한국 제약산업의 가치동인: 판매촉진비 대 연구개발비의 역할

곽영민(제 1저자)
동국대학교 경영·관광대학 경영학부
(ymkwak@dongguk.ac.kr)
최종서(교신저자)
부산대학교 경영대학
(jschoi@pusan.ac.kr)

연구개발 및 판매촉진비 지출은 기업의 경영성과와 가치제고를 위한 필수적 요소이다. 전자는 장기적 관점의 가치동인인 반면 후자는 중, 단기적으로 가치창출에 기여하는 요소이다. 본 연구에서는 국내 제약회사를 대상으로 하여 연구개발비와 판매촉진비 지출이 초래하는 차별적 투자효과를 이익효과와 주가효과로 나누어 실증적으로 검증한다. 연구방법에 있어서는 연구개발비와 판매촉진비 지출이 가지는 시차효과를 검증하기 위하여 개별기업 수준에서의 시계열분석과 전체표본에 대한 횡단면분석을 병행하여 적용한다. 이 때, 판매촉진비는 국내 제약회사의 리베이트성 지출을 포괄적으로 반영하기 위한 척도인데 음성적인 리베이트경비를 직접 측정하는 것이 현실적으로 불가능하기 때문에 포괄손익계산서의 계정과목 중에서 리베이트의 성질을 갖는 판매촉진활동과 관련이 있을 것이라고 판단되는 주요 항목들을 대체적 방식으로 결합하여 분석에 이용한다. 또 추가분석을 통하여 제약산업과 함께 첨단기술 업종으로 분류되는 전자부품산업을 대조집단으로 선택한 다음 두 산업의 비교분석을 통하여 연구개발비와 판매촉진비 지출이 기업의 경영성과와 기업가치에 미치는 차별적 영향을 재확인하고자 한다.

1990년부터 2010년까지의 연구기간 동안 유가증권 시장에 상장된 제약회사를 표본으로 선정하여 분석에 이용하였으며 주요한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전체표본에 대한 횡단면분석결과 국내 제약업의 당기 및 과거기간의 연구개발비 지출은 당기의 영업이익과 기업가치에 어떠한 영향도 미치지 않으나 판매촉진비 지출은 당기의 영업이익 및 기업가치와 유의적인 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 둘째, 상술한 횡단면분석의 결과는 개별기업 수준에서의 시계열 분석에서도 동일하게 지지되었다. 이는 국내 제약회사들이 연구개발 활동에 매진하기 보다는 복제약품 중심의 판촉활동에 치중함으로써 경영성과와 기업가치를 관리하고 있음을 나타낸다. 셋째, 전자부품 제조업의 판매촉진비 및 연구개발 지출의 가치관련성을 제약산업과 비교분석한 결과 두 산업 간에 정반대의 결과가 관찰되었으며 판매촉진비는 제약산업에서만 가치관련성을 갖는 것으로 나타났다. 이는 국내 제약산업이 지닌 영업환경의 특수성, 즉 신약개발 추진력의 부족 및 내수시장을 둘러싼 치열한 경쟁상황을 반영하는 결과로 해석된다.

본 연구의 결과는 국내 제약회사의 영업성과와 기업가치가 장기적 관점의 연구개발투자가 아니라 단기적 현상유지를 위한 판매촉진활동에 의존하고 있다는 세간의 인식을 뒷받침하는 실증적 증거를 제공한다. 이러한 연구결과는 정책당국이 국내 제약업계의 유통문화를 개선하고 복제약품의 생산과 판매에 치중하는 영업행태를 쇄신하여 본격적인 첨단기술 산업으로 재도약할 수 있는 방향을 모색하는데 유용한 단서를 제시할 수 있을 것으로 기대한다. 아울러 본 연구의 결과는 연구개발비와 판매촉진비를 비롯한 각종 무형자산성 지출이 기업의 경영성과에 기여하는 양태는 산업의 특수성 혹은 개별기업이 처한 환경적 특성에 따라 상이한 방식으로 발현될 수 있음도 시사한다.

주제어: 한국제약산업, 판매촉진비, 연구개발 지출, 가치관련성, 리베이트

최초투고일: 2013. 3. 20 수정일: (1차: 2013. 5. 28) 게재확정일: 2013. 7. 3

Ⅰ. 문제의 제기

기업의 영업활동에는 다양한 형태의 무형자산성 지출이 수반되는데 이들 중에는 장기적 경영성과의 개선 및 기업가치의 제고에 기여하는 지출도 있는 반면에 일상적 영업활동을 수행하는 과정에서 단기적, 경상적으로 발생하는 지출도 있다. 전자의 범주에 속하는 지출로서 연구개발비를 들 수 있고 후자의 범주에는 판매촉진비를 포함시킬 수 있다. 연구개발비 지출은 궁극적으로 신기술과 신제품의 개발을 목적으로 하며 이를 통한 가치창출의 과정에는 통상적으로 많은 시간과 높은 불확실성이 수반된다. 반면 판매촉진비의 지출은 기출시된 제품이나 용역상품에 대한 잠재적 고객의 접근성을 높이거나 구매욕구를 자극하는데 초점이 두어지므로 투자효과는 비교적 단기간에 그친다고 할 수 있다.[1)]

기업의 영업활동, 특히 최종상품의 성격에 따라 연구개발 활동과 판매촉진 활동이 갖는 상대적 중요성은 상이할 수 있다. 기업의 성장과 발전을 위하여 지속적인 연구개발 투자의 중요성이 부각되는 대표적인 기술집약적 산업 가운데 제약산업이 포함된다. 제약회사가 신약을 개발하고 출시하는 데는 막대한 연구개발투자가 선행되어야 하며 성공적인 개발에 이르기까지 소요되는 기간도 장기간에 걸치는 것이 일반적이다. 그러나 일단 신약개발에 성공하는 기업은 장기간에 걸친 수익기반의 구축과 경영성과의 증진을 기대할 수 있고 기업가치도 획기적으로 제고할 수 있다. 반면 이러한 기술집약적 기업이 신제품개발을 포기하고 기존 제품의 판매에만 안주하는 상황 속에서는 장기적인 성장기반을 확보하기 어려울 뿐만 아니라 과도한 시장경쟁에 노출되어 기업가치를 약화시키는 결과가 될 수 있다.

제약산업의 장기적인 핵심경쟁력이 결국 신약개발 능력에 있다는 데는 이론의 여지가 없다. 그러나 전 세계적으로 자체 신약개발 능력을 지닌 기업을 보유한 국가는 10여 개국에 불과하며 신약개발은 높은 수준의 개발능력과 막대한 자금의 투입을 필요로 하는 어려운 과제이다. 국내 제약산업은 지난 수십년간 연구개발 성과는 미미한 반면, 대부분의 활동을 판매촉진에 집중한 나머지 협소한 국내시장을 둘러싼 과당경쟁이 발생되어져 왔다. 특히, 이러한 과당경쟁은 음성적 리베이트(rebate)[2)]라는 관행을 불러왔고, 연일 언론에서 사회적 이슈로 부각되는 등 적지 않은 구조적 문제점을 지니고 있는 것으로 나타나고 있다. 국내 제약산업의 미미한 신약개발실적은 근본적으로 연구개발 투자의 부족에 기인한다. 식약청의 보고에 따르면 2008년 기준 국내 상위 10개 제약회사의 연구개발비 투자금액을 합하여도 화이자(Pfizer) 투자금액의 3.7%에 불과한 수준일 뿐만 아니라, 매출액 대비 연구개발비 투자금액도 7%로 글로벌 제약사 상위 20개사 평균인 18.8%에 비해

1) 판매촉진활동이 상품의 브랜드 가치를 높이고 기업의 이미지 개선에 기여하여 장기적인 투자효과로 이어질 가능성도 배제할 수는 없다. 그러나 판매촉진비가 이러한 장기효과를 실현시키는 데는 일반적으로 높은 불확실성과 장기간이 소요되어 평균적인 기업의 판매촉진 지출이 반드시 브랜드가치의 창출로 이어진다고 보기는 어렵다. 판매촉진지출의 자본화를 허용하지 않는 현행회계원칙은 이러한 관점을 반영한 것이다.

2) 리베이트(rebate)란 구매자가 재화를 구입하거나 수송 등의 용역을 이용할 때 표시가격을 완불한 구매자에게 판매자가 일부 대금을 다시 돌려주는 소급상환금 또는 소급신용을 뜻하는 어휘로 고객들의 바람직한 구매행위를 자극하기 위한 정당한 동기를 반영하는 것으로 사용하기도 한다. 그러나 제약업계에서 관용적으로 쓰이는 리베이트는 의료기관이 특정 제약사의 의약품 처방이나 의료기기의 사용에 대해 업체로부터 받는 불법적 혹은 음성적 대가를 뜻하는 부정적 의미로 사용된다.

매우 낮은 수치를 기록하고 있는 것으로 나타났다.[3)]

국내제약회사들의 이와 같은 저조한 연구개발투자 실적은 막대한 자금이 소요되고 높은 불확실성을 내포하고 있는 신약개발의 근본적인 어려움에도 원인이 있겠지만,[4)] 그 동안 신약보다는 특허가 끝난 의약제품을 복제한 제네릭 제품 출시를 통해서도 일정 수준의 영업이익 확보가 가능한 국내 제약산업의 환경요인에도 중요한 원인이 있는 것으로 판단된다. 이는 현재 건강보험등재 의약품의 79.1%가 제네릭, 즉 복제약품이라는 사실과 무관하지 않다. 즉 복제약품 중심의 생산구조가 정착된 우리나라 제약회사들은 다국적 기업들에 비해 제품의 경쟁력이 취약함에 따라 직접 신약개발을 시도하기 보다는 영업조직을 중심으로 한 판매촉진활동에 치중하여 왔으며, 그 결과 업체 간 경쟁이 과열되어 매출원가의 상당부분에 이르는 금액을 리베이트를 포함한 판매촉진비에 지출하고 있는 것으로 추정된다. 또한, 과당경쟁으로 초래되는 제약회사의 비용부담은 연구개발을 위한 투자여력을 감소시켜 제품 역량 강화는 소홀해지는 악순환으로 이어지고 있는 것으로 보인다.

제약회사의 경쟁력 확보 및 장기적 성장이 지속적인 연구개발을 통한 차별화된 의약품 생산 및 공급을 통해 추구되는 것이 바람직함에도 불구하고 연구개발보다는 과도한 판매촉진비 지출을 통한 현상유지에 안주해 온 국내 제약업계의 현실은 조만간 개선되어야 할 정책의제로 부각되고 있다. 이러한 의미에서 국내 제약산업을 대상으로 하여 연구개발투자와 판매촉진비 지출이 기업의 경영성과와 주식가치에 초래하는 상대적 효과를 실증적으로 비교해 보는 것은 시의적절한 연구주제가 될 수 있다. 만일 국내 제약기업의 판매촉진비가 오히려 연구개발비에 비하여 기업의 이익이나 주가수준과 더 밀접한 관련을 맺고 있는 것으로 관찰된다면 이는 국내 제약산업이 지닌 취약한 수익창출구조의 한 단면을 실증적으로 재확인하는 의미를 지닐 수 있을 것이다.

연구개발 지출이 기업이익의 개선, 기업가치의 제고 등의 형태로 해당기업의 경제적 효익을 야기하는지에 대해서는 지금까지 많은 연구가 수행되어 왔으며 이들 연구결과에 의하면 연구개발 지출은 대체로 미래의 회계이익과 시장가치에 긍정적인 영향을 초래하는 것으로 보고되고 있다(Sougiannis, 1994; Lev and Sougiannis, 1996; 정혜영 등, 2003; 정혜영과 조성인, 2004; 백원선 등, 2004; 백원선과 전성일 2004; 안홍복과 권기정, 2006; 한봉희, 2006 외 다수). 일부 연구에 의하면 판매촉진비도 연구개발비와 마찬가지로 현재와 미래의 수익증대에 효과가 있다는 주장도 제기되고 있다(Bublitz and Ettredge, 1989; 이상만, 1994; 최영문 등, 2006). 전술한 국내제약업계의 특수한 경영환경을 고려할 때 국내 제약회사의 경영성과와 기업가치에 대해 판매촉진비와 연구개발 지출이 초래하는 영향은 상이하며 전자가 후자에 비해 단기적 성과지표와 상대적으로 밀접한 관련성을 지닐 가능성이 있다.

이에 따라 본 연구에서는 국내 제약회사를 대상으로 하여 연구개발비와 판매촉진비 지출이 초래하는 차별적 투자효과를 이익효과와 주가효과로 나누어

3) 국내 제약산업도 1호 신약인 SK케미칼의 '선플라주(1999)'를 시작으로 일양약품의 '놀텍(2009)'까지 총14개의 신약개발에 성공하였지만, 매출 100억 이상 대형품목으로 성장한 것은 유한양행의 '레바넥스', 동아제약의 '자이데나', 부광약품의 '레보비르', LG생명과학의 '팩티브'등 4개에 불과한 수준이다. 세계 상위 10개 의약품의 2008년 기준 평균 매출액이 68억달러에 이르는 것을 감안할 때 국내제약산업의 신약개발실적은 현재까지 매우 저조한 수준이다.

4) 신약개발의 경우 평균 15년의 연구개발 기간과 5억 달러 이상의 투자금액이 소요되는 것으로 알려지고 있다. 예컨대 SK 케미칼의 선플라주의 경우 연구개발비용이 81억원이 소요되었고 이 중 16%는 정부로부터 투자되었다(의약품정책연구, 2008년 3권 1호).

실증적으로 검증하고자 한다. 연구방법에 있어서는 연구개발비와 판매촉진비 지출이 가지는 시차효과를 검증하기 위하여 개별기업 수준에서의 시계열분석과 전체표본에 대한 횡단면분석을 병행하여 적용한다. 이 때, 판매촉진비는 국내 제약회사의 리베이트성 지출을 포괄적으로 반영하기 위한 척도인데 음성적인 리베이트경비를 직접 측정하는 것이 현실적으로 불가능하기 때문에 포괄손익계산서의 계정과목 중에서 리베이트의 성질을 갖는 판매촉진활동과 관련이 있을 것이라고 판단되는 주요 항목들을 대체적 방식으로 결합하여 이용하는 방식에 의존한다. 또 추가분석을 통하여 제약산업과 함께 첨단기술 업종으로 분류되는 전자부품산업을 대조집단으로 선택한 다음[5] 두 산업의 비교분석을 통하여 연구개발비와 판매촉진비 지출이 기업의 경영성과와 기업가치에 미치는 차별적 영향을 재확인하고자 한다.

1990년부터 2010년까지의 연구기간 동안 유가증권 시장에 상장된 제약회사를 표본으로 선정하여 분석에 이용하였으며 주요한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전체표본에 대한 횡단면분석결과 국내 제약업의 당기 및 과거기간의 연구개발비 지출은 당기의 영업이익과 기업가치에 어떠한 영향도 미치지 않으나 판매촉진비 지출은 당기의 영업이익 및 기업가치와 유의적인 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 둘째, 상술한 횡단면분석의 결과는 개별기업 수준에서의 시계열 분석에서도 동일하게 지지되었다. 이는 국내 제약회사들이 연구개발 활동에 매진하기 보다는 복제약품 중심의 판촉활동에 치중함으로써 경영성과와 기업가치를 관리하고 있음을 나타낸다. 셋째, 전자부품 제조업의 판매촉진비 및 연구개발 지출의 가치관련성을 제약산업과 비교분석한 결과 두 산업 간에 정반대의 결과가 관찰되었으며 판매촉진비는 제약산업에서만 가치관련성을 갖는 것으로 나타났다. 이는 국내 제약산업이 지닌 영업환경의 특수성을 반영하는 결과로 해석된다.

본 연구의 결과는 국내 제약회사의 영업성과와 기업가치가 장기적 관점의 연구개발투자가 아니라 단기적 현상유지를 위한 판매촉진활동에 의존하고 있다는 세간의 인식을 뒷받침하는 실증적 증거를 제공한다. 이러한 연구결과는 정책당국이 국내 제약업계의 유통문화를 개선하고 복제약품의 생산과 판매에 치중하는 영업행태를 쇄신하여 본격적인 첨단기술산업으로 재도약할 수 있는 방향을 모색하는데 유용한 단서를 제시할 수 있을 것으로 기대한다. 아울러 본 연구의 결과는 연구개발비와 판매촉진비를 비롯한 각종 무형자산성 지출이 기업의 경영성과에 기여하는 양태는 산업의 특수성 혹은 개별기업이 처한 환경적 특성에 따라 상이한 방식으로 발현될 수 있음도 시사한다. 이하 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 국내 제약산업의 영업환경을 개관하고 관련 선행연구를 검토한 후, 연구가설을 설정한다. 3장에서는 연구방법과 표본선택을 설명한다. 4장에서는 실증분석결과와 해석을 제시한다. 마지막으로 5장에서는 연구의 결론과 시사점에 대하여 기술한다.

5) OECD STAN Indicator Database에서는 전체 제조업을 기술수준에 따라 첨단기술 업종, 고·중·저 기술업종으로 구분하고 있는데 이 중 첨단기술 업종은 제약업, 전자부품업, 항공기 제조업으로 구성되어 있다.

II. 선행연구 및 가설설정

2.1 국내 제약 산업의 현황

복제약품 중심의 생산구조가 정착된 우리나라의 제약 시장은 신약개발보다는 영업경쟁에 치중해 왔고 이로 말미암아 리베이트 관행이 만연하는 결과를 낳았다. 이에 대한 근본원인으로는 국내제약산업의 영세한 사업구조와 저조한 연구개발 투자실적이 지적된다. 〈표 1〉에 나타난 식약청의 '식품의약품 통계연보(2009년)'에 따르면 2008년 현재 국내 제약회사는 587개로 회사당 품목 수는 43개, 회사당 생산금액은 237억원에 불과하다. 연간 매출 1조가 넘는 회사는 전무하며 매출 1천억원이 넘는 회사도 30여 개에 불과한 수준으로서 10조원 이상의 매출을 기록하는 글로벌 제약회사와 비교할 때 격차가 매우 큰 실정이다. 이와 같은 국내 제약산업의 영세성은 그 동안 당해 산업의 건전한 발전을 저해하는 요인으로 지목되어 왔다. 대규모 자금이 필요한 연구개발투자보다는 손쉬운 복제약품 판매 위주로 마케팅 능력에 의존한 사업전략을 펼쳐 온 결과 신약개발 능력은 저하되고 업체 간 과열경쟁이 유발되어 과도한 리베이트 자금의 수수관행이 뿌리내리는 등 거래의 투명성이 저해되어 왔다는 것이다.

실제로 다국적 기업들에 비해 제품력이 취약한 국내 기업들의 경우 영업조직을 중심으로 판매촉진활동에 치중하고 있으며, 그 결과 업체 간 경쟁이 과열되어 매출원가의 20~25%에 이르는 금액을 리베이트 등에 지출하는 것으로 추정되고 있다(LGERI 리포트, 2008). 이렇게 과다경쟁에서 비롯되는 제약회사의 비용부담은 연구개발에 대한 투자집중도를 감소시켜 제품의 역량이 다국적 기업에 비해 더욱 취약해지는 악순환이 반복되고 있다. LGERI 리포트(2008)에 따르면 미국이나 일본의 주요 제약업체의 매출 대비 연구개발 지출의 비중은 16~17%에 이르는 반면, 국내 제약업체의 연구개발 지출 비중은 평균적으로 7%대에 머물러 있어 제품의 질적 차이로 이어지고 있다. 의료전문인은 의약품의 최종소비자인 환자를 위해 우수한 효능을 지닌 의약품을 선택할 것이므로 제약회사가 혁신적이고 우수한 효능을 지닌 의약품을 다수 개발하여 보유하고 있다면 영업활동도 순조로울 것이나 그렇지 못한 경우에는 제품 판매에 많은 어려움을 겪을 수밖에 없을 것이

〈표 1〉 국내제약업에 속한 기업의 수 및 생산현황

(단위: 개소, 백만원, 개)

연도	기업수	품목수	의약품 생산금액	기업당 품목수	기업당 생산금액 (백만원)
2003	528	22,014	8,741,656	42	16,556
2004	553	22,356	9,637,362	40	17,427
2005	546	23,374	10,598,501	43	19,411
2006	570	25,589	11,472,803	45	20,128
2007	589	26,067	12,598,207	44	21,389
2008	587	25,118	13,893,810	43	23,669

*자료: 식약청 통계연보 (2008)

다. 저조한 연구개발 실적으로 인해 차별화된 제품을 보유하지 못한 대다수의 국내 제약회사들은 복제약품판매 위주의 영업활동에 치중하는 길을 선택하였고 그 결과 불법적인 리베이트 관행이 성행하는 상황에 이르게 된 것으로 판단된다.[6)]

2.2 선행연구의 개관

기업의 장기적인 기술향상 및 생산성 증진을 위해서는 지속적인 연구개발투자가 필수적이다. 연구개발 지출이 실제로 기업이익의 개선, 기업가치의 제고 등의 형태로 해당기업에 경제적 효익을 야기하는지를 검증하기 위해 다수의 실증연구가 수행되어 왔다. 연구개발비와 현재 및 미래의 기업성과의 관련성을 횡단면적으로 분석한 연구들에서는 대체로 연구개발비가 미래이익을 창출하는 효과를 지니는 것으로 보고하고 있다. 예컨대 Sougiannis(1994), Lev and Sougiannis(1996))에 의하면 연구개발지출은 산업별로 상이한 시차를 두고 영업이익 혹은 경상이익에 유의적인 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또, Han and Manry(2004), 한봉희(2006)가 국내자료에 대하여 Ohlson(1995)의 가치평가모형에 기초하여 자본화된 비경상연구개발비와 비용처리된 경상연구개발비의 가치관련성을 분석한 바에 의하면 자본화와 비용처리를 불문하고 연구개발비는 주가와 유의적인 양(+)의 관련성을 갖는 것으로 보고하기도 하였다. 그러나 연구개발비의 시차효과를 시계열적으로 분석한 일부 연구에서는 개별기업 수준의 연구개발 투자효과가 횡단면연구의 결과에 비해 그리 크지 않을 수 있음도 보고되고 있다(Ballester et al. 2003; Callen and Morel, 2005; 최종서, 2009).

Ballester et al.(2003)은 개별기업의 시계열자료를 이용하여 연구개발비의 가치관련성을 횡단면적인 방법과 시계열적인 방법을 병행하여 분석하였다. 분석결과에 의하면 가치평가계수의 횡단면 추정치와 시계열 추정치 사이에 상당한 차이가 발견되었으며 이 가운데 시계열 분석방법을 사용하여 도출된 연구개발자산의 추정치가 미래 주식수익률 및 당기의 시장가치와 장부가치의 차이를 보다 잘 설명해 주는 것으로 보고하였다. Callen and Morel(2005) 역시 개별기업 수준의 시계열 분석을 통하여 연구개발비의 가치관련성을 분석한 결과 분석대상 기업의 25%에 있어서만 기업가치와 유의적인 관련성이 관찰되었다. 최종서(2009)는 국내 기업의 시계열 자료를 이용하여 이익이 과거의 연구개발 지출에 따른 효익을 반영하며 주가가 과거와 현재의 연구개발 지출이 생성하는 효익의 경제적 가치를 반영하는지를 조사하였다. 분석결과 표본기업 중 이익 및 주가와 연구개발 지출 사이에 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성이 발견된 기업은 전체 표본기업의 20%에 미치지 못하는 것으로 나타나 연구개발비 지출이 국내 산업에서 긍정적인 경제적 효익을 초래하는 정도는 기존의 횡단면 연구결과에 비하여 미약할 가능성

6) 실제로 리베이트 관행은 국내 제약산업의 고질적 병폐로 정착되어 왔으며 2005년 국가 청렴위원회의 주도로 '의약품 리베이트 수수 근절을 위한 제도개선 권고' 등을 통해 의약품 리베이트를 근절하기 위한 제도 개선안에 대해 논의하였고 같은 해 보건복지부에서 의사협회, 병원협회, 시민단체 등과 함께 '보건의료분야 투명사회협약'을 체결하여 의약품 유통과정에서의 공정하고 투명한 경쟁질서를 확립할 것을 강조한 바 있다. 그러나 정부와 관련부처의 이러한 노력에도 불구하고 불법 유통거래에 대한 감시관리체제는 그다지 실효성을 나타내지 못했다. 특히, 2007년 11월에 공정거래위원회가 국내 주요 제약회사 10곳의 부당고객 유인행위를 적발하고 해당 기업에 총 200여 억 원에 이르는 과징금을 부과하는 사건이 발생하였으며 이후에도 유사한 사건이 언론에 연일 보도되면서, 국내 제약업계에 만연해 온 뿌리 깊은 리베이트 관행 등 구조적 문제점이 심각성을 드러내기도 하였다.

이 있음을 제시하였다.

한편, 기업들이 복잡한 경영환경 속에서 경쟁력을 확보하고 지속적인 이익창출을 위해서 판매촉진과 관련한 지출 역시 지속적으로 증가시키고 있는 현실에 주목하여 판매촉진비가 기업의 장기적인 성장과 발전에 기여하는 효과가 있다는 연구결과도 보고된 바 있다(Bublitz and Ettredge, 1989; 이상만, 1994; 김연용, 2004; 최영문 등, 2006). 그러나 판매촉진비와 기업의 경영성과 및 기업가치의 관계에 주목한 실증적 연구는 아직 소수에 불과하며 이들 대부분도 주로 광고비지출만을 분석대상으로 삼고 있다. 예컨대, Peles(1971)는 맥주와 담배산업에 있어서는 광고비지출이 미래성과에 긍정적인 효과를 미치는 것으로 나타난 반면, 자동차산업에 있어서는 효과가 없음을 제시하였다. Abdel-Khalik (1975)의 연구에서는 식품, 의약 및 화장품산업에서는 광고비지출이 장기적으로 기업의 수익성을 증대시키는 효과가 있는 반면 담배 산업과 비누산업에서는 유의적인 효과가 없는 것으로 나타났다. 또한, Falk and Miller(1977)는 광고비 지출효과가 개별 기업별로 상이하게 나타남을 제시하였다. 국내연구로 김연용(2004)은 광고선전비와 판매촉진비가 기업성과에 미치는 장·단기 효과를 검증하였으며 분석결과 광고선전비와 판매촉진비가 기업성과에 긍정적인 영향을 미치고 있으나 동 변수들의 기업성과에 대한 시차효과는 명확히 밝혀지지 않는다고 제시하였다. 나아가, 최영문 등(2006)은 Ohlson(1955) 모형의 기타정보변수로 판매촉진비 변수를 추가적으로 고려할 경우 기존 Ohlson(1995) 모형에 비해 모형의 설명력이 증가하고 있음을 관찰하여 판매촉진비 관련 변수가 기업가치에 중요한 동인이 될 수 있음을 나타내었다.

또한 여러 선행연구에서는 광고비지출과 연구개발비 지출을 동시에 모형에 포함하여 광고비와 연구개발비의 투자효과를 함께 분석하고 있다. Hirschey (1982)는 산업집중율, 매출액 성장률, 미래기대 이익에 대한 위험 및 회계이익을 통제변수로 이용하여 연구개발비와 광고비가 기업의 시장가치에 미치는 영향을 분석하였으며 그 결과 연구개발비 및 광고비가 모두 기업의 시장가치에 유의적인 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보고하였다. 이와는 달리 Bublitz and Ettredge(1989)에서는 광고비 및 연구개발비 지출액이 누적초과수익률에 미치는 영향을 조사하였는데 분석결과 광고비는 누적초과수익률에 음(-)의 영향을 미치는 반면, 연구개발비 지출액은 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 국내연구 가운데 이상만(1994)은 연구개발비와 광고비 지출이 기업이익 증대에 기여하는지를 상장기업을 중심으로 분석하였으며 그 결과 연구개발비는 당기 이익에 음(-)의 영향을 미치나 시차를 고려할 경우 1년 전 및 2년 전의 연구개발비가 대체로 이익에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 광고비는 일관되게 당기이익에 양(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 또, 최정호(1994)는 광고비와 연구개발비가 기업가치에 미치는 영향을 Tobin's Q를 이용하여 분석하였으며 그 결과 광고비지출 및 경상연구개발비는 당해 연도의 기업가치에 기여하지 못하는 반면, 자본적 지출로 계상되는 비경상연구개발비의 지출은 기업가치에 긍정적인 영향을 주는 것으로 보고하였다. 이와는 달리 조영무(1998)는 연구개발비와 광고비가 이익과 시장가치에 미치는 영향을 검증한 결과 광고비는 영업이익에 양(+)의 영향을 미치는데 반해 연구개발비는 평균적으로 영업이익과 기업가치에 긍정적인 영향을 미치지 못하고 있음을 제시하였다.

상술한 여러 선행연구의 결과를 종합해보면, 무형

자산성 지출이 기업성과 및 가치에 미치는 영향에 있어서 연구개발비의 경우 횡단면 분석결과와 시계열 분석결과는 가치관련성의 정도에 있어서 상이한 시사점을 제시하고 있고 광고비로 대표되는 판매촉진비의 경우도 그 결과가 연구에 따라 일관되지 못함을 알 수 있다. 국내 제약회사의 연구개발비와 판매촉진비의 차별적 가치관련성을 실증적으로 분석하고자 하는 본 연구에 있어서는 Callen and Morel (2005) 및 최종서(2009)의 관점을 수용하여 전체 기업을 대상으로 한 횡단면 분석과 개별기업 수준의 시계열 분석을 병행 적용함으로써 결과의 강건성을 제고하고자 한다. 특히 본 연구가 지니는 중요한 차별성은 기존 선행연구와는 달리 국내 제약산업 영업환경의 특수성을 감안하여 판매촉진비 중에서도 리베이트성 경비의 지출효과를 분석하는데 주안점을 두고 판매촉진비와 연구개발지출의 경제적 효과를 대비시키고자 하는 점에 있다.

2.3 연구가설의 설정

일반적으로 연구개발 지출은 기업의 미래 경영성과에 긍정적인 영향을 초래하며 따라서 기업가치에 대해서도 긍정적인 신호로 해석되어 왔다. 연구개발 투자는 기업의 신기술 및 신제품 개발을 통한 무형자산 창출의 중요한 원천이 되며 그 성패에 따라 기업의 장기적 성장과 생존이 좌우된다고 하여도 과언이 아니다. 이와 더불어 오늘날 기업들은 복잡한 경영환경 속에서 경쟁력을 확보하고 지속적인 이익창출을 위해서 판매 이전단계에서부터 치열한 판매촉진 경쟁을 벌이고 있다. 이로 인해 기업의 판매촉진과 관련된 지출액은 지속적으로 증가되는 추세에 있으며, 판매촉진비의 지출에는 현재와 미래의 수익증대를 초래하는 자산적 성격도 내재하여 기업가치 증대에 장기적인 투자효과가 있다는 주장도 제기되고 있다(이상만, 1994; Bublitz and Ettredge, 1989; 최영문, 2006). 기업의 연구개발 활동이 성공적으로 추진되고 판매촉진 활동이 효율적으로 운용될 경우 연구개발과 판매촉진이 시너지효과를 발휘하여 신제품 개발, 품질향상과 생산효율성의 증대 및 기업이미지 제고 등의 효과를 동시에 가져와 장기적인 기업이익 증대와 기업가치 제고에 긍정적인 영향을 미치는 선순환 구조가 정착될 수 있다.

그러나 효과적인 연구개발 활동을 통해 혁신적이고 차별화된 제품경쟁력을 확보하지 못한 기업이 단기적으로 판매경쟁에서 우위를 점하기 위해 판매촉진활동에만 매진하는 경우에는 과도한 판매관리비의 지출이 경영성과에 부담을 주고 이는 연구개발 투자 여력을 감소시켜 제품경쟁력이 한층 악화되는 악순환의 고리에 빠질 수도 있다. 뿐만 아니라 판매촉진 활동에 의존하는 시장전략은 최종 소비자들에게 실질적인 혜택을 제공하지 못하고 제품의 가격만 인상시키는 결과가 되어 소비자에게 부담을 전가시킬 가능성이 있다. 최근의 언론 및 조사기관에 의하면 국내 제약산업은 미진한 연구개발 활동에서 비롯된 취약한 제품경쟁력을 만회하기 위해 영업조직을 중심으로 한 복제약품의 판매활동에 치중해 왔으며 그 결과 업체 간 경쟁이 과열되어 음성적인 리베이트를 판매자에게 제공하고 있는 것으로 나타나고 있다. 이와 관련된 한 가지 일화적 증거를 소개하면 다음과 같다.

> *태평양제약 등 400억원 '리베이트'로 탕진 (메디컬 투데이, 2011.05.29)*
>
> *"태평양제약, 한올바이오파마 등 9개 제약사가 지난 2006년부터 4년간 401억 9400만원을 리베이트 금액으로 탕진해 적발됐다. 공정거래위원회(이하 공정위)는 태평양제약 등 9개 제약회사들의 부당한 고객유인*

행위에 대해 시정명령 및 29억 6000만원의 과징금을 부과하기로 결정했다고 27일 밝혔다. - 중략 - 해당 업체들은 2006년부터 2010년까지 의약품 처방·판매의 유지, 증진을 위해 병·의원들에게 현금 및 상품권지급, 수금할인, 식사접대, 골프접대, 물품지원 등 다양한 수단을 이용해 반복적으로 경제적 이익을 제공한 것으로 드러났다."

국내 제약산업에 만연해온 리베이트 관행은 과도한 판매촉진비의 지출로 이어져 왔다. 이는 신약개발을 위해서는 막대한 자금의 투입이 필요하나 그 성공여부가 불확실하기 때문에 국내 제약사들이 특허가 만료된 복제약품의 생산과 판매에 치중하여 왔고 주로 판매촉진 활동을 통하여 경영성과와 기업가치를 유지해 온 사실과 무관하지 않다. 제약산업이 장기적인 성장동력을 확보하고 세계시장에서의 경쟁력을 갖추기 위해서는 궁극적으로 연구개발을 통해 우수한 효능을 지닌 신약개발에 역점을 둘 필요가 있다. 국내 제약산업에서는 그동안 장기적 이익창출과 기업가치의 제고를 지향하는 연구개발 투자는 상대적으로 소홀한 반면, 단기적 경영성과의 개선이나 기업가치의 관리를 위해 국내시장에서의 소모적인 판매촉진활동에 몰두해 온 측면이 있었음을 부인하기 어렵다. 이러한 경영환경 하에서 국내 제약회사의 경영성과와 기업가치 증대에 연구개발 활동이 미치는 투자효과는 부진한 반면 판매촉진비의 지출은 단기적 경영성과와 보다 밀접하게 연동되어 있을 것으로 예상된다. 본 연구에서는 이상의 논의를 바탕으로 국내 제약회사의 연구개발 지출과 판매촉진비 지출이 기업의 경영성과와 가치에 미치는 차별적 투자효과를 검증하기 위해 다음과 같이 연구가설을 설정한다.

연구가설: 국내 제약회사의 판매촉진비 지출은 연구개발 지출에 비하여 기업의 경영성과와 기업가치에 미치는 영향이 더 클 것이다.

III. 연구설계

본 연구에서는 국내제약회사를 대상으로 연구개발 지출과 판매촉진비 지출이 초래하는 차별적인 투자효과를 이익효과와 주가효과로 나누어 분석하되 전체표본에 대한 횡단면적 접근법과 개별기업 수준의 시계열 자료를 이용한 분석을 병행한다. 본 장에서는 주요변수인 연구개발비 및 판매촉진비를 조작적으로 정의한 후, 주요 연구모형 및 횡단면 분석과 시계열 분석의 제반절차에 대해 논의한 다음 자료의 수집과정을 설명한다.

3.1 연구모형

3.1.1 연구개발비 및 판매촉진비와 경영성과 검증모형

모두에서 언급한 바와 같이 본 연구의 목적은 국내 제약회사를 대상으로 연구개발비와 판매촉진비 지출이 초래하는 차별적 투자효과를 검증하여 국내 제약회사의 가치동인을 살펴보는데 있다. 이와 같이 본 연구에서 관심의 대상이 되는 검증변수는 특정기간의 판매촉진비 총지출액(TSP)과 연구개발 총지출액(TRD)이다. 먼저, 전술한 바와 같이 국내 제약회사의 판매촉진비는 리베이트성 경비와 직·간접적으로 관련될 가능성이 크므로 음성적 판촉활동을 포괄적으로 반영할 수 있도록 조작적 정의의 범위를

설정하였다. 이를 위하여 포괄손익계산서의 판매관리비 개별 계정과목을 다양한 형태로 조합하여 분석에 이용하였다.[7] 판매관리비 항목을 통해 제약회사의 리베이트성 판매촉진비의 대용치를 산출하는 것은 다음과 같은 몇 가지 사실에 근거를 둔다. ① 제약회사의 전체 매출액에서 판매관리비가 차지하는 비중은 타 업종에 비해 거의 3배 이상 달하고 있으며 이러한 높은 판매관리비 비중이 결국 리베이트를 처리하는 과정에서 불거졌다고 지적되고 있다(약업신문, 2009. 12. 23).[8] ② 최근의 언론보도에서는 복지부와 공정위, 국세청 등 정부기관이 제약사의 리베이트제공 유무를 조사함에 있어서 판매관리비 자료를 기업에 요청한 것으로 발표되었다(매일경제, 2010. 3. 2). ③ 보건복지부의 보도 자료에 의하면 리베이트가 적발된 의약품의 보험약값을 인하하는 소위 '리베이트-약가 연동제'가 2009년 8월 실시된 이후 2009년의 국내제약사의 판매관리비 지출액은 전년 대비 5.9% 하락한 것으로 알려지고 있다.

다음으로 총연구개발 지출은 모든 형태의 연구개발비를 지칭하며 자본화 연구개발비와 비용처리 연구개발비의 합으로 구성된다. 본 연구에서 자본화 연구개발비와 비용처리 연구개발비를 서로 구별하여 고려하지 않고 있는데 이는 첫째, 기존의 선행연구에 의하면 자본화된 연구개발비와 비용처리된 연구개발비는 회계처리방법에 관계없이 이익 혹은 주가에 대하여 질적으로 유사한 관련성을 보이는 것으로 제시되고 있을 뿐만 아니라 둘째, 시계열 연구를 적용함에 있어 특성상 모형에 수용 가능한 독립변수의 수에 제약이 따르기 때문이다.[9] 본 연구에서의 총연구개발비 지출액은 TS-2000 데이터베이스를 상의 감사보고서 주석 내용에 포함된 개별기업의 연구개발비 지출총액 자료에 근거하여 산정한다.[10]

7) 본 연구에서 판매촉진비 총지출액에 대한 대용치를 산정함에 있어 포괄손익계산서의 판매관리비 항목 전부를 고려하지 않는 이유는 다음과 같다. 먼저 판매관리비의 항목들 중 감가상각비, 세금과 공과, 임차료, 보험료와 같이 준고정비의 성격을 가진 것들은 기업이 재량적으로 변경하기 힘든 계정과목으로 판매촉진활동을 위한 지출금액이 여기에 포함될 가능성은 드물다. 또한, 종업원 급여의 경우 근로소득세법 상 원천징수를 요구하는 지출로 그 지출내역이 국세청에 보고됨에 따라 음성적인 리베이트 성 판매촉진비용이 이에 포함될 가능성은 거의 없다. 이러한 관점에서 본 연구에서는 이들 항목을 제외하고 리베이트 성 경비가 포함될 여지가 있는 계정항목들을 다양한 형태로 조합하여 분석에 이용하였다. 이를 통하여 리베이트성 판매촉진비 총 지출액 변수가 자의적으로 설정됨에 따라 초래될 수 있는 분석결과의 왜곡 가능성을 최소화하고자 노력하였다. 뿐만 아니라 본 연구에서는 대손상각비(매출채권을 회수하지 않는 방식으로 리베이트를 지급할 가능성을 감안), 여비교통비 등의 계정 항목도 추가적으로 포함하여 횡단면 및 시계열분석을 반복해 보았으나 분석결과는 질적으로 달라지지 않음을 확인하였다.

8) 2004년부터 2008년까지 의약품 제조업과 그 밖의 제조업의 매출액 대비 판매관리비 비중을 조사한 바에 의하면 전자의 판매관리비 비중은 아래 표에서 보는 바와 같이 후자에 비해 3배 이상을 상회하는 것으로 나타나고 있다.

연 도	2004	2005	2006	2007	2008
의약품 제조업	39.2%	41.0%	38.8%	41.0%	41.7%
그 외 제조업	12.6%	12.2%	13.1%	13.2%	13.4%

9) 본 연구에서 시계열 분석을 적용함에 있어 과거 20년의 시계열자료를 분석대상으로 하는데 연구개발비를 t-4기까지 소급할 경우 시차 독립변수의 개수는 4개가 된다. 이 때 자본화 변수와 비용처리 변수를 별도의 독립변수로 취급한다면 생성되는 시차변수는 모두 4*2=8개에 달하여 추정모형의 자유도가 급격히 감소하고 이는 시계열 분석의 효율성을 크게 제약할 수 있다.

10) 여기서, 만약 TS-2000 database에 관련 자료가 존재하지 않을 경우 아래와 같은 산식을 적용하여 구한 자본화 연구개발비와 비용처리 연구개발비의 합을 통해 연구개발비 지출총액을 계산한다. 이 때 변수 측정 오류를 최소화하고자 2000년 이후 자료는 금융감독원 전자공시시스템에서 개별기업의 감사보고서를 확인하여 수작업을 통해 산출하였다. 또한, 위의 산식을 적용하여야 하는 경우 제조원가명세서 자료가 KIS-Value와 TS-2000 데이터베이스에 수록되어 있지 않은 표본기업의 경우 해당 변수값을 결측치로 처리하였다.

자본화연구개발비 = 재무상태표의 당기말 (연구)개발비자산 - 전기말(연구)개발비자산 + 포괄손익계산서에 보고된 당기(연구)개발비 상각액 + 제조원가명세서에 보고된 당기(연구)개발비 상각액

비용처리 연구개발비 = 포괄손익계산서에 보고되는 당기 연구개발비용 + 제조원가명세서에 보고되는 연구개발원가

3.1.2 연구개발비 및 판매촉진비와 경영성과 검증 모형

본 연구에서는 Sougiannis(1994) 및 최종서(2009)의 연구방법을 원용하여 이익모형과 주가모형을 함께 추정하는 방식으로 연구개발 지출과 판매촉진비의 가치관련성을 검증한다. 이익모형은 회계이익을 종속변수로 하고 전기 및 당기의 판매촉진비 지출액과 과거의 연구개발 지출을 검증변수로 하되 전기의 유형자산을 통제변수로 포함하는 형태로 설정된다. 이는 기업이익이 유·무형 자산에 대한 투자에 의하여 결정된다는 Grabowski and Mueller (1978), Ravenscraft and Scherer(1982), Lev and Sougiannis(1996)의 연구에 근거한다. 이 때 연구개발 지출이 기업이익에 미치는 영향은 1년 이상의 시차를 두고 발생하는 것으로 보아 당기의 연구개발 지출은 독립변수에 포함시키지 않는 반면 판매촉진비는 경영성과에 즉각적인 영향을 줄 가능성이 있어 당기의 지출을 독립변수에 포함한다. 한편, 실증모형에 포함된 모든 변수는 적절한 규모변수로 표준화한다.[11)12)] 이를 반영한 이익모형(Earnings Equation: EEQ)은 다음과 같다.

$$OPI^{b}_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TA_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{n} \alpha_{2,k} TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{3,k} TRD_{i,t-k} + \epsilon_{i,t} \qquad \text{(EEQ)}$$

여기서,

OPI^{b} : i기업의 t기의 연간 기업조정이익
= 영업이익 + 유형자산 감가상각비 + 비용화 연구개발비 + 판매촉진비 + 개발비상각

TA : i기업의 t시점의 유형자산 = 유형고정자산 + 재고자산 + 투자자산

TSP_1 : 판매촉진비 총지출액에 대한 제1대용치 = 판매촉진비+판매수수료+접대비

TSP_2 : 판매촉진비 총지출액에 대한 제2대용치 = TSP_1+광고선전비+행사비+기밀비

TSP_3 : 판매촉진비 총지출액에 대한 제3대용치 = TSP_2+기부금

TRD : 총연구개발비 지출액

모든 변수는 순매출액을 deflator로 사용하여 규모조정됨.

위 이익모형의 실증모형은 조정된 영업이익을 종속변수로 하고 기초 유형자산과 판매촉진비의 당기 및 시차변수, 연구개발 지출의 시차변수를 독립변수로 하는 형태를 취하며 상술한 구조모형과 실질적으로 동일하므로 달리 표기하지 않는다. 상술한 이익모형에서 제약회사의 판매촉진비에 대한 누적계수 $\sum\alpha_{2,k}$는 t-n기부터 당기인 t기까지의 n+1기간에 걸쳐 한 단위의 판매촉진비 지출이 야기하는 실현된 누적시차효과를 포착하고, $\sum\alpha_{3,k}$는 t-n기부터 t-1기까지의 n기간에 걸친 과거 연구개발비 지출의 당기 이익에 대한 누적시차효과를 반영한다. 만약 연구개발 투자와 판매촉진활동이 영업성과 증대에 모두 긍정적인 효과가 있다면 TSP변수의 누적계수와 TRD변수의 누적계수는 모두 유의적인 양(+)의 값을 가질 것으로 예측된다. 그러나 복제약품 중심의 생산구조가 정착된 국내 제약회사의 경우 연구개발 투자에 비해 판매촉진비 지출이 영업이익의 증대에

11) Sougiannis(1994)에서는 총유형자산을 디플레이터(deflator)로 사용한 반면 최종서(2009)에서는 매출액을 사용하였다. 본 연구에서는 매출액을 디플레이터로 이용한 경우의 결과를 본문에 제시하나 총유형자산, 기초총자산 등을 규모변수로 이용하여 표준화하여 분석을 되풀이했을 경우에도 연구의 결과는 질적으로 다르지 않았다.

12) 또한, 시계열 분석시 모든 변수의 측정치는 기준년도 대비 비교년도의 물가지수의 비율로 조정함으로써 물가수준변동에 따른 영향을 사전에 조정한다. 물가수준이 조정된 t년도의 변수측정치는 수정전 측정치×(t년도의 생산자물가지수/기준년도 생산자물가지수)와 같이 산출된다.

보다 큰 영향을 미칠 것으로 예상할 경우 TSP의 누적계수 $\sum\alpha_{2,k}$가 TRD의 누적계수 $\sum\alpha_{3,k}$에 비해 유의하게 클 것으로 기대할 수 있다.

3.1.3 연구개발비 및 판매촉진비와 기업가치 검증모형

두 번째의 실증모형인 주가모형은 Ohlson(1995) 모형에 기초하여 유도한다. 주지하는 바와 같이 Ohlson(1995)의 가치평가모형은 배당할인모형(dividend discount model: DDM)과 회계순증관계(clean surplus relation)로부터 도출되는 초과이익모형(residual income model: RIM)에 정보변수에 대한 선형시계열(linear information dynamics: LID)의 가정을 추가하여 다음의 식으로 표현된다.

$$p_t = bv_t + A \cdot x_t^a + B \cdot \nu_t \quad \cdots\cdots (1)$$

여기서,

p_t : t시점의 순자산 시장가치

x_t^a : t기의 초과이익$=x_t-(R-1)bv_{t-1}$. 또한, 여기서 R은 기업의 자본비용을 의미함.

x_t : t기의 회계이익

bv_t : t기말의 순자산 장부가치

ν_t : t기에 이용가능한 기타정보(other information)

A와 B는 가치평가 계수

위 식에서 핵심변수 중 하나인 순자산의 장부가치에 당기의 자본화된 연구개발 지출을 가감하고 또 다른 핵심변수인 당기이익에 당기에 비용처리된 연구개발비와 판매촉진비를 가감하는 한편, 과거의 연구개발 및 판매촉진비는 기타정보 변수로 도입하는 형태로 식을 전개한다.[13] 이는 연구개발 지출과 판매촉진비의 개별적 가치관련성을 장부가치와 초과이익으로부터 분해하기 위함이다. 다시 말해 당기에 자본화된 연구개발 지출은 보고된 순자산 장부가치에서 차감하였다가 다시 더해주고 비용처리된 연구개발비와 판매촉진비는 당기의 회계이익에 가산하였다가 다시 차감함으로써 이들 항목의 개별적 가치관련성을 독립적으로 포착할 수 있도록 모형을 확장한다. 이 때 연구개발 지출의 일부는 자본화되고 나머지 부분은 비용처리되는 반면 판매촉진비는 전액 비용처리되므로 후자의 분해과정이 상대적으로 단순하다. 한편 과거의 연구개발비 및 판매촉진비 시차변수는 분석의 단순화를 위하여 기타정보변수를 대신하여 추가하는 형태로 기본모형을 포함시킨다. 이상의 과정을 식으로 전개하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} p_t &= (bv_t - rdc_t + rdc_t) \\ &\quad + A \cdot (x_t + rdx_t + tsp_t - r \cdot bv_{t-1}) \\ &\quad - A \cdot rdx_t - A \cdot tsp_t + B \cdot \nu_t \\ &= bv_t^b + rdc_t + A \cdot (x_t^b - r \cdot bv_{t-1}) \end{aligned}$$

13) 연구개발비와 판매촉진비가 가치평가과정에서 수행하는 역할을 고려할 때 당기에 지출된 연구개발비 및 판매촉진비와 전기 이전에 지출된 비목은 구분할 필요가 있다. 먼저, 당기의 장부가치 및 경상이익으로부터 분리된 당기의 연구개발비는 경제적 효익과 관련한 경영자의 미래전망에 대한 시그널을 반영하는 것으로 추론된다. 당기의 연구개발 지출은 당기 기업가치의 즉각적인 변화를 야기하기보다는 미래의 경영성과에 대한 경영자의 기대를 반영함으로써 이에 상응하는 시장반응을 유도할 수 있다. 또한 현재의 경상이익으로부터 분리된 당기의 판매촉진비도 미래의 잠재적 매출액 증대를 통하여 미래 초과이익 창출에 대한 가능성을 반영하는 지출이라는 점에서 연구개발비와 마찬가지로 당기의 주가에 긍정적인 영향을 초래할 수 있다. 반면, 과거에 지출된 연구개발비와 판매촉진비가 당기 주가에 미치는 영향은 과거의 일정기간 동안 누적된 연구개발활동 및 판매촉진활동의 지연투자효과를 반영하며 Ohlson(1995) 모형의 기타정보변수를 구성하는 것으로 간주할 수 있다. 과거의 누적된 연구개발 및 판매촉진비 지출에 대해 시장이 긍정적인 반응을 보인다면 당기주가와 과거의 누적 연구개발비 및 판매촉진비 사이에는 양(+)의 상관관계가 성립할 것이다.

$$-A \cdot tsp_t + \sum_{k=1}^{n} B_k \cdot trd_{t-k} + \sum_{k=1}^{n} B_k \cdot tsp_{t-k}$$
$$= bv_t^b + A \cdot (x_t^b - r \cdot bv_{t-1}) - (rdc_t - A \cdot rdx_t)$$
$$-A \cdot tsp_t + \sum_{k=1}^{n} B_k \cdot trd_{t-k} + \sum_{k=1}^{n} B_k \cdot tsp_{t-k}$$
..... (2)

여기서,

bv_t^b : t기말의 순자산 장부가치에서 자본화 연구개발비를 차감한 값

x_t^b : t기의 경상이익에서 비용처리된 연구개발비와 판매촉진비의 대용치를 가산한 값

r : 기업의 자본비용으로 무위험이자율로 대체[14]

rdc : t기에 자본화된 연구개발비

rdx : t기에 비용처리된 연구개발비

tsp : t기에 비용처리된 리베이트성 판매촉진비 지출액

trd : t기의 총연구개발비 지출액(rdc+rdx)

위 이론모형의 마지막 전개식 (2)는 개념적으로 순자산의 시장가치는 당기의 자본화된 연구개발 지출이 차감된 장부가치, 비용처리된 연구개발비 및 판매촉진비가 가산된 초과이익, 당기의 총연구개발 지출과 판매촉진비, 그리고 총연구개발 지출과 판매촉진비의 시차항의 함수로 나타낼 수 있음을 제시한다. Ohlson의 기본모형에 연구개발비 변수 등을 포함하여 확장 변형시킨 모형은 Ballester et al. (2003)과 Callen and Morel(2005), 그리고 최종서(2009) 등의 선행연구에서 사용된 바 있으며 위 식을 실증모형으로 압축하여 표기하면 다음과 같다.

$$MV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BV_{i,t}^{b} + \beta_2 AE_{i,j,t}^{b} + \sum_{k=0}^{n} \beta_{3,k} \cdot TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \beta_{4,k} \cdot TRD_{i,t-k} + \theta_{i,t}$$
(VEQ)[15]

여기서,

MV_t : t년말의 3개월 후 주식시가 총액(MV_t)

BV_t^b : 조정 장부가치 = t년도말의 순자산 장부가치에서 자본화 (연구)개발비를 차감한 값

$AE_{i,j,t}^{b}$: 조정 초과이익 = t년도의 경상이익에 비용처리된 연구개발비와 판매촉진비를 가산한 값-무위험이자율*전기말 순자산 장부가치

TSP : t년도의 리베이트성 판매촉진비 지출액

TRD : t년도의 연구개발비 지출총액 = t기에 자본화된 (연구)개발비+t기에 비용처리된 연구개발비

모든 변수는 순매출액을 deflator로 사용하여 규모조정하였음.

상술한 주가모형(VEQ)에서 연구개발비가 기업가치에 미치는 포괄적 효과를 살펴보기 위하여 연구개발비를 자본화된 연구개발 지출과 비용처리된 연구개발비로 구분하지 않고 이를 합산한 총연구개발비 지출액을 검증변수로 모형에 포함하였다. 자본화가

14) 본 연구에서는 편의상 통안증권(365일물)의 연이자율을 사용한다. 이는 1990년부터 2010년까지의 전체기간에 걸쳐 이용가능하며 국고채이자율과 고도의 상관관계를 가지기 때문이다. 본 연구에서는 개별기업의 위험프레이엄을 고려하지 못하여 연도별로 모든 표본기업은 동일한 무위험이자율을 갖는 것으로 가정하고 있는데 이것이 연구모형의 추정에 중대한 편의를 초래할 것으로 판단되어지지는 않는다.

15) 식(1)과 같이 Ohlson의 이론적 초과이익 모형에서는 장부가치의 계수가 존재하지 않음에 따라 일부 선행연구(예컨대, Callen and Morel, 2005외 다수)들에서는 초과이익모형을 실증모형으로 전환함에 있어 $MV_t - BV_t$를 종속변수로 정의하여 분석을 수행한 것으로 관찰되고 있다. 실증분석을 수행함에 있어 장부가치에 계수를 부여하는 여부가 분석결과에 큰 영향을 미칠 것으로 판단되지 않으나 본 연구에서는 $MV_t - BV_t$를 종속변수로 활용한 기존 문헌들에 근거하여 다음의 주가모형을 추가 설정하여 관련한 모든 분석을 재차 수행하였으며 분석결과가 본문에 제시한 내용과 질적으로 다르지 않음을 확인하였다.

허용되지 않는 판매촉진비는 자체항목으로서 기업가치에 미치는 영향을 검증할 수 있다. 당기의 총연구개발 지출액(TRD_t)과 판매촉진비(TSP_t) 뿐만 아니라 과거의 지출도 당기의 기업 가치에 시차를 두고 영향을 미칠 수 있으므로 당기 지출과 시차항을 구분하여 표시하지 않고 ΣTRD와 ΣTSP 속에 압축함으로써 표기를 단순화하였다.[16] 이에 따라 $\sum\beta_{3,k}$와 $\sum\beta_{4,k}$는 각각 과거 t-k부터 t기까지 총 k+1기간에 걸쳐 당기 및 과거의 판매촉진비 지출과 연구개발 지출이 당기의 기업가치에 미치는 누적 시차효과를 나타낸다. 만약 국내 제약회사의 현재 및 과거의 판매촉진비 지출과 연구개발 지출이 기업가치 제고에 긍정적인 역할을 할 경우 주가모형에 포함된 모든 검증변수의 회귀계수는 양(+)의 값을 가질 것으로 예측된다. 나아가 연구가설에서 예측된 바와 같이 국내제약회사의 판매촉진비 지출의 가치관련성이 연구개발 지출에 비해 클 경우 판매촉진비의 누적시차계수 $\sum\beta_{3,k}$는 연구개발비의 누적시차계수 $\sum\beta_{4,k}$에 비해 유의적으로 클 것으로 기대된다. 한편, 주가모형의 실증적 추정에 있어서 이익모형과 동일한 규모변수를 공통의 디플레이터로 사용한다.

3.2. 분석방법

본 연구에서는 전절에 제시된 두 가지 실증모형인 이익모형(EEQ)과 주가모형(VEQ)을 이용하여 횡단면분석과 시계열분석을 병행 적용하여 연구가설을 검증한다. 먼저, 횡단면분석에서는 이익모형과 주가모형에 대해 연도별로 OLS모형을 추정한 다음 Fama-MacBeth(1973)의 방법에 따라 개별년도의 추정계수를 취합하여 평균적인 회귀계수의 유의성을 검증한다. 이를 통해 장기간의 횡단면 자료를 통한 추정시 발생가능한 연도효과(year effect)를 통제할 수 있다. 횡단면분석을 적용함에 있어 주 검증변수인 판매촉진비 변수는 당기를 포함하여 존재하지 않을 경우에는 원 변수값을 그대로 분석과정에서 사용할 수 있으나 변수가 단위근을 갖는 것으로 확인될 경우에는 1차 차분(first differencing)을 취하여 안정성(stationarity)을 확보한 후 분석에 이용한다. 시계열 이익모형과 주가모형은 다항분포시차모형(polynomial distributed lag model: PDL)을 사용하여 추정한다.[17] 주지하는 바와 같이 PDL의 특징은 시차항 계수의 분포를 다양한 형태로 설정할 수 있다는 점에 있다. 예컨대, 연구개발비의 가치관련성을 검증하기 위해 횡단면적으로 PDL을 추정한 Sougiannis(1994)의 연구에서 이익함수는 연도별로 2차, 혹은 3차의 다항구조를 이용하였으며 주가함수는 대부분의 연도에서 0으로 설정되었다. 본 연구에서는 시계열 PDL을 추정함에 있어 시차의 길이는 개별기업별로 PDL모형을 추정하여 특정 시차항의 회귀계수가 통계적으로 유의한 양

16) 주가모형은 시장 효율성을 검증하기 위한 수단이 아니라 기업가치의 결정구조를 검증하기 위한 도구이다. 따라서 당기의 기업가치 수준에는 당기뿐만 아니라 과거의 연구개발 지출과 판매촉진활동의 시차효과가 반영될 수 있다. 이는 Ohlson모형이 정보적 관점(information perspective)이 아니라 측정관점(measurement perspective)에 뿌리를 두고 있다는 사실과 맥락을 같이 한다. 예컨대 과거 지출이 당기 주가와 상관관계를 갖는다고 해서 시장효율성이 낮음을 반영하는 것이 아니라 현 시점의 기업가치가 부분적으로 과거 지출의 효과를 반영하고 있음을 의미하는 것으로 해석되어야 한다.

17) 독립변수가 종속변수에 대하여 시차를 두고 영향을 미치는 시계열모형을 추정할 경우 이용가능한 대안에는 Koyck 변환, 이항시차모형(binomial lag), Hatanake and Wallace(1980)의 form free 기법, 다항분포시차모형(PDL) 등이 있으나 본 연구에서는 상용화된 통계패키지(예컨대 SAS, STATA 등)에서 가장 널리 채택되고 있으며 적용의 융통성이 큰 PDL모형을 채택하여 분석에 이용하였다.

(+)의 값을 보이지 않을 때까지로 결정하고 다항차수는 0, 1, 2, 3으로 차수를 변경시키면서 모형을 반복 추정하여 Akaike정보지수를 기준으로 최대인 차수를 선택하여 결정하였다.

3.3 표본의 선정

본 연구에서는 전술한 바와 같이 횡단면분석과 시계열분석을 병행하여 모형을 추정하되 각 분석방법에서 요구되는 자료의 성질이 상이하여 분석에 이용되는 표본 또한 이원화하여 구성하였다. 횡단면분석을 위한 표본은 1990년부터 2010년 12월 31일까지의 기간 동안 유가증권시장에 소속된 기업 중 결산일이 12월 31일인 의약품 제조업체들 중 상장협 데이터베이스(TS-2000) 혹은 한국신용평가정보(주)에서 제공하는 데이터베이스(KIS-VALUE) 및 (주)에프앤가이드의 FnGuide 데이터베이스로부터 연구에 필요한 자료가 추출 가능한 기업을 선정하였다. 1990년 이후로 분석을 제한하는 것은 본 연구의 주 검증변수의 하나인 연구개발비에 대한 회계처리가 1987년 이전에는 정비되지 않아 연구개발비 정보의 신뢰성에 의문의 여지가 존재하기 때문이다.[18] 이러한 과정을 거쳐 우선 21년간의 표본기간에 걸쳐 551건의 기업-연도 자료를 선정한 후, 이상치가 분석에 미치는 영향을 배제하기 위하여 이익모형과 주가모형에 포함된 독립변수와 종속변수의 값이 전체 분포의 상하위 1% 범위를 벗어나면 표본에서 제외하였다. 그 결과 최종적으로 455건의 기업-연도 자료를 분석에 사용하게 되었다.

횡단면분석과 달리 시계열분석에 이용되어지는 표본기업은 주요한 검증대상변수의 값이 표본기간동안 연속적으로 이용 가능한 기업으로 제한된다. 따라서 시계열 분석에서는 2010년 12월말 현재 유가증권시장에 상장된 기업 중 결산일이 12월 31일인 의약품 제조업체 중 1990년부터 2010년까지 연구에 필요한 자료가 상장협의회의 데이터베이스(TS-2000) 혹은 한국신용평가정보(주)의 데이터베이스(KIS-VALUE) 및 FnGuide로부터 연속적으로 이용 가능한 기업만을 표본으로 이용하였다. 다시 말해 연구모형의 추정에 필요한 주가 및 회계자료가 21년의 표본기간동안 1년이라도 이용가능하지 않은 기업은 표본에서 제외하였다. 2010년 12월 현재 유가증권시장에 소속된 의약품 제조업체 30개사 중 상술한 조건을 만족시키는 기업은 23개사이다. 결과적으로 시계열분석에 적용되는 최종표본은 23개사의 21년에 걸친 관찰치로 이루어진 483건의 기업-년으로 이루어진다.[19] 횡단면분석 및 시계열분석에 이용되어질 최종표본 각각에 대한 연도별 분포를 제시하면 다음 〈표 2〉와 같다.

18) 또한 표본기간 중 1998년까지는 비경상적인 연구개발비에 대한 자본화가 허용되었으나 1999년 이후는 회계기준의 변경으로 자본화의 범위가 축소되어 기술적 실현가능성 등 일정 요건을 갖춘 개발비에 대해서만 자본화가 허용되었다. 따라서 1999년을 전후하여 자본화 연구개발비와 비용화 연구개발비의 분류방식에는 체계적 변화가 초래되었다고 할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 자본화와 비용처리를 구분하지 않고 연간 연구개발 지출 총액을 분석에 이용하고 있기 때문에 이와 같은 회계처리 방침의 변경이 연구개발비의 가치평가 모수에 구조적 차이를 초래할 가능성은 없을 것으로 판단하였다.

19) 시계열분석을 위해서는 개별기업별로 21년씩의 관찰치를 갖는 독립표본이 사용되며 각 기업표본별로 별도의 시계열모형이 추정되므로 truncation이나 winsorization을 통한 예외치의 처리는 불필요하다. 시계열분석에 있어서는 개별 기업자료가 단일의 표본을 구성하므로 예외치의 영향이 극소화된다.

〈표 2〉 표본기업의 연도별 분포

연도	표본기업수		연도	표본기업수	
	횡단면표본	시계열표본		횡단면표본	시계열표본
1990	20	23	2001	24	23
1991	21	23	2002	22	23
1992	21	23	2003	24	23
1993	20	23	2004	21	23
1994	20	23	2005	24	23
1995	19	23	2006	23	23
1996	21	23	2007	22	23
1997	20	23	2008	25	23
1998	20	23	2009	23	23
1999	22	23	2010	22	23
2000	21	23	**Total**	**455**	**483**

Ⅳ. 실증분석 결과

본 절에서는 횡단면분석과 시계열분석에서 사용되어지는 각각의 표본을 대상으로 먼저 실증분석과정에서 사용되는 주요변수에 대한 기술통계치를 요약한 후 횡단면분석을 통한 추정결과를 제시한다. 다음으로 주요변수의 시계열 안정성에 대한 검증결과를 제시하고 이익모형과 주가모형의 시계열추정결과와 추가분석결과를 기술한다.

4.1 주요변수의 기술통계 및 상관관계 분석

본 연구에서 이용되는 주요변수는 이익모형의 추정에 사용되는 변수와 주가모형의 추정에 이용되는 변수로 구성된다. 이익모형을 추정하기 위한 변수로서는 영업이익, 유형자산, 판매촉진비, 연구개발비가 사용되고 주가모형을 추정하기 위해서는 지분의 시장가치, 조정장부가치, 조정초과이익, 판매촉진비 및 연구개발비가 이용된다. 〈표 3〉에서는 본 연구의 횡단면분석에서 사용된 표본관찰치를 대상으로 상술한 주요변수의 기술통계치와 Pearson 및 Spearman 상관계수를 산출하여 제시하였다. 실증분석결과를 제시함에 있어서는 본 연구에서 고려한 판매촉진비 지출총액의 세 가지 대용변수에 대한 결과를 모두 제시하는 대신 판매촉진비, 판매수수료, 접대비, 행사비, 기밀비와 광고선전비의 합으로 정의되는 제2 대용변수를 적용한 결과만을 제시한다.[20] 또 모든 변수들은 연도별 순매출액을 디플레이터로 하여 규모효과를 조정하였다.

〈표 3〉의 패널 A에 나타나 있는 바와 같이, 대부분의 변수들이 평균과 중위수에서 큰 차이를 보이지

20) 이는 리베이트성 판매관리비를 정의하는 방법에 따라 조정영업이익, 조정초과이익 또한 달리 측정되어 대체적 판촉비변수에 대한 결과를 모두 제시할 경우 분석결과가 장황해질 수 있기 때문이다. 후술하는 〈표 4〉에서도 TSP2변수를 적용한 결과만을 제시한다.

〈표 3〉 횡단면분석에 이용된 주요변수의 기술통계량 및 상관관계 분석

패널 A: 기술통계량 (N=455)

Variable	Mean	Std. Dev.	Q1	Median	Q3
OPI	0.2439	0.1056	0.2031	0.2417	0.3197
MV	0.6086	0.2495	0.3708	0.5944	0.8167
TSP	0.1069	0.0526	0.0735	0.0995	0.1341
TRD	0.0297	0.0199	0.0110	0.0250	0.0303
BV	0.6760	0.2074	0.5081	0.6412	0.7850
AE	0.2152	0.1040	0.1587	0.2030	0.2756
TA	0.6262	0.2523	0.4609	0.6059	0.7031

패널 B : 피어슨(Pearson)-스피어만(Spearman)상관관계 (N=455)

	OPI	MV	TSP	TRD	BV	AE	TA
OPI		0.142**	0.622***	0.057	0.007	0.971***	0.094
MV	0.192**		0.763***	0.116	0.431***	0.017*	0.057
TSP	0.683***	0.265*		-0.035	-0.047	0.112***	0.015
TRD	0.055	0.113	0.016		-0.136**	0.118	0.143**
BV	0.006	0.286**	-0.042	-0.154***		-0.078	0.652***
AE	0.936***	0.156*	0.182	0.109	-0.058		0.096
TA	0.076	0.094*	0.018	0.151**	0.560***	0.094	

a) *,**,***은 양측 검증시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

b) 변수정의: OPI=기업조정이익(영업이익+감가상각비+판매촉진 경비+연구개발비 지출액); MV= 회계기간 말 3월 후의 지분의 시장가치; TSP=판매촉진비 지출총액의 제2변수(판매촉진비+판매수수료+접대비+행사비+기밀비+광고선전비); TRD=연구개발비 지출총액(자본화된 연구개발비+비용처리된 연구개발비); BV=조정 장부가치(순자산장부가치-자본화된 연구개발비); AE=비정상이익(조정초과이익-자본비용×기초 순자산장부가치); TA=유형자산(유형고정자산 + 재고자산 + 투자자산)

않고 또한 표준편차가 비교적 작은 값을 가지는 것으로 보아 각 관찰치들이 극단치의 영향을 크게 받지 않으며 정규분포에 근접한 분포를 지니는 것으로 판단된다. TSP_2(판매촉진비+판매수수료+접대비+행사비+기밀비+광고선전비)의 평균은 약 0.11로 총 연구개발비 지출액(TRD)의 평균인 0.03에 비해 월등히 큰 값으로 나타나는데 이는 국내제약사가 평균적으로 순매출액의 11%에 해당하는 금액을 판매촉진활동에 지출하는 반면 연구개발을 위해서는 순매출액의 3%만을 지출하고 있음을 나타낸다.

〈표 3〉의 패널 B는 주요변수들 간의 상관계수를 제시한 것인데 대각선을 중심으로 우상단에는 Pearson의 적률상관계수를, 좌하단에는 Spearman의 순위상관계수를 나타내었다. 결과에 의하면 판매촉진비는 영업이익 및 지분의 시가와 양(+)의 상관관계를 갖는 것으로 관찰되는 반면 연구개발비의 경우에는 이익 및 주가변수와 유의한 상관관계를 갖지 않는 것으로 관찰되고 있다. 이는 국내 제약회사들의 연

구개발 지출이 영업이익 및 기업가치의 동인이 되지 못하고 판매촉진활동을 통해 기업의 실적과 기업가치의 증진을 도모하고 있음을 시사한다.

다음으로 〈표 4〉에서는 시계열분석에서 이용한 표본 관찰치를 대상으로 주요변수의 기술통계치와 상관계수를 산출하여 패널 A와 패널 B에 각각 제시하였다. 이 때 물가변동의 영향을 사전적으로 통제하기 위하여 상술한 주요변수의 연도별 측정치에 비교연도의 생산자물가지수와 기준년도에 사용되는 1990년의 생산자 물가지수의 비율을 곱한 다음, 연도별 순매출액을 deflator로 이용하여 규모효과를 조정하였다. 또, 수준변수 뿐만 아니라 시계열자료의 안정성을 확보하기 위하여 사용되는 차분 측정치에 대한 기술통계치와 상관계수도 함께 제시한다.

패널 A-1에 제시되고 있는 결과에 의하면 수준에 의한 연구개발비(TRD)는 매출액의 2.9%에 해당하는 평균과 2.5%의 중위수를 지녀 비교적 대칭분포를 따르고 있음을 알 수 있으며 패널 A-2에 제시된 차분변수의 경우에도 대체로 영(0)을 중심으로 하는 대칭분포를 이루고 있는 것으로 관찰된다. 판매촉진비(TSP)와 영업이익(OPI)은 수준 및 변동 모두에 있어서 대칭분포를 보이고 있는 반면, 지분의 시장가치는 수준 및 변동 모두에 있어서 양(+)의 비대칭분포를 따르고 있다.

한편, 주요변수간의 상관계수를 제시하고 있는 패널 B-1과 B-2의 결과에 따르면 판매촉진비 변수는 수준 및 차분변수 모두에 있어서 영업이익 및 지분의 시장가치와 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있으나 연구개발비변수는 모든 경우에서 이들 변수와 아무런 상관관계도 보이지 않고 있다. 이는 전술한 〈표 3〉의 결과와 일관되게 국내 제약사의 영업성과와 주식가치에 대한 연구개발 투자효과에 비해 판매촉진비의 지출이 보다 큰 영향을 미치고 있음을 시사한다. 그러나 〈표 4〉에 제시되고 있는 기술통계치와 상관계수는 시계열 분석에 이용되어진 모든 기업과 연도를 통합한 표본을 이용한 횡단면분석의 결과로서 개별기업에 대한 시계열분석의 결과와는 상이한 양태를 지닐 수 있다.[21]

4.2 횡단면분석결과

본 소절에서는 이익모형 및 주가모형을 횡단면적으로 추정한 결과를 제시한다. 두 모형의 추정을 통하여 국내 제약회사들의 연구개발 지출과 판매촉진비 지출이 이익 및 주가에 초래하는 투자효과에 차이가 있는지를 조사하는데 초점을 둔다. 두 모형을

21) 아울러 연구개발비 및 판매촉진비의 시차항 사이의 Pearson 및 Spearman상관계수를 제시하면 아래표와 같다.

	TSP(t-1)	TSP(t)	TRD(t-4)	TRD(t-3)	TRD(t-2)	TRD(t-1)	TRD(t)
TSP(t-1)		0.572***	0.006	-0.017	-0.031	0.008	0.004
TSP(t)	0.471***		-0.015	-0.021	-0.033	-0.035	-0.016
TRD(t-4)	0.002	-0.009		0.527***	0.429***	0.325***	0.135**
TRD(t-3)	-0.014	-0.001	0.436***		0.499***	0.358***	0.264***
TRD(t-2)	-0.011	-0.004	0.213***	0.369***		0.537***	0.396***
TRD(t-1)	0.000	-0.013	0.206***	0.262***	0.0374***		0.498***
TRD(t)	0.001	-0.008	0.082*	0.139**	0.263***	0.424***	

표의 대각선을 중심으로 우상단에는 Pearson의 적률상관계수, 좌하단에는 비모수적인 Spearman의 순위상관계수를 각각 제시하고 있다. 횡단면 모형과 시계열모형에 이들 시차항을 회귀모형에 동시에 투입하더라도 10을 넘는 VIF는 거의 관찰되지 않아 다중공선성을 우려할 상황은 발생하지 않는다.

〈표 4〉 시계열분석에 이용된 주요변수의 기술통계량 및 상관관계 분석

패널 A-1 : 기술통계치-수준변수 (N=483)

Variable	Mean	Std. Dev.	Q1	Median	Q3
OPI	0.2616	0.0899	0.2125	0.2643	0.3213
MV	0.8388	0.7445	0.3765	0.5983	0.9633
TSP	0.1097	0.0495	0.0736	0.0996	0.1341
TRD	0.0295	0.0304	0.0108	0.0251	0.0347
BV	0.7623	0.4559	0.5020	0.6423	0.8202
AE	0.2130	0.0942	0.1692	0.2130	0.2795
TA	0.6911	0.5037	0.4670	0.5806	0.7211

패널 A-2 : 기술통계치-1차 차분변수 (N=460)

△OPI	-0.0067	0.0702	-0.0322	-0.0064	0.0145
△MV	0.0069	0.2683	-0.0196	0.0055	0.0182
△TSP	-0.0022	0.0232	-0.0129	-0.0024	0.0130
△TRD	0.0018	0.0143	-0.0041	0.0013	0.0039
△BV	-0.0032	0.1596	-0.0146	-0.0030	0.0159
△AE	-0.0046	0.0751	-0.0316	-0.0042	0.0204
△TA	-0.0139	0.1126	-0.0723	-0.0131	0.0695

패널 B-1 : 피어슨(Pearson)-스피어만(Spearman)상관관계-수준변수 (N=483)

	OPI	MV	TSP	TRD	BV	AE	TA
OPI		0.118**	0.583***	-0.023	0.086	0.945***	0.052
MV	0.182**		0.243***	-0.163	0.524***	0.021*	0.041
TSP	0.583***	0.128**		-0.046	-0.069	0.178***	0.018
TRD	-0.023	-0.021	-0.019		-0.146**	0.052	0.059
BV	0.086	0.524***	-0.076	-0.141*		-0.025	0.743***
AE	0.945***	0.161*	0.278***	0.062	-0.024		0.051
TA	0.019	0.151*	0.079	0.061	0.743***	0.055	

패널 B-1 : 피어슨(Pearson)-스피어만(Spearman)상관관계-1차 차분변수 (N=460)

	△OPI	△MV	△TSP	△TRD	△BV	△AE	△TA
△OPI		0.129**	0.133**	-0.016	0.083	0.958***	0.045
△MV	0.108*		0.165**	-0.028	0.246***	0.135**	0.070
△TSP	0.278***	0.130*		-0.033	-0.058	0.098*	0.067
△TRD	-0.022	-0.017	-0.011		-0.117*	0.009	0.011
△BV	0.054	0.155***	-0.052	-0.026		-0.025	-0.167*
△AE	0.916***	0.136**	0.282***	0.081	-0.064		-0.052
△TA	0.004	0.058	0.053	0.104	-0.032	-0.047	

a) *, **, ***은 양측 검증시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

b) 변수정의: OPI=기업조정이익(영업이익+감가상각비+판매촉진비 지출+연구개발비 지출액); MV= 회계기간 말 3월 후의 주식시가 총액; TSP=판매촉진비 지출총액의 제2변수(판매촉진비+판매수수료+접대비+행사비+기밀비+광고선전비); TRD=연구개발비 지출총액(자본화된 연구개발비+비용처리된 연구개발비); BV=조정 장부가치(순자산장부가치-자본화된 연구개발비); AE=비정상이익(조정초과이익-자본비용×기초 순자산장부가치); TA=유형자산(유형고정자산+재고자산+투자자산)

c) △는 1차 차분을 의미함

횡단면적으로 추정함에 있어서 발생가능한 연도 효과를 통제하기 위하여 각 연도별로 OLS 회귀식을 추정한 다음 연도별 추정계수의 평균값에 대한 유의성을 검증하는 Fama-Macbeth(1973)의 분석절차에 따른다. 이 때 검증변수인 판매촉진비 변수는 당기를 포함하여 t-2시차까지 적용하며 연구개발비 변수는 당기를 제외한 t-4년까지의 시차를 적용한다. 〈표 5〉에서는 1990년부터 2010년까지의 21기간 동안 455건의 기업-연도 자료에 대하여 이익에 대한 Fama-Macbeth(1973)의 분석결과를 제시하고 있다. 패널 A는 횡단면 회귀분석에 의한 판매촉진비 지출 및 연구개발 지출의 개별시차계수에 대한 분석결과를, 패널 B는 누적시차계수 평균에 대한 영(0) 귀무가설 및 두 변수 간에 누적시차계수 평균의 차이가 영(0)이라는 귀무가설에 대한 검증결과를 제시한다. 또, 표에 구분된 모형 1, 2, 3은 각각 판매촉진비 지출총액의 대용변수로 각각 TSP_1, TSP_2, TSP_3을 적용한 결과를 나타낸다.[22]

패널 A의 분석결과에 의하면 전기 및 당기의 판매촉진비 지출은 모든 경우에 있어서 당기이익과 각각 10%, 1%수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 반면, 연구개발 지출은 당기이익과 통계적으로 유의한 관련성을 가지지 않는 것으로 관찰된다. 이는 국내 제약회사의 판매촉진비 지출은 동일기간 혹은 1년의 시차를 두고 영업이익 증대에 긍정적인 효과를 초래하는 반면, 연구개발비 지출은 과거 4시차까지 고려하더라도 영업이익에 아무런 영향을 미치지 못하고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 판매촉진비와 연구개발 지출의 누적시차계수인 $\sum\alpha_{2,k}$와 $\sum\alpha_{3,k}$의 평균이 영과 유의한 차이를 보이는지를 검증한 패널 B를 통해서도 확인가능하다. 판매촉진비 지출의 누적계수는 모형 1, 2, 3의 모든 경우에 있어서 1%수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 반면, 연구개발비의 누적계수는 통계적으로 유의하게 영과 다르지 않은 것으로 관찰된다.[23] 판매촉진비 지출에 대한 누적계수는 연구개발 지출의 누적계수보다 더 크며 그 차이는 통계적으로 매우 유의하다. 이러한 결과는 국내 제약회사의 판매촉진비 지출이

22) 횡단면 회귀분석을 실시함에 있어서 특정변수의 여러 시차항을 독립변수로 사용함에 따라 변수의 자기상관으로부터 야기될 수 있는 다중공선성의 가능성을 우려할 수 있다. 본 연구에서는 1990년부터 시작되는 연구기간 중 1994년부터 2010년까지의 매년도별 표본에 대해 독립적으로 횡단면 회귀분석을 실시하는데 여기서 1994년부터 분석이 가능한 이유는 t-4시차변수까지 모형에 독립변수로 포함되기 때문이다. 개별 연도별로 연구개발비와 판매촉진비의 여러 시차항에 대한 VIF를 산출한 결과 연구개발비의 경우는 전 기간에 걸쳐 10을 상회하는 경우가 전혀 발견되지 않았고 판매촉진비는 제2변수와 제3변수의 경우 일부 연도에 있어서 최대 17까지 달하는 경우가 관찰되었으나 전반적으로는 다중공선성의 문제가 심각하지 않은 것으로 확인되었다. 이는 순매출액으로 deflating된 연구개발비와 판매촉진비가 연도별로 변동성이 커서 자기상관관계가 실제로 심각하지 않음을 제시한다. 또 표에서 보고되는 t통계치는 17기간에 걸친 회귀계수 평균과 표준편차를 구하여 이를 토대로 t통계치를 구하는 Fama-Macbeth(1973)의 절차를 따르고 있기 때문에 회귀계수 추정의 효율성에 다중공선성이 미치는 영향은 미미하다.

23) 이익모형의 횡단면 분석결과인 〈표 5〉와 후술하는 주가모형의 횡단면 분석결과를 나타내고 있는 〈표 6〉에서 기부금 지출액을 판매촉진비에 포함시킨 Model 3의 분석결과를 살펴보면, 기부금 지출액을 포함하지 않은 대용변수를 이용한 Model 2의 분석결과에 비해 TSP변수의 계수값이 낮아지며 t-statistics의 값도 다소 낮아지고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 부분적으로는 기부금 지출액이 리베이트 성 경비와 관련성이 떨어지기 때문에 나타나는 현상일 수도 있다. 그러나 대형 종합병원이 제약회사와의 거래에서 우월한 지위를 남용해 병원증축을 위한 부지매입 등의 명목으로 제약회사에 기부금 제공을 강요한 행위 등이 적발된 사례들이 언론에서 지속적으로 언급되어 온 사실을 감안하여 기부금 지출액을 판매관리비 총 지출액의 대용변수에 포함한 TSP_3변수를 TSP_1과 TSP_2에 보완적으로 이용한다. 기부금이 제약회사의 리베이트 지급액으로 거론된 일화적 증거를 들면 다음과 같다.

세브란스·가톨릭, 제약회사 기부금 강요(MBN 뉴스, 2010. 03. 18)
"제약회사에 '건물건립' 명목의 기부금 제공을 강요한 대형종합병원들이 공정위로부터 과징금을 부과받았다. 공정거래위원회는 4개 대형종합병원이 거래상 우월한 지위를 남용해 건물신축, 부지매입 등의 명목으로 제약회사에 기부금 제공을 강요한 행위에 대해 시정명령과 함께 과징금 5억5,000만원을 부과하기로 했다고 18일 밝혔다. - 이하 생략-."

〈표 5〉 이익모형(EEQ)에 대한 횡단면분석결과

$$OPI^{b}_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TA_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{n} \alpha_{2,k} TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{3,k} TRD_{i,t-k} + \epsilon_{i,t}$$

패널 A: F-M 회귀분석 추정결과

Variables	Model 1		Model 2		Model 3	
	Mean Estimate	F-M t-statistics	Mean Estimate	F-M t-statistics	Mean Estimate	F-M t-statistics
Intercept	0.153	6.24***	0.175	9.43***	0.169	8.51***
TA	0.121	3.99***	0.130	6.57***	0.114	5.36***
TSP_{t-2}	0.158	1.09	0.036	0.11	0.047	0.29
TSP_{t-1}	0.701	2.16*	0.503	2.25**	0.632	1.96*
TSP_t	0.793	2.74***	0.813	3.27***	0.761	3.13***
TRD_{t-4}	0.133	1.04	0.182	1.44	0.164	1.17
TRD_{t-3}	0.108	0.95	0.113	1.27	0.097	0.93
TRD_{t-2}	-0.104	-0.93	-0.167	-1.36	-0.094	-0.89
TRD_{t-1}	-0.095	-0.81	-0.103	-1.09	-0.112	-1.08
Observation	455		455		455	
Model F-statistic	14.46***		37.08***		28.94***	
$Adj.R^2$	0.2306		0.4387		0.3507	

패널 B: 추정 계수의 영(0)귀무가설 및 동질성 검정결과

Test	Mean Estimate	F-statistics	Mean Estimate	F-statistics	Mean Estimate	F-statistics
$\sum\alpha_{2,k}=0$	1.652	299.61***	1.352	201.09***	1.439	219.85***
$\sum\alpha_{3,k}=0$	0.042	0.75	0.025	0.36	0.055	0.56
$\sum\alpha_{2,k}-\sum\alpha_{3,k}=0$	1.609	258.46***	1.327	136.68	1.384	201.09***

a) *,**,***은 양측 검증시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

b) FM t-statistic는 Fama-Macbeth(1973)의 t-statistic을 나타냄.

c) 변수정의: OPI=기업조정이익(영업이익+감가상각비+판매촉진비 지출+연구개발비 지출); TSP_1 = 판매촉진비 지출총액에 대한 제1대용변수(판매촉진비+판매수수료+접대비); TSP_2 = 판매촉진비 지출총액에 대한 제2대용변수(TSP_1+광고선전비+행사비+기밀비); TSP_3 = 판매촉진비 지출총액에 대한 제3대용변수(TSP_2+기부금) ; TRD = 연구개발비 지출총액(자본화된 연구개발비+비용처리된 연구개발비); TA=유형자산(유형고정자산+재고자산+투자자산)

d) 모든 변수는 순매출액을 디플레이터로 이용하여 조정되었음.

연구개발 지출에 비해 영업성과에 보다 밀접한 영향을 미치고 있음을 나타내는 증거이다.

다음으로 〈표 6〉에서는 주가에 대한 Fama-MacBeth(1973)의 횡단면 회귀분석결과를 제시한다. 패널 A에 제시된 분석결과에 따르면 당기 및 직전기의 판매촉진비 지출은 당기 주가와 유의적인 양(+)의 관련성을 보이는 반면, 당기 및 과거 4기간 동안의 연구개발비 지출은 모든 경우에 있어 당기주

가와 어떠한 관련성도 가지지 않은 것으로 나타났다. 또한 패널 B에서의 각 지출에 대한 누적시차계수의 평균값에 대한 영(0)귀무가설 및 차이검증 결과 연구개발비 지출의 누적계수는 영과 유의하게 다르지 않은 반면 판매촉진비 지출의 누적계수 평균은 통계적으로 유의하게 영보다 클 뿐만 아니라 연구개발 지출의 누적계수에 비해서도 유의하게 큰 것으로 관찰된다. 이는 국내 제약회사의 판매촉진비 지출은 주가와 동시적 양(+)의 상관관계를 가지는 동시에 양(+)의 단기적 누적시차효과를 야기하나 연구개발 지출은 주가에 아무런 관련성을 지니고 있지 않음을 나타낸다. 이러한 결과는 국내 전체산업을 대상으로 횡단면 Ohlson(1995) 모형을 추정하여 연구개발비와 주가 사이에 유의적인 양(+)의 상관관계를, 광고선전비와 주가 사이에 유의적인 음(-)의 상관관계가 존재함을 보고한 한봉희(2006)의 연구와는 대조를 이룬다. 국내 제약산업에 있어서 연구개발비는 가치관련성을 가지지 않는 반면 판매촉진활동에 따른 지출이 단기적으로 주가와 관련성을 갖는다는 사실은 리베이트 관행에 의존한 제약기업의 영업행태를 뒷받침하는 간접적 증거라 할 수 있다. 즉 복제약품 중심의 생산구조가 정착된 우리나라 제약시장이 기업이익 개선을 위해 영업조직을 중심으로 한 리베이트 등의 판매촉진 활동에만 치중하고 있고 이로 인한 성과향상이 주가에 반영된 결과로 해석할 수 있다.

요컨대 상술한 횡단면 분석의 결과에 의하면 국내 제약회사의 리베이트성 판매촉진비 지출은 영업이익 및 주가에 양(+)의 투자효과를 초래하는 반면 연구개발비는 아무런 관련성도 지니지 못하는 것으로 나타나고 있다. 이는 국내 제약회사들이 불확실성이 크고 대규모 지출이 불가피한 신약개발에 관심을 가지기 보다는 판매촉진활동을 통한 단기적 성과향상에 치중해 왔음을 입증하는 증거로 해석할 수 있다. 국제적으로 첨단산업으로 분류되는 제약산업에서 연구개발비의 가치관련성이 전혀 발견되지 않는 반면 판매촉진활동에 의해 기업성과가 견인되는 현실은 국내 제약회사가 첨단제조업 본연의 역할보다는 복제약품의 유통판매활동에 의존하고 있는 현실을 웅변한다.[24]

그런데 횡단면적 분석결과는 모든 표본기업이 동일한 모수를 지니는 것으로 가정한 것으로 추정계수는 표본내의 모수의 변동성(variability)을 감안하지 않은 평균에 불과하다. 따라서 횡단면적으로 판매촉진비 및 연구개발 지출이 경영성과 및 기업가치와 가지는 상관관계를 분석한 결과는 생략변수의 문제 또는 예외치의 영향 등으로 실제 투자효과를 과대 혹은 과소평가할 가능성이 있다. 이하에서는 횡단면 분석결과를 보완하는 의미에서 개별기업별 시계열분석을 적용하여 판매촉진비 지출과 연구개발비 지출의 차별적인 투자효과를 재검토하기로 한다.

24) 하지만 이와 같은 분석결과는 연구개발투자를 많이 하는 제약기업과 연구개발에 비해 판촉활동에 집중하는 제약기업 등과 같은 상호 이질적인 비즈니스 모형(business model)을 가진 기업이 함께 검증 표본에 포함됨에 따라 나타난 결과일 가능성이 존재한다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 분석대상 기간 동안 매년도 연구개발비 지출 규모에 따라 표본을 3분위(혹은 5분위 및 중위수)로 구분하여 최상위 포트폴리오 집단과 최하위 포트폴리오 집단 각각에 대한 횡단면 분석을 실시하였으며 분석 결과 모든 집단에서 여전히 연구개발비 지출액이 제약회사의 가치 동인이 되지 못하고 있음을 관찰하였다. 이는 국내 제약회사의 경우 해당 기업의 비즈니스 모형(연구개발중심 기업 vs. 비연구개발중심 기업)관계없이 연구개발 투자가 기업의 가치동인이 되지 못하고 있음을 다시금 입증하는 증거로 해석할 수 있다.

〈표 6〉 주가모형(VEQ)에 대한 횡단면분석결과

$$MV_{i,t}=\beta_0+\beta_1 BV^{\phi}_{i,t}+\beta_2 AE_{i,j,t}+\sum_{k=0}^{n}\beta_3 \cdot TSP_{i,j,t-k}+\sum_{k=0}^{n}\beta_{4,k} \cdot TRD_{i,t-k}+\theta_{i,t}$$

패널 A: F-M 회귀분석 추정결과

Variables	Model 1		Model 2		Model 3	
	Mean Estimate	F-M t-statistics	Mean Estimate	F-M t-statistics	Mean Estimate	F-M t-statistics
Intercept	0.063	2.19**	0.059	2.14**	0.067	2.26**
BV	0.442	3.73***	0.516	4.63***	0.539	4.96***
AE	0.398	2.69***	0.428	3.35***	0.436	3.41***
TSP_{t-2}	0.091	0.63	0.063	0.39	0.074	0.42
TSP_{t-1}	0.126	2.23**	0.183	2.77***	0.145	2.34***
TSP_t	0.176	2.73***	0.192	3.06***	0.183	2.81***
TRD_{t-4}	0.011	0.32	0.014	0.39	0.012	0.28
TRD_{t-3}	0.095	0.84	0.062	0.52	0.043	0.32
TRD_{t-2}	0.063	0.40	0.071	0.64	0.042	0.32
TRD_{t-1}	-0.156	-1.14	-0.149	-1.09	-0.108	-0.97
TRD_t	0.017	0.36	0.031	0.47	0.023	0.41
Observation	455		455		455	
Model F-statistic	8.72***		8.97***		6.63***	
$Adj.R^2$	0.1468		0.1489		0.1216	

패널 B: 추정 계수의 영(0)귀무가설 및 동질성 검정결과

Test	Mean Estimate	F-statistics	Mean Estimate	F-statistics	Mean Estimate	F-statistics
$\sum\beta_{3,k}=0$	0.393	7.92***	0.438	8.46***	0.402	8.02***
$\sum\beta_{4,k}=0$	0.029	1.35	0.029	1.35	0.012	0.86
$\sum\beta_{3,k}-\sum\beta_{4,k}=0$	0.364	7.43***	0.409	8.20***	0.389	7.82***

a) *,**,***은 양측 검증시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

b) FM t-statistic는 Fama-Macbeth(1973)의 t-statistic을 나타냄.

c) 변수정의: MV= 회계기간 말 3월 후의 주식시가 총액; TSP_1 = 판매촉진비 지출총액에 대한 제1대용변수(판매촉진비+판매수수료+접대비); TSP_2 = 판매촉진비 지출총액에 대한 제2대용변수(TSP_1+광고선전비+행사비+기밀비); TSP_3 = 판매촉진비 지출총액에 대한 제3대용변수(TSP_2+기부금) ; TRD = 연구개발비 지출총액(자본화된 연구개발비+비용처리된 연구개발비); BV=조정 장부가치(순자산장부가치-자본화된 연구개발비); AE=비정상이익(조정초과이익-자본비용×기초 순자산장부가치);

d) 모든 변수는 순매출액을 디플레이터로 이용하여 조정되었음.

4.3 변수의 시계열 속성 검증

시계열 분석을 적용하기 위한 전제조건은 변수의 시계열적 안정성(stationarity)을 확보하는 일이다.[25] 그런데 자본시장 자료 및 회계자료는 일반적으로 단위근(unit root)을 지녀 안정성이 결여되어 있는 것으로 알려져 왔다.[26] 단위근이 존재할 경우 개별변수를 1차 차분으로 변환함으로써 안정성을 확

〈표 7〉 Phillips-Perron Unit Root Test를 통한 Tau Statistics의 횡단면 분포

Variables	Mean	Std. Dev	Min	Q1	Median	Q3	Max	Stationary(%)
패널 A: Levels								
OPI	-2.438	0.955	-3.987	-2.865	-2.511	-2.047	-0.257	16.67
MV	-2.495	0.734	-3.978	-2.880	-2.291	-2.174	-1.060	16.67
TSP	-2.169	0.712	-3.221	-2.673	-2.339	-1.499	-1.020	0.00
TRD	-2.285	1.460	-6.195	-3.283	-2.192	-1.659	-1.350	26.08
BV	-2.355	0.989	-4.504	-3.027	-1.932	-1.559	-1.312	16.67
AE	-2.540	0.761	-4.113	-3.076	-2.478	-1.953	-1.327	11.11
TA	-2.413	1.034	-5.786	-2.715	-2.181	-1.763	-1.277	5.56
패널 B: First Differences								
△OPI	-5.546	1.682	-9.428	-6.663	-5.377	-4.371	-2.454	94.44
△MV	-5.878	4.192	-22.004	-6.429	-4.748	-3.838	-3.182	94.44
△TSP	-5.433	2.528	-14.472	-5.943	-4.813	-4.189	-2.999	94.44
△TRD	-7.604	5.841	-33.102	-7.591	-5.118	-3.862	-1.269	88.89
△BV	-9.025	16.284	-73.893	-6.604	-5.281	-4.176	-1.989	88.89
△AE	-5.284	2.183	-11.976	-6.222	-4.912	-3.857	-1.640	94.44
△TA	-7.531	12.247	-56.268	-5.770	-4.351	-3.492	-2.719	88.89

a) 〈표 7〉은 시계열자료의 안정성 검정을 위해 개별기업별로 실시된 Phillip-Perron Unit Root Test 추정결과로 나타난 Tau statistics를 횡단면적으로 정리한 것이다. 이 때 10%의 유의수준에서 시계열자료의 안정성에 대한 Tau value의 임계값은 -3.30임.

b) 변수정의: OPI=기업조정이익(영업이익+감가상각비+리베이트성 판매촉진 경비+연구개발비 지출액); MV= 회계기간 말 3월 후의 주식시가 총액; TSP=판매촉진비 지출총액의 제2변수(판매촉진비+판매수수료+접대비+행사비+기밀비+광고선전비); TRD=연구개발비 지출총액(자본화된 연구개발비+비용처리된 연구개발비); BV=조정 장부가치(순자산장부가치-자본화된 연구개발비); AE=비정상이익(조정초과이익-자본비용×기초 순자산장부가치); TA=유형자산(유형고정자산+재고자산+투자자산)

c) △는 1차 차분을 의미함

d) 모든 변수는 순매출액을 디플레이터로 이용하여 조정되었음.

25) 시계열변수의 안정성은 시간의 경과에 관계없이 분포의 평균, 분산 등이 일정한 값으로 유지될 때 확보된다. 시계열 안정성이 갖추어지지 않은 경우 회귀모형의 추정결과는 효율성, 일치성이 저해되는 결과를 초래하여 전통적인 t검증, F검증, χ^2검정의 신뢰성이 의문시 될 수 있다. 주가를 비롯한 자본시장의 자료 및 회계수치와 같은 경제변수와 관련하여 가장 전형적으로 나타나는 비안정적 패턴의 예는 추세를 포함하거나 제외한 형태의 random walk, 즉 단위근의 존재이다. 시계열 변수가 단위근을 지니면 평균과 분산은 매 기간별로 변동하는 결과를 초래하여 안정성을 상실한다(최종서, 2009, 각주 18).

26) 예를 들어, Qi et al.(2000)의 연구에서 주가, 장부가치 및 잔여이익은 각각 표본기업의 5.3%, 1.1% 및 78.9%에 있어서만 안정적으로 나타났으며 Callen and Morel(2005)의 연구에서는 주가 및 회계이익은 약 5%, 23%의 표본에서 안정성이 확인되었으나 장부가치와 연구개발비의 경우는 대부분의 표본기업이 안정성이 결여되어 있는 것으로 나타났다. 또, 국내 자료를 이용한 최종서(2009)의 연구에 의하면 영업이익, 광고비 및 초과이익은 각각 표본기업의 22%, 19.6%, 21.4%에 있어서 안정적이나 지분의 시장가치, 연구개발비, 장부가치 및 유형자산은 90%이상의 표본기업에서 안정성이 결여되어 있는 것으로 제시되고 있다(p. 102).

보할 수 있다. 본 소절에서는 시계열 회귀분석을 실시하기에 앞서 주요변수에 대한 Phillips and Perron(1998)의 단위근 검증을 실시하였으며 그 결과를 〈표 7〉에 제시하였다. 판매촉진비 지출총액의 변수로는 판매촉진비, 판매수수료, 접대비, 행사비, 기밀비와 광고선전비의 합으로 정의되는 제2변수에 대한 결과만을 제시한다.[27] 분석결과에 의하면 대부분의 표본기업에 있어서 분석대상 변수들이 단위근을 지녀 시계열적 안정성을 확보하고 있지 못하나 변수를 1차 차분한 후에는 단위근 문제가 대부분 해소됨을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 선행연구에서 확인된 바와 같이 후술하는 이익모형 및 주가모형의 시계열 추정에 있어서 차분방정식의 형태로의 추정이 효율성을 제고할 수 있음을 시사한다.[28](Qi et al. 2001; Callen and Morel, 2005; 최종서, 2009)

4.4 다항분포시차모형을 통한 시계열분석결과

본 소절에서는 이익 혹은 주가를 종속변수로 하는 PDL모형을 시계열적으로 추정한 결과를 제시한다. 이 때 시계열 변수의 안정성을 위해 두 모형은 모두 1차 차분된 변수를 통해 추정되어지며 이로 인해 분석대상 기간은 20년으로 축소된다. 또한, 모형에서 사용되는 모든 변수들은 물가변동의 영향을 통제하기 위해 기준년도 대비 비교년도의 물가지수의 비율로 조정하였으며 그 후 연도별 매출액으로 나누어 규모효과와 이분산성을 통제하였다. 일반적으로 PDL 모형을 추정할 때 적정시차의 길이와 다항차수는 시행착오를 통하여 결정하게 되는데 이하에서는 국내 제약사 23개사의 개별기업 각각에 대하여 서로 상이한 시차 길이와 다항차수를 적용하는 대신 판매관리비 변수의 경우에는 2년간의 시차 및 1차의 다항차수를, 연구개발비는 4년간의 시차 및 2차의 다항차수를 일률적으로 적용한 결과를 설명한다.[29]

〈표 8〉에서는 23개의 개별기업에 대하여 시계열적으로 이익에 대한 PDL 모형을 추정하여 얻은 결과를 횡단면적으로 제시하고 있다. 먼저, 판매촉진비의 누적효과를 나타내는 $\sum\alpha_2$의 평균과 중위수는 각각 0.979와 0.834로 나타나 표본기업의 당기와 과거 2년에 걸친 판매촉진비 지출이 당기의 영업이익에 평균적으로 양(+)의 투자효과를 초래하고 있음을 알 수 있다. 누적계수의 통계적 유의성을 검증하기 위한 Newey and West(1987)의 t통계치(이하 N-W의 t통계치 혹은 t통계치로 약칭)[30]가

27) 본문에 제시하지는 않았으나 판매촉진비 변수로 TSP1과 TSP2를 이용하였을 경우에도 분석결과가 질적으로 다르지 않음을 확인하였다. 이는 이하 모든 시계열 분석과 추가분석에서도 마찬가지이다.

28) 회귀모형을 시계열적으로 추정할 경우 종속변수와 독립변수가 각각 단위근을 지니더라도 상호 공적분 관계가 성립하면 차분형으로 변화하지 않더라도 추정의 신뢰성이 저해되지 않는다. 이에 따라 본 연구에서는 추가적으로 수준변수와 차분변수로 구성되는 이익모형과 주가모형의 각각에 대하여 공적분검정(cointegration test)를 실시하였다. 분석결과 수준변수의 경우에는 무공적분의 귀무가설이 불과 13%의 표본기업에 대해서만 기각되었으나 변수를 1차 차분하여 공적분검정을 실시할 경우에는 상황이 반전되어 95%이상의 표본기업에서 검증모형 잔차의 안정성이 확보되고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 따라 후술하는 다항분포시차모형의 시계열 추정에서는 1차 차분된 변수를 사용하여 분석을 진행하였다.

29) 본 연구에서는 개별기업 수준의 시계열분석을 수행함에 있어 전체 표본에 대해 일괄적으로 임의의 시차길이 및 다항차수를 시행착오적으로 적용한 결과 판매촉진비의 경우 2기간의 시차와 1의 다항차수가 연구개발비는 4기간의 시차 및 2의 다항차수가 대체로 적정한 것으로 판정되었다. 이는 판매촉진비 지출의 효과는 기간이 경과할수록 점차 하락하는 패턴을 따르며 그 효과가 약 2기간까지 지속됨을 나타내는 반면, 연구개발비 투자효과는 기간의 경과에 따라 점차 상승하다가 하락하는 패턴을 따르되 약 4기간까지 효과가 지속되고 있음을 상정하는 것이다(최종서, 2009 각주 20 참조).

30) Newey and West(1987)의 t통계치는 시계열적으로 회계모형을 추정함에 있어 자기상관과 이분산성을 고려하여 수정된 표준오차를 근거로 하여 계산된 통계치이다. 본문의 〈표 8〉에 보고된 t통계치는 1차 자기상관을 가정하여 산출되었다.

〈표 8〉 이익에 대한 PDL모형의 시계열 분석결과

$$\triangle OPI^{b}_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \triangle TA_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{n} \alpha_{2,k} \triangle TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{3,k} \triangle TRD_{i,t-k} + \epsilon_{i,t}$$

	n	Mean	Median	Positive		Significantly Positive		Negative		Significantly Negative	
				n	%	n	%	n	%	n	%
α_1	23	0.145	0.138	18	78.3	9(12)	39.1(52.2)	5	21.7	2(2)	8.7(8.7)
$\alpha_{2,0}$	23	0.904	1.076	20	87.0	13(15)	56.5(65.2)	3	13.0	1(1)	4.3(4.3)
$\alpha_{2,1}$	23	0.239	0.206	16	69.6	4(10)	17.4(43.5)	7	30.4	1(2)	4.3(8.7)
$\alpha_{2,2}$	23	-0.164	-0.178	9	39.1	1(3)	4.3(13.0)	14	60.9	1(2)	4.3(8.7)
$\sum\alpha_2$	23	0.979	0.834	18	78.3	13(16)	56.5(70.0)	5	21.7	0(2)	0.0(8.7)
$\alpha_{3,1}$	23	-0.013	-0.009	8	34.8	0(0)	0.0(0.0)	15	65.2	1(1)	4.3(4.3)
$\alpha_{3,2}$	23	-0.052	-0.057	7	30.4	1(2)	4.3(8.7)	16	69.6	3(1)	13.0(4.3)
$\alpha_{3,3}$	23	0.084	0.067	16	69.6	1(2)	4.3(8.7)	7	30.4	0(1)	0.0(4.3)
$\alpha_{3,4}$	23	-0.106	-0.118	7	30.4	0(0)	0.0(0.0)	16	69.6	2(1)	8.7(4.3)
$\sum\alpha_3$	23	-0.087	-0.046	5	21.7	1(2)	4.3(8.7)	18	78.3	2(3)	8.7(13.0)

a) 〈표 8〉은 개별기업에 대하여 시계열적으로 이익에 대한 PDL모형을 추정하여 얻은 경과를 횡단면적으로 제시하고 있음.

b) 〈표 8〉은 추정 계수값의 평균, 중위수, 영(+)의 계수를 나타낸 표본기업수, 5%(10%)유의수준 유의한 양(+)의 계수값을 나타낸 표본기업수, 음(-)의 계수를 나타낸 표본기업수, 그리고 5%(10%)유의수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 나타낸 표본기업수의 순으로 제시되어 있음.

c) 추정계수의 통계적 유의성은 Newey and West의 t-statistics에 근거함.

b) 변수정의: $\triangle OPI^{b}$=기업조정이익을 1차 차분한 변수; △TA=유형자산을 1차 차분한 변수; △TSP=판매촉진비 지출총액에 대한 제2변수를 1차 차분한 변수; △TRD = 연구개발비 지출총액을 1차 차분한 변수.

d) 모든 변수는 순매출액을 디플레이터로 이용하여 조정되었음.

0.05(0.1)의 유의수준에서 양방향으로 유의한 계수의 수는 13건(16건)으로 나타나 음의 유의적인 계수를 나타내는 기업의 수(0.1의 수준에서 1건)를 훨씬 상회하고 있는데 이는 다수의 국내 제약회사에서 판매촉진활동경비 지출의 평균적인 누적이익효과가 존재하고 있음을 나타낸다. 또한, 전체적으로 계수값이 양인 기업의 수가 18건으로 음인 기업의 수를 능가하고 있다. 뿐만 아니라 개별 시차계수인 $\alpha_{2,0}$, $\alpha_{2,1}$, $\alpha_{2,2}$를 별도로 분석한 결과도 누적계수의 경우와 유사하며 통계적으로 유의한 양(+)의 계수를 나타내는 기업이 음의 계수를 나타내는 기업 수에 비해 훨씬 많거나 비슷한 양상을 보이고 있다.

이와는 달리 연구개발비의 누적시차계수 $\sum\alpha_3$의 평균과 중위수는 -0.087와 -0.046로 나타나 국내 제약회사의 과거 4년에 걸친 연구개발 지출이 당기의 영업이익에 초래하는 효과는 거의 존재하지 않고 있음을 볼 수 있다. 뿐만 아니라 t통계치가 0.05(0.1)의 수준에서 양적으로 유의적인 계수의 수는 1건(2건)에 불과하여 연구개발 지출의 평균적인 누적이익효과가 존재한다고 보기 어렵다. 개별시차계

수의 분석결과도 연구개발비의 누적시차계수의 경우와 크게 다르지 않으며 통계적으로 유의한 양(+)의 시차계수를 나타내는 기업보다 음의 계수를 보인 기업의 수가 더 많거나 비슷한 양상을 보인다. 이러한 결과는 전체표본 가운데 당기 및 과거의 판매촉진비 지출과 당기의 영업이익 사이에 통계적으로 유의한 관련성이 관찰되는 기업은 다수 존재하는 반면에, 과거의 연구개발비 투자가 당기영업이익에 유의한 영향을 미치는 기업은 극소수에 지나지 않음을 나타낸다. 이는 앞선 횡단면 분석의 결과와 마찬가지로 국내 제약회사의 판매촉진비 지출이 연구개발 지출에 비해 영업성과에 초래하는 투자효과가 더욱 크다는 사실을 재확인시켜주는 결과로 해석할 수 있다.

〈표 9〉에서는 주가에 대한 PDL모형을 시계열적으로 추정한 결과를 제시하고 있다. 표에 제시된 바와 같이 당기 및 과거의 판매촉진비 지출이 당기의 주가에 미치는 누적효과를 반영하는 $\sum\beta_3$계수의 분포는 평균과 중위수가 각각 7.135, 6.073로서 양(+)의 값을 지니며 N-W의 t통계지 및 p값의 분포에 입각할 때 다수의 관찰치가 양방향으로 유의적인 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 구체적으로 0.05(0.1) 수준에서 당기의 주가에 당기 및 과거의 누적 판매촉진비 지출이 양(+)의 누적시차효과를 야기하는 기업의 수는 14(17)건으로 전체표본의 60.9%(73.9%)에 해당한다. 개별 시차계수의 추정결과에 있어서도 이러한 양상은 유사하게 반복되나 과거 2시차의 판매촉진비 지출을 나타내는 $\beta_{5,2}$계수의 통계적 유의성은 다소 약화되는 경향이 있는 것으로 관찰된다. 이는 국내 제약회사에 있어 과거의 판매관리비 지출이 현재의 주가에 양(+)의 영향을 초래하나 그 시차효과는 단기에 그치고 있는 것으로 해석할 수 있다.

반면에 당기 및 과거의 연구개발비가 당기의 주가에 미치는 영향을 반영하는 $\sum\beta_4$의 계수의 평균과 중위수는 각각 -0.432, -0.305로서 모두 음의 값을 지녀 당기 및 과거의 연구개발비 지출 총액이 당기의 주가에 부정적인 효과를 초래하는 것으로 보이지만 유의적인 관련성을 갖는 관찰치는 0.05(0.1) 수준에서 단 1(2)개에 불과하다. 또한, 0.05(0.1) 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 누적시차계수를 나타내는 기업은 1(1)개사에 불과한 것으로 관찰된다. 개별 시차계수를 별도로 추정한 결과에서도 이러한 양상은 반복적으로 관찰된다. 다시 말해 국내 제약회사의 경우 과거의 연구개발비 지출이 현재의 주가에 양(+)의 영향을 초래한다는 증거는 거의 관찰되지 않고 있다. 한편 기초 장부가치와 초과이익을 나타내는 β_1과 β_2 계수는 각각 87%와 91.3%에 해당하는 기업에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 지니는 것으로 나타나 유의적인 음의 계수를 보이는 기업수를 훨씬 상회한다. 이는 판매촉진비와 연구개발비 관련변수의 통계적 유의성과 관계없이 본 연구에서 이용하고 있는 주가모형이 실증적 타당성을 지님을 제시한다.

이상의 분석결과는 대다수의 국내 제약회사에서 당기 및 과거의 누적된 판매촉진비 지출은 당기 주가에 양(+)의 영향을 미치는 반면 연구개발비 지출의 경우에는 거의 모든 기업에서 당기 및 미래주가에 어떠한 영향도 초래하지 못하고 있음을 보여준다. 이는 주가모형을 횡단면적으로 검증한 앞선 〈표 6〉의 결과와 동일하게 국내 제약회사들이 미래 초과이익 창출에 대한 불확실성이 큰 연구개발비 지출보다는 복제약품을 중심으로 판매촉진활동을 통해 기업성과를 창출하고 있으며 시장참여자들 역시 이러한 사실을 인지하여 연구개발비에 비해 판매촉진

〈표 9〉 주가에 대한 PDL모형의 시계열 분석결과

$$\triangle MV_{i,t}=\beta_0+\beta_1\triangle BV^{b}_{i,t}+\beta_2\triangle AE_{i,j,t}+\sum_{k=0}^{n}\beta_{3,k}\cdot\triangle TSP_{i,j,t-k}+\sum_{k=0}^{n}\beta_{4,k}\cdot\triangle TRD_{i,t-k}+\theta_{i,t}$$

	n	Mean	Median	Positive		Significantly Positive		Negative		Significantly Negative	
				n	%	n	%	n	%	n	%
β_1	23	2.169	2.263	20	87.0	12(17)	52.2(73.9)	3	13.0	0(1)	0(4.3)
β_2	23	2.763	2.086	21	91.3	14(17)	60.9(73.9)	2	8.70	0(1)	0(4.3)
$\beta_{3,0}$	23	4.184	4.062	21	91.3	15(18)	71.4(78.3)	2	8.70	0(0)	0(0.0)
$\beta_{3,1}$	23	2.937	2.285	18	78.3	11(16)	47.8(69.6)	5	21.7	0(0)	0(0.0)
$\beta_{3,2}$	23	0.014	0.193	13	56.4	4(9)	17.3(39.1)	10	43.6	1(1)	4.3(4.3)
$\sum\beta_3$	23	7.135	6.073	19	82.6	14(17)	60.9(73.9)	4	17.4	0(1)	0(4.3)
$\beta_{4,0}$	23	-0.108	-0.128	9	39.1	1(1)	4.3(4.3)	14	60.9	1(2)	4.3(8.7)
$\beta_{4,1}$	23	-0.093	-0.086	10	43.6	0(0)	0(0.0)	13	56.4	0(1)	0(4.3)
$\beta_{4,2}$	23	-0.121	-0.074	11	47.8	0(0)	0(0.0)	12	52.2	0(0)	0(0.0)
$\beta_{4,3}$	23	0.047	0.103	14	60.9	1(2)	4.3(8.7)	9	39.1	0(1)	0(4.3)
$\beta_{4,4}$	23	-0.157	-0.216	8	34.8	0(0)	0(0.0)	15	65.2	1(2)	4.3(8.7)
$\sum\beta_4$	23	-0.432	-0.305	10	43.6	1(1)	4.3(4.3)	13	56.4	1(2)	4.3(8.7)

a) 〈표 9〉는 개별기업에 대하여 시계열적으로 주가에 대한 PDL모형을 추정하여 얻은 경과를 횡단면적으로 제시하고 있음.

b) 〈표 9〉는 추정 계수값의 평균, 중위수, 영(+)의 계수를 나타낸 표본기업수, 5%(10%)유의수준 유의한 양(+)의 계수값을 나타낸 표본기업수, 음(-)의 계수를 나타낸 표본기업수, 그리고 5%(10%)유의수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 나타낸 표본기업수의 순으로 제시되어 있음.

b) 변수정의: △MV=주식시가 총액을 1차 차분한 변수; $\triangle BV^{b}$=조정 장부가치를 1차 차분한 변수; △AE=비정상이익을 1차 차분한 변수; △TSP=판매촉진비 지출총액에 대한 제2변수를 1차 차분한 변수; △TRD=연구개발비 지출총액을 1차 차분한 변수

c) 모든 변수는 순매출액을 디플레이터로 이용하여 조정되었음.

비 지출의 가치관련성을 더 높게 인식하고 있음을 나타낸다. 또한 상술한 결과는 국내 전체 산업을 대상으로 연구개발비지출의 투자효과를 시계열적으로 검증하여 전체 168개사 중 10.7%에 해당하는 기업에서 양(+)의 연구개발비 누적시차효과가 존재하고 있음을 보고한 최종서(2009)의 연구결과와 비교할 때 제약산업의 경우 연구개발 투자효과가 타 업종에 비해서도 극히 미미하게 존재하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 사실은 건강보험등재 의약품의 대다수가 제네릭 제품으로 구성되어 있어 국내 제약회사가 제네릭 약품의 판매만을 통해서도 안정적인 영업이익 확보가 가능한 현실과도 무관하지 않은 것으로 판단된다.

4.5 추가분석

지금까지의 분석결과는 분석방법에 관계없이 모든 경우에 있어 국내 제약회사의 판매촉진비 지출이 영

업이익 및 주가와 양(+)의 상관관계를 가지는 반면, 연구개발비 지출은 이익과 주가에 어떠한 영향도 미치지 못하고 있음을 보여준다. 이러한 결과에 입각할 때 국내 제약회사들은 연구개발을 통한 차별적 제품 보유를 통해 영업성과나 기업가치 증대를 위한 노력을 경주하기 보다는 판매촉진활동에 치중하여 복제약품중심의 영업활동에 몰두하고 있을 가능성이 있으며 이는 연일 언론에서 보도되고 있는 제약업계의 취약한 연구개발 역량 및 음성적 리베이트 관행을 실증하는 증거로 간주될 수 있다. 그러나 이러한 결과가 국내 제약산업에 국한된 현상인지 혹은 우리나라 첨단산업에 만연한 문제인지를 확인함과 아울러 분석결과의 강건성을 확보하는 차원에서 일련의 추가분석을 실시하였다. 우선 제약산업과 마찬가지로 첨단기술산업으로 분류되는 전자부품 제조업에 속한 기업집단을 통제표본으로 선정하여 판매촉진비와 연구개발 지출의 투자효과를 검증하였다. 이를 위해 앞서 제시된 이익모형과 주가모형을 다음의 형태로 확장하여 횡단면적으로 추정하였다.

$$OPI^{b}_{i,j,t} = Phar[\alpha_0 + \alpha_1 TA_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{n}\alpha_{2,k}TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=1}^{n}\alpha_{3,k}TRD_{i,t-k}] + Elec[\gamma_0 + \gamma_1 TA_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{n}\gamma_{2,k}TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=1}^{n}\gamma_{3,k}TRD_{i,t-k}] + \epsilon_{i,t} \quad \text{(EEQ)}$$

$$MV_{i,t} = Phar[\beta_0 + \beta_1 BV^{b}_{i,t} + \beta_2 AE_{i,j,t} + \sum_{k=0}^{n}\beta_{3,k} \cdot TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=0}^{n}\beta_{4,k} \cdot TRD_{i,t-k}] + Elec[\omega_0 + \omega_1 BV^{b}_{i,t} + \omega_2 AE_{i,j,t} + \sum_{k=0}^{n}\omega_3 \cdot TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=0}^{n}\omega_4 \cdot TRD_{i,t-k}] + \theta_{i,t} \quad \text{(VEQ)}$$

여기서,

Phar : 제약업 여부를 나타내는 더미변수(제약산업에 속한 기업이면 1, 아니면 0의 값을 가짐)

Elec : 전자부품업 여부를 나타내는 더미변수(전자부품업에 속한 기업이면 1, 아니면 0의 값을 가짐)

우선, 이익모형(EEQ)에서의 주요 관심변수는 판촉비 지출액의 누적투자효과를 나타내는 $\sum\alpha_2$와 $\sum\gamma_2$, 그리고 연구개발 지출의 누적투자효과를 나타내는 $\sum\alpha_3$ 및 $\sum\gamma_3$의 계수값이다. 이때 $\sum\alpha_2$의 계수값이 $\sum\gamma_2$의 계수값에 비해 통계적으로 유의하게 크다면 이는 판매촉진비 지출의 당기이익 증대에 대한 투자효과가 전자부품업에 비해 제약산업에서 보다 크게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 또 전자제품업에 속한 기업의 연구개발비 투자가 당기이익에 미치는 효과가 제약산업에 비해 클 경우 위 모형에서 $\sum\alpha_3$의 계수값은 $\sum\gamma_3$의 계수값에 비해 유의하게 작을 것으로 예측된다. 주가모형(VEQ)에서도 이익모형과 마찬가지로 판매촉진비 지출과 연구개발 지출이 당기 주가에 미치는 영향을 포함하는 각 추정계수의 크기를 산업별로 비교한다. 즉, 제약회사의 판매촉진비 지출의 투자효과를 반영하는 $\sum\beta_3$ 계수와 전자부품제조업에서의 판매촉진비 투자효과를 나타내는 $\sum\omega_3$의 유의한 차이를 검증한다. 또한 $\sum\beta_4$계수와 $\sum\omega_4$계수값의 크기에 유의적인 차이가 존재하는지를 검증함으로써 연구개발비 지출의 산업간 투자효과 비교도 수행한다. 이러한 산업간 비교

를 통한 횡단면 분석결과는 〈표 10〉에서 이익모형에 대한 추정결과를, 〈표 11〉에서는 주가모형에 대한 추정결과를 각각 나타내고 있다.

〈표 10〉의 패널 A는 제약업과 전자부품 제조업에 대한 횡단면 회귀분석결과를, 패널 B에서는 판매촉진비 지출 및 연구개발 지출의 누적계수에 대한 영(0)귀무가설 및 누적계수의 차이가 영이라는 귀무가설에 대한 검증결과를 산업별로 제시하고 있으며 패널 C에서는 산업별 누적계수의 평균 차이가 영이라는 귀무가설에 대한 분석결과를 나타내고 있다. 패널 A와 B에 따르면 제약회사의 경우에는 이전과 동일하게 판매촉진비 지출은 당기 영업이익과 양(+)의 상관관계를 보이며 누적계수가 통계적으로 영과 유의하게 다른 반면, 연구개발 지출은 당기영업이익에 어떠한 영향도 미치지 못하는 것으로 관찰된다. 전자부품업의 경우에는 이와는 정반대로 판매촉진비의 지출은 당기영업이익과 어떠한 상관관계도 가지지 않으며 누적계수 또한 영과 유의하게 다르지 않은 반면, 연구개발비 지출은 대략 과거 3시차에 이르기까지 영업이익 향상에 긍정적인 효과를 미치는 것으로 관찰되고 누적시차계수 역시 통계적으로 유의하게 영과 다른 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 국내 제약회사들이 연구개발보다는 판매촉진활동에 몰두하고 있고 판매촉진비의 지출이 연구개발 투자에 비해 영업성과를 견인하는 반면 전자부품업에서는 그 반대의 현상이 존재함을 나타낸다. 이는 산업간 각 지출의 누적계수 평균의 차가 영이라는 귀무가설을 검증한 패널 C에서 확인가능하며 이에 의하면 판매촉진비 지출의 누적계수 평균은 제약업이 보다 큰 반면 연구개발비 지출의 누적계수 평균은 전자부품업이 제약업에 비해 유의하게 더 큰 것으로 나타나고 있다.

다음으로 주가모형에 대한 횡단면 회귀분석의 추정결과를 나타내고 있는 〈표 11〉에 의하면 제약회사의 당기 및 과거의 판매촉진비 지출은 당기주가에 양방향으로 유의적인 영향을 미치고 있으나, 연구개발비 지출은 모든 시차에서 당기주가와 어떠한 관련성도 나타내지 않고 있다. 뿐만 아니라 과거 4기간의 연구개발비 누적시차계수 또한 영과 유의하게 다르지 않은 것으로 관찰된다. 이와는 반대로 전자부품 제조업에서는 판매촉진비의 지출은 모든 경우에서 당기주가에 긍정적인 영향을 초래하지 못하나, 당기 및 과거 4기간의 연구개발비는 대체로 당기주가에 양(+)의 영향을 초래하는 것으로 나타나고 있다. 또한 패널 C에 제시된 바와 같이, 판매촉진비의 당기 및 누적시차계수 평균은 제약업이 전자부품업에 비해 통계적으로 유의하게 크나 연구개발비 지출의 당기 및 누적시차계수 평균은 전자부품업에서 보다 큰 것으로 관찰된다. 이는 시장참여자들이 전자부품업에 속한 기업들의 연구개발비 지출은 평균적으로 당기 및 미래의 시장가치에 대체로 긍정적인 영향을 초래하는 것으로 보고 있으나 제약업의 경우에서는 연구개발비 투자의 긍정적인 효과를 그다지 기대하지 않는 반면에 영업이익 증대를 위한 제약업의 판촉비 지출 관행을 인지하고 있어 판촉비 지출이 주가형성에 긍정적인 영향을 초래하고 있음을 시사한다.

나아가 또 다른 추가분석의 일환으로 시계열 분석을 적용함에 있어서 차분변수가 아닌 수준변수를 사용하여 이익모형과 주가모형을 재추정하여 보았다. 이는 시계열분석에서 자료의 안정성 확보를 위하여 차분변수를 사용하는 과정에서 상관관계가 과도하게 약화 혹은 강화된 측면이 있는지를 확인하기 위함이다. 본문에 제시하지는 않았으나 수준변수를 이용한 시계열 분석결과는 차분변수를 이용한 분석결과와 질적으로 유사하게 나타났으며 이는 앞선 시계열 접

〈표 10〉 이익모형(EEQ)에 대한 횡단면분석결과-제약업 vs. 전자부품업

$$OPI^{b}_{i,j,t} = Phar[\alpha_0 + \alpha_1 TA_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{n} \alpha_{2,k} TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{3,k} TRD_{i,t-k}]$$
$$+ Elec[\gamma_0 + \gamma_1 TA_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{n} \gamma_{2,k} TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{3,k} TRD_{i,t-k}] + \epsilon_{i,t}$$

패널 A: F-M 회귀분석 추정결과

	제약업		전자부품업	
Variables	Mean Estimate	F-M t-statistics	Mean Estimate	F-M t-statistics
Intercept	0.175	9.43***	0.204	7.92***
TA	0.130	6.57***	0.146	6.28***
TSP_{t-2}	0.036	0.11	0.065	0.29
TSP_{t-1}	0.503	2.25**	0.037	0.13
TSP_t	0.813	3.27***	-0.026	-0.11
TRD_{t-4}	0.182	1.44	0.115	1.29
TRD_{t-3}	0.113	1.27	0.318	2.94***
TRD_{t-2}	-0.167	-1.36	0.207	2.43***
TRD_{t-1}	-0.103	-1.09	0.106	1.09
Observation	455		472	
Model F-statistic	37.08***		39.83***	
$Adj.R^2$	0.4387		0.4563	

패널 B: 추정 계수의 영(0)귀무가설 및 동질성 검정결과

Test	Mean Estimate	F-statistics	Mean Estimate	F-statistics
$\sum\alpha_{2,k}(\sum\gamma_{2,k})=0$	1.352	201.09***	0.075	1.03
$\sum\alpha_{3,k}(\sum\gamma_{3,k})=0$	0.025	0.36	0.746	18.83***
$\sum\alpha_{2,k}(\sum\gamma_{2,k})-\sum\alpha_{3,k}(\sum\gamma_{3,k})=0$	1.327	136.68***	-0.671	14.51***

패널 C: 추정 계수의 산업간 동질성 검정결과

TSP: $\sum\alpha_2 = \sum\gamma_2$	1.277	184.27***
TRD: $\sum\alpha_3 = \sum\gamma_3$	-0.721	17.34***

a) *,**,***은 양측 검증시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

b) FM t-statistic는 Fama-Macbeth(1973)의 t-statistic을 나타냄.

c) 변수정의: OPI=기업조정이익(영업이익+감가상각비+판매촉진 경비+연구개발비 지출액); TSP=판매촉진비 지출총액의 제2변수(판매촉진비+판매수수료+접대비+광고선전비+행사비+기밀비); TRD=연구개발비 지출총액(자본화된 연구개발비+비용처리된 연구개발비); TA=유형자산(유형고정자산+재고자산+투자자산)

d) 모든 변수는 순매출액을 디플레이터로 이용하여 조정되었음.

〈표 11〉 주가모형에 대한 횡단면분석결과-제약업 vs. 전자부품업

$$MV_{i,t} = Phar[\beta_0 + \beta_1 BV^b_{i,t} + \beta_2 AE_{i,j,t} + \sum_{k=0}^{n} \beta_{3,k} \cdot TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \beta_{4,k} \cdot TRD_{i,t-k}]$$
$$+ Elec[\omega_0 + \omega_1 BV^b_{i,t} + \omega_2 AE_{i,j,t} + \sum_{k=0}^{n} \omega_3 \cdot TSP_{i,j,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \omega_4 \cdot TRD_{i,t-k}] + \theta_{i,t}$$

패널 A: F-M 회귀분석 추정결과

Variables	제약업		전자부품업	
	Mean Estimate	F-M t-statistics	Mean Estimate	F-M t-statistics
Intercept	0.059	2.14**	0.061	2.17**
BV	0.516	4.63***	0.557	4.99***
AE	0.428	3.35***	0.506	3.64***
TSP_{t-2}	0.063	0.39	-0.017	-0.24
TSP_{t-1}	0.183	2.77***	0.025	0.36
TSP_t	0.192	3.06***	0.054	0.69
TRD_{t-4}	0.014	0.39	0.126	1.87*
TRD_{t-3}	0.062	0.52	0.173	2.81***
TRD_{t-2}	0.071	0.64	0.194	3.25***
TRD_{t-1}	-0.149	-1.09	0.105	1.64*
TRD_t	0.031	0.47	0.092	0.99
Observation	455		472	
Model F-statistic	8.97***		9.79***	
$Adj.R^2$	0.1489		0.1674	

패널 B: 추정 계수의 영(0)귀무가설 및 동질성 검정결과

Test	Mean Estimate	F-statistics	Mean Estimate	F-statistics
$\sum\beta_{3,k}(\sum\omega_{3,k})=0$	0.438	8.46***	0.062	1.48
$\sum\beta_{4,k}(\sum\omega_{4,k})=0$	0.029	1.35	0.689	15.77***
$\sum\beta_{3,k}(\sum\omega_{3,k})-\sum\beta_{4,k}(\sum\omega_{4,k})=0$	0.409	8.20***	-0.627	12.35***

패널 C: 추정 계수의 산업간 동질성 검정결과

TSP: $\sum\beta_3 = \sum\omega_3$	0.376	8.19***
TRD: $\sum\beta_4 = \sum\omega_4$	-0.659	13.82***

a) *,**,***은 양측 검증시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

b) FM t-statistic는 Fama-Macbeth(1973)의 t-statistic을 나타냄.

c) 변수정의: MV= 회계기간 말 3월 후의 주식시가 총액; TSP=판매촉진 경비에 대한 제2대용변수(판매촉진비+판매수수료+접대비+광고선전비+행사비+기밀비); TRD=연구개발비 지출총액(자본화된 연구개발비+비용처리된 연구개발비); BV=조정 장부가치(순자산장부가치-자본화된 연구개발비); AE=비정상이익(조정초과이익-자본비용×기초 순자산장부가치);

d) 모든 변수는 순매출액을 디플레이터로 이용하여 조정되었음.

근법에 의한 이익모형과 주가모형 분석결과가 차분변수를 이용함에 따른 특이 현상은 아니라는 사실을 보여준다. 또한 이익변수를 영업이익이 아닌 경상이익과 당기순이익으로 대체하여 횡단면 분석 및 시계열 분석을 반복해 보았다. 특히 국내의 선행연구에서 경상이익을 사용한 연구가 많으므로 이러한 분석을 통하여 이들 결과와의 비교가능성을 제고하고자 하였다. 분석결과 기업의 성과척도를 달리 하더라도 앞서 제시된 횡단면 및 시계열 분석결과와 동일하게 나타나 국내 제약업의 판매촉진비 지출이 연구개발비 투자에 비해 당기이익과 주가에 보다 큰 영향을 초래하고 있음이 특정 이익척도에 국한되지 않는 보편적인 사실임을 확인하였다.

V. 결 론 및 시사점

본 연구에서는 국내 제약회사들의 판매촉진비 지출과 연구개발비 지출이 영업이익과 주식가격에 미치는 투자효과를 전체표본기업 수준의 횡단면분석과 개별기업 수준의 시계열분석을 병행하여 실증적으로 분석하였다. 연구개발투자가 기업의 장기적 기술향상 및 생산성 증진을 위한 필수조건이라는 데는 이론의 여지가 없다. 특히 제약업은 다른 산업과는 달리 제품인 의약품 자체가 인류의 건강과 생명을 담보하는 상품으로서 효능이 입증되는 신제품은 인류의 삶의 질을 증진시키는데 기여할 뿐만 아니라 세계시장을 통하여 막대한 부를 창출할 수 있는 잠재성 또한 지니고 있다는 점에서 제약회사의 성장은 우수한 효능을 지닌 신약 개발을 통해 견인되어지는 것이 바람직하다고 할 수 있다. 그러나 국내 제약업계는 그동안 막대한 연구개발 투자가 요구되면서도 고도의 불확실성이 수반되는 신약개발은 소홀히 하고 특허 기간이 끝난 다국적 기업의 약품을 복제생산, 판매하여 영업활동을 영위하는 소극적 전략에 안주해 왔다. 그 결과 내수시장의 경쟁이 과열되어 이 과정에서 불법 리베이트에 의존하는 불공정 판매관행이 조성되는 등의 부작용마저 나타나게 되었다. 이러한 환경 속에서 기업의 경영성과와 가치는 연구개발 활동보다는 판매촉진활동과 보다 밀접한 관련성을 맺고 있을 가능성을 배제할 수 없다. 본 연구에서는 이러한 문제의식을 바탕으로 국내 제약회사의 판매촉진비와 연구개발 지출의 가치관련성을 대비시켜 분석함으로써 국내 제약산업의 취약한 가치창출 구조의 존재를 실증적으로 확인하고 이를 통하여 동 산업의 장기적 발전방향을 모색하기 위한 정책적 시사점을 도출하는데 의의를 두고자 하였다.

주요한 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 1990년부터 2010년까지 국내 제약회사 455건의 기업-연도 관찰치를 이용하여 연구개발 지출과 판매촉진비 지출이 제약회사의 이익과 주가에 초래하는 투자효과를 횡단면적으로 분석한 결과 이익 및 주가와 판매촉진비 지출 사이에는 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성이 발견된 반면, 연구개발비 지출은 이익 및 주가에 대하여 아무런 관련성도 갖지 않는 것으로 관찰되었다. 이러한 결과는 전체산업을 표본으로 이용하여 연구개발비의 가치관련성을 횡단면적으로 검증한 국내의 선행연구와는 상이하며 다음과 같은 시사점을 제시한다. 즉, 국내 제약회사들은 연구개발을 통한 혁신적인 제품개발로 경쟁력 향상을 도모하기 보다는 복제약품중심의 판매촉진활동에 치중한 결과 연구개발 활동은 경제적 가치를 창출하지 못하는 반면 판매촉진 활동이 이들 기업의 이익과 가치를 견인하는 경향이 있다.

둘째, 횡단면분석의 결과를 보완하기 위한 개별기

업 수준의 시계열분석을 실시한 결과 전체표본의 70%이상에 해당하는 기업에서 판매촉진비 지출이 이익 및 주가와 유의적인 양(+)의 관련성을 지니는 것으로 관찰된 반면, 연구개발 지출이 이익 및 주가와 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 지니는 기업은 전체표본의 5%에도 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 횡단면분석결과와 마찬가지로 국내 제약산업에 있어서 이익 및 주가에 연구개발 지출이 미치는 투자효과는 미미하나 판매촉진비 지출은 당기의 성과를 생성하는데 중요한 역할을 담당하고 있음을 실증한다. 이와 같이 전체표본에 대한 횡단면분석결과와 개별기업 수준의 시계열분석결과가 일관된 메시지를 제시하고 있는 사실은 국내 제약회사의 연구개발 지출과 판매촉진비 지출 사이에 존재하는 투자효과의 차이가 실증적 증거에 의해 강건하게 뒷받침되고 있음을 의미한다.

추가분석을 통하여 제약산업과 전자부품산업을 대비시켜 연구개발 지출과 판매촉진비의 가치관련성을 비교분석한 결과 두 산업 간에는 현저히 대조적인 양상이 발견되었다. 제약산업과 더불어 대표적 첨단산업으로 분류되는 전자부품 산업에 있어서는 연구개발 지출은 유의한 가치관련성을 지니는 반면 판매촉진비는 유의한 관련성을 나타내지 않았는데 이는 통상적 기대에 부합되며 기술집약산업의 전형적 면모를 반영한다고 볼 수 있다. 이에 비해 제약산업에서 관찰되는 정반대의 양상은 국내 제약산업의 가치창출구조가 전자부품산업에 비해 단기지향적이고 취약한 면모를 지니고 있음을 재확인해 주는 것으로 간주할 수 있다. 제약회사의 이익 및 주가가 판매촉진비에 의해서 부양되는 현상은 그 밖의 일련의 민감도 분석을 통해서도 일관되게 확인되었다.

본 연구의 결과가 제공하는 학술적 시사점은 연구개발비나 판매촉진비와 같은 무형자산성 지출의 가치관련성은 개별기업이 처한 환경에 따라 상이한 형태로 발현될 수 있다는 점이다. 연구개발투자가 신제품의 개발로 이어지고 이것이 초과수익의 창출로 이어지는 선순환구조가 정착된 환경에서는 연구개발 지출이 미래성과와 유의적 관련성을 가질 수 있다. 반면에 연구개발에 기술적 제도적 장벽이 존재하고 제한된 시장 내에서의 경쟁을 통하여 단기적 성과를 이끌어 낼 수밖에 없는 환경에서는 판매촉진비가 경영성과와 유의적 관련성을 가질 수 있다. 아울러 본 연구의 분석결과는 국내 제약회사들이 성공적인 연구개발을 통한 우수한 효능의 차별화된 신약보유로 영업이익과 기업가치 증진을 추구하기 보다는 복제약품 중심의 판촉활동을 통해 영업이익과 기업가치를 유지시키고 있음을 증명하고 있다. 본 연구의 결과를 통해 최근 언론에 연이어 보도되어온 국내제약회사의 음성적 리베이트 관행이 이들 기업의 존립기반이 되고 있는 반면 그 이면에는 연구개발 활동의 부실화가 어두운 그늘을 드리우고 있는 현실이 확인되었다고 할 수 있다. 여기에는 막대한 자금이 소요되고 높은 불확실성을 수반하는 신약개발의 근본적 어려움에도 원인이 있겠지만, 건강보험등재 의약품의 79.1%에 해당하는 의약품을 복제제품으로 선정함으로써 제네릭 제품 출시를 통해서도 일정수준의 영업수익 확보가 가능하도록 허용한 국내 제약산업의 정책기조와도 무관하지 않다.

정부는 한미 FTA 체결이후 기존 제약산업을 국제경쟁력을 갖춘 산업으로 육성하기 위한 방안으로 의약품 거래의 투명성을 강화하기 위해 2010년 11월부터 리베이트 쌍벌죄를 도입하여 시행하고 있다. 그러나 제약회사의 판매촉진비 지출의 경제적 효과가 연구개발 지출의 투자효과를 압도하는 한 제약회사의 리베이트 관행이 사라지기는 어려울 수 있다. 또 과도한 판매촉진활동으로부터 비롯되는 비용부담

이 연구개발 투자집중도를 떨어뜨려 제품력을 취약하게 만드는 악순환이 반복된다면 국내 제약산업의 취약한 수익기반은 빠른 시일 내에 정상화되기는 어려울 것이다. 따라서 정책당국에서는 제약산업의 유통거래 선진화를 위한 규제책을 마련하는 동시에 제약사의 연구개발투자에 대한 조세 및 금융지원 등을 통해 연구개발투자 환경을 개선하여 제품경쟁력을 향상시키고 내수시장을 둘러싼 과당경쟁은 억제하는 양면적 정책의지를 추구해 나갈 필요가 있다.

본 연구가 지닌 몇 가지 한계점은 다음과 같다. 첫째, 시계열분석은 과거 20년의 시계열 자료에 기초하고 있어서 일반화된 결론을 도출하기에는 다소 미흡할 수 있으며 분석기간 중에 발생한 회계제도의 변경, 경제환경의 변화 등의 구조변화를 고려하지는 않았다. 그러나 시계열자료의 안정성을 확보하고 물가수준 변동을 조정하기 위해 필요한 조치를 취하였으며 횡단면분석과 시계열분석을 병행하고 다양한 추가분석을 시행하여 충분한 결과의 강건성을 확보한 것으로 판단한다. 둘째, 제약회사의 판매촉진활동 지출총액은 판매관리비 항목을 다양한 형태로 조합하여 측정하였다. 이에 따라 본 연구에서 사용되는 판매촉진비 변수는 리베이트성 지출만이 아니라 포괄적인 판매관리활동을 반영할 수 있으며 분석결과도 넓은 의미의 판매촉진활동 관련지출과 경영성과 및 기업가치의 관련성에 대한 증거로 해석될 수 있는 여지도 있다. 만일 정상적 판매촉진활동 경비로부터 음성적인 리베이트 경비를 명시적으로 구분할 수 있다면 리베이트가 제약업체의 수익을 창출하는 구조에 대해서도 보다 흥미로운 분석이 가능할 것으로 예상된다.

참고문헌

김연용(2004), "판매관리비가 기업성과에 미치는 영향에 관한 연구-광고선전비와 판매촉진비의 비교를 중심으로," **국제회계연구**, 10, 45-57.

백원선, 송인만, 전성일(2004), "산업별 경제적 효과를 고려한 연구개발비의 가치관련성," **증권학회지**, 32, 191-241.

백원선, 전성일(2004), "무형자산성 지출의 회계처리, 초과이익 지속성 및 가치평가," **회계학연구**, 29, 199-226.

안홍복, 권기정(2006), "기업혁신성에 기초한 R&D 투자와 기업가치 관련성 분석," **회계학연구**, 31, 27-61.

이상만(1994) 연구개발비와 광고비지출의 이익예측력에 관한 연구. 단국대학교 박사학위논문.

정혜영, 전성일, 김현중(2003), "연구개발비 정보의 기업가치 관련성에 관한 연구: 산업별 비교," **경영학연구**, 32, 257-282.

정혜영, 조성인(2004), "무형자산 관련 회계정보의 기업가치 관련성에 관한 연구," **회계학연구**, 29, 1-31.

조영무(1998), "연구개발비가 이익과 시장가치에 미치는 효과,"한국회계학회 1998년도 동계 학술연구발표회 발표논문집, 89-111.

최영문, 권해숙, 박재환(2006), "판매촉진비와 미래초과이익 및 주식가치 관련성 연구," **세무와 회계저널** 7, 153-173.

최정호(1994), "광고비 및 연구개발비 지출이 기업가치에 미치는 영향: 토빈Q에 의한 실증적 분석," **회계학연구**, 19, 103-124.

최종서(2009), "연구개발투자의 경제적 시차효과에 대한 시계열분석," **회계학연구**, 34, 67-101.

한봉희(2006), "국제회계기준에 따른 연구개발 지출의 회계처리 기준 변경에 대한 시장 반응," **회계학연구**, 31, 97-125.

Abdel-Khalik, A. R.(1975), "Advertising Effectiveness and Accounting Policy," *The Accounting Review*, 50, 657-670.

Ballester, M, M. Garcia-Ayuso, and J. Livant (2003), "The Economic Value of the R&D Intangible Asset," *European Accounting Review*, 12, 605-633.

Bublitz, B. and M. Ettredge(1989), "The Information in Discretionary Outlays: Advertizing, Research and Development," T*he Accounting Review*, 64, 108-124.

Callen, J. L. and M. Morel(2005), "The Valuation Relevance of R&D Expenditures: Time Series Evidence," *International Review of Financial Analysis*, 14, 304-325.

Falk, H. and J. Miller(1977), "Amortization of Advertising Expenditure," *Journal of Accounting Research*, 15, 12-22.

Fama, E. and J. Macbeth(1973), "Risk Return and Equilibrium : Empirical tests," *The Journal of Political Economy*, 81, 607-636.

Grabowski, H. and D. Muller(1978), "Industrial Research and Development, Intangibles Capital Stock, and Firm Profit Rates," *Bell Journal of Economics*, 9, 328-343.

Hall, B. H.(1993), Dynamics of Science-Based Innovaton in North America, Japan and Western Europe, in Okamura, S., Sakuci, F. and Nonaka, I.(eds.).

Han, B. H. and D. Manry(2004), "The Value-Relevance of R&D and Advertising Ex penditure: Evidence from Korea," *International Journal of Accounting*, 39, 155-173.

Hirschey, M.(1982), "Intangible Capital Assets of Advertising and R&D Expenditures," *Journal of Industrial Economics*, 30, 375-390.

Lev, B. and T. Sougiannis(1996), "The Capitalization, Amortization and Value Relevance of R&D," *Journal of Accounting and Economics*, 21, 107-138.

Newey, W. K. and K. West(1987), "A Simple Positive Semi-Definite Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703-708.

Ohlson, J.(1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11, 661-687.

Phillips, P. and P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 335-346.

Qi, D. D, Y. W. Wu, and B. Xiang(2000), "Stationarity and Cointegration Tests for the Ohlson Model," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 15, 141-160.

Ravenscraft, D. and F. M. Scherer(1982), "The Lag Structure of Returns to Research and Development," *Applied Economics*, 14, 603-620.

Sougiannis, T.(1994), "The Accounting Based Valuation of Corporate R&D," *The Accounting Review*, 69, 44-68.

Value Drivers for Korean Pharmaceutical Industry: The Roles of Sales Promotion vs. R&D Expenditures

Young-Min Kwak* · Jong-Seo Choi**

Abstract

R&D and sales promotion expenditures constitute two essential value-drivers that help to enhance operating performance and corporate values. The former expenditure serves the role of long-term value-creator whereas the latter contributes to create mid to short-term economic benefits. This paper conducts empirical investigation into the differential economic effects of R&D versus sales promotion efforts of domestic pharmaceutical industry, by estimating a couple of equations, one for earnings and the other for valuations on separate basis. This study employs time-series and cross-sectional analyses in a complementary way, using firm-specific time-series as well as industry-wide cross-sectional data with a view to testing lagged investment effects of respective expenditures. In particular, sales promotion expenditure is introduced to reflect the controversial rebate practice prevalent in the domestic pharmaceutical business. Due to the secretive nature of the rebate, however, it is practically impossible to measure the exact amounts devoted to such purposes, which necessitates the development of proxy variables. We devise several alternative metrics by combining selected income statement items in various ways, which are considered to be related to the illegal promotional activities. We also replicate the tests of value relevance of R&D versus sales promotion expenditures for electronic device industry, which is intended to serve as a control sample. By comparing the differential value relevance implications of afore-mentioned expenditures between the two technology-intensive industries, we expect to bring the unique feature of the domestic pharmaceutical business conventions into brighter light.

* Assistant Professor, College of Management and Tourism, Dongguk University, First Author(ymkwak@dongguk.ac.kr)
** Professor, School of Business, Pusan National University, Corresponding Author(jschoi@pusan.ac.kr)

We use the sample of pharmaceutical companies listed in the Korea Stock Exchange over the period of 1990 to 2010. Major findings of the analyses are summarized as follows. First, in a cross-sectional analysis using the entire industry sample, whereby Fama-McBeth tests are employed to test the statistical significance of associations between the constructs of interests, current and past R&D expenditures did not exhibit any statistically significant influence on either current operating income or firm valuation. On the contrary, current and past sales promotion expenditures affect operating performance and firm values in a significantly positive way both contemporaneously and with lags of up to 2 periods. Second, the afore-mentioned relationships between the two types of expenditures and operating performance as well as valuations are reconfirmed in firm-level time-series analyses from majority of individual sample firms. These results indicate that domestic pharmaceutical firms tend to manage operating performance and firm values by focusing on promotional efforts, sometimes even in illegal manners, rather than striving to achieve new technologies and develop new products via consistent R&D endeavors. Third, in an additional analysis, we conduct comparative analyses between pharmaceutical versus electronic device industries by estimating the earnings and valuation equations for the two industry samples simultaneously. The results for the two industry samples stand out in sharp contrast against each other, such that the value relevance of R&D and sales promotion expenditures for the control electronic industry sample exhibit precisely the opposite pattern of the pharmaceutical industry sample. The fact that rebate-type sales promotion expenditure shows statistically significant value relevance only in pharmaceutical industry may well demonstrate the peculiarity inherent in domestic industry environment, characterized by the lack of innovative energy and harsh competition restricted in the domestic market setting.

The results of this study provides an empirical evidence in support of the wide spread recognition that domestic pharmaceutical industry used to rely on sales promotional activities including illegal rebate practices largely to maintain status quo. The industry is also known to have been more or less hesitating to engage in serious investments in R&D so as to create values on long-term basis, mainly because such undertaking is likely to involve heavy expenditures coupled with considerable uncertainty. Our study provides useful implications for regulatory organizations in searching for effective policy directions to improve the conventional distribution channels and to encourage domestic pharmaceutical business to rehabilitate itself into a genuine high-tech industry contributing to society by developing reliable new medicines. Finally, this study also suggests that intangible items derived from various corporate expenditures

such as R&D and sales promotion activities is likely to contribute to the creation of economic values to the entities in different ways depending on the peculiarity of industry conventions and/or the idiosyncratic environmental feature surrounding individual firms.

Key words: Korean pharmaceutical industry, sales promotion expenditure, research and development expenditure, value relevance, rebate