

세무와회계저널
제7권 제4호 2006년 12월 pp.59~87
한국세무학회

주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향*

이세용** · 최원석***

<요 약>

주식매입선택권(stock options)이 경영자와 주주 사이의 도덕적 해이 문제를 감소시킬 것이라는 믿음에 따라 우리나라의 선행연구 대부분은 사건연구를 통하여 주식매입선택권 도입의 효과를 분석하여 왔다. 그러나 사건연구는 주로 정보내용에 초점이 맞추어지므로 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 직접적으로 분석해 주지는 못한다고 판단된다.

이에 따라 본 연구는 Ohlson(1995) 모형을 수정하여 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 직접적으로 분석할 수 있는 연구모형을 도출하고 이를 이용하여 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다. 표본으로는 2000년부터 2002년까지의 기간을 대상으로 제조업인 12월 결산 상장기업 중에서 주식보상비용을 보고한 144개 기업/년을 사용하였다.

분석 결과 대차대조표에 자본조정 항목으로 계상되는 주식매입선택권(ESOCAP)의 계수는 유의한 양(+)의 값을 보임으로서 주식매입선택권은 기업가치를 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 내생성을 통제하거나 보상원가 산정 방법으로 공정가액접근법을 사용하는 경우에도 동일하게 나타났다.

손익계산서에 비용으로 계상되는 주식보상비용(ESOEXP)은 ESOCAP를 함께 고려하지 않을 경우에는 기업가치와 유의적인 양의 값을 갖는 것으로 나타나는데 이는 ESOEXP가 ESOCAP의 효과를 반영하기 때문인 것으로 보인다. 이러한 결과는 내생성을 통제하는 경우에도 달라지지 않았다. 그러나, ESOCAP를 함께 고려할 경우 ESOEXP의 계수는 모형에 따라 일관된 결과를 보여 주지 못하였다. 그럼에도 불구하고 ESOCAP에는 이미 당기의 ESOEXP가 포함되어 있는 까닭에 ESOEXP의 계수는 ESOCAP의 효과를 통제 한 후, 기업가치에 대한 ESOEXP의 증분효과를 나타낸다. 따라서, 비록 ESOEXP의 계수 자체가 일관된 모습을 보이지 않는다 하더라도 ESOCAP와의 관계를 고려하면 전체적으로 주식매입선택권의 도입은 기업가치를 증가시키는 것으로 해석된다.

<주제어> 주식매입선택권, 주식보상비용, 기업가치, 대리인비용

* 본 논문은 2006년도 가톨릭대학교 교비(계제)연구비 지원에 의하여 수행되었습니다.

** 가톨릭대학교 경영학부 부교수, 제1저자(교신저자)

*** 서울시립대학교 세무학과 조교수, 공동저자

I. 서 론

주식매입선택권(stock options)은 경영자와 주주 사이의 정보비대칭으로 인해 나타나는 경영자의 도덕적 해이문제를 감소시키는 하나의 방법으로 이해된다. 즉 주식매입선택권을 경영자에게 부여하게 되면 경영자는 고정된 행사가격으로 기업의 주식을 매입할 수 있는 권리를 갖게 되므로 기업의 주가가 오를수록 경영자의 부는 증가하게 된다. 따라서 경영자는 주가를 높이기 위하여 최선을 다하게 되는데 이것이 곧 주주가치의 극대화를 위한 행위가 되는 것이다. 요컨대 주식매입선택권 부여로 경영자와 주주 사이의 이해는 동질적인 것으로 되어 도덕적 해이 문제는 감소하게 된다.

이러한 주식매입선택권의 역할에 대한 기대에 따라 많은 선행연구들은 대리인 비용의 감소와 관련하여 주식매입선택권을 분석하여 왔다. 특히 우리나라의 경우 주식매입선택권을 본격적으로 도입한 기간이 얼마 되지 않은 까닭에 그 도입 유인으로서 대리인문제를 중점적으로 다루어 왔다. 우리나라 대부분의 선행연구들은 주식매입선택권이 대리인 비용을 감소시킨다면 그만큼 기업가치가 증가할 것이라는 가정에 따라 주식매입선택권 도입이 시장에 공표되는 공시일을 기준으로 주식수익률의 변화 여부를 검증함으로써 주식매입선택권의 도입 효과를 분석하였다.¹⁾

이런 사건연구(event study)들은 특정 사건(즉 주식매입선택권 도입)의 정보내용을 분석한다는 측면에서 의미를 갖기는 하지만 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 직접적으로 분석해 주지는 못한다고 판단된다. 이에 비하여 Ohlson (1995) 모형은 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 직접적으로 분석할 수 있는 틀을 제공해 줄 것으로 기대된다. 왜냐하면 Ohlson(1995) 모형에 의하면 기업가치는 현재의 순자산가액과 당기순이익의 가중합으로 계산되는데, 이 때 순자산가액과 당기순이익에 포함되어 있는 주식매입선택권 관련 항목을 각각 구분함으로써 주식매입선택권의 효과를 분리해 내는 것이 가능하기 때문이다.²⁾

이렇게 Ohlson(1995) 모형을 이용하여 주식매입선택권을 도입한 기업의 가치를 분석할 경우에 우리에게 필요한 정보는 순자산가액과 당기순이익이다. 이 때, 순자산가액과 당기순이익은 경영자가 주식매입선택권에 대한 회계처리를 어떻게 하느냐에 따라 다르게 나타나는데 이러한 이유에서 주식매입선택권에 대한 회계처리의 내용은 기업가치 평가에서 중요한 역할을 하게 된다.

미국의 경우 스톡옵션³⁾에 대한 회계처리는 Statement of Financial Accounting Standards No.123(이하 SFAS No.123)에서 규정하고 있다. SFAS No.123에 따르면 공정가치법(fair value method)을 사용하여 스톡옵션 부여시점에서 스톡옵션의 공정가액을 구하고 이것을 경영자⁴⁾에 대한 보상으로 간주하

1) 선행연구 중에서 배길수(2002)만이 대리인비용을 명시적으로 고려한 것으로 판단된다.

2) 이러한 관점에서 Aboody et al.(2004), Bell et al.(2002) 그리고 Li(2002) 등은 잔여이익평가모형이나 Ohlson (1995) 모형을 수정하여 주식매입선택과 기업가치 사이의 관계를 분석하였다.

3) 우리나라는 stock options을 주식매입선택권이라 부르고 있다. 이하에서는 편의상 주식매입선택권과 스톡옵션이란 용어를 혼용하기로 한다.

4) 스톡옵션은 경영자 이외에도 종업원이나 기타 다른 사람들에게도 부여될 수 있는데 본 연구에서는 편의상 이들을 통칭하여 경영자라고 부르기로 한다.

여, 그 보상을 스톡옵션 부여에 따라 경영자가 기업에 노력을 제공할 것으로 기대되는 기간 동안 안분하여 비용으로 처리한다. 이때 상대계정으로는 스톡옵션 행사에 따르는 자본의 증가를 예상하여 자본잉여금 계정을 사용하도록 하고 있다. 그러나 SFAS No.123은 이러한 공정가치법을 권장하고 있을 뿐 강제사항으로 규정하고 있지는 않으며 Accounting Principles Board Opinion No.25(이하 APB No.25)에 의한 내재가치법(intrinsic value method)의 사용을 허용하고 있다. 내재가치법에 의하면 스톡옵션 부여일 현재 부여일의 주가와 부여된 행사가격이 동일하면 스톡옵션과 관련된 회계처리를 할 필요가 없게 되므로 내재가치법은 비용이 계상되는 공정가치법에 비하여 보고이익이 증가하는 효과가 나타난다. 따라서 미국의 많은 기업들은 내재가치법을 선택하여 스톡옵션에 대한 회계처리를 하고 있으며 이에 따라 공정가치법에 의한 회계처리 결과가 정확하게 보고 되지는 않는 것으로 보인다.⁵⁾

이에 비하여 우리나라의 경우 주식매입선택권에 대한 회계처리를 규정한 해석 [39-35]는 공정가액접근법⁶⁾에 의하여 주식매입선택권의 부여시점에서 보상원가를 구하고 이를 약정용역제공기간 동안 안분하여 주식보상비용으로 인식하며, 그 상대계정으로 자본조정 항목인 주식매입선택권을 사용하도록 하고 있다. 따라서 주식매입선택권에 대한 우리나라 회계처리규정은 주식매입선택권과 관련되는 항목이 재무제표 본문에 직접 반영됨으로써 미국과는 달리 이를 이용하여 기업가치를 직접적으로 평가할 수 있는 기회를 제공해 준다. 미국의 선행연구들을 살펴보면 Aboody et al.(2004)과 Li(2002)는 주식보상비용이 기업가치와 유의한 음(-)의 관계를 갖는다고 보고하는 반면, Bell et al.(2002)은 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있는데 이렇게 연구결과가 일관되지 않은 이유 중의 하나는 미국의 경우 주식매입선택권의 효과를 재무제표 본문에 직접적으로 공시(disclosure)하고 있지 않으므로 그에 대한 시장의 인식(recognition)이 연구자들이 사용하는 표본에 따라 달라질 수 있기 때문이다. 그러나 우리나라의 경우에는 주식매입권과 관련되는 내용을 재무제표 본문에 직접 반영함으로써 그에 대한 시장의 인식이 미국의 경우에 비하여 상대적으로 일관되게 나타날 것으로 기대된다. 왜냐하면 동일한 정보라 하더라도 그것이 재무제표 본문에 공시되는 것과 주식에 공시되는 것은 시장이 인식하는 정보내용의 중요성에서 차이가 날 것이기 때문이다.

따라서 본 연구는 주식매입선택권에 대한 우리나라 회계처리규정에 따라 나타나는 순자산가액과 당기순이익, 그리고 그 구성요소로서의 주식매입선택권이 기업가치에 대하여 어떠한 영향을 미치는지 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위하여 본 연구는 Ohlson(1995) 모형을 바탕으로 주식매입선

5) 다만 SFAS No.123은 내재가치법을 사용할 경우 공정가치법을 사용했다면 나타났을 회계이익과 주당순이익(earnings per share, 이하 EPS)을 주식에 공시하도록 하고 있는데, 스톡옵션에 대한 미국의 선행연구들은 이 주식 내용을 이용하여 공정가치법에 의한 장부가액과 회계이익을 계산하여 연구를 수행하고 있다.

6) 우리나라의 공정가액접근법은 기본적으로 SFAS No.123의 공정가치법과 동일하다. 다만 미국의 경우 스톡옵션에 대하여 조세혜택이 주어지는 경우가 있는데 이와 관련하여 이연법인세에 대해서 추가적인 규정이 있다. 우리나라의 경우 보상원가 산정시 계산의 편의를 위하여 예상주가변동성을 0.001로 하는 최소가치접근법이 허용되고 있는데 이것은 기본적으로 주가변동성에 대한 예상을 제외하고는 공정가액접근법과 동일하다. 그리고 우리나라에서는 주식매입선택권에 대한 회계처리방법으로 경우에 따라서는 내재가치접근법도 허용하고 있다.

택권에 대한 회계처리의 내용을 반영하는 연구모형을 도출하고, 그 도출된 모형을 이용하여 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 분석한다. 특히, 이런 연구가 필요한 것은 미국의 선행연구들의 결과가 일관되지 않기 때문이며 나아가 우리나라의 경우 미국과는 경제 환경 및 기업지배구조가 상이하므로 시장이 주식매입선택권을 기업가치와 관련하여 어떻게 평가하는지에 대하여 미국 선행연구의 결과를 최소한의 검증도 없이 받아들일 수 없기 때문이다. 또한, 미국에서 일어난 일련의 회계부정사건에 대한 원인 중의 하나가 스톡옵션에 의한 경영자의 사적 유인(private incentives)인 만큼 주식매입선택권과 기업가치 사이의 관계에 대한 이해는 우리나라에서도 중요한 연구주제가 될 것이라고 판단된다.

이에 따라 본 연구는 2000년부터 2002년까지의 기간을 대상으로 제조업인 12월 결산 상장기업 중에서 주식보상비용을 보고한 144개 기업/년을 표본으로 하여 분석을 수행하였다.

분석 결과 대차대조표에 자본조정 항목으로 계상되는 주식매입선택권(ESOCAP)은 유의한 양(+)의 값을 보임으로서 주식매입선택권은 기업가치를 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 내생성을 통제하거나 보상원가 산정 방법으로 공정가액접근법을 사용하는 경우에도 동일하게 나타났다. 그러나 주식매입선택권의 도입에 따라 미래의 이익이 증가하지는 않는 것으로 나타났다.

손익계산서에 비용으로 계상되는 주식보상비용(ESOEXP)은 ESOCAP를 함께 고려하지 않을 경우에는 기업가치와 유의적인 양의 값을 갖는 것으로 나타나는데 이는 ESOEXP가 ESOCAP의 효과를 반영하기 때문인 것으로 보인다. 이러한 결과는 내생성을 통제하는 경우에도 달라지지 않았다. 그러나, ESOCAP를 함께 고려할 경우 ESOEXP의 계수는 모형에 따라 일관된 결과를 보여 주지 못하였다. 그럼에도 불구하고 ESOCAP에는 이미 당기의 ESOEXP가 포함되어 있는 까닭에 ESOEXP의 계수는 ESOCAP의 효과를 통제한 후, 기업가치에 대한 ESOEXP의 증분효과로 해석된다. 따라서, 비록 ESOEXP의 계수 자체가 일관된 모습을 보이지 않는다 하더라도 ESOCAP와의 관계를 고려하면 전체적으로 주식매입선택권의 도입은 기업가치를 증가시키는 것으로 해석된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 주식매입선택권과 기업가치 사이의 관계에 대한 선행연구를 살펴보고 III장에서 주식매입선택권과 기업가치 사이의 관계에 대한 연구모형을 제시한다. 그리고 IV장에서는 실증결과를 제시하며 마지막 V장에서는 본 연구에 대한 결론과 한계점을 제시한다.

II. 선행연구

1. 외국의 연구

주식매입선택권의 도입효과를 주로 사건연구에 의하여 분석해 온 우리나라에 비하여 외국의 경우 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 직접적으로 분석한 연구들이 존재한다.

Aboddy et al.(2004)은 장부가액과 회계이익으로 주가를 설명하는 기본모형에 미래이익증가율

(*LTG*)과 스톡옵션비용(*ESO*)을 설명변수로 추가하여 스톡옵션비용과 주가 사이에 음(-)의 관계가 존재하는지 분석하였다. 1996년부터 1998년까지 연도별로 분석한 결과 *ESO*의 계수는 모두 음(-)의 값으로 나타나⁷⁾ 주식관련보상은 시장에서 비용으로 인식되고 있음을 보여 주었다.⁸⁾ 그렇지만 스톡옵션을 부여하는 목적이 대리인비용을 감소시키는 것이고 또 스톡옵션이 이러한 목적에 적합하다면 스톡옵션이 갖는 이러한 유인은 회식화에 의한 스톡옵션의 비용을 일정 부분 감소시킬 것이다. 이에 따라 Aboody et al.(2004)은 위 모형에 $LTG \times ESO$ 를 추가하여 그 계수가 유의적인 양(+)의 값을 갖는지 살펴보았다. *EOS*의 계수가 기본적으로 음수인 상황에서 $LTG \times ESO$ 의 계수가 양수라는 것은 *LTG*가 증가할수록(즉 미래 기대이익이 증가할수록) 스톡옵션의 유인효과가 상대적으로 증가하여 결과적으로 주가와 *ESO* 사이의 관계가 약화된다는 것을 의미하는 것이다.

또한 Aboody et al.(2004)은 *LTG*에 스톡옵션의 효과가 반영될 것으로 생각하였는데 만약 *LTG*를 모형에서 제거하여 스톡옵션이 가져오는 효익을 통제하지 않을 경우 스톡옵션 비용은 스톡옵션의 효과까지를 반영할 것이라는 기대 하에 위 모형에서 *LTG*를 제거하여 분석을 다시 수행하여 보았다. 분석 결과 *ESO*의 계수는 모두 유의하지 않은 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. Aboody et al.(2004)은 이러한 결과를 스톡옵션의 효익과 비용이 상호간에 거의 완전하게 상쇄되고 있음을 의미하는 것이라고 해석하였다.

Bell et al.(2002)은 스톡옵션에 대한 회계처리방법이 기업가치에 대한 시장의 평가를 얼마나 잘 반영하는지를 분석하기 위하여 APB No.25(내재가치법-모형1), SFAS No.123(공정가치법 권장, 내재가치법 허용-모형2), 스톡옵션 회계처리에 대한 공개초안(Exposure Draft: Accounting for Stock-Based Compensation Option, 이하 ED)(공정가치법-모형3)의 회계처리방법을 Ohlson(1995) 모형의 관점에서 각각 비교하였다.⁹⁾ 연구모형은 기본적으로 보통주 시장가치에 대한 설명변수로 당기의 초과이익(*RI*)과 장부가액(*BVE*)을 사용하였으며 표본은 1996년부터 1998년까지 기간에 대해 스톡옵션이 중요한 유인수단이 되는 지식집약적인 컴퓨터 소프트웨어 기업 중에서 양의 이익을 보고한 85개 기업/년을 이용하였다.

만약 스톡옵션과 관련되는 경제적 실질에 대한 투자자들의 인식을 SFAS No.123이 보다 잘 반영한다면 모형2는 모형1보다 설명력이 더 클 것이다. 그러나 분석결과 *RI*의 계수는 모형1에 비하여 모형2에서 급속히 작아지며 설명력 역시 저하되는 것으로 나타났다. Bell et al.(2002)은 이러한 결과가 나타난 것은 모형2에서 스톡옵션비용에 대한 시장의 평가가 다른 이익구성요소에 대한 평가와 다르

7) 다만 1996년 계수만이 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

8) 이것은 스톡옵션이 *EPS*를 회식화시켜 주주들의 부가 감소되는 현상이 반영된 결과로 해석된다.

9) Bell et al.(2002)은 ED에 의한 회계처리가 가장 타당하다고 결론짓고 있는데 사실상 Bell et al.(2002)의 연구는 APB No.25, SFAS No.123 그리고 ED의 회계처리방법을 비교하기보다는 공정가치법에 의한 회계처리효과가 반영된 *RI*(잔여이익)와 *BVE*(장부가액)에 *ESO*(주식보상비용)와 미상각 보상원가를 독립변수로 추가할 경우에 스톡옵션과 기업가치 사이의 관계가 가장 잘 설명된다는 것을 보여주고 있다. 또한 Aboody et al.(2004)의 평가모형은 기본적으로 장부가액과 회계이익을 설명변수로 함에 비하여 Bell et al.(2002)은 당기의 초과이익과 장부가액을 설명변수로 하는 평가모형을 이용한다. 물론 Bell et al.(2002)의 장부가액과 초과이익은 각 회계처리규정의 내용을 반영한 것이다.

기 때문이라고 보고 모형2에 ESO를 추가(모형2-1)하여 ESO에 대한 차별적인 평가를 통제하여 분석을 다시 수행하였다.

분석 결과 ESO의 계수는 유의적인 양(+)의 값으로서 ESO는 비용이 아니라 자산으로서 인식되고 있으며 다른 이익구성요소와는 차별적인 속성을 갖고 있는 것으로 나타났다. ESO가 자산으로 인식된다는 결과에 대하여 Bell et al.(2002)은 스톡옵션과 관련되는 무형자산(ESOASSET)이 생략된 결과일 가능성이 있다고 보고 모형2에 ESO 뿐만 아니라 ESOASSET을 추가한 모형3을 분석하였다. 분석결과 ESO의 계수는 모형2-1에서의 계수보다 상당히 작아지는데 이것은 모형2에서 ESO는 ESOASSET의 영향을 반영하고 있다는 증거로 해석된다. ESOASSET의 계수는 유의적인 양(+)의 값으로서 시장에서 자산으로 인식되고 있으며 다른 자산에 비하여 차별적인 속성을 갖고 있는 것으로 나타났다.

이상의 결과를 종합하여 Bell et al.(2002)은 ED에 의한 회계처리가 스톡옵션이 갖는 무형자산의 속성을 제대로 나타내므로 가장 타당하다고 보고하였다. 따라서 Bell et al.(2002)에 의하면 스톡옵션과 관련되는 자산을 보고하지 않을 경우 스톡옵션비용은 스톡옵션이 갖는 자산성의 효과를 내부적으로 포함하게 되어 결과적으로 스톡옵션비용은 비용으로서의 효과를 순수하게 반영하지 못할 수 있게 된다.

Li(2002)는 RIM을 수정하여 스톡옵션이 주가에 미치는 영향을 분석하였다. 동시에 SFAS No.123에 의하여 주석에 공시되는 스톡옵션비용의 변화가 주식수익률에 미치는 영향을 추가적으로 분석하였다. 특히 Li(2002)는 현재의 스톡옵션뿐만 아니라 미래에 발행이 기대되는 스톡옵션의 영향을 명시적으로 고려함으로써 이전 연구들과는 차별화를 시도하였다.

우선 Li(2002)는 현재 스톡옵션을 보유하고 있는 종업원들은 그 스톡옵션을 받지 않았다면 수취하였을 현금보상액 만큼 기업에 대해 출자한 것이며 이에 따라 스톡옵션의 가치는 그 출자금액만큼 현재의 주가에 반영되어 있다고 가정하였다.¹⁰⁾ 또한 Li(2002)는 미래에 부여될 스톡옵션은 현재의 주주에게는 비용이 되므로 미래에 발행될 것으로 기대되는 옵션가치는 현재 주가에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상하였다.

결과적으로 Li(2002)에 따르면 현재 주가는 보통주의 장부가액과 현재 발행된 스톡옵션 가치 그리고 미래에 발행될 스톡옵션이 미치는 영향의 합으로 표현된다. Li(2002)는 이러한 관계를 전통적인 RIM에 스톡옵션의 효과를 조정하여 도출하였다. 일반적으로 기업들은 내재가치법을 택하여 행사가격을 스톡옵션 부여일의 시장가격과 동일하게 함으로써 스톡옵션비용을 보고하고 있지 않으므로 공정가치법을 적용하게 되면 기본적인 RIM에 내재가치법에서 고려되지 않은 스톡옵션비용을 추가적으로 고려해야 한다. 이에 따라 Li(2002)는 회계연도 말 이후 3개월이 경과한 달의 월말 주가를 종속변수로 하고 설명변수로 는 장부가액, 차년도 기대초과이익, 차차년도 기대초과이익, 장기이익성장률

10) 이러한 가정이 성립하려면 스톡옵션이 부여되지 않았을 경우 실제로 현금보상이 주어졌어야 할 것이다. 그러나 현실적으로 “스톡옵션을 부여하지 않았을 경우 실제로 현금보상을 제공하였을까”라는 물음에 대한 답변은 스톡옵션을 제공하는 이유에 따라 달라질 수 있다. 단지 종업원에 대한 유인으로 스톡옵션을 부여하는 경우라면 스톡옵션을 부여하지 않는다 하더라도 그에 상응하는 현금보상을 제공하지 않았을 것이다. 그러므로 Li(2002)의 연구는 실제적인 현금보상 대신 스톡옵션을 부여하는 기업들에게만 타당하다고 할 수 있다.

예측치,¹¹⁾ 미래에 발행할 스톡옵션의 기대보상비용, 현재 발행된 스톡옵션의 공정가액을 이용하였다. 표본은 1996년부터 2000년까지 기간에 대해 3,677 기업/년으로 하였다.

분석 결과 스톡옵션의 기대보상비용과 공정가액 계수는 예상대로 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났는데 이것은 Aboody et al.(2004)과 일치하는 것이다. 즉 Li(2002)의 결과는 스톡옵션의 희석화 효과에 따라 미래에 발행할 스톡옵션의 기대보상비용과 현재 발행된 스톡옵션의 공정가액은 주가에 부정적인 영향을 미친다는 것을 보여 주고 있다.

2. 우리나라의 연구

우리나라의 경우 주식매입선택권과 관련된 연구는 주식매입선택권을 도입하는 기업의 특성을 분석하는 연구와 주식매입선택권 도입에 대한 자본시장의 반응을 분석하는 연구로 대별된다.

김창수(2000)는 2000년 6월까지 주식매입선택권을 부여한 기업 중에서 상장 제조업에 속하는 77개 기업을 표본으로 하여 주식매입선택권을 도입한 기업들은 상대적으로 규모가 크고 성장성이 높으며, 주가 변동성이 크고 부채비율은 낮으며 소액주주의 비율이 높다는 것을 보고하였다.

정승화와 이민수(2001)는 실제로 주식매입선택권을 도입한 기업과 주식매입선택권 도입을 준비 중인 총 217개 기업을 대상으로 하여 연구개발 투자가 클수록, 기업의 설립연수가 짧을수록 주식매입선택권 도입에 적극적이라는 것을 보였으며, 코스닥 등록기업이 거래소 상장 기업에 비해 또 벤처기업이 일반기업에 비해 주식매입선택권 도입에 보다 적극적임을 보여 주었다.

김창수(2002)는 2000년 6월까지 주식매입선택권을 부여한 상장기업 중 연구목적에 적합한 109개 기업을 사용하여 주식매입선택권 부여에 대한 공시일을 기준으로 -10일과 +10일 사이의 누적평균 초과수익률은 시간의 경과에 따라 지속적으로 양(+)의 값을 보였으며 사건일 +1의 초과수익률은 매우 유의적인 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 주식매입선택권 부여에 대하여 시장은 긍정적인 평가를 한다는 것을 실증하였다.

원재환(2001)은 2000년 2월과 3월에 주식매입선택권을 도입한 은행 13개와 일반기업 57개를 대상으로 주식매입선택권 부여에 대한 공시일을 기준으로 전, 후 30일의 기간에 대한 누적평균 초과수익률을 분석한 결과 일반기업의 경우 유의적인 양(+)의 값을, 은행의 경우 유의적인 음(-)의 값을 갖는 것을 발견하였다. 또한 공시일 전과 후의 위험을 분석한 결과 은행은 총위험이 유의적으로 증가하였으나 일반기업은 통계적 유의성을 확인할 수 없었다.¹²⁾

11) 차년도 기대초과이익, 차차년도 기대초과이익, 장기이익성장률 예측치는 재무분석가의 예측치로부터 도출하였다.

12) 원재환(2001)은 총위험 이외에 체계적 위험을 이용하여 주식매입선택권 부여에 대한 공시일 전·후의 위험을 비교하였다. 분석 결과 총위험과는 달리 은행의 체계적 위험은 공시 전·후에 유의적인 차이가 없는 것으로 나타난 반면 일반기업의 경우에는 공시 후의 체계적 위험이 유의적으로 감소한 것으로 나타났다. 그러나 체계적 위험은 시장위험을 반영하는 것이므로 체계적 위험보다는 총위험을 이용한 분석 및 해석이 보다 타당할 것으로 판단된다.

설원식과 김수정(2003a)은 상장기업 중에서 1997년 5월부터 2002년 3월 31일까지 주식매입선택권을 부여한 기업들에 대해 이들과 관련된 총 246건의 공시를 대상으로 연구를 수행하였다. 분석 결과 주식매입선택권 부여에 대한 공시일 전 30일과 후 30일의 누적평균초과수익률은 공시 10일 전부터 증가하다가 공시 시점에 약 5% 정도로 높아졌는데 이를 연도별로 살펴본 결과 2000년의 누적평균 초과수익률만이 유의적인 양(+)의 값을 갖는 것을 발견하였다. 또한 누적평균초과수익률은 주식매입선택권 부여가 첫 번째와 두 번째 경우에만 유의적인 양(+)의 값을 나타낼 뿐 세 번째와 네 번째 경우에는 유의적인 값을 보여 주지 못했다.

설원식과 김수정(2003b)은 증권거래소에 상장된 기업 중 1997년 5월부터 1999년 6월말까지 주식매입선택권을 부여한 30개 기업을 대상으로 주식매입선택권 부여 후 3년 동안의 누적평균초과수익률은 '0'과 유의하게 다르다고 할 수 없다는 연구결과를 보여 주었다. 그러나 주식매입선택권 행사 가능기간에 도달했을 때 'in the money' 상태인 기업과 'out of the money'¹³⁾ 상태인 기업으로 표본을 구분할 경우 전자의 누적평균초과수익률은 유의적인 양(+)의 값을, 후자는 일부모형에서 유의적인 음(-)의 값을 보여 주었다. 이러한 결과에 대해 설원식과 김수정(2003b)은 경영자의 노력에 의하여 기업성고가 달라질 수 있는 가능성을 시사하는 것이라고 설명하였다.

배길수(2002)는 주식매입선택권 도입에 대한 주가반응을 조사하고 아울러 주가반응과 대리인비용과의 관련성을 조사하였으며 추가적으로 대리인비용이 큰 기업이 과연 주식매입선택권을 먼저 도입하는지를 분석하였다. 표본은 75개 상장제조업체로서 주식매입선택권을 처음으로 부여한 경우만을 포함하였는데 이것은 주식매입선택권이 여러 번 부여되는 경우 나중에 부여되는 주식매입선택권의 중요성이 감소할 수 있기 때문이다.

기본적으로 주식매입선택권 부여에 대한 공시일을 기준으로 $[-5, +5]$ 의 전 구간에 대해 누적평균 초과수익률은 유의적인 양(+)의 값으로 나타나 주식매입선택권 도입을 시장에서 긍정적으로 평가하고 있음을 알 수 있다. 그러나 이러한 시장의 평가는 대리인비용이 큰 기업과 작은 기업 사이에서 유의하게 차이를 갖지는 않았다.

대리인비용 측면에서 주식매입선택권을 도입하는 기업의 특성을 분석한 결과 주식매입선택권을 도입한 기업의 주식매입선택권 도입 전 장기주가성과는 초과주가수익률의 중앙값이 유의적인 음(-)의 값을 가지므로 이들 기업은 대리인비용으로 인하여 성과가 저조하였으며 이에 따라 주식매입선택권을 도입하였다고 추론할 수 있다. 또한 이 기업들의 주식매입선택권 도입 전 장기영업성과를 분석한 결과 영업성과 측정치에 따라 일관된 결과를 보이지는 않았지만 영업현금흐름의 경우에 주식매입선택권 도입 전에 유의적인 음(-)의 값을 보임으로서 위의 주가성과와 유사한 결과를 나타내고 있다. 이에 따라 배길수(2002)는 대리인비용 추정치에 대하여 초과수익률과 주식매입선택권 도입 여부를 각각 회귀분석 함으로써 주식매입선택권 도입에 대한 주가반응과 주식매입선택권 도입이 대리인비용에 의하여 영향 받는지를 분석하였다. 분석 결과 대리인비용에 대한 주가반응은 유의하지 않았으며 대리인비용이 주식매입선택권 도입 여부를 설명하는 정도도 매우 낮았다.

13) 설원식과 김수정(2003b)은 권리행사가 가능 시작일로부터 한 달 내에 일별 증가가 한번이라도 행사가격보다 높게 형성되었으면 이를 'in the money' 기업으로, 아니면 'out of the money' 기업으로 분류하였다.

이상의 우리나라 선행연구를 살펴보면 주식매입선택권 도입이라는 사건(event)에 대한 연구가 대부분으로 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 직접적으로 분석하는 연구는 거의 없었다. 이러한 관점에서 본 연구는 주식매입선택권과 기업가치 사이의 관계를 직접적으로 분석한다는 측면에서 추가적인 공헌점이 있다고 판단된다.

III. 연구 설계

1. 연구모형

미국의 SFAS No.123이 제시한 공정가액법과 우리나라의 공정가액접근법은 이연법인세 부분만을 제외하면 본질적으로 유사하다. 그러나 SFAS No.123가 공정가액법을 제시하고는 있지만 이의 적용을 강제하지 않고 APB No.25의 내재가치법 사용을 허용함에 따라 실제 미국기업들의 재무제표에 보고되는 당기순이익과 순자산가액은 주식매입선택권에 대한 SFAS No.123의 회계처리 내용을 반영하고 있지 못하다.

그러나 우리나라의 경우 해석 [39-35]에 따라 주식매입선택권의 도입에 따르는 회계처리를 재무제표에 반영하여야 하므로 주식매입선택권과 기업가치 사이의 관계를 보다 직접적으로 분석할 수 있는 기회를 제공하고 있다. 이에 따라 본 연구에서는 Ohlson(1995) 모형을 수정하여 당기순이익과 자본조정 항목에 각각 포함된 주식보상비용과 주식매입선택권을 각각 구분하여 다음과 같은 연구모형을 구성하였다.

$$MV_{it} = \beta_0 + \beta_1 BVECAP_{it} + \beta_2 INE_{it} + \beta_3 ESOCAP_{it} + \beta_4 ESOEXP_{it} + \beta_5 GROWTH_{it} \quad (1) \\ + \beta_6 GROWTH_{it}^2 + \beta_7 NegNIE_{it} + \sum_{y=2001}^{2002} \beta_y (YEAR_y) + \varepsilon_{it}$$

여기에서 MV_{it} = i 기업의 t 년도 말 기업가치(=보통주 주식수×기말 주가)

$$BVECAP_{it} = (BV_{it} - ESOCAP_{it})$$

BV_{it} = i 기업의 t 년도 말에 대차대조표에 보고된 순자산가액

(단 우선주 자본금은 포함되지 않음)

$ESOCAP_{it}$ = i 기업의 t 년도 말에 대차대조표에 기록된 주식매입선택권

$$NIE_{it} = (NI_{it} + ESOEXP_{it})$$

NI_{it} = i 기업의 t 년도 손익계산서에 보고되는 회계이익

$ESOEXP_{it}$ = i 기업의 t 년도 주식보상비용

$GROWTH_{it}$ = i 기업의 t 년도 성장성(기업의 시장가치를 순자산 장부가액으로

나눈 값, 즉, market-to-book value)

$NegNIE_{it} = Neg \times NIE_{it}$ (단 NIE_{it} 가 음수이면 $Neg = 1$, 아니면 0)

$YEAR_y = y$ 가 특정연도이면 1, 아니면 0 (단 $y = 2001, 2002$)

ε_{it} = 잔차

단, 위의 모든 변수들은 기초총자산으로 스케일링하였음($YEAR_y$ 는 제외)

식 (1)에서 BVECAP는 순자산가액에서 자본조정 항목에 반영된 주식매입선택권을 차감한 금액이며 NIE는 당기순이익에서 주식보상비용을 가산한 금액이다. 이들은 MV를 설명하는 두 개의 주요 변수(two bottom lines)이므로 그 계수는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다(Ohlson, 1995).

선행연구에 의하면 주식보상비용이 주가에 미치는 영향은 일관되지 않은 것으로 나타난다. Aboody et al.(2004), 그리고 Li(2002)에 의하면 주식보상비용은 비용으로 인식되어 주식가치와 음의 관계를 갖는 것으로 나타나지만 Bell et al.(2002)에 의하면 주식보상비용은 시장참가자들에 의하여 자산으로 인식되어 주식가치와 양의 관계를 갖는 것으로 나타난다. 이에 따라 본 연구에서는 ESOEXP의 계수에 대한 부호를 예측하지 않는다. 다만, 실증분석 결과 ESOEXP의 계수가 유의적인 음의 값을 가지면 이것은 주식보상비용이 다른 비용과 마찬가지로 비용으로서의 속성을 갖는다는 것을 의미하며¹⁴⁾, 반대로 유의적인 양의 값을 가지면 이는 주식매입선택권의 도입에 따르는 기업가치의 증가 효과가 일정 부분 ESOEXP에 반영되어 나타난 것으로 해석할 수 있을 것이다(Aboody et al., 2004; Bell et al., 2002).

다음으로 ESOCAP는 당기까지 인식된 주식보상비용의 누적치이다. 외국의 선행연구들에서 ESOCAP의 효과를 분석한 결과를 찾을 수 없는 것은 대부분의 경우 ESOCAP에 대한 자료를 구할 수 없었기 때문인 것으로 이해된다. 기본적으로 비용은 수익창출과 관련하여 특정 기간 동안에 그 효과가 있으므로 만약 시장이 주식보상비용의 효과가 당 비용의 인식기간에만 유효하다고 판단한다면 ESOCAP의 계수는 유의적인 값을 갖지 않을 것이다. 그러나, 연구개발비나 광고비처럼 그 효과가 인식기간을 초과하여 나타난다면 ESOCAP의 계수는 유의적인 양의 값으로 나타날 것이다.

GROWTH는 기업의 성장성이 기업가치에 미치는 영향을 통제하기 위하여 모형에 포함하였다. 본 연구에서는 시장가치를 순자산가액으로 나눈 값(market-to-book ratio, MTB)으로 성장성을 측정하였다. Aboody et al.(2004)은 주식관련보상(stock-based compensation)과 기업의 성장 사이에는 양(+)의 관련성이 있기 때문에 순자산가액과 순이익 그리고 주식보상비용으로 주가를 설명하는 모형에 성장관련 변수를 포함하지 않으면 주식보상비용의 효과를 잘못 추정할 수 있다고 주장하였다. 또한 Bell et al.(2002)은 주식매입선택권과 관련된 변수들이 가치관련성을 갖지만 이 관련성의 많은 부분이 주식매입선택권 도입으로 나타나는 무형자산으로 인한 미래현금흐름의 성장가능성과 관련이 있다고 보았다. 이 때 성장성이 기업가치에 미치는 영향은 체감하면서 증가할 것이라는 기대에 따라 추가적으로 $GROWTH^2$ (즉, MTB^2)을 모형에 포함하였다.

14) 그러나, Aboody et al.(2004)에 의하면 주식보상비용은 대리인비용을 동시에 감소시키므로 다른 비용과는 차별적인 주가관련성을 가질 것이다. 따라서, ESOEXP의 계수가 음수일 경우 다른 비용과의 차별성에 대한 분석은 추가적인 연구주제가 될 것이다.

보고이익이 음인 경우는 양인 경우에 비하여 이익과 기업가치 사이의 관계가 달라질 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 모형에 *NegNIE*를 포함하였다. 또한 연도별 기업가치가 평균적으로 차이가 날 수 있으므로 이러한 연도별 효과를 통제하기 위하여 연도별 더미변수 *YEAR_{it}*를 추가하였다.

한편 식 (1)에서 *MV*, *BVECAP*, *NIE*, *ESOCAP* 그리고 *ESOEXP*를 기초총자산으로 표준화하였는데 이것은 규모효과(scale effects)를 통제하기 위한 것이다(Easton and Sommers 2000; Barth and Clinch 2001).

2. 표 본

주식매입선택권에 대한 회계처리를 규정한 해석 [39-35]는 1999년 12월 29일 이후 발생한 거래부터 적용되므로 본 연구는 2000년부터 2002년까지 3개 연도를 대상으로 표본을 추출하였다. 표본 추출 대상기업은 매년도말 기준으로 증권거래소에 상장되어 있는 제조업체 중에서 12월 결산법인으로서 관리대상 종목은 제외하였다. 또한 본 연구의 주제에 맞추어 주식매입선택권이나 주식보상비용을 보고한 기업만을 대상으로 하였다. 각 기업에 대한 재무자료는 한국신용평가(주)의 KIS-FAS에서 구하였으며 경영자지분율과 주가정보는 한국상장회사협의회의 데이터베이스인 TS2000에서 구하였으며 자본이 잠식된 기업은 제외하였다.

KIS-FAS에서 주식매입선택권이나 주식보상비용을 보고하고 있는 기업은 185개 기업/년으로 나타났다. 이 중에서 TS2000으로부터 경영자지분율이나 주가정보를 구할 수 없었던 18개 기업/년을 제거하였으며 극단치(outlier) 영향을 배제하기 위하여 스튜던트화 잔차(studentized residual)가 1.96을 초과하는 10개 기업/년을 추가로 제거하였다.

〈표 1〉 표본의 구성

산업 (산업코드)	2000년	2001년	2002년	계
음·식품제조업 (15000)	1	2	4	7
화학물 및 화학제품제조업 (24000)	7	8	8	23
기타기계 및 장비제조업 (29000)	1	1	3	5
컴퓨터 및 사무용기기제조업 (30000)	3	3	3	9
전자부품, 영상, 음향 및 통신장비제조업 (32000)	7	10	12	29
의료, 정밀, 광학기기 및 시계제조업 (33000)	2	2	2	6
자동차 및 트레일러제조업 (34000)	2	2	3	7
도매 및 상품중개업 (51000)	3	4	7	14
소매업, 자동차제외 (52000)	3	3	5	11
전문, 과학 및 기술서비스업 (74000)	1	2	2	5
기타*	7	8	13	28
계	37	45	62	144

* 3개년도 표본이 5개 미만인 산업은 모두 기타에 포함하였음.

또한 내재가치접근법은 보상원가의 산정과 주식보상비용에 대응하는 계정에 대한 처리가 공정가액접근법과 최소가치접근법과는 상이하므로 식 (1)을 그대로 적용할 수는 없을 것으로 판단된다. 이에 따라 내재가치접근법을 사용하고 있는 13개 기업/년을 추가로 제거하였다. 그 결과 본 연구에 사용될 표본은 최종적으로 144개 기업/년으로 나타났다.¹⁵⁾

표본은 <표 1>과 같이 산업별, 연도별로 구성되어 있다. <표 1>에서 보듯이 2000년부터 2002년까지 표본이 5개 이상인 산업은 10개로서 전자부품, 영상, 음향 및 통신장비제조업이 28개로서 가장 많은 표본을 가지고 있으며 화합물 및 화학제품제조업이 23개로서 그 뒤를 잇고 있다. 또한 연도별 표본수는 2000년부터 2002년까지 각각 37개, 45개, 62개로서 점점 증가하고 있는 것으로 나타났다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계 및 상관관계분석

아래 <표 2>는 분석에 사용된 주요 변수들의 기술통계를 보여 준다. *MV*는 평균(표준편차)이 0.3998(0.3391)로서 중위수 0.3088보다 큰데, 이것은 일부 표본기업이 큰 값의 *MV*를 갖고 있다는 것을 의미한다. 이러한 사실은 최소값으로부터 중위수까지의 범위가 0.3084($=0.3088-0.0004$)임에 비해 중위수부터 최대값까지의 범위는 1.6463($=1.9551-0.3088$)라는 사실에서도 알 수 있다. *BVECAP*의 평균(표준편차)은 0.4816(0.2263)이고 중위수는 0.4647로서 최소값과 최대값이 각각 0.0569와 1.7840임에 비추어 *MV*와 유사한 분포를 갖고 있는 것으로 보인다.

*NIE*의 평균(표준편차)은 0.0089(0.1278)로 중위수 0.0237과 차이를 보이고 있으며, 최소값은 (-)0.4438이고 최대값은 0.7105이므로 일부 기업들이 큰 값의 *NIE*를 갖고 있음을 알 수 있다. 또한 *Q1*이 -0.0015임에 비추어 약 25% 이상의 기업들이 음의 *NIE*를 갖고 있는 것으로 판단된다.

*ESOCAP*는 평균(표준편차)이 0.0017(0.0028)로서 *BVECAP* 평균의 약 0.35 %($=0.0017/0.4816$)이다.¹⁶⁾ 또한 중위수는 0.0008로서 최대값이 0.0211임을 고려하면 일부 기업들의 *ESOCAP*가 상당히 큰 것으로 보인다. *ESOEXP*는 평균(표준편차)이 0.0007(0.0015)로서 *NIE* 평균의 약 7.87%($=0.0007/0.0089$)이다. 중위수는 0.0002로서 최소값 0.0000¹⁷⁾과 최대값 0.0122와 비교하면 일부 기업들이 큰 값의 *ESOEXP*를 가지고 있음을 알 수 있다.

15) 144개 기업/년 중에서 최소가치접근법을 사용하고 있는 표본은 85개 기업/년으로 나타났다. 최소가치접근법은 예상주가변동성을 0.001로 간주하는 것 외에는 공정가액접근법과 질적으로 동일하므로 식 (1)과 같은 분석모형을 공통적으로 사용하였다. 따라서 본 연구에서는 원칙적으로 공정가액접근법과 최소가치접근법을 구분하지 않는다.

16) 이러한 결과는 우리나라에 주식매입선택권이 도입된 지 얼마 되지 않은 까닭에 대차대조표의 주식매입선택권 계정에 누적된 금액이 아직 작기 때문인 것으로 판단된다.

17) *ESOEXP*의 최소값이 0이라는 것은 기존에 부여한 주식매입선택권에 대한 보상원가의 안분이 종료된 상태에서 추가적인 주식매입선택권이 부여되지 않은 경우인 것으로 해석된다.

〈표 2〉 주요 변수의 기술통계

	평균	표준편차	최소값	Q1	중위수	Q3	최대값
<i>MV</i>	0.3998	0.3391	0.0004	0.1723	0.3088	0.4891	1.9551
<i>BVECAP</i>	0.4816	0.2263	0.0569	0.3130	0.4647	0.6395	1.7840
<i>NIE</i>	0.0089	0.1278	-0.4438	-0.0015	0.0237	0.0709	0.7105
<i>ESOCAP</i>	0.0017	0.0028	0.00001	0.0003	0.0008	0.0019	0.0211
<i>ESOEXP</i>	0.0007	0.0015	0.0000	0.0000	0.0002	0.0008	0.0122

1) 표본수 $N=144$ 개

2) 변수의 정의 : MV =기업가치(보통주 주식수×기말주가), $BVECAP=BV-ESOCAP$ (BV =주식매입선택권 에 대한 회계처리가 반영된 대차대조표상의 자기자본 장부가액), $ESOCAP$ =대차대조표에 기록된 주식매입선택권, $NIR=NI+ESOEXP$ (NI =주식매입선택권에 대한 회계처리가 반영된 손익계산서상의 회계이익), $ESOEXP$ =손익계산서에 보고된 주식보상비용. 단 모든 변수는 기초총자산으로 표준화함.

<표 3>은 본 연구에 사용된 주요 변수들 사이의 상관관계를 나타낸다. 우선 MV 와 $BVECAP$, NIE , $ESOCAP$, $ESOEXP$ 각각에 대한 피어슨 상관계수는 각각 0.443($p < 0.001$), 0.202($p = 0.015$), 0.498($p < 0.001$), 0.343($p < 0.001$)으로서 모두 5% 미만 수준에서 유의적인 양(+)의 관계를 갖는다. Ohlson(1995)에 의하면 $BVECAP$ 와 NIE 는 MV 에 대한 가장 중요한 설명변수이므로 이들 사이에 유의적인 양의 상관관계가 나타나는 것은 Ohlson(1995)의 내용과 일치하는 것이다. 또한 MV 와 $ESOCAP$ 및 $ESOEXP$ 사이의 상관계수가 유의적인 양(+)의 값을 갖는다는 것은 $ESOCAP$ 와 $ESOEXP$ 가 시장에서 자산으로 인식되고 있다는 것을 의미하는 것으로 Bell et al.(2002)과 일치하는 것으로 판단된다.

$BVECAP$ 는 NIE , $ESOCAP$, $ESOEXP$ 각각에 대하여 0.382($p < 0.001$), 0.244($p = 0.003$), 0.172($p = 0.039$)의 상관계수를 가지며 이들은 모두 5% 미만에서 유의적이다. NIE 는 $ESOCAP$ 와 $ESOEXP$ 에 대하여 각각 (-)0.050($p = 0.549$)와 (-)0.070($p = 0.403$)의 상관계수를 갖는데 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. $ESOCAP$ 와 $ESOEXP$ 사이의 상관계수는 0.737($p < 0.001$)로 1% 미만 수준에서 유의적이다.

스피어만 상관계수는 기본적으로 피어슨 상관계수와 유사한 결과를 보이고 있다. 다만 NIE 에 대한 $ESOCAP$ 와 $ESOEXP$ 의 상관계수가 0.154($p = 0.065$)와 0.170($p = 0.042$)로서 피어슨 상관계수와는 달리 10% 미만 수준에서 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다.¹⁸⁾

18) 이렇게 설명변수들 사이에 상관관계가 높을 경우 회귀분석 시 다중공선성 문제가 나타날 수 있다. 이에 따라 본 연구는 이후의 모든 분석에서 다중공선성 여부를 파악하였다.

〈표 3〉 주요 변수간의 상관관계

	<i>MV</i>	<i>BVECAP</i>	<i>NIE</i>	<i>ESOCAP</i>	<i>ESOEXP</i>
<i>MV</i>	1	0.443*** (p<0.001)	0.202** (p=0.015)	0.498*** (p<0.001)	0.343*** (p<0.001)
<i>BAECAP</i>	0.536*** (p<0.001)	1	0.382*** (p<0.001)	0.244*** (p=0.003)	0.172** (p=0.039)
<i>NIE</i>	0.442*** (p<0.001)	0.552*** (p<0.001)	1	-0.050 (p=0.549)	-0.070 (p=0.403)
<i>ESOCAP</i>	0.488*** (p<0.001)	0.484*** (p<0.001)	0.154* (p=0.065)	1	0.737*** (p<0.001)
<i>ESOEXP</i>	0.308*** (p<0.001)	0.416*** (p<0.001)	0.170** (p=0.042)	0.579*** (p<0.001)	1

1) ***, **, *는 각각 1%, 5% 10% 이하 수준에서 유의적임

2) 표본수 N=144개

3) 좌상에서 우하를 잇는 대각선 위는 피어슨 상관계수, 아래는 스피어만 상관계수임

4) 괄호 안의 값은 귀무가설(H_0 : 상관계수 $r = 0$)에 대한 p 값

5) 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조.

2. 회귀분석 결과

가. 기본분석

식 (1)에 의하면 주식매입선택권의 도입 효과는 *ESOCAP*와 *ESOEXP*를 통해 알 수 있다. 이 때 앞의 <표 3>에서 보듯이 *ESOCAP*와 *ESOEXP* 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 0.737(0.579)로서 상당히 높게 나타난다. 따라서 이 두 변수 사이에는 다중공선성 문제가 나타날 가능성이 있으므로 본 연구에서는 식 (1)이 *ESOCAP*와 *ESOEXP* 중에서 하나만을 포함하는 경우에 대하여도 추가분석을 수행하였다. <표 4>에서 모형1은 식 (1)에서 *ESOCAP*만을 포함하는 경우이고 모형2는 *ESOEXP*만을 포함하는 경우이다. 그리고 모형3은 *ESOCAP*와 *ESOEXP*를 모두 포함하는 경우로서 바로 식 (1)에 해당한다.

〈표 4〉 기본분석 결과¹⁹⁾

$$MV_{it} = \beta_0 + \beta_1 BVECAP_{it} + \beta_2 NIE_{it} + \beta_3 ESOCAP_{it} + \beta_4 ESOEXP_{it} + \beta_5 GROWTH_{it} \\ + \beta_6 GROWTH_{it}^2 + \beta_7 NegNIE_{it} + \sum_{y=2001}^{2002} \beta_y (YEAR_y) + \varepsilon_{it}$$

	회귀계수		
	모형1	모형2	모형3
<i>Intercept</i>	-0.309*** (-4.429)	-0.341*** (-5.069)	-0.309*** (-4.437)
<i>BVECAP</i> (모형2는 <i>BV</i>)	0.636*** (7.553)	0.690*** (8.365)	0.638*** (7.512)
<i>NIE</i> (모형1은 <i>NI</i>)	0.010 (0.090)	0.024 (0.150)	0.017 (0.149)
<i>ESOCAP</i>	22.407*** (2.463)	—	23.882*** (2.814)
<i>ESOEXP</i>	—	24.295* (1.477)	-4.559 (-0.358)
<i>GROWTH</i>	0.493*** (6.221)	0.518*** (6.752)	0.493*** (6.201)
$(GROWTH)^2$	-0.032*** (-5.151)	-0.035*** (-5.695)	-0.032*** (-5.132)
<i>NegNIE</i> (모형1은 <i>NegNI</i>)	0.674** (1.883)	0.579* (1.520)	0.660** (1.798)
<i>YEAR</i> ₂₀₀₁	0.027 (0.833)	0.029 (0.829)	0.026 (0.784)
<i>YEAR</i> ₂₀₀₂	-0.011 (-0.513)	-0.002 (-0.113)	-0.011 (-0.542)
표본수	144	144	144
adj. R ²	83.31%	81.75%	83.18%
F-value	90.21	81.04	79.57

1) ***, **, *는 각각 1%, 5% 10% 이하 수준에서 유의적임(단측검정)

2) 변수에 대한 정의는 <표 2> 및 <표 4> 참조. 단 *GROWTH*는 기업의 시장가치를 자기자본의 장부가액으로 나눈 값(market-to-book value)임

3) 괄호 안은 t 값으로 White(1980) 방법에 따라 산출하였음.

19) <표 4>의 모형1부터 모형3까지 각 변수의 분산확대인자(variance inflation factor, 이하 VIF)는 모두 8 이하의 값을 갖는다. 특히 모형3에서 *ESOCAP*와 *ESOEXP*의 VIF는 각각 2.510과 2.251로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>에서 일부 변수들 사이에 상관관계수가 0.3을 초과하고는 있지만 이로 인하여 다중공선성 문제가 나타나지는 않음을 알 수 있다. 이하의 표에서 특별한 언급이 있는 경우 외에는 다중공선성 문제가 나타나지 않았다.

<표 4>에서 $BVECAP(BV)$ 의 계수는 0.636(모형1)에서 0.690(모형2) 사이의 값으로 나타나 예상대로 모든 모형에 걸쳐 1% 이하의 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보여 주고 있다. 그러나 $NIE(NI)$ 계수는 비록 양의 값을 갖지만 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과가 나타나는 것은 식 (1)에서 당기순이익은 기본적으로 미래의 초과이익에 대한 측정치로 사용되는데 모형에 $GROWTH$ 와 $(GROWTH)^2$ 이 포함됨에 따라 미래초과이익의 대용치로서 당기순이익이 갖는 설명 효과가 대부분 $GROWTH$ 와 $(GROWTH)^2$ 으로 이전되었기 때문인 것으로 판단된다.²⁰⁾

$ESOCAP$ 계수는 모형1과 모형3에서 22.407($t=2.463$)과 23.882($t=2.814$)로서 1% 이하 수준에서 유의적인 양의 값을 갖는다. 이러한 결과는 $ESOCAP$ 이 이미 비용으로 인식된 주식보상비용의 누적치라는 사실을 생각해 보면 이들 누적된 비용이 여전히 기업의 수익창출능력에 유효한 영향을 미치고 있다는 것을 의미하는 것이다. 따라서 대차대조표에 자본조정 항목으로 포함되는 주식매입선택권에 대하여 시장참가자들은 기업가치와 관련하여 긍정적인 평가를 하고 있음을 알 수 있다.

$ESOEXP$ 계수 역시 예측대로 모형2에서 24.295($t=1.477$)로서 10% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 갖는다. 그러나 모형3에서 $ESOEXP$ 계수는 음의 부호(-4.559 , $t=-0.358$)를 가지며 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그런데 $ESOCAP$ 에는 이미 $ESOEXP$ 이 포함되어 있으므로 <표 4>에서 $ESOEXP$ 의 계수 β_4 는 $ESOCAP$ 의 영향을 통제한 후에 $ESOEXP$ 가 기업가치에 미치는 증분효과를 나타내 주는 것으로 해석된다. 따라서, 실질적으로 $ESOEXP$ 가 기업가치에 미치는 총 효과는 $ESOCAP$ 의 계수와 $ESOEXP$ 의 계수를 합한 값 $19.323(\beta_3 + \beta_4 = 23.882 - 4.559, p=0.019)$ 이므로 비록 $ESOCAP$ 와 비교하여 그 수준은 일부 감소하지만 $ESOEXP$ 역시 기업가치와 유의적인 양의 관계를 가짐을 알 수 있다.²¹⁾ 이러한 결과는 Bell et al.(2002)의 결과와 일치하는 것이다. 그러므로 모형2에서 $ESOEXP$ 의 계수가 유의적으로 나타난 것은 모형2에서 생략된 $ESOCAP$ 의 효과가 단지 $ESOEXP$ 에 반영되어 나타난 결과로 판단된다.

또한 $ESOCAP$ 과 $ESOEXP$ 계수는 다른 변수들의 계수와는 달리 상당히 큰 절대값을 가지고 있다. 이러한 결과가 나타나는 것은 주식매입선택권 도입에 의한 기업가치 증가효과(즉 주식매입선택권 도입에 의해 생성되는 무형자산)가 $ESOCAP$ 과 $ESOEXP$ 에 반영되었기 때문인 것으로 판단된다(Bell et al., 2002).

성장성의 측정치인 $GROWTH$ 의 계수는 각 모형에서 모두 1% 이하의 수준에서 유의적인 양의 값을 갖는다. 이것은 미래 성장에 대한 기대가 클수록 기업가치가 증가한다는 것을 나타낸다. 그리고 $(GROWTH)$ 의 계수는 각 모형에서 모두 1% 이하 수준에서 유의적인 음(-)의 값을 갖는데 이는 성장성이 기업가치에 미치는 영향은 체감적으로 증가할 것이라는 예상과 일치하는 것이다.

20) 그러나 $BVECAP(BV)$ 에는 이미 $NIE(NI)$ 가 포함되어 있다는 사실을 고려하면 $NIE(NI)$ 의 계수는 $BVECAP(BV)$ 의 정보효과를 통제한 후에도 $NIE(NI)$ 에 추가적인 정보효과가 있는지를 나타내 준다고 볼 수 있다. 따라서, $NIE(NI)$ 가 주가에 대하여 미치는 영향은 $BVECAP(BV)$ 의 계수에 더하여 $NIE(NI)$ 의 증분효과를 합한 값 $0.655(\beta_1 + \beta_2 = 0.638 + 0.017, p = 0.0002)$ 이므로 $NIE(NI)$ 는 기업가치와 유의적인 양의 관계를 갖는 것을 알 수 있다. 이러한 설명은 이하 <표 5>와 <표 8>에서도 동일하다. 이상의 해석을 제시해 주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

21) 이는 <표 5>와 <표 8>의 해석에도 적용된다. 이러한 해석을 제시해 주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

나. 내생성(endogeneity)의 통제

식 (1)에서 MV 와 $ESOCAP$ 및 $ESOEXP$ 사이에는 기계적인 양(+)의 관계가 존재할 수 있다. 왜냐하면 주식매입선택권 부여일의 MV , 즉 주가에 따라 해당 기간에 부여되는 주식매입선택권에 대한 보상원가의 크기가 결정되고 이에 따라 주식보상비용이 약정용역제공기간 동안 안분되는데 동시에 이러한 주식매입선택권의 도입으로 미래성과에 대한 시장의 기대가 향상된다면 이것은 곧 MV 의 증가로 나타날 것이기 때문이다(Aboody et al., 2004; Bell et al., 2002; Li, 2002). 특히 보상원가를 Black-Scholes 모델을 이용하여 산정할 경우 옵션가치는 주식의 현재가치를 기준으로 계산되므로 MV 와 $ESOCAP$ 및 $ESOEXP$ 사이에 기계적인 양(+)의 관계가 존재할 가능성이 나타난다. 이렇게 MV 와 $ESOCAP$ 및 $ESOEXP$ 사이에 내생성(endogeneity)이 존재할 경우 MV 에 대한 $ESOCAP$ 와 $ESOEXP$ 계수는 편의(bias)되어 나타나게 된다.

이에 따라 본 연구에서는 Aboody et al.(2004), Bell et al.(2002) 그리고 Li (2002)의 연구를 따라 $ESOCAP$ 나 $ESOEXP$ 와는 높은 상관관계를 갖지만 식 (1)의 잔차와는 관계가 없다고 기대되는 변수들(instruments)에 대하여 $ESOCAP$ 와 $ESOEXP$ 를 회귀분석하여 $ESOCAP$ 와 $ESOEXP$ 의 추정치(이하 $ESOCAP^*$ 와 $ESOEXP^*$)를²²⁾ 구한 뒤 이를 $ESOCAP$ 와 $ESOEXP$ 대신 식 (1)에 대입함으로써 MV 와 $ESOCAP$ 및 $ESOEXP$ 사이에 나타날 수 있는 기계적인 양의 관계를 통제한 후 분석을 다시 수행하여 보았다.²³⁾ <표 5>는 그 분석결과이다.

22) 구체적으로 $ESOCAP^*$ 다음의 회귀식으로부터 추정되는 값이다.

$$ESOCAP = \alpha_0 + \alpha_1(\text{행사가격}) + \alpha_2(\text{예상배당수익률}) + \alpha_3(\text{무위험이자율}) + \alpha_4(\text{예상주가변동성}) \\ + \alpha_5(\text{부여일로부터의 경과기간}) + \alpha_6(\text{부여된 주식매입선택권의 총수}) + \varepsilon$$

또한, $ESOEXP^*$ 는 다음의 회귀식으로부터 추정된다.

$$ESOEXP = \alpha_0 + \alpha_1(\text{행사가격}) + \alpha_2(\text{예상배당수익률}) + \alpha_3(\text{무위험이자율}) + \alpha_4(\text{예상주가변동성}) \\ + \alpha_5(\text{만기까지의 기간 경과기간}) + \alpha_6(\text{부여된 주식매입선택권의 총수}) + \varepsilon$$

여기에서 행사가격은 해당년도에 주식매입선택권이 수차례 부여된 경우에는 각 회차의 행사가격을 각 회차에 부여된 주식매입선택권 수에 따라 가중평균 한 값이다. 예상배당수익률은 당기의 배당액을 당기의 MV 로 나눈 값을 사용하였다. 무위험이자율은 한국은행 경제경영 DB에서 3년 만기 국고채 연평균수익률을 사용하였다. 국고채 연평균수익률은 2000년에 8.3%, 2001년에 5.68%, 2002년에 5.78%로 나타났다. 예상주가변동성은 해당년도의 매월 말 주가의 표준편차를 이용하였다. 만기까지의 기간은 행사가격과 마찬가지로 부여된 주식매입선택권 수로 가중평균 하였다. 이 때 행사가격, 만기까지의 기간, 부여된 주식매입선택권의 총수, 그리고 부여일로부터의 경과 기간에 대한 자료는 금융감독원 전자공시시스템에서 직접 수집(hand-collecting)하였다.

23) 각주 22)에서처럼 유사한 도구변수(instruments)를 사용할 경우 $ESOCAP^*$ 와 $ESOEXP^*$ 사이에 유의적인 상관관계가 나타날 수 있다. 그런데, Bell et al.(2002)은 주식보상비용($ESOEXP$)과 선급보상($ESOASSET$: ED)를 적용하였으면 나타날 금액)을 동시에 포함하는 모형(p.978)에서 시장가치와 $ESOEXP$ 및 $ESOASSET$ 사이의 내생성을 통제하기 위해서 $ESOEXP$ 와 $ESOASSET$ 에 동일한 도구변수를 이용하여 추정값을 구하고 있다(p.991). 그러므로 본 연구에서 $ESOCAP^*$ 와 $ESOEXP^*$ 의 추정에 유사한 도구변수들을 사용하는 것은 Bell et al.(2002)을 따른 것이다.

〈표 5〉 내생성의 통제

$$MV_{it} = \beta_0 + \beta_1 BVECAP_{it} + \beta_2 NIE_{it} + \beta_3 ESOCAP^*_{it} + \beta_4 ESOEXP^*_{it} + \beta_5 NegNIE_{it} + \beta_7 GROWTH_{it} + \beta_6 (GROWTH_{it})^2 + \sum_{y=2001}^{2002} \beta_y (YEAR_y) + \varepsilon_{it}$$

	회귀계수		
	모형1	모형2	모형3
<i>Intercept</i>	-0.377*** (-6.742)	-0.424*** (-8.684)	-0.354*** (-6.231)
<i>BVECAP</i> (모형2는 <i>BV</i>)	0.719*** (9.209)	0.724*** (9.393)	0.716*** (9.114)
<i>NIE</i> (모형1은 <i>NI</i>)	-0.032 (-0.363)	-0.024 (-0.258)	-0.025 (-0.283)
<i>ESOCAP</i> *	37.142*** (3.444)	—	50.966*** (3.019)
<i>EXOEXP</i> *	—	122.044*** (2.631)	-54.206 (-0.726)
<i>NegNIE</i> (모형1은 <i>NegNI</i>)	0.452* (1.637)	0.482* (1.648)	0.443* (1.548)
<i>GROWTH</i>	0.491*** (5.970)	0.493*** (5.965)	0.493*** (5.922)
<i>GROWTH</i> ²	-0.033*** (-5.177)	-0.033*** (-5.171)	-0.033*** (-5.131)
<i>YEAR</i> ₂₀₀₁	0.019 (0.652)	0.045 (1.248)	0.008 (0.227)
<i>YEAR</i> ₂₀₀₂	-0.010 (-0.536)	0.016 (0.831)	-0.021 (-0.994)
표본수	144	144	144
adj. R ²	83.22%	82.85%	83.15%
F-value	89.66	87.38	79.39

1) ***, **, *는 각각 1%, 5% 10% 이하 수준에서 유의적임(단측검정)

2) 변수에 대한 정의는 <표 2> 및 <표 4> 참조

3) $ESOCAP^*(ESOEXP^*)$ 는 $ESOCAP(or ESOEXP) = \alpha_0 + \alpha_1(\text{행사가격}) + \alpha_2(\text{무위험이자율}) + \alpha_3(\text{예상 주가변동성}) + \alpha_4(\text{만기까지의 기간}) + \alpha_5 BVECAP + \alpha_6 NIE + \alpha_7 NegNIE + \alpha_8 D01 + \alpha_9 D02 + \varepsilon$ 의 회귀식에서 구한 추정값으로 각 변수에 대한 설명은 각주 27) 참조

4) 괄호 안은 t 값으로 White(1980)방법에 따라 산출하였음.

내생성을 통제한 <표 5>의 결과는 기본적으로 <표 4>의 결과와 다르지 않다. 즉 모형1과 모형2에서 $ESOCAP^*$ 와 $ESOEXP^*$ 는 독립적으로 MV 와 유의적인 양의 관계를 가지지만 두 변수가 동시에 포함된 모형3에서는 $ESOCAP^*$ 만이 기업가치에 긍정적인 영향을 미치며 $ESOEXP^*$ 의 계수는 음의 값을 갖지만 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

3. 추가 분석

가. 주식수익률 분석

본 연구는 기본적으로 관련 변수들을 기초총자산으로 스케일링하여 다중공선성을 포함하는 규모효과(scale effect)를 통제하였다. 그러나, Barth and Clinch(2001)와 Easton and Sommers(2000)는 규모효과를 통제하는 최선의 방법은 없으므로 여러 가지 방법을 이용하여 이들의 결과를 종합적으로 해석할 것을 권고하고 있다. 따라서, 본 연구에서는 주식수익률 분석을 통하여 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 추가적으로 분석하였다.

$$\begin{aligned}
 RET_{it} = & \beta_0 + \beta_1 EPS_{it} + \beta_2 \Delta EPS_{it} + \beta_3 ESOEXP_{it} + \beta_4 \Delta ESOEXP_{it} \\
 & + \beta_5 NegEPS_{it} + \beta_6 Neg\Delta EPS_{it} + \beta_7 GROWTH_{it} + \beta_8 (GROWTH_{it})^2 \\
 & + \sum_{y=2001}^{2002} \beta_y (YEAR_y) + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (2)$$

여기에서 RET_{it} = i 기업의 t 년도 주식수익률로서 (기말주가-기초주가+주당현금배당액)을 기초주가로 스케일링함

EPS_{it} = i 기업의 t 년도 주식보상비용 반영 전의 주당순이익

ΔEPS_{it} = i 기업의 t 년도 주식보상비용의 변동을 고려하지 않은 주당순이익 변동

$ESOEXP_{it}$ = i 기업의 t 년도 주당 주식보상비용

$\Delta ESOEXP_{it}$ = i 기업의 t 년도 주당 주식보상비용의 변동

$NegEPS_{it}$ = EPS_{it} 가 음수이면 $-EPS_{it}$, 아니면 0

$Neg\Delta EPS_{it}$ = ΔEPS_{it} 가 음수이면 $-\Delta EPS_{it}$, 아니면 0

나머지 변수들은 식 (1) 참조

단, 위 변수들은 모두 기초주가로 스케일링 함

식 (2)에서 RET 는 주식수익률로서 기말주가에서 기초주가를 차감하고 이에 주당 현금배당액을 더한 후 기초주가로 스케일링한 값이다. $ESOEXP$ 는 주당 주식보상비용이며 $\Delta ESOEXP$ 는 주당 주식보상비용 변동액으로서 이 두 변수가 RET 에 대하여 갖게 되는 관계가 주식수익률 분석의 초점이 된다.

EPS 와 ΔEPS 는 각각 주당순이익과 주당순이익 변동분으로서 RET 는 기본적으로 이 두 변수에 의하

여 설명된다(Easton and Harris, 1991). 이 때, 본 연구는 기본적으로 주식매입선택권의 효과를 분석하는 것이므로 그 효과를 분리하기 위하여 EPS 와 ΔEPS 는 $ESOEXPPS$ 가 반영되지 않은 상태에서의 주당 순이익과 그 변동액을 나타낸다. $NegEPS$ 와 $Neg\Delta EPS$ 는 EPS 와 ΔEPS 가 음의 값을 갖는지의 여부에 따라 RET 에 차별적인 영향이 있을 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 포함하였다. 또한, 기업의 성장성이 주식수익률에 영향을 미칠 수 있으므로 식 (1)에 대응하여 $GROWTH$ 와 $(GROWTH)^2$ 을 통제변수로 추가하였다.

<표 6>은 식 (2)의 분석결과이다.

<표 6>에서 OLS의 결과를 보면 $ESOEXPPS$ 의 계수는 198.998($t=10.318$)로 1% 이하의 수준에서 유의적인 양의 값을 가지며 $\Delta ESOEXPPS$ 의 계수는 $-183.125(t=-18.904)$ 로서 유의적인 음의 값을 갖는다. 따라서, 그 두 변수가 갖는 계수의 합($\beta_3 + \beta_4$)은 $15.873(=198.998 - 183.125, p=0.01)$ 으로서 유의적인 양의 값으로 나타난다. 그러므로, 주식수익률은 주식매입선택권과 유의적인 양의 관계를 갖는 것으로 해석된다.

〈표 6〉 주식수익률 분석

$$RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{it} + \beta_2 \Delta EPS_{it} + \beta_3 ESOEXPPS_{it} + \beta_4 \Delta ESOEXPPS_{it} \\ + \beta_5 NegEPS_{it} + \beta_6 Neg\Delta EPS_{it} + \beta_7 GROWTH_{it} + \beta_8 (GROWTH_{it})^2 \\ + \sum_{y=2001}^{2002} \beta_y (YEAR_y) + \varepsilon_{it}$$

	OLS	Ridge Regression
Intercept	0.316(3.690)***	-5.001
EPS	0.509(23.319)***	-0.820(0.553)
ΔEPS	0.226(1.601)*	-0.163(0.341)
ESOEXPPS	198.998(10.318)***	18.761(0.139)
$\Delta ESOEXPPS$	-183.125(-18.904)***	-8.646(1.061)
$NegEPS$	-0.751(-2.494)***	-0.924(0.359)
$Neg\Delta EPS$	0.347(2.285)**	-0.147(0.321)
$GROWTH$	0.373(2.867)***	2.566(1.474)
$GROWTH^2$	-0.017(-1.648)*	-0.196(1.468)
$YEAR_{2001}$	0.641(4.104)***	5.823(1.079)
$YEAR_{2002}$	0.028(0.294)	4.593(1.085)

1) ***, **, *는 각각 1%, 5% 10% 이하 수준에서 유의적임(단측검정)

2) 변수에 대한 정의는 식 (2) 참조

3) Ridge regression의 경우 () 안의 숫자는 VIF 값. 능형모수(ridge parameter, λ)는 모든 변수들의 VIF가 상당히 작아지고 설명변수들의 계수가 안정화 되는 $\lambda=0.1$ 을 선택

그런데 이러한 OLS의 결과에서 대부분의 변수들이 10을 상회하는 VIF 값을 갖는 것으로 나타나 OLS의 결과는 다중공선성에 의하여 편의되었을 가능성이 존재한다. 이에 따라 다중공선성을 통제하기 위하여 추가적으로 능형회귀분석(ridge regression)을 수행하여 보았다. <표 6>에서 Ridge Regression 부분을 보면 ESOEXPPS와 ΔESOEXPPS의 계수는 OLS와 마찬가지로 각각 양의 값(18.761)과 음의 값(-8.646)을 나타내고 있으며 그 합은 10.115(=18.761-8.646)로 나타나 주식수익률은 여전히 주식매입선택권과 양의 관계를 갖는 것으로 나타나고 있다.²⁴⁾²⁵⁾

나. 미래이익과 주식매입선택권

기업가치는 이론적으로 기업으로 유입되는 미래 순현금흐름의 현재가치로 계산할 수 있는데 이러한 순현금흐름의 현재가치는 기본적으로 미래 기대이익의 현재가치와 동일하다. 따라서, 주식매입선택권의 도입에 따라 기업가치가 증가한다는 것은 미래에 실현되는 이익이 증가하기 때문으로 이해할 수 있다. 이에 따라 주식매입선택권이 도입된 이후의 기간에 이익이 증가하는지를 다음의 식 (3)을 이용하여 추가적으로 분석하여 보았다.

$$ABNNIE_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 ABNNIE_{it} + \beta_2 BVECAP_{it} + \beta_3 ESOCAP_{it} + \beta_4 ESOEXP_{it} + \beta_5 YEAR_{2002} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

- 24) 본 연구에서 기말주가에서 기초주가를 차감하고 현금배당을 더한 후 기초주가로 나눈 값을 RET로 사용한 것은 최원석·안태식(2002)의 방법을 따른 것이다. 다만, 최원석·안태식(2002)의 방법은 유무상증자, 주식병합, 주식분할 등의 효과를 적절하게 반영하지 않을 수 있으므로 추가적으로 (기말 시장가치-기초 시장가치+총 현금 배당액)/(기초 시장가치)의 값을 RET로 하고 EPS, ΔEPS, ESOEXP, 그리고 ΔESOEXP는 각각 그 총액을 기초 시장가치로 나눈 값으로 하여 <표 6>을 다시 분석해 보았는데 그 결과는 현재 본문의 내용과 달라지지 않았다. 이 부분에 대하여 유익한 조언을 해 주신 심사자에게 감사드린다.
- 25) 능형회귀분석의 결과에서 EPS와 ΔEPS의 계수는 OLS에서와는 달리 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 주식 24)에서처럼 RET와 EPS, ΔEPS, ESOEXP, ΔESOEXP를 계산하여 능형회귀를 다시 분석해 보아도 결과는 달라지지 않았으며 경상이익을 기준으로 분석하여도 결과는 달라지지 않았다. 이러한 결과가 나타나는 것은 아마도 능형회귀분석에서 각 독립변수들 사이의 상관성을 제거해 가는 과정에서 EPS와 ΔEPS를 구성하는 요소 중에서 다른 변수와 상관관계가 있는 부분이 제거됨으로써 결과적으로 EPS와 ΔEPS의 계수가 일반적인 예상과는 반대로 나온 것이 아닌가 추측된다. 그럼에도 불구하고 능형회귀분석에서 나타나는 EPS와 ΔEPS의 계수가 음(-)이라는 사실은 본 연구에서 여전히 하나의 “puzzle”이다. 그러나, 이러한 “puzzle”이 본 연구의 전체적인 결과를 왜곡하지는 않는 것으로 판단된다. 다중공선성이 문제가 되는 것은 다중공선성이 존재할 경우 OLS 추정량의 분산과 공분산이 매우 커져서 결과적으로 회귀계수에 대한 신뢰구간이 넓어지고 이로부터 회귀계수는 0이라는 귀무가설을 받아들이는 가능성이 증가한다는 것이다 (Gujarati, 2003). 즉, 다중공선성이 심한 경우 대부분의 변수들에 대한 회귀계수는 유의적이지 않은 것으로 나타나게 된다. 그런데 <표 6>의 OLS 결과를 보면 거의 대부분의 회귀계수들이 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이러한 결과는 <표 6>의 OLS 결과가 다중공선성의 영향을 크게 받고 있지는 않다는 간접적인 증거라고 생각된다. 이 부분에 대하여 유익한 조언을 해 주신 심사자에게 감사드린다.

여기에서 $ABNNIE_{it} = i$ 기업의 t 년도 비기대이익($= ABNNIE_{it} - r \times BVECAP_{it-1}$)

r = 할인율

나머지 변수는 식 (1) 참조

Bell et al.(2002)은 미래(1년 뒤)의 비기대이익이 당기의 주식보상비용(ESO)과 스톡옵션 관련 무형자산($ESOASSET$)에 의하여 설명되는지를 당기의 비기대이익과 순자산가액을 통제하고 분석하였다. 식 (3)은 이러한 Bell et al.(2002) 모형에서 사용된 ESO 와 $ESOASSET$ 을 본 연구에서 사용된 $ESOCAP$ 와 $ESOEXP$ 로 대체한 것이다. 이 때 비기대이익을 구하기 위한 할인율 r 은 Bell et al.(2002)에 따라 12%로 하였으며 비교 목적을 위하여 10%와 8%인 경우를 추가하였다. 다음의 <표 7>은 그 결과이다.²⁶⁾

<표 7>에서 $ESOCAP_{-1}$ 와 $ESOEXP_{-1}$ 의 계수는 모든 할인율에서 통계적으로 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 예상과 달리 주식매입선택권의 도입에 따라 미래의 이익이 증가하지는 않는다는 것을 의미한다. 기본적으로 이러한 결과가 나타나는 것은 연구에 사용된 자료의 제약 때문이라고 판단된다. 주가는 미래의 모든 기간에 나타날 이익을 대상으로 한 평가 결과임에 비하여 본 연구에서는 자료 수집의 제약으로 인하여 미래의 이익으로 단지 1년 뒤의 이익만을 고려하였는데 주식매입선택권의 도입이 미래의 이익에 미치는 영향은 2~3년 뒤부터 현실화될 가능성이 있다. 따라서, <표 7>에서 주식매입선택권의 도입에 따라 미래의 이익이 증가하지 않는다는 결과는 추가적인 자료의 집적이 이루어진 후에 재검토 되어야 할 것으로 판단된다.

또한, <표 7>에서 $ABNNIE_{-1}$ 의 계수는 모든 할인율에서 유의적인 양의 값을 보이고 있으며 그 크기는 1보다 작은 것으로 나타난다. Ohlson(1995)에 의하면 비기대이익은 양의 자기상관을 가지므로 위의 결과는 이론적인 예상과 일치하며 Bell et al.(2002)의 결과와도 일치한다.

그리고, Bell et al.(2002)에서 순자산가액의 계수는 비유의적인 양의 값을 갖는 것에 비하여 본 연구에서는 <표 7>에서 r 이 12%인 경우 $BVECAP_{-1}$ 의 계수는 10% 이하에서 유의적인 음의 값을 가지며 나머지 경우에도 비록 통계적으로 유의하지는 않지만 그 부호는 음의 값을 갖는다. 이러한 결과는 적어도 통계적 유의성을 고려하지 않을 경우 미래의 비기대이익은 전기의 순자산가액이 클수록 작아진다는 이론적인 예상과 일치하는 결과이다(Ohlson, 1995).

26) <표 7>에서 표본은 앞부분과는 달리 83개 기업-년이다. 이는 종속변수와 설명변수 사이에 1년의 차이가 나기 때문이다. 즉, 2002년(2001년)의 비기대이익은 2001년(2000년)의 설명변수들과 대응이 되지만 2000년도의 비기대이익은 본 연구에 사용된 표본의 구성상 대응되는 1999년의 변수가 없으므로 결과적으로 2000년도의 표본은 분석에서 제거되기 때문이다. 또한, 2002년(2001년)과 2001년(2000년)의 대응시 두 개년도 중 어느 한 개 연도에 대응변수들이 없는 경우에도 해당 표본을 분석에서 제외하였다. 그 결과 <표 7>에서 사용된 표본은 83개 기업-년으로 감소하였다.

〈표 7〉 미래 이익과 주식매입선택권

$$ABNNIE_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 ABNNIE_{it} + \beta_2 BVECAP_{it} + \beta_3 ESOCAP_{it} + \beta_4 ESOEXP_{it} + \beta_5 YEAR_{2002} + \varepsilon_{it}$$

	회귀계수		
	$r = 12\%$	$r = 10\%$	$r = 8\%$
<i>Intercept</i>	0.009 (0.279)	0.008 (0.250)	0.007 (0.219)
<i>ABNNIE₋₁</i>	0.561*** (3.407)	0.566*** (3.431)	0.571*** (3.457)
<i>BVECAP₋₁</i>	-0.082* (-1.295)	-0.072 (-0.126)	-0.062 (-0.960)
<i>ESOCAP₋₁</i>	-2.953 (-0.307)	-2.978 (-0.311)	-3.003 (-0.314)
<i>ESOEXP₋₁</i>	0.144 (0.010)	0.552 (0.038)	0.965 (0.066)
<i>YEAR₂₀₀₂</i>	0.006 (0.288)	0.007 (0.312)	0.007 (0.335)
adj. R^2	25.67%	25.86%	26.17%
F-value	6.66	6.72	6.81

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5% 10% 이하 수준에서 유의적임(단측검정)
 2) 변수에 대한 정의는 식 (4) 및 식 (6) 참조. 표에서 아래 첨자 -1은 전년도를 의미
 3) 표본수는 83개
 4) 괄호 안은 t 값으로 White(1980) 방법에 따라 산출하였음.

다. 최소가치접근법과 공정가액접근법의 구분

보상원가의 계산에 있어서 최소가치접근법은 단지 예상주가변동성을 0.001로 가정하는 것을 제외하고는 공정가액접근법과 차이가 없다. 이에 따라 본 연구는 최소가치접근법을 사용한 표본과 공정가액접근법을 사용한 표본을 동질적인 것으로 보고 분석을 수행하였다. 그러나, 보상원가 산정 방법이 최소가치접근법이나 공정가액접근법이나에 따라 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향에 대한 시장의 반응이 다를 수 있으므로 추가적으로 본 연구에 사용된 표본을 최소가치접근법을 이용한 표본과 공정가액접근법을 이용한 표본으로 구분한 뒤 분석을 다시 수행하여 보았다. <표 8>은 그 결과이다. <표 8>에는 편의상 ESOCAP과 ESOEXP를 동시에 포함하는 모형의 결과만을 표시하였다. ESOCAP만을 포함하거나 ESOEXP만을 포함하는 모형의 결과는 <표 4>의 결과와 달라지지 않았다.

〈표 8〉 최소가치접근법과 공정가액접근법의 구분

$$MV_{it} = \beta_0 + \beta_1 BVECAP_{it} + \beta_2 NIE_{it} + \beta_3 ESOCAP_{it} + \beta_4 ESOEXP_{it} + \beta_5 GROWTH_{it} + \beta_6 (GROWTH_{it})^2 + \beta_7 NegNIE_{it} + \sum_{y=2001}^{2002} \beta_y (YEAR_y) + \varepsilon_{it}$$

	최소가치접근법	공정가액접근법
<i>Intercept</i>	-0.299(-4.056)***	-0.289(-5.380)***
<i>BVECAP</i>	0.661(6.534)***	0.601(8.927)***
<i>NIE</i>	-0.069(-0.678)	0.427(2.073)**
<i>ESOCAP</i>	8.046(0.575)	21.425(3.507)***
<i>ESOEXP</i>	36.054(1.493)*	-31.897(-3.802)***
<i>GROWTH</i>	0.480(5.249)***	0.372(3.925)***
<i>(GROWTH)²</i>	-0.031(-4.272)***	0.055(1.305)
<i>NegNIE</i>	0.876(2.045)**	-0.367(-1.418)*
<i>YEAR₂₀₀₁</i>	0.037(0.766)	0.015(0.743)
<i>YEAR₂₀₀₂</i>	-0.018(-0.595)	0.012(0.802)
표본수	85개 기업-년	59개 기업-년
adj. R ²	79.53%	95.59%
F-value	37.26	140.64

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5% 10% 이하 수준에서 유의적임(단측검정)
 2) 변수에 대한 정의는 <표 2> 및 <표 4> 참조
 3) 괄호 안은 t 값으로 White(1980)의 방법에 따라 산출하였음.

<표 8>을 보면 *ESOCAP*의 계수는 최소가치접근법에서 8.046($t=0.575$)으로 비유의적이지만 공정가액접근법에서는 21.425($t=3.507$)로서 유의적인 양의 값을 보이고 있다. 따라서, 최소가치접근법과 공정가액접근법을 구분하지 않은 <표 4>에서 *ESOCAP*의 계수가 유의적인 양의 값을 갖는 것은 공정가액접근법을 사용하는 표본의 영향이 그 결과를 지배하였기 때문인 것으로 해석된다.

*ESOEXP*의 계수는 최소가치접근법의 경우 36.054($t=1.493$)로 10% 이하 수준에서 유의적인 양의 값이지만 공정가액접근법에서는 -31.897 ($t=-3.802$)로서 유의적인 음의 값을 보이고 있다. 따라서, <표 4>의 모형3에서 *ESOEXP*의 계수가 유의하지 않은 것으로 나타난 것은 보상원가 산정시 최소가치접근법을 사용하는 표본의 영향과 공정가액 접근법을 사용하는 표본의 영향이 상호간에 상쇄되어 나타난 결과로 해석된다.

라. 기타

마지막으로 <표 4>의 결과와 관련하여 다음의 두 가지 사항을 추가분석하여 보았다.

우선, 본 연구에서 사용하는 표본은 단지 3년치의 자료이므로 주가를 종속변수로 사용하는 경우

당기에 높은 주가를 갖는 기업은 다음 년도에도 높은 주가수준을 보일 가능성이 크다. 이 경우 식 (1)에서 연도터미를 사용함에도 불구하고 잔차항은 시계열적으로 상관관계를 보일 가능성이 존재하며 <표 4>의 결과는 이러한 시계열 상관에 의하여 나타난 결과일 수 있다.

이에 따라 식 (1)에서 나타나는 각 잔차항들을 그 전년도에 잔차항에 대하여 회귀분석하여 그 잔차항의 시계열 상관을 분석하여 보았는데 분석 결과 그 계수는 유의적인 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이에 따라 3개년도의 자료를 동시에 분석함에 따라 나타날 수 있는 잔차항의 시계열적 상관관계의 영향을 통제하기 위하여 추가적으로 2000년부터 2002년까지에 대하여 식 (1)을 각 연도별로 다시 분석하여 보았다. 그 분석결과는 전체적으로 <표 4>의 결과와 크게 달라지지 않았다.

다음으로, 최소가치접근법과 공정가액접근법을 사용하는 기업들은 서로 다른 기업특성을 보일 가능성이 있다. 따라서, 이러한 차별적인 기업특성이 모형에서 적절히 고려되지 않는다면 <표 4>의 결과는 표본선택의 편익에 의하여 나타난 결과일 가능성이 있다.

이러한 가능성의 확인을 위하여 최소가치접근법과 공정가액접근법을 사용하는 기업들을 구분하여 두 기업집단 사이에 기업특성 차이를 t -검정하여 보았다. t -test 결과 *BVECAP*, *NIE*, *ESOCAP*, *ESOEXP*, *GROWTH*, 그리고 *RET*의 평균값은 두 기업집단 사이에 유의적인 차이가 없는 것으로 나타나 두 기업집단 사이의 기업특성에 커다란 차이는 없는 것으로 나타났다. 따라서, <표 4>의 결과는 각각 최소가치접근법과 공정가액접근법을 사용하는 기업들의 기업 특성에 의하여 나타난 결과는 아닌 것으로 판단된다.²⁷⁾

마지막으로, <표 2>를 보면 *ESOEXP*가 0인 표본이 25% 이상을 차지하고 있다. 이것은 우리나라에 주식매입선택권의 1997년부터 도입이 되었는데 본 연구에 사용된 표본이 2000년까지 2002년까지의 기간이므로 1997년부터 1999년까지의 기간에 부여된 주식매입선택권의 보상원가에 대한 안분이 2000년부터 2002년 사이에 완료되었기 때문이라고 판단된다. 그러나, *ESOEXP*가 0인 표본이 전체 표본의 상당 부분을 차지하고 있으므로 이 경우 본문에 제시한 연구결과에는 *ESOEXP*의 영향은 과소평가되고 *ESOCAP*의 영향은 과대평가 되었을 가능성이 있다. 이에 따라 추가적으로 *ESOEXP*가 0인 표본을 제거하여 분석을 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 <표 4>의 내용과 달라지지 않았다.

V. 결 론

우리나라에서 1997년에 처음으로 주식매입선택권의 부여가 법적으로 허용된 이후 주식매입선택권을 도입하는 기업들이 증가하고 있다. 일반적으로 주식매입선택권 도입으로 주주와 경영자 사이의 대리인문제가 해결되면 기업가치가 증가할 것으로 기대된다. 이러한 기대에 따라 우리나라에서는 주로 주식매입선택권 도입에 대한 공시일을 전후하여 주식수익률을 분석함으로써 주식매입선택

27) 다만, 두 기업집단 사이에 기업규모($\ln(\text{총자산})$)으로 측정)만이 유의적인 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 따라서, 이러한 기업규모의 영향을 통제하기 위하여 식 (1)에 $\ln(\text{총자산})$ 을 추가하여 분석을 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 <표 4>의 내용과 달라지지 않았다.

권 도입효과를 분석하여 왔다. 그러나 사건연구들은 주식매입선택권 도입의 정보내용을 분석한다는 측면에서 의미를 갖지만 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 직접적으로 분석해 주지는 못한다고 판단된다. 이에 따라 본 연구는 Ohlson(1995) 모형을 수정하여 장부가액과 초과이익에 포함된 주식매입선택권 효과를 분리하여 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다.

본 연구의 분석 결과 대차대조표에 자본조정 항목으로 계상되는 주식매입선택권(*ESOCAP*)은 유의적인 양(+)의 값을 보임으로서 주식매입선택권의 도입으로 기업가치가 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 관계는 *ESOCAP*와 기업가치 사이의 관계는 내생성을 통제하거나 보상원가 산정 방법으로 공정가액접근법을 사용하는 경우에도 일관되게 나타났다. 그러나, *ESOCAP*에 의하여 미래의 이익이 증가하지는 않는 것으로 나타났다.

다음으로 손익계산서에 비용으로 계상되는 주식보상비용(*ESOEXP*)은 모형에 *ESOCAP* 변수가 포함되느냐 포함되지 않느냐에 따라 기업가치와의 관련성이 차별적으로 나타나고 있다. 우선 연구모형에 *ESOCAP*가 생략된 경우 *ESOEXP*의 계수는 거의 모든 모형에서 유의적인 양의 값으로 나타나고 있다(<표 4>와 <표 5> 참조). 이러한 결과는 *ESOEXP*가 주식매입선택권이 갖는 긍정적인 효과를 *ESOCAP*를 대신하여 반영하고 있기 때문인 것으로 해석된다.

그러나, *ESOEXP*를 *ESOCAP*와 함께 고려할 경우 *ESOEXP*의 계수는 첫째, 유의적이지 않거나(<표 4>와 <표 5> 참조), 둘째, 유의적인 양의 값을 갖거나(최소가치접근법을 사용하는 표본의 경우), 셋째, 유의적인 음의 값을 갖는(공정가액접근법을 사용하는 표본의 경우) 경우로 구분되어 *ESOCAP*와 같은 일관된 모습을 보이고 있지 못하다. 그러나 이러한 결과들은 *ESOCAP*의 영향을 함께 고려해 보면 어느 경우에도 주식매입선택권은 전체적으로 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석된다. *ESOCAP*를 함께 고려하는 첫째의 경우 *ESOEXP*의 계수가 유의적이지 않다 하더라도 *ESOCAP*에는 이미 당기의 *ESOEXP*이 포함되어 있으므로 *ESOEXP*의 계수는 결국 *ESOCAP*의 정보효과를 통제한 후 추가적으로 나타나는 *ESOEXP*의 증분정보효과를 나타내기 때문이다. 따라서, *ESOCAP*의 계수가 유의적인 양의 값을 가지므로 전체적으로 주식매입선택권은 기업가치에 유의적인 양의 관계를 갖는 것으로 판단된다. 둘째의 경우 *ESOEXP*의 계수가 유의적인 양의 값을 가질 때 *ESOCAP*의 계수는 오히려 비유의적인 것으로 나타나 *ESOCAP*와 *ESOEXP*는 상호보완적으로 기업가치를 설명하고 있는 것으로 보인다.²⁸⁾ 그리고 셋째의 경우 *ESOEXP*의 계수가 음의 값이라 하더라도 *ESOCAP*의 계수가 유의적인 양의 값이므로 결과적으로 주식매입선택권은 전체적으로 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다.

이상에서 보듯이 본 연구는 주식매입선택권이 기업가치에 미치는 영향을 직접적으로 측정하는 모형을 도출하고 이에 따라 주식매입선택권이 기업가치에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 실증하였지만 다음과 같은 한계점을 갖고 있다.

28) 그러나, 왜 최소가치접근법에서만 이러한 결과가 나타나는지에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다. 본 연구는 단지 주식매입선택권의 도입에 따라 기업가치가 영향을 받는지를 분석하는 것을 주된 목표로 하므로 주식매입선택권에 대한 회계처리 방법상의 차이가 기업가치를 설명하는데 어떠한 차별적인 영향을 미치는지에 대해서는 구체적인 분석을 하지 못하였다. 이는 또 다른 연구주제라고 판단된다.

첫째, 선행연구 결과에 의하면 주식매입선택권의 영향은 금융업과 제조업에서 다르게 나타나는데, 본 연구에서는 이를 전체적으로 고려하지 못하였다.

둘째, 본 연구는 모형에 내재된 내생성을 통제하기 위해 도구변수를 사용하였는데 본 연구에 사용된 도구변수가 내생성을 완전하게 통제하였는지는 확신할 수 없다. 이러한 이유에서 본 연구는 내생성을 고려하지 않은 결과를 주된 분석대상으로 하였다.

셋째, Bell et al.(2002)에 의하면 주식매입선택권 도입에 의해 생성되는 무형자산이 기업가치를 설명하는데 중요한 역할을 함에도 불구하고 본 연구에서는 무형자산을 미래의 성장성(*MTB*)으로 대신하였다. 따라서 *MTB*가 주식매입선택권 도입으로 나타나는 무형자산을 정확하게 반영하고 있지 못할 경우 본 연구결과에 대한 해석에는 주의가 필요하다.

넷째, 본 연구에 사용된 표본은 3개 년도에 걸쳐 153개 기업/년으로 연평균 51개 규모이다. 특정한 요인이 기업가치에 미치는 영향을 정확하게 분석하기 위해서는 충분한 기간에 대하여 횡단면적으로도 많은 표본이 필요한데 우리나라의 경우 주식매입선택권이 도입된 시기가 얼마 지나지 않은 관계로 충분한 크기의 표본을 확보할 수 없었다. 아마도 이러한 표본의 한계로 인하여 본 연구의 결과가 일부 편의되어 나타났을 수 있다. 따라서, 이상의 한계점들은 향후 연구에서 해결되어야 할 것으로 보이며 그럼에도 불구하고 본 연구의 결과는 전반적으로 주식매입선택권의 도입에 따라 기업가치가 증가한다는 것을 비교적 일관되게 보여 주고 있다.

참고문헌

- 김권중 · 김문철. 2002. 기업가치 평가와 회계연구. 한국회계학회 특별연구서.
- 김창수. 2000. 스톡옵션 도입 기업의 특성. *재무연구* 13 (2) : 135-179.
- . 2002. 스톡옵션의 공시효과와 기업특성. *재무연구* 15 (2) : 1-42.
- 배길수. 2002. 스톡옵션의 도입에 대한 주가반응 및 스톡옵션을 도입한 기업의 특성: 대리인비용을 중심으로. *회계학연구* 27 (2) : 1-26.
- 설원식 · 김수정. 2003a. 스톡옵션 부여공시에 따른 주가상승효과 재검토. *재무관리연구* 20 (1) : 61-92.
- . 2003b. 스톡옵션 부여 기업의 장기성과에 관한 연구. *증권학회지* 32 (1) : 173-217.
- 원재환. 2001. 스톡옵션제도의 공시효과와 위험에 관한 연구. *증권학회지* 28 : 579-623.
- 정승화 · 이민수. 2001. 우리나라 기업의 스톡옵션 도입 패턴. *경영학연구* 30 (4) : 1339-1363.
- 최원석 · 안태식. 2002. 기타포괄이익항목의 추가적 정보가치. *회계학연구* 27 (1) : 81-106.
- Aboddy, D., M. E. Barth and R. Kasznik. 2004. SFAS No. 123 Stock-Based Compensation Expense and Equity Market Values. *The Accounting Review* 79 (No.2) : 251-275.
- Barth, M. E. and G. Clinch. 2001. Scale Effects in Capital Markets-Based Accounting Research. Working paper. Stanford University.
- Bell, T. B., W. R. Landsman, B. L. Miller, and S. Yeh. 2002. The Valuation Implications of Employee Stock Option Accounting for Profitable Computer Software Firms. *The Accounting Review* 77(October) : 971-996.
- Easton, P. D. and G. A. Sommers. 2000. Scale and Scale effects in Market-Based Accounting Research. Working paper. The Ohio State University.
- Easton, P. D. and T. S. Harris. 1991. Earnings as Explanatory Variables for Returns. *Journal of Accounting Research* 29 (Spring) : 19-36.
- Freund, R. J. and R. C. Littel. 2000. *SAS System for Regression*(3rd edition). Wiley.
- Gujarati, D. N. 2003. *Basic Econometrics*(4th edition). McGraw Hill.
- Li, H. 2002. Employee Stock Options, Residual Income Valuation and Stock Price Reaction to SFAS 123 Footnote Disclosures. Working Paper. University of Iowa.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research* 11(Spring) : 661-687.
- White, H. 1980. A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica* : 817-838.

The Effects of Stock Options on Firm Value

Seyong Lee* · Wonseok Choi**

〈Abstract〉

In Korea, many prior studies have investigated the effects of stock options through event studies, on the belief that the problem of moral hazard between managers and equity owners would be decreased with stock options. However, event studies are unlikely to reveal the direct effects of stock options on event studies, because event studies are focused on the information contents of stock options.

Compared to prior studies, we investigated directly the effects of stock options on firm value, using Ohlson(1995) model. We used 144 firm-years selected from manufacturing firms listed on Korean Stock Exchange, over 2000 to 2002.

The results are as follows. *ESOCAP*, which is entered in the balance sheet as a capital adjustment, has a significantly positive coefficient. Therefore, it implies that stock options increase firm value as expected. This result is not changed when we control the endogeneity or use the fair-value method as a calculation method of compensation cost.

ESOEXP, which is entered in an income statement as a cost, is positively related to the firm value when the model doesn't include *ESOCAP*. It implies that *ESOEXP* reflects the effects of *ESOCAP* when *ESOCAP* is not considered. This result is not changed after controlling the endogeneity. However, when the model includes *ESOCAP* together with *ESOEXP*, the coefficient of *ESOEXP* is unlikely to be consistent. Although, because *ESOEXP* has already been included in *ESOCAP*, we have to interpret the coefficient of *ESOEXP* as incremental after controlling the effect of *ESOCAP*. Therefore, although the coefficient of *ESOEXP* is not consistent, stock options are likely to increase firm value overall, considering the relation between *ESOEXP* and *ESOCAP*.

<Key words> stock options, stock compensation cost, firm value, agency cost

* Associate Professor, The Catholic University of Korea

** Assistant Professor, University of Seoul