), 총자산이익률(ROA), 총자산회전율(TAT) 간에는 각각 5% 및 10%의 통계적 유의수준에서 의미가 있음을 알 수 있다.

자본단위당 조세지원금액(TP)의 경우에는 이들 변수들에 대하여 5%의 통계적 유의수준에서 의미가 있었다. 이는 중소기업들이 조세지원에 따른 효과를 토대로 매출액 증대나 기업의 경쟁력, 미래의 수익창출노력에 적극적이었음을 반영하고 있는 것이며, 기업경영 개선 및 합리화에도 조세지원자금이 긍정적인 영향을 끼쳤음을 보여주는 것이다.

총자산증가율(GTA), 총자산이익률(ROA), 총자산회전율(TAT)도 자본단위당 조세지원금액(TP)에 대하여 10%의 통계적 유의수준에서 유의한 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이는 Porcano(1986)의 연구결과에서와 같이 규모가 큰 기업일수록 정치적 역량을 발휘하여 자사에 유리하게 정치과정에 영향을 주어 오히려 더 낮은 조세부담을 가질 수 있음을 반증하고 있는 것이다.

3.5 충격반응분석

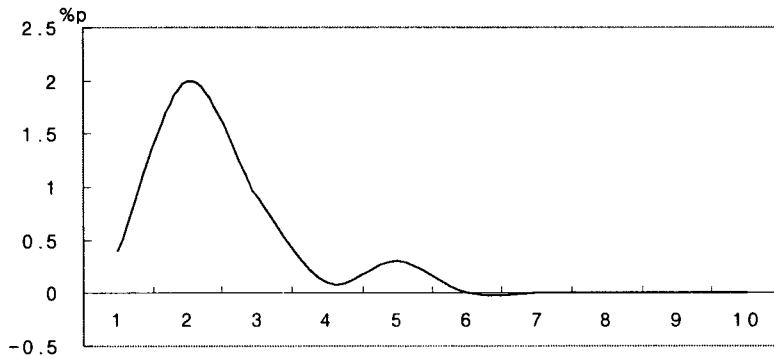
충격반응함수는 VAR모형¹⁾에서 한 변수에 충격 혹은 혁신(innovation)이 발생할 경우 모형내의 다른 변수에 미치는 동태적 영향을 나타내는 것이다. 본고에서 사용된 VAR모형은

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

1) <附錄> VAR모형의 개관 참조

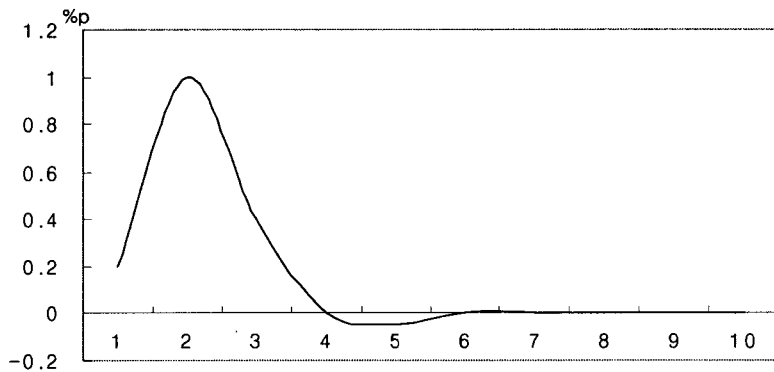
로 Y_t 는 자본단위당 조세지원금액(TP)과 총자산증가율(GTA), 총자산이익률(ROA), 총자산회전율(TAT)의 연간데이터를 사용하였다. 각 변수의 변화율에 충격이 일어날 경우 각 변수들의 동태적 반응을 나타낸 충격반응곡선이 <그림 1>에서부터 <그림 3>까지 나타나 있다.

<그림 1> 자본단위당 조세지원금액(TP)충격에 대한 총자산증가율(GTA)의 반응



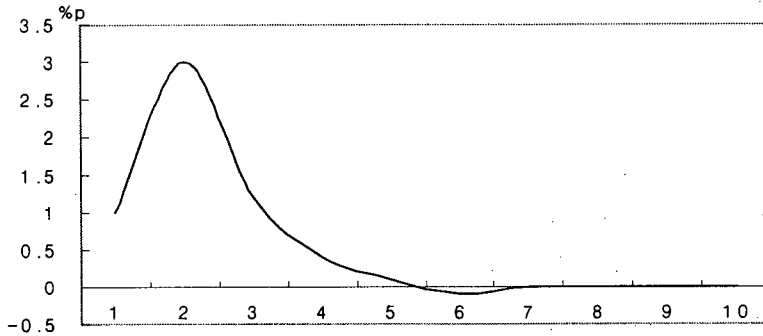
주 : 각각의 변수는 1차 차분 변수임

<그림 2> 자본단위당 조세지원금액(TP)충격에 대한 총자산이익률(ROA)의 반응



주 : 각각의 변수는 1차 차분 변수임

<그림 3> 자본단위당 조세지원금액(TP)충격에 대한 총자산회전율(TAT)의 반응



주 : 각각의 변수는 1차 차분 변수임

충격반응함수의 분석결과에 따르면 자본단위당 조세지원금액(TP) 충격에 대하여 총자산증가율(GTA), 총자산회전율(TAT)의 반응을 살펴보면, 2개 년도까지 가장 큰 영향을 준 후 6년 후에 영향이 소멸됨을 알 수 있다. 반면에 조세지원금액(TP) 충격에 대한 총자산이익률(ROA)의 반응은 5년까지 영향을 준 후 영향이 줄어들고 영향이 사라짐을 알 수 있었다. 이 분석의 결과를 토대로 살펴보면, 조세지원금액(TP) 충격에 대해서는 총자산증가율(GTA), 총자산회전율(TAT)의 반응이 총자산이익률(ROA)의 반응보다 크고 오래 지속됨을 알 수 있었다.

4. 요약 및 결론

조세지원제도가 기업의 성장성에 미치는 영향은 조세지원금액(자본단위당 조세지원액: TP)과 기업의 총자산 증가율(GTA)과의 회귀분석으로 알아보기로 한다. 분석결과에 따르면, 조세지원액은 총자산증가율로 표시되는 기업의 성장성에 유의적인 정(+)의 방향으로 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 그리고, 회귀계수는 0.215이고 5% 유의수준에서 통계적으로 유의성이 있음으로서 조세지원제도가 기업의 성장요인으로 활동성지표와 함께 많은 영향을 주고 있음을 나타내고 있다. 이는 그 동안 중소기업들이 조세지원에 따른 효과를 수익성 개선이나 부채축소 노력보다는 매출액 증대나 기업의 경쟁력, 미래의 수익창출노력에 적극적이었음을 반영하고 있는 것이다.

조세지원제도가 기업경영성과에 미치는 영향을 알아보기 위하여 조세지원금액(TP)과 기업의 총자산이익률(ROA)에 대하여 회귀분석을 하기로 한다. 이러한 분석결과에 따르면 조세지원금액은 총자산이익률로 표시되는 기업의 수익률 개선에 비교적 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 하지만, 10%의 유의수준에서 영향력이 있음으로서 성장

성지표나 활동성지표 보다는 다소 영향력 수준이 떨어질 수 있음을 나타내고 있다. 따라서 그 동안 중소기업에 대한 정부의 조세지원이 기업경영 개선 노력보다는 기업들의 미래 수익창출 노력에 주안점이 두어졌음을 알 수 있다. 하지만, 수익성지표의 회귀계수 값이 양(+)¹⁾의 값을 가지므로 일정부분에 있어서는 기업경영 개선 및 합리화에 노력해 왔음을 반증하고 있다.

기업의 활동성을 나타내는 총자산회전율(TAT)에 조세지원제도의 시행이 어떠한 영향을 주고 있는가를 분석하기로 한다. 이를 위해서는 총자산회전율에 대하여 조세지원금액으로 단순회귀분석을 실시하기로 한다. 이 연구결과로서는 회귀계수 값이 양(+)²⁾의 방향성을 갖고 있으며 t값을 통한 통계적 유의수준이 5% 내에서 유의성을 갖고 있음을 알 수 있었다. 이는 조세지원이 기업경영인들에게 기업가 정신을 북돋아 미래에 대한 투자활성화에 도움을 줄 수 있다는 것을 의미한다. 기업경영의 동기에 조세지원만이 영향을 주는 것은 아니지만 적어도 조세지원이 기업들의 경영활동에 긍정적인 영향을 주고 있다는 것이다.

조세지원이 기업의 재무구조 개선에 어떠한 영향을 줄 것인지를 살펴보기로 한다. 비부채감세수단(non-debt tax shield)의 증가는 대체효과를 통하여 부채감세 수단을 포기함으로써 부채를 줄이는 효과가 있는가를 검증하기 위하여 조세지원금액과 이자비용을 발생시키는 고정부채비율과의 관계를 회귀분석에 의하여 알아보기로 한다. 이 결과에 따르면 조세지원금액의 증가는 부채비율의 감소 즉 기업의 재무구조 개선에 영향을 주는 지 확실하지 않다는 것이다. 이는 이장화(2003) 등의 연구 결과와 상반되는 것으로 벤처기업들이 많은 중소기업체에 있어서 조세지원 금액이 기업의 재무구조 개선에 사용되기 보다는 사업다각화 등에 따른 미래의 수익창출 노력과의 관련성이 더 높기 때문으로 분석된다.

특정 업체와 특정 업종에 대한 정부의 조세지원이 해당기업에 대한 주식시장에서의 기업가치 평가에 어떠한 영향을 주는가를 알아보기 위하여 조세지원금액과 연도 말 주식시장에서의 주가를 당기순이익으로 나눈 PER(주가수익률)과의 관계를 회귀분석을 하기로 한다. 이 결과에 따르면 조세지원금액과 PER 사이에 통계적 유의성이 떨어짐을 알 수 있다. 이는 직·간접 조세지원제도가 주식시장에서의 정보효과를 통하여 주가에 영향을 준다는 한영희(1998)의 연구결과와는 상반된 결과이다. 반면에 이장화(2003)의 연구 결과와는 동일한 결론을 얻고 있다. 이는 조세감면 등 조세혜택에 관한 정보가 공시되지 않고 있어서 이에 대한 효과가 주식시장에서 반영될 수 없기 때문으로 보인다.

Granger 인과관계(causality) 검정결과를 토대로 살펴보면, 자본단위당 조세지원금액(TP)과 총자산증가율(GTA), 총자산이익률(ROA), 총자산회전율(TAT) 간에는 각각 5% 및 10%의 통계적 유의수준에서 의미가 있음을 알 수 있다. 자본단위당 조세지원금액(TP)의 경우에는 이들 변수들에 대하여 5%의 통계적 유의수준에서 의미가 있었다. 이는 중소기업들이 조세지원에 따른 효과를 토대로 매출액 증대나 기업의 경쟁력,

미래의 수익창출노력에 적극적이었음을 반영하고 있는 것이며, 기업경영 개선 및 합리화에도 조세지원자금이 긍정적인 영향을 끼쳤음을 보여주는 것이다. 총자산증가율(GTA), 총자산이익률(ROA), 총자산회전율(TAT)도 자본단위당 조세지원금액(TP)에 대하여 10%의 통계적 유의수준에서 유의한 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이는 Porcano(1986)의 연구결과에서와 같이 규모가 큰 기업일수록 정치적 역량을 발휘하여 자사에 유리하게 정치과정에 영향을 주어 오히려 더 낮은 조세부담을 가질 수 있음을 반증하고 있는 것이다.

충격반응함수의 분석결과에 따르면 자본단위당 조세지원금액(TP) 충격에 대하여 총자산증가율(GTA), 총자산회전율(TAT)의 반응을 살펴보면, 2개 년도까지 가장 큰 영향을 준 후 6년 후에 영향이 소멸됨을 알 수 있다. 반면에 조세지원금액(TP) 충격에 대한 총자산이익률(ROA)의 반응은 5년까지 영향을 준 후 영향이 줄어들고 영향이 사라짐을 알 수 있었다. 이 분석의 결과를 토대로 살펴보면, 조세지원금액(TP) 충격에 대해서는 총자산증가율(GTA), 총자산회전율(TAT)의 반응이 총자산이익률(ROA)의 반응보다 크고 오래 지속됨을 알 수 있었다.

이에 따라 자본단위당 조세지원혜택은 기업의 성장성 및 활동성, 경영성파에 보다 큰 영향을 미침을 알 수 있었다. 이 논문의 발전 방향으로 중소기업 이외에 대기업의 경우도 함께 분석하여야 조세지원혜택의 보다 분명한 영향을 알 수 있을 것으로 파악된다.

5. 참고문헌

<국내외 기존문헌>

- 권순철, "중소기업을 위한 합리적 세제개편 방안", 「세무학연구」, 제7호, 1996. 1, pp. 327~351.
- 권순철·권순창, "상장법인의 유효세율에 관한 검토", 「세무학연구」 제5호, 1993. 12, pp. 73~93.
- 김현욱, "중소기업 정책금융 지원효과에 관한 연구 - 재정자금을 이용한 중소기업 정책금융을 중심으로 -", 한국재정·공공경제학회, 2005 경제학 공동학술대회, 2005, 2.
- 나상광, "조세지원제도의 유효성에 관한 연구", 박사학위 논문, 계명대학교, 1998.
- 노현섭·정문현, "기업규모와 유효세율간의 관계 : 정치적비용가설과 조세혜택가설의 검증", 「세무학연구」 제6호, 1995.7, pp. 85~114.
- 양지청·신동진·이해춘, "지방중소기업 자금지원 정책의 평가 : DEA기법의 활용", 한국재정·공공 경제학회, 2005 경제학 공동학술대회, 2005, 2.
- 송기국, "한국의 조세지원정책이 투자에 미친 효과분석", 「감사」 제59호 및 60호, 61호, 감사원, 1998, 7 및 10, 1999. 1.
- 신승표, "법인세부담이 자본구조에 미치는 영향에 관한 실증연구", 「세무학연구」 제14호, 1998. 8. pp. 371~396.

- 윤중옥, "조세감면수당과 기업자본구조에 관한 실증연구", 「대덕대학 논문집」 제19호, 2001. 12, pp. 59~73.
- 이계원, "기업의 조세정책과 자본구조", 「세무학연구」 제11호, 1998. 2, pp. 133~158.
- 이규복, "법인기업의 조세지원제도의 유효성 분석", 박사학위 논문, 경북대학교, 1994.
- 이만우·노상환, "중소기업 조세지원제도의 실효성에 관한 연구", 「중소기업연구」 제24권 제3호, 한국중소기업학회, 2002. 9, pp. 227~245.
- 이장화, "중소제조기업 조세지원제도의 효과에 관한 실증연구", 박사학위 논문, 경원대학교, 2003.
- 이종근, "투자유인 세제의 유효성 분석에 관한 실증연구", 박사학위 논문, 한남대학교, 1991.
- 이준규, "법인세제의 유효성에 관한 연구 : 법인세부담율의 측정에 의한 실증분석을 중심으로", 박사학위 논문, 건국대학교, 1992.
- 전규안, "기업특성이 조세부담에 미치는 영향", 「회계학연구」 제22권, 1997, p. 23~69.
- 전규안·오용락, "거래소기업과 코스닥기업의 특성과 조세부담", 「세무학연구」 제20권 1호, 2003, pp.7~31.
- 전춘옥·조현연·박성규·김용승, "중소기업에 대한 조세지원제도의 효과분석", 「산업경영연구」, 카톨릭대학교, 1996. 12, pp. 315~355.
- 정문현·노현섭, "법인세 감면제도에 관한 실증연구 : 1984-1993년의 제도변천", 「회계학연구」, 제 18호, 1994, pp.277~301.
- 조성표, "우리나라 기업의 정치적비용에 관한 실증연구", 「회계학연구」 제10호, 1990, pp. 177~205.
- 조성하·정규연, "기업의 규모와 정치적 비용", 「경영연구」, 고려대학교, 1992, pp. 117~205.
- 한영희, "직접감면과 간접감면이 기업 가치평가에 미치는 영향에 관한 실증연구", 「세무학연구」 제11호, 1998. 2, pp. 43~74.
- R. Watts & J.L. Zimmerman, "Positive Accounting Theory", Prentice-Hall, 1986, p.235.
- J.L. Zimmerman, "Taxes and Firm Size", Journal of Accounting and Economics, august, 1983, pp.119~149.
- T. Porcano, "Corporate Tax Rates : Regressive, Proportional or Regressive", The Journal American Taxation Association(spring 1986), pp. 17~31.
- S. W. Wang, "The Relation Between Firm Size and Effective Tax Rates : A Test of Firm's Political Success", The Accounting Review(January, 1991), pp.158~169.
- Beth B. Kern and Michael H. Morris, "Taxes and Firm Size : The Effects of Tax Legislation during the 1980s", The Journal of American Taxation Association(Spring 1992), pp. 80~96.

<금융감독원, 전자공시제도 자료>

<http://dart.fss.or.kr>

<附錄 1> VAR모형의 개관

VAR모형은 선형적인 경제이론을 배제한 상태에서 자료분석을 통해 경제시계열간의 관계에서 관계에서 나타나는 특징적인 사실을 도출하고자 하는 시도로서 경제변수들간의 동학적 움직임을 잘 설명할 수 있다는 점에서 매우 유용하게 사용되고 있다.

VAR모형의 기본식은 다음과 같다.

$$y_t = d_t + A(L)y_t + e_t \quad (1)$$

여기서 y_t 는 모형의 내생변수의 벡터, d_t 는 y_t 에 대한 확정인자, $A(L)$ 은 $[a_{ij}(L)]$ 로서 시차연산자(lag operator)로 이루어진 행렬,

$$a_{ij}(L) = a_{ij}^1 L^1 + a_{ij}^2 L^2 + \dots + a_{ij}^k L^k$$

는 i 번째 방정식에서 j 번째 변수의 k 번째 시차의 계수값, e_t 는 시계열독립인 교란항의 벡터 ($E(e_t) = 0$, $E(e_t e_t') = \Sigma$, $E(e_t e_{t-k}') = 0$, $k \neq 0$)

VAR모형을 이용한 실증분석은 (1)식의 추정에서 얻어진 충격반응함수(impulse response function), 예측오차의 분산분해(variance decomposition)등의 방법을 사용하여 이루어진다. 우선 충격반응함수를 살펴보면 (1)식으로부터 도출된 이동평균(MA)모형을 의미하는 것으로서 (2)식으로 표현된다.

$$y_t = [I - A(L)]^{-1}(d_t + e_t) = B(L)(d_t + e_t) \quad (2)$$

충격반응함수는 한 변수에 대한 교란이 어떻게 여타 변수에 동태적으로 전달되는 것을 보여주고 있다. 그러나, (2)식에서 $B(L)$ 을 그대로 이용하여 충격과 반응간의 관계를 분석할 때에 문제점이 발생된다. (1)식의 추정에서 도출된 교란항들은 서로 독립이 아니기 때문에 한 변수의 교란이 미치는 영향에 대한 해석이 어렵게 된다. 이런 문제점을 해결하기 위해 콜레스키 분해(Choleski decomposition)라는 교란항의 직교화를 통해 재구성하게 된다. 즉, (3)식으로 표현된다.

$$y_t = C(L)e_t = C(L)GG^{-1}e_t = C(L)G\epsilon_t \quad (3)$$

$$(\epsilon_t = G^{-1}e_t \text{로서 대각화된 교란항벡터, } E(\epsilon_t \epsilon_t') = G^{-1}e_t e_t' G^{-1} = G^{-1} \Sigma G^{-1} = I)$$

(3)식은 대각화된 교란에 대한 충격반응함수라고 해석할 수 있다. (3)식을 통해 한 변수

의 충격이 여타 변수에 미치는 영향을 파악하게 된다.

여기서 사용한 예측오차의 분산분해는 한 변수의 변화를 설명하는데 있어 다른 변수들의 상대적 중요성을 파악하는 방법이다. 이것은 한 변수의 변화에 있어 다른 변수들의 상대적 중요성을 파악하는 방법이다. 이것은 한 변수의 변화에 관한 예측오차의 분산을 각 변수들의 충격들에 의해 발생된 부분으로 나누는 것이다. (3)식에서 단계(step)별로 $c_{ij}(L)$ 을 재 배열하면 (4)식과 같이 표현된다.

$$y_t = \sum_{s=0}^{\infty} C_s e_{t-s} \quad (4)$$

(C_s 는 s step에서 각 변수들의 반응계수 행렬, $C_s = [C_{sij}]$, C_{ij}^s 는 s step에서 j 변수의 충격에 대한 i 변수의 반응임)

(4)식에서 $E(e_t e_t') = \Sigma$ 대각행렬이 아니므로 촐레스키분해에 의해 재구성하면 (5)식과 같게 된다.

$$y_t = \sum_{s=0}^{\infty} C_s G G^{-1} e_{t-s} = \sum_{s=0}^{\infty} D_s e_{t-s} \quad (5)$$

($D_s = C_s G$, $G^{-1} e_{t-s} = \epsilon_{t-s}$, $D_s = [d_{ij}^s]$, d_{ij}^s 는 s step에서 대각화된 j 변수의 충격에 대한 i 변수의 반응함수임)

미래의 k시점(k step ahead)에서 y_{it} 의 예측오차는 $\sum_{s=0}^k \sum_{j=1}^n d_{ij}^s \epsilon_{jt-s}$ 이고 이것의 분산은 $\sum_{s=0}^k \sum_{j=1}^n (d_{ij}^s)^2 \sigma^2$ 이다. 따라서 미래의 k시점에서 j변수의 충격 때문에 발생하는 i변수의 분산은 $\sum_{s=0}^k (d_{ij}^s)^2 \sigma^2$ 이다. 결국 미래의 k시점에서 j변수의 충격 때문에 발생한 i변수의 예측오

차의 분산비율은 $\left(\frac{\sum_{s=0}^k (d_{ij}^s)^2 \sigma^2}{\sum_{s=0}^k \sum_{j=1}^n (d_{ij}^s)^2 \sigma^2} \right) \times 100$ 이다.

<附 錄 2> 중소기업 50개 업체

광명전기	극동전선	극동제혁	금강공업	금양
내쇼날푸라스틱	넥상코리아 (구 대성전선)	다합이텍 (구 세한전기)	대동	대아리드선
대원전선 (구 엔케이전선)	대창단조	덕성 (구 덕성화학공업)	동국실업	동방아그로
동부정밀화학 (구 한정화학)	동아전기	동양철관	동일패브릭	라디스
로케트전기	명성	모나리자	모토조이 (구 북두)	보락
삼양옵티스 (구 삼양광학공업)	삼양중기	삼영모방공업	삼익LMS (구 삼익공업)	상립
선도전기	성문전자	성보화학	스타코 (구 세진과대학 학원/세진)	신광기업
신평제지	신호유화	심팩 (구 쌍용정공)	아세아제지	영화금속
오리엔트	유니캠	일진	일화모직공업	조비
중앙제지	청호전자통신	큐엔텍코리아	한국수출포장공업	한국코아