

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과: 국제유가의 구조적 변화 시기를 감안한 미국 석유기업 사례*

최성희**

요 약

본 논문은 사업다각화 사례연구로서 거의 다루어지지 않은 미국의 석유기업을 대상으로 2000년부터 2012년까지 사업다각화가 '수익률 유가노출'(oil price exposure)에 미치는 효과를 추정하고자 한다. 특히 해당시기 동안 국제유가의 구조적 변화 시기를 Bai-Perron(2003)의 다중구조변화모형을 식별하여, 국제유가의 구조적 변화 시기에 따라 기업수익률의 유가노출에 미치는 사업다각화의 효과를 기존의 대다수 연구들이 활용한 Multi-factor 모형으로 분석해보고자 한다. 이를 위한 실증 분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, Bai-Perron(2003) 다중구조변화법을 통해 2000년~2012년 동안 WTI 선물가격이 Schwarz 기준으로 4번, LWZ 기준으로 2번의 구조 변화가 발생한 것으로 확인되었으며, 둘째, Bai-Perron의 구조변화를 기점으로 하위기간(sub-periods)별 분석으로 1,588개 미국 석유기업의 수익률 유가노출이 2004년 중반부터 시작된 신고유가시대 이전 보다 이후에 더욱 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이는 상대적으로 '유가 상승기'에 석유기업수익률이 유가변동에 더욱 노출되는 경향이 강해진다고 해석할 수 있다. 마지막으로 사업다각화와 관련된 본 논문의 핵심 결과로서, 387개 기업의 분해분석을 통해 사업다각화는 식별된 모든 하위기간에서 기업의 수익률 유가노출을 낮추는 효과를 가진 것으로 확인되었다.

* 본 논문은 2014년도 계명대학교 비사(일반)연구기금을 통해 이루어졌음.

** 계명대학교 국제통상학과 조교수, 주소: 704-701 대구시 달서구 달구벌대로 1095,
Tel: (053)580-5434, Fax: (053)580-5313, E-mail: choisu@kmu.ac.kr

핵심주제어: 수익률 유가노출, 사업다각화, 미국 석유기업, Multi-factor 모형,
Bai-Perron 다중구조변화
경제학문헌목록 주제분류: F3; R0

I. 서론¹⁾

사업다각화는 미시경제학의 산업조직론 분야에 있어 30여년 이상 꾸준히 관심을 받아오는 대표적 연구 주제이다. 하지만, 비록 오랜 기간 다양한 산업을 대상으로 실증적 및 이론적으로 연구되었음에도, 사업다각화 효과에 대한 실증분석결과는 일관되게 제시되지 못하고 있다. 실증분석에서의 이러한 비일관적인 결과는 샘플 기업 및 기간, 분석 방법 등에 따라 사업다각화의 효과는 적지 않은 가변성을 가지면서 일관된 추정 결과가 도출되기가 쉽지 않음을 반증하는 것이다.

가장 대표적인 사업다각화의 효과는 ‘긍정성’인데, 다음과 같은 이론적 배경 및 실증 분석들로서 확인되고 있다. Chandler(1977)은 사업다각화가 기업운영에 있어 규모의 경제를 유발시킬 수 있어 긍정적 효과를 창출하며, Stulz(1990)와 Stein(1997)은 사업다각화가 자본시장의 기업내부화를 이루게 하여 효율적 자원배분의 이득을 누릴 수 있다고 주장한다. 2000년 이후로는 사업다각화가 시

1) 이 서론의 주요 내용은 사업다각화의 실증분석이 오랫동안 수행되어왔으나 일관된 결과 도출이 어려운 현황과 그 배경, 그리고 이러한 상황에서 본 논문이 수행하는 연구 필요성과 의의이다. 특히 현황을 설명하기 위해 기존의 주요 논문들을 정리하였는데, 구체적으로, 사업다각화의 긍정적 효과를 도출한 논문들, 부정적 효과를 제시한 논문, 사업다각화의 무의미성을 주장한 논문들을 순서에 따라 정리한다. 비록 표현은 명백하게 차별이 되지만 논리 전개에 있어 이달석 외(2012)의 pp58~pp60과 유사하다. 두 연구의 동일 저자로서 사업다각화 효과 연구 논문의 서론을 풀어가는데 있어 최선의 논리 구성(logical framework)을 활용하였을 뿐 문구표현(statement expression)은 명백하게 다르다는 점은 밝힌다.

장실패를 개선시킬 수 있다는 Khanna & Palepu(2000)와 다각화와 기업 생산성 증대간의 연관성을 실증적으로 증명한 Schoar(2002)가 대표적으로 인용되고 있다.

그러나 이들 사업다각화의 긍정적 효과를 제시하는 연구와는 별도로, 사업다각화로 인한 비용이 수익을 압도하여(dominate) 오히려 부정적 효과로 귀결된다는 연구도 존재한다. 비용 발생의 대표적 예로서, 새로운 사업으로의 자본투자배분은 오히려 자본배분의 비효율성이 야기할 수도 있고(Lamont & Polk, 2001), 다각화기업에서 새롭게 임명된 최고경영자의 '대리인 문제(agency problem)'는 다각화의 부정적인 측면을 부각시키는 대표적 연구라 할 수 있다(Scharfstein & Stein, 2000; Rajan et al, 2000). 특히 사업다각화 비용이 기업 가치를 하락시킨다는 분석 결과는 실증분석가들의 연구적 충동과 관심을 강하게 불러일으켰는데, Lang & Stulz(1994)은 기업 가치를 '토빈의 q 비율'²⁾로 대용한 후 1980년대 사업다각화와 기업별 Tobin's q 사이에 부의 연관성이 있음을 밝혀내었다. 즉 사업다각화를 추진하는 기업이 한 가지 사업에 집중하는 기업에 비해 낮은 토빈의 q 비율을 가졌다는 실증자료를 확보한 것이다. 이후 Berger & Ofek(1995) 역시 다각화가 활발하였던 미국의 1980년대를 대상으로 다각화 이후 기업의 가치가 약 15% 하락되었음을 발견하였다.

이밖에, 다각화의 효과를 긍정이나 부정도 아닌 무의미하다고 주장하는 연구 결과들도 적지 않게 존재한다. 다각화의 효과가 무의미하다는 주장의 배경에는 주로 실증분석에 있어 다각화 효과 추정이 매우 어렵다는 사실에 있다. 현실적으로 다각화 추진 시 피인수 기업들의 가치가 매우 낮은 상태이기 때문에 과연 인수 후(=다각화 수행 이후)에 발생한 가치상승효과가 다각화의 순수효과인지 아니면 평균수준의 가치로 회귀하려는 자연적 상승효과인지 근본적 의문에 대한 답이 명확하지 않은 점도 크게 작용한다(Graham et al, 2002). 또한 다각화 이후 자본분배의 비효율성을 검증하는 데 있어 통계적 한계도

2) 美 예일대학교(Yale Univ.)의 제임스 토빈(James Tobin)에 의해 제안된 개념으로, 기업의 (주식)시장가치를 기업 실물자본의 대체비용으로 나눈 것이다.

빈번하게 거론된다(Whited, 2001). 심지어 Mansi & Reeb(2002)는 기업가치의 대용변수로서 사용하는 토빈의 q 비율이 과연 적절한지 의문을 제시하면서 사업다각화와 기업 가치 간의 연관성을 실증적으로 분석하는 자체가 매우 어려운 연구 주제라고 주장한다.³⁾

이와 같이 오랜 기간 동안 사업다각화가 기업의 수익에 미치는 효과를 추정하는 연구들은 일관된 결론을 제시하지 못하면서 여전히 분석의 대상으로 남겨 놓고 있다. 따라서 본 연구는 아직까지 사업다각화의 사례 연구로 시도되지 않은 미국의 석유기업을 대상으로 여전히 논쟁 중인 사업다각화 효과를 살펴보고자 한다. 특히 사업다각화의 효과가 나타나는 대상을 개별 기업의 일반적 주가수익률(returns of the common stock for individual firms)이 아닌 ‘수익률 유가노출’에 초점을 맞추고자 한다. 과거의 대부분 연구들이 전체시장 상황이 반영된 제조기업의 일반수익률을 대상으로 하여 지나치게 광범위한 분석으로 그 결과 역시 모호하게 나올 수 있었다면, 본 연구처럼 석유기업 수익률의 유가노출을 대상으로 초점화시킨 분석은 사업다각화를 석유기업의 유가변동위험의 결정요인으로서 검증할 수 있기 때문에 명확한 실증 분석 결과를 기대할 수 있다. 또한, Lamont(1997)의 주장을 근거로 하여 국제유가의 구조적 변동 시기를 Bai-Perron(2003)을 통해 식별한 뒤 실증분석의 하위기간별 분석을 수행한다면 석유기업의 수익률 유가노출과 사업다각화 효과에 면밀한 연구가 수행될 수 있을 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제 2장에서는 실증 분석을 위한 샘플 소개 및 방법론을 구체적으로 소개한다. 그리고 제 3장은 실증분석의 결과를 도출하고 설명하고, 제 4장에서는 실증분석결과가 의미하는 연구적 함의를 정리한다. 또한 향후 추가적으로 보완하고 발전시킬 수 있는 방안도 함께 제시하면서 논문을 마무리한다.

3) 토빈의 q 비율은 사업다각화의 긍정적인 효과를 판단하기에는 적절한 대용변수일 수 있지만, 부정적 효과를 추정하기에는 적절하지 못하다고 주장한다.

II. 샘플 및 변수 선정과 분석 모형

본 논문의 실증분석을 위한 샘플기업은 2000년 1월부터 2012년 12월까지 미국 주식시장에 상장된 석유기업을 대상으로 한다. 기업선정작업(firm-sampling)을 위해서 Standard & Poors社의 Compustat 데이터베이스에 해당 기간 동안 미국 산업분류표(Standard Industry Classification)의 대분류번호(2-digit code)가 '13' 및 '29'에 속한 1,588개 기업을 우선 추출하였다.⁴⁾

분석기간으로 선정된 2000년~2012년은 1980년 이후 국제유가의 변동이 가장 확연하게 드러났던 시기로서, 보다 엄밀한 통계적 방법을 통해 구조적 변화의 시점이 식별되고 하위기간(sub-periods) 분석을 시도할 수 있다는 장점이 있다. 실제 대다수의 석유시장 전문가들 역시 2000년 초반 25달러 내외의 균형수준을 유지했던 국제유가가 2004년 이후 그 균형수준을 돌파하면서 국제석유시장의 구조가 바뀌었다는 '신고유가시대'를 주장하고 있으며(Mitchell, 2006), 2007년~2008년 중반에는 국제유가가 무려 120달러까지 상승하는 초고유가시기도 경험하고, 2008년 글로벌 금융위기로 30달러 수준까지 급락하기도 하였다. 이후 국제유가는 다시 85달러 수준으로 되돌아가면서 최근 10여 년간의 국제유가는 소위 '롤러코스터(roller coaster)'와 같은 급변의 연속을 경험하고 있기에, 실증분석에 있어 국제유가의 구조변화가 있었는지를 확인하고 이에 따른 하위기간 분류가 필수적으로 고려되어야 할 것이다.

따라서 하위기간 분류를 위한 국제유가흐름의 구조적 변화 식별은 최근 시

4) 음(-)의 자산가치가 보고된 기업은 자료 제공에 오류가 있다고 판단하여 분석대상에서 제외시켰으며, 이들 1,588개의 석유기업 중 상류(탐사 및 개발)와 하류(정제 및 석유화학)를 분류하기 위해서는 SIC 소분류번호(4-digit) 분석이 필요하다. 선정된 1,588개의 석유기업을 분류해본 결과 상류산업(SIC code 1311)으로 등록된 기업 수는 1,051개이고 하류산업(SIC 2911)으로 등록된 기업수는 537개로 확인된다.

계열자료 구조변화감지 분야에서 가장 주목을 받고 있는 Bai & Perron(1998, 2003)의 다중구조변화기법을 사용한다.⁵⁾ Bai & Perron(1998, 2003)의 다중구조변화기법은 표준편차의 증폭을 줄여 신뢰성을 향상시킨 구조감지방법으로서, 2000년 1월부터 2012년 12월까지 서부텍사스중질유(WTI) 근월물 선물 가격을 감지한 결과, LWZ 기준으로 2번의 구조변화가 Schwarz 기준으로는 4번의 구조변화가 나타남을 식별하고 있다(<표 1> 및 [그림 1] 참조).⁶⁾

식별결과의 구체적 설명은 다음과 같다. LWZ 기준으로 2번(2004년 8월 / 2007년 7월)의 구조변화 발생은 3개의 하위기간 분류를 가능케 하며(2000년 1월 ~ 2004년 7월 / 2004년 8월 ~ 2007년 6월 / 2007년 7월 ~ 2012년 12월), Schwarz 기준으로 4번의 구조변화 발생은 5개의 하위기간분류를 가능케 한다. 분류된 하위기간의 특징을 살펴보면, LWZ 기준은 하위기간이 지속적으로 올라가는 현상만 반영되어 ‘30달러대’, ‘60달러대’, ‘80달러대’로 분류되는 반면, Schwarz 기준은 ‘30달러대’, ‘60달러대’, ‘80달러대’, ‘70달러대’, ‘85달러대’로 유가의 상

-
- 5) 시계열자료의 구조변화를 추정하는 대부분의 연구는 특정시점을 중심으로 2개의 기간을 분리해서, 통계적으로 유의한 변화가 있었는지를 찾아내는데 초점을 두었다(Andrew, 1993; Andrew and Ploberger, 1994). 반면에 3개 이상의 다중구조변화를 탐지하는 방법론은 상대적으로 많지 않았는데, Andrew, Lee, and Ploberger(1996)가 2개 이상의 구조변화 추정방법을 제시하였으며, Garcia and Perron(1996)이 sup-Wald test를 활용한 시도, 그리고 Liu, Wu, and Zidek(1997)이 추정치와 오차항의 변화를 이용하여 다중구조변화를 확인하려고 하였다. Bai and Perron(1998, 2003)은 Liu, Wu, and Zidek(1997)의 모형(이후 LWZ로 칭함)을 발전시켜 다중 구조 변화를 찾아내는 획기적인 방법론을 제시하였다. OLS 뿐만 아니라 자기회귀와 추세모형에도 적합 시켜 구조변화를 찾아낼 수 있으며, 특정시점을 기준으로 나누어진 기간의 오차항의 분포가 다르더라도 구조변화를 정확하게 찾아내고, 설정방정식의 추정계수가 각각의 하부시기에 구조적으로 변한다는 가정도 필요치 않는 장점이 있다. 즉 어떤 계수는 구조변화시점을 전후로 하여 변할 수 있지만 어떤 계수는 변하지 않을 수도 있다는 매우 일반적인 가정을 하면서 세부시기의 자유도를 절약하는 장점이 있는 것이다. 자세한 내용은 Bai and Perron (1998, 2003) 참조.
- 6) 현물가격이 아닌 선물가격을 사용한 이유는 본 연구가 금융시장적 분석 모형에 근거하기 때문이다. 즉 기업의 주가수익률에 영향을 주는 유가변수로서 현물가격보다는 선물가격이 더욱 금융시장적 변수로 적합하며, 해당기간의 연속적인(consecutive) 시계열 월별 선물가격 자료는 미국 에너지정보청 웹사이트(http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_fut_s1_d.htm)를 통해 얻어서 구성할 수 있다.

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

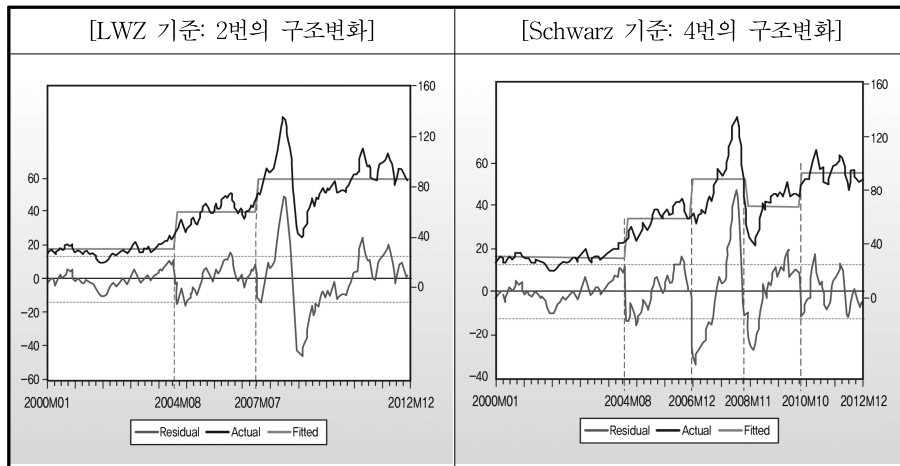
승뿐만 아니라 하락현상도 다양하게 반영되어있다. Lamont(1997)도 강조하였듯이 사업다각화의 효과는 경기호황 및 불황에 따라 달라질 수 있는데, 본 논문 역시 국제석유산업의 경기상황을 반영하는 국제유가의 구조적 변동 시기에 따라 미국 석유기업의 사업다각화가 수익률 유가노출에 미치는 효과가 다를 수 있는지 검토할 것이다.

〈표 1〉 Bai-Perron 다중구조변화 횟수 추정 결과:
'00년 1월~'12년 12월 시계열 WTI 선물가격

구조변화 횟수 (# of Breaks)	구조변화 추정 시기 (Estimated breaks dates)	Sum of Sq. Residuals	Schwarz Criterion	LWZ Criterion
0	-	12357.5	6.707115	6.738643
1	2005년 6월	38886.98	5.615671	5.710383
2	2004년 8월 / 2007년 7월	28354.95	5.364555	5.522621
3	2004년 8월 / 2007년 7월 / 2010년 12월	25335.82	5.316715	5.538310
4	2004년 8월 / 2006년 12월 / 2008년 11월 / 2010년 10월	22448.65	5.260468	5.545773
5	2003년 1월 / 2005년 1월 / 2006년 12월 / 2008년 11월 / 2010년 10월	21927.42	5.301717	5.650917

주: Schwarz 및 LWZ 기준별 최소값을 각각 음영처리함. 통계값 설정은 HAC 공분산을 사용함(Quadratic-Spectral kernel, Andrews bandwidth). 추정을 위해서 분산의 구조변화를 허용함(allowing heterogeneous error distribution across breaks).

[그림 1] 2000년~2012년 WTI 선물가격 구조변화 추정 결과:
LWZ 및 Schwarz 기준



주: 왼쪽 세로축은 Residual을, 오른쪽 세로축은 국제유가(배럴당 달러)를 가리킴.

우선 1,588개 기업의 수익률이 국제유가변동에 노출되었는지를 나타내는 개별 기업의 수익률 유가노출을 추정하기 위해 식 (1)과 같이 기존 대표적 연구들이 사용한 Multi-factor 모형(Allayannis et al, 2001; Sadorsky, 2008; Jin and Jorion, 2006 등)을 사용한다.

$$R_{it} = a_i + \beta_{oi} \times R_{ot} + \beta_{mi} \times R_{mt} + e_t \quad (1)$$

여기에서 R_{it} 는 기업 “i”의 월별(t) 주가수익률, R_{ot} 는 월별 국제유가(WTI) 변동률, R_{mt} 는 월별 다우존스 수익률이다.⁷⁾ 계수 β_{oi} 가 기업 “i”의 수익률 유가노출을 의미하며, β_{mi} 를 통해 전체 자본시장에서 나타나는 국제유가변동요

7) 자산가격모형(Capital Asset Pricing Model)을 응용한 본 실증모형은 이후 Sadorsky(2008), Choi(2014) 등도 사용하면서 석유기업의 유가위험노출을 추정하였지만, 기업금융(corporate finance)분야에서 기업의 환율위험노출을 추정하기 위해 1990년부터 현재까지 사용되는 대표적 모형이다(예, Jorion, 1990; Choi and Prasad, 1995; Choi and Denzau, 2007; Choi, 2010 등)

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

소이외의 여타 요소들의 영향력을 통제하고 β_{oi} 에 옳지 않게 반영될 수 있는 위조 효과(spurious effect)도 제거한다. 계수추정을 위한 방법론으로서 수익률 시계열 자료의 안정성(stationary)을 근거로 최소자승법(Ordinary Least Square: OLS)을 활용한다.⁸⁾

식(1)을 통해 추정된 개별 기업 “ i ”의 수익률 유가노출은 ‘시간가변적 특성(time-varying property)’을 가지고 있다. 예를 들어 매년 수익률 유가노출 관리가 강화(약화)되는 기업은 매년 β_{oi} 가 점점 감소(증대)될 수 있다(Sadorsky, 2008, ; Jorion, 1990; Choi, 2010). 따라서 시간에 따라 변동될 수 있는 기업별 수익률 유가노출 관리를 대변할 수 있는 ‘기업별 특성 변수(firm-specific variables)’로 분해 분석을 하면 시간가변적 특성을 해결할 수 있음과 동시에 기업별 특성 변수의 효과를 파악할 수 있다.⁹⁾ 이를 위한 분해 분석 식은 기존의 연구들이 제안한 아래 식 (2)을 통해 횡단면(cross-sectional)으로 수행한다(Sadorsky, 2008, Jin and Jorion, 2006, Choi, 2012).

$$\beta_{oi} = \gamma_1 + \gamma_2 BD_i + \gamma_3 Reserve_i + \gamma_4 Asset_i + \epsilon \quad (2)$$

8) 국제유가(WTI)변동률과 주식시장(Dowjones)변동률은 거의 연관되어 있지 않은 것으로 확인되기에(2000년~2012년 변수 간 상관계수가 0.1699로 추정), 식 (1)의 다중공선성문제는 자유롭다. 안정성 검증에 있어서 1,588개의 기업수익률을 개별적으로 안정성을 검토하기보다는 차분형태의 수익률 시계열은 안정성을 가지고 있다는 통상적인 주장을 받아들이고, 추가적으로 1,588개의 통합포트폴리오 수익률에 대한 안정성 검증으로 대신한다. 포트폴리오수익률, 유가변동률, 다우존스수익률 모두 자기상관계수가 1기(t=1) 부터 20기(t=20)까지 거의 0에 가까운 것으로 추정되었으며, 단위근 검정 결과도 1% 유의수준에서 가설이 기각되었다(<Appendix> 참조).

9) 기존 연구에 따르면(최초 연구인 Jorion(1990)부터 최근의 Jin & Jorion (2006), Sadorsky(2008) 및 Choi(2014)까지), 시계열자료로 추정된 기업별 수익률 유가노출계수는 특정 시기의 기업별 특성에 따라 계수추정치가 달라질 수 있다고 주장되고 인정받고 있으며, 이를 해결하기 위한 방법으로서 분해 분석이 대표적 방법으로 널리 이용되고 있다. 물론 본 연구에서 하위기간별 추정을 통해 통계적 유의성 여부 및 계수 절대값이 일일이 달라지는 것을 체크하여 시간가변성이 실제로 존재하는 지 확인할 수도 있지만, 하위기간을 어떻게 나눌지에 대한 논쟁이 남아있을뿐더러, 시간가변성은 본 연구 분야에서 워낙 통상적으로 인정받는 특성이기에 별도의 확인 작업은 생략하고자 한다.

여기에서 BD_i 는 기업 “ i ”의 사업다각화를 나타내는 변수이며, $Reserve_i$ 는 기업 “ i ”가 보유한 원유 및 천연가스 매장량, $Asset_i$ 은 총자산을 의미한다. 식 (2)를 위한 분해분석은 구조변화를 감지한 하위기간을 대상으로 수행되어 연도별 정보를 근간으로 하는 독립변수는 하위기간의 평균치로 계산되어 투입된다. $Reserve$ 와 $Asset$ 변수를 투입한 이유는 석유가스매장량 및 자산이 많은 기업일수록 수익률의 유가노출이 낮아질 수 있다는 기존 이론을 수용하기 때문이다(Jin and Jorion, 2006; Sadorsky, 2008). 본 논문의 핵심 변수로서 추가된 BD_i 는 이론적으로 사업이 다각화될수록 유가변동에서 발생하는 수익률 노출의 위험 정도가 줄어들 수 있다는 전통적 운영헷징관리이론(operational hedging)¹⁰⁾에 근거하였다. 따라서 계수 γ_2 추정이 석유기업의 사업다각화가 수익률 유가노출에 영향을 주는지를 파악하는 본 논문의 궁극적 목표이며, 이론상 음(-)의 부호로 예측된다.

사업다각화 변수는 기존 연구들이 보편적으로 사용하는 두 가지 형태를 개별적으로 활용한다. 첫 번째 형태는 더미(dummy)이다. 사업다각화 더미형태의 변수는 만약 기업이 하나의 사업에만 진출하고 있으면 ‘0’의 가치를 주고 두 개 이상의 사업에 참여하면 ‘1’의 가치를 준다. 기업별 진출 산업 수는 CRSP에 보고된 기업별 ‘참여 산업 수(number of affiliation industries)’ 정보를 이용하여 구축한다. 더미형태이외에, 두 번째 형태로서 수량(quantity) 변수를 대안적으로도 사용할 것이다. 수량변수는 CRSP에 보고된 기업별 분할자회사수를 그대로 사용하는 방법이다.

10) Allayannis et al(2001)는 ‘자회사의 지역적분산’과 같은 운영헷지관리는 기업의 수익률 변동 위험을 줄이는데 기여하고 있음을 밝혀냈다.

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

〈표 2〉 분해 분석을 위한 387개 기업의 연도별 3개 변수 기초통계량

변수명		통계치	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	13년 평균
사업 다 각 화	참여 산업 수	평균	2.35	2.75	3.06	3.19	3.77	3.88	3.92	3.95	3.94	3.08	3.15	3.33	3.80	3.40
		표준오차	1.09	1.11	1.31	1.08	1.44	1.45	1.49	1.83	1.89	1.42	1.52	1.63	1.58	1.45
		최대값	5	5	5	5	5	6	6	6	5	5	6	6	6	5.46
		최소값	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	분할 자 회 사 수	평균	2.21	2.88	2.29	3.01	2.80	3.52	3.98	3.52	2.76	2.93	2.38	2.88	3.15	2.95
		표준오차	1.47	1.82	1.55	1.29	1.65	1.79	1.49	2.31	1.99	1.57	1.48	1.53	1.51	1.65
		최대값	7	7	7	7	8	8	9	9	7	7	7	7	8	7.54
		최소값	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
석유 가스 매장량 가치	평균	3,009	3,459	4,113	4,997	5,512	6,945	8,229	8,833	11,935	7,494	9,246	11,596	12,255	7,509	
	표준오차	14,335	15,123	15,544	14,588	15,017	15,787	18,842	19,414	27,541	16,580	20,287	24,751	25,304	18,701	
	최대값	401,231	449,883	497,773	530,211	588,856	685,727	809,550	844,532	1,250,104	748,369	964,596	1,193,112	1,226,334	783,867	
	최소값	22	18	34	35	55	72	49	97	113	230	38	77	41	67.77	
자산	평균	1,798	1,752	2,028	2,302	2,621	3,068	3,676	4,238	3,928	3,985	4,668	5,162	5,241	3,420	
	표준오차	3,735	3,461	3,858	4,296	4,816	5,377	5,991	6,507	5,942	6,143	7,407	8,036	8,114	5,668	
	최대값	149,000	104,910	108,460	117,980	131,010	125,833	132,628	148,786	161,165	164,621	184,769	209,474	232,982	151,663	
	최소값	1.6	1.7	1.7	7.9	10.5	28.1	40.1	56.0	62.4	62.3	84.1	117.3	134.1	46.75	

자료: Compustat / 주: 석유 및 가스매장량과 자산의 단위는 백만달러(\$m)임.

그러나 분해 분석을 위해 필요한 참여산업 수, 기업별 분할자회사 수, 원유 가스매장량 가치, 총자산에 대한 기업별 정보는 앞서 기업별 주가 정보와는 달리 13년 동안 지속적으로 확보하기가 매우 어렵다. 특히 기업별 원유가스매장량에 대한 정보는 매우 한정적인데, 결국 2000년~2012년 기간 동안 지속적으로 위의 4개 정보를 가지고 있는 기업 수는 387개로 파악된다. 따라서 식 (2)를 사용한 분해 분석의 샘플 기업 수는 387개가 되며, 이들 387개 기업에 대하여 Compustat이 제공하는 2000년~2012년의 연간 참여 산업 수, 분할자회사수, 석유 및 가스매장량, 장부가치자산에 대한 기본 통계량은 <표 2>에서 정리하였다.¹¹⁾

11) 분할자회사 정보수집에 있어서, Compustat은 선정된 기업의 산업분류코드(SIC)정보와 자회사(segements)의 관여 산업 수 정보는 알 수 있지만, 자회사의 관여사업 SIC정보

Ⅲ. 수익률 유가 노출 및 다각화 효과 추정

1. 미국 석유기업 수익률 유가 노출 추정

아래의 <표 3>은 최초 선정된 1,588개 미국 석유기업 샘플을 가지고 식(1)을 통해 2000년~2012년 동안의 수익률 유가노출계수인 β_{oi} 를 OLS로 추정한 결과이다.¹²⁾ 전체 1,588개 샘플 기업 중 약 50%에 해당하는 797개의 기업의 수익률이 WTI 선물가격변동에 90% 이상의 수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었다.¹³⁾ 전체 기업 중 약 40%가 유의하게 추정된 Jin and Jorion (2006)의 결과와 유사하다고 판단된다. 이론적으로 유가 상승은 기업의 수익률 제고(판매가격 상승에 따른 판매수입증대)에 기여할 뿐만 아니라 기업의 수익률 하락(제품생산비용 상승에 따른 수익성 악화)을 동시에 유발하기에, 현실적으로 유가변동의 영향은 이러한 상반된 효과가 서로 상쇄되어 통계적으로 유의하지

는 제공하지 않는다. 따라서 자회사가 산업 내 수직적으로 통합되어 있는지 아니면 연관된 他산업에서 활동하는지를 확인하는 것은 불가능하기에, 결국 자회사의 활동 산업수(=사업다각화) 효과를 수직적 통합 여부 및 연관 산업 활동 여부에 따라 분리해서 판별할 수 없다는 한계를 가진다. 그럼에도 불구하고 본 논문이 더미 및 수량변수를 사용하여 수익률을 분석하는 이유는 두 변수 공히 기업의 사업다각화를 대표하는 보편적 변수로서 수많은 연구들이 최근 까지 활용되어 왔으며(Lang and Stulz, 1994; Servaes, 1996; Lims and Servaes, 1999; Campa and Kedia, 2002; Villalonga, 2004; Li and Jin, 2006; Schmid and Walter, 2009 등), 본 연구의 핵심 목적 역시 아직까지 다루어지지 않은 석유기업을 대상으로 사업다각화와 수익률간의 보편적 연관성을 1,000개 이상의 대규모 샘플을 대상으로 추정하는 것에 의미를 두었기 때문이다.

12) 몇 개의 기업들이 통계적으로 유의하게 어떤 연관성을 가지고 유가변동에 노출되었는지가 본 분석의 핵심 내용이기때문에 식 (1)의 여타 계수, α_i , β_{mi} 에 대한 결과는 생략한다.

13) 통계적 유의수준을 90%로 선택한 이유는 대부분의 기업수익률 노출 연구가 이를 적용하기 때문이다 (Choi, 2010)

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

않게 나오는 경우가 빈번하다. 추정된 수익률 유가노출 계수의 부호들을 살펴 보면 유가변동이 기업수익률에 미치는 상반 효과를 확인할 수 있다. 전체 1,588 개 샘플기업에 대하여 약 6:4 정도로 유가변동이 수익률에 미치는 정(+)의 효과가 부(-)의 효과를 근소하게 우세할 뿐, 특정 효과가 압도적으로(dominantly) 드러나지 않고 있다.

아래의 <표 4>는 앞서 Bai-Perron 다중구조변화분석을 통해 2000년부터 2012년까지 국제유가가 구조적으로 변화하였던 시점을 기준으로 식별된 하위기간별로 β_{oi} 를 재추정한 결과이다. 하위기간별 분석 역시 전체기간분석의 결과와 명백한 차이 없이 약 45~55%에 해당하는 기업의 수익률이 통계적으로 유의하게 유가변동에 노출되고 있는 것으로 확인되었다. 또한, 수익률 유가노출의 부호 역시 약 55% 정도로 정(+)의 효과가 근소한 우세를 보이고 있음이 확인된다. 하위기간별 분석에서 얻을 수 있는 정보는 미국 석유기업의 수익률 유가노출 추정이 분석 기간에 따라 크게 달라지지 않고 충분한 견고성(robustness)을 가지고 있다는 점이다.

<표 3> 1,588개 미국 석유기업의 수익률 유가노출계수(β_{oi}) 유의미성 및 부호 결과 분포: 2000년~2012년 전체 기간 추정

식(1)의 추정 계수	전체 기간	90% 유의수준에 따른 기업 수				Obs.
		유의미		무의미		
		+	−	+	−	
β_{oi}	2000년 1월 ~ 2012년 12월	437	360	389	402	1,588

〈표 4〉 1,588개 미국 석유기업의 수익률 유가노출계수(β_{oi}) 유의미성 및 부호 결과 분포: 구조변화에 근거한 하위기간별 추정

식(1)의 추정 계수	하위 기간 (Sub-periods)		90% 유의수준에 따른 기업 수				Obs.
			유의미		무의미		
			+	−	+	−	
β_{oi}	LWZ 기준	2000년 1월 ~ 2004년 8월	403	328	463	394	1,588
		2004년 9월 ~ 2007년 7월	451	373	417	347	1,588
		2007년 8월 ~ 2012년 12월	472	385	399	332	1,588
	Schwarz 기준	2000년 1월 ~ 2004년 8월	403	328	463	394	1,588
		2004년 9월 ~ 2006년 12월	445	364	421	358	1,588
		2007년 1월 ~ 2008년 11월	431	361	429	367	1,588
		2008년 12월 ~ 2010년 10월	457	374	408	349	1,588
		2010년 11월 ~ 2012년 12월	468	376	402	342	1,588

하위기간별 분석에서 눈에 띄는 또 하나의 특징은 2000년 1월~2004년 8월 기간에서 가장 적은 731개 기업만이 통계적으로 유의하게 유가노출이 추정되고 있다는 점이다. LWZ기준을 보더라도 다른 2개 하위기간에서는 각각 824개와 857개 기업이 통계적으로 유의하게 추정되었으며, Schwarz기준에서는 다른 4개 하위기간에서는 각각 809개, 792개, 831개, 844개 기업이 통계적으로 유의하게 유가변동에 노출되고 있다.¹⁴⁾ 통상적으로 신고유가가 2004년 중후반 이후부터 시작되었다는 전문가들의 의견을 고려하였을 때(Mitchell, 2006), 이러한 하위기간별 실증분석결과는 신고유가시대 이전 보다 이후에 더 많은 미국 석유기업들의 수익률이 유가변동에 유의하게 노출되는 현상이 드러나고 있다.

14) Schwarz기준에서는 각 하위기간에서 시계열자료의 개수가 충분치 않다는 지적에 응답하고자 Bootstrapping기법을 추가적으로 수행하였지만 역시 결과는 동일하게 나왔다. 본 연구에서 적용한 Bootstrapping 방법 과정은 [Appendix]의 <Panel C>에 담았다.

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

2. 수익률 유가노출에서 사업다각화 효과 추정

지금부터는 위의 1,588개의 기업 중 분할자회사 수, 석유가스매장량 가치, 총 자산 정보가 13년 동안 보유된 387개 기업을 대상으로 분해 분석을 수행한다. 사업다각화(BD)를 대변하는 더미 변수와 수량 변수는 개별적으로 식 (2)에 투입하여 OLS로 추정한다. 즉 전체 13년 기간인 2000년~2012년을 대상으로 추정된 β_{oi} 를 13년 평균으로 계산된 387개 기업의 BD , $Reserve$, $Asset$ 로 분해 분석한 결과는 <표 5>와 같다.

<표 5> 2000년~2012년 수익률 유가노출에서 사업다각화의 효과

추정 식 (2): $\beta_{oi} = \gamma_1 + \gamma_2 BD_i + \gamma_3 Reserve_i + \gamma_4 Asset_i + \epsilon$		
<i>BD 더미변수</i>	-0.007** (0.003)	
<i>BD 수량변수</i>		-0.011*** (0.004)
<i>Reserve</i>	-0.033* (0.015)	-0.040* (0.019)
<i>Asset</i>	-0.027* (0.013)	-0.031* (0.015)
R^2	0.504	0.557
<i>obs.</i>	387	387

주: 기업 “i”의 진출 산업 수가 1이면 BD 더미변수 값은 0을 가지며, 2개 이상이면 더미변수 값은 1을 가짐. () 숫자는 표준편차들, ***, **, *는 각각 99%, 95%, 90%의 통계적 유의미성을 의미함.

사업다각화를 나타내는 더미변수의 계수는 -0.007로 95%의 통계적 유의미성을 가지며 추정되었다. 추정계수의 부호가 음수라는 것은 참여하고 있는 사업

이 1개로 집중된 기업($BD=0$)은 수익률 유가노출이 더욱 높아짐을 의미하며, 반대로 2개 이상의 사업에 참여하는 기업($BD=1$)은 수익률 유가노출이 더욱 낮아짐을 의미한다. 사업다각화를 수량으로 대변할 경우, 사업다각화가 수익률 유가노출과 음의 관계가 있음이 더욱 통계적으로 유의미하게 추정된다. BD 수량변수일 때 추정계수는 -0.011 로서 99%에서 통계적으로 유의미한 것으로 확인된다. 사업다각화를 대변하는 더미변수와 수량변수 중 수량변수의 설명력이 통계적으로 더욱 유의한 것으로도 확인된다.

Bai-Perron 다중구조변화분석기법을 통해 식별된 하위기간에 대해서도 사업다각화의 효과가 일관되게 나타나는지를 확인해보고자 한다. <표 6>은 LWZ 기준으로 식별된 3개의 하위기간에 대하여 분해분석을 각각 수행한 결과를 정리한 것이다. 단 식(2)에 투입되는 기업별 특성 변수(BD , $Reserve$, $Asset$)은 연간(annual) 변수이기에 LWZ 기준으로 식별된 월별 기간은 연별 기간으로 변환시켜야 한다. 예를 들어 LWZ 기준 첫 번째 하위기간이 2000년 1월~2004년 8월이지만 분해 분석을 위해 가장 근사치의 연별 기간인 2000년~2003년으로 적용시켰다. 이러한 방식에 따라 2004년 9월~2007년 7월은 2005년~2006년으로, 2007년 8월~2012년 12월은 2008년~2012년으로 각각 적용되었으며, 유가구조 변화에 근거한 하위기간별 분해 분석 결과 역시 사업다각화가 석유기업의 수익률 유가 노출 감소에 기여하고 있는 것으로 확인된다.

마지막으로 <표 7>은 Bai-Perron을 통해 식별된 Schwarz 기준 5개 하위기간별로 분해 분석을 수행한 결과를 정리한 것이다. Schwarz 기준으로 식별된 월별 하위기간 역시 연도별로 조정되어야 하므로, 분해 분석을 위한 최종 하위기간은 2000년~2003년, 2005년~2006년, 2007년~2008년, 2009년~2010년, 2011년~2012년으로 수행되었다. Schwarz기준의 하위기간별 분석에서도 사업다각화의 수익률 유가노출 감소 효과는 일관되게 추정되고 있다.

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

〈표 6〉 LWZ 기준 3개 하위기간별 수익률 유가노출에서 사업다각화의 효과

추정 식 (2): $\beta_{oi} = \gamma_1 + \gamma_2 BD_i + \gamma_3 Reserve_i + \gamma_4 Asset_i + \epsilon$						
변수 \ 기간	2000년~2003년: 3년		2005년~2006년: 2년		2008년~2012년: 5년	
<i>BD</i> 더미변수	-0.007** (0.003)		-0.008** (0.003)		-0.027** (0.009)	
<i>BD</i> 수량변수		-0.011*** (0.004)		-0.012*** (0.003)		-0.094*** (0.010)
<i>Reserve</i>	-0.033* (0.015)	-0.040* (0.019)	-0.031 (0.016)	-0.043* (0.019)	-0.055* (0.024)	-0.050** (0.019)
<i>Asset</i>	-0.027* (0.013)	-0.031* (0.015)	-0.030** (0.012)	-0.028** (0.011)	-0.047** (0.017)	-0.055** (0.021)
R^2	0.504	0.557	0.501	0.563	0.537	0.589
<i>obs.</i>	387	387	387	387	387	387

주: 기업 “i”의 진출 산업 수가 1이면 *BD* 더미변수 값은 0을 가지며, 2개 이상이면 더미변수 값은 1을 가짐. () 숫자는 표준편차를, ***, **, *는 각각 99%, 95%, 90%의 통계적 유의미성을 의미함.

〈표 7〉 Schwarz 기준 5개 하위기간별 수익률 유가노출에서 사업다각화의 효과

추정 식 (2): $\beta_{oi} = \gamma_1 + \gamma_2 BD_i + \gamma_3 Reserve_i + \gamma_4 Asset_i + \epsilon$										
변수 \ 기간	2000년~2003년: 3년		2005년~2006년: 2년		2007년~2008년: 2년		2009년~2010년: 2년		2011년~2012년: 2년	
<i>BD</i> 더미변수	-0.007** (0.003)		-0.008** (0.003)		-0.006* (0.003)		-0.008* (0.004)		-0.019** (0.005)	
<i>BD</i> 수량변수		-0.011*** (0.004)		-0.012*** (0.003)		-0.010* (0.004)		-0.013*** (0.004)		-0.023** * (0.004)
<i>Reserve</i>	-0.033* (0.015)	-0.040* (0.019)	-0.031 (0.016)	-0.043* (0.019)	-0.021 (0.018)	-0.023 (0.019)	-0.038* (0.015)	-0.047** (0.017)	-0.045** (0.017)	-0.061** (0.021)
<i>Asset</i>	-0.027* (0.013)	-0.031* (0.015)	-0.030** (0.012)	-0.028** (0.011)	-0.021* (0.010)	-0.024* (0.011)	-0.035* (0.012)	-0.033** (0.010)	-0.049** (0.017)	-0.052** (0.020)
R^2	0.504	0.557	0.501	0.563	0.443	0.476	0.499	0.568	0.772	0.783
<i>obs.</i>	387	387	387	387	387	387	387	387	387	387

주: 기업 “i”의 진출 산업 수가 1이면 *BD* 더미변수 값은 0을 가지며, 2개 이상이면 더미변수 값은 1을 가짐. () 숫자는 표준편차를, ***, **, *는 각각 99%, 95%, 90%의 통계적 유의미성을 의미함.

IV. 결론 및 향후 과제

일반적인 기업수익률을 대상(targeting)으로 사업다각화의 효과를 측정하는 실증분석은 오랜 기간 수행되어왔지만 명확하게 일관된 결론은 제시하지 못하고 있다. 이는 매우 다양한 변수들로부터 영향을 받는 일반적 수익률을 대상(targeting)으로 사업다각화의 효과를 측정하는 것이 방법론적으로 어려운 과제임을 반증하는 연구적 현실이기도 하다. 더욱이 사업다각화는 이론적으로도 긍정 효과와 부정 효과를 공히 가지기에 특정 효과가 압도적으로 실증분석결과에 반영될 가능성도 그리 높지 않음을 보여주는 반증이기도 하다. 따라서 본 논문은 기존의 연구들이 접근한 방식과 달리, 석유기업수익률의 유가노출을 대상으로 사업다각화 효과를 측정함으로써 보다 명확한 실증분석 결과를 도출할 수 있었다. 즉 기업의 일반적 수익률이 아닌 기업수익률의 유가노출에서의 사업다각화는 기업재무이론에 따라 특정 위험(=유가변동위험)에 대한 위험회피전략(risk-hedging strategy)의 여부로 접근할 수 있었기 때문이다(Allayannis et al, 2004; Jin and Jorion, 2006; Sadorsky, 2008, Choi, 2014 등). 또한 본 논문은 기존의 사례 연구로서 드물었던 미국 석유 기업을 대상으로 하면서 패널분석이 아닌 기업재무모형을 사용하였다는 점에서 기존 사업다각화 연구들과의 차별성을 가지며, 하위기간분석을 위해 최근 가장 관심을 모으고 있는 Bai-Perron(2003) 방법론을 통해 유가구조변경시점을 식별하였다는 점에서도 기존 연구와 차별화되고 있다.

실증 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, Bai-Perron(2003) 다중구조변화법을 통해 2000년~2012년 동안 WTI 선물가격이 Schwarz 기준으로 4번, LWZ 기준으로 2번의 구조 변화가 발생한 것으로 확인되었으며, 둘째, Bai-Perron의 구조변화를 기점으로 하위기간(sub-periods)별 분석으로 1,588개 미국 석유기

업의 수익률 유가노출이 2004년 중반부터 시작된 신고유가시대 이전 보다 이후에 더욱 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이는 상대적으로 ‘유가상승기’에 석유기업수익률의 유가노출이 더욱 통계적으로 유의하게 추정되었다고 해석할 수 있다. 마지막으로, 셋째, 387개 기업의 분해분석을 통해 사업다각화는 기업의 수익률 유가노출을 낮추는 위험회피효과(risk-hedging effect)를 가진 것으로 확인되었다.

본 논문의 연구 결과 및 개선점을 토대로 향후 연구 주제로서 논의해 볼 수 있는 것들은 다음과 같다. 우선 샘플기업의 사업다각화 변수를 보다 구체적으로 개선할 수 있는 방법론 개발이다. 즉 기존의 연구들이 제안하여 본 연구가 사용한 사업다각화 더미 변수와 수량 변수가 아닌, 자회사의 참여산업코드정보가 반영된 다각화변수는 사업다각화가 연관사업으로의 다각화인지 아니면 非연관사업으로의 다각화인지, 혹은 수직적으로 결합된 기업인지를 식별하여 보다 세밀한 사업다각화 효과를 도출하는 데 큰 도움이 될 수 있을 것이다. 이외에, 수익률 유가노출의 분해 분석 결정요인으로서 기업별 *Reserve*와 *Asset*이외의 보다 다양한 운영적 혹은 재무적 변수들을 고려해 볼 필요가 있다. 예를 들어 기업의 부채비율(Liability)나 중동산유국과의 석유무역의존도 등도 고려해볼 수 있을 것이다.

접수일(2014년 10월 16일), 수정일(2015년 6월 25일), 게재확정일(2015년 7월 23일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- Aggarwal, R. and Samwick, A.A., 2003, “Why do managers diversify their firms? Agency reconsidered”, *Journal of finance*, Vol. 58, pp. 71-118.
- Andrew, D. W. K. and Ploberger, W, 1994, “Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative”, *Econometrica*, Vol. 62, pp. 1383-1414
- Andrew, D. W. K., Lee, I. and Ploberger, W, 1996, “Optimal Changepoint Tests for normal Linear Regression”, *Journal of Econometrics*, Vol. 70, pp. 9-38
- Allayannis, George, Ihrig, Jane, and Weston James, 2001, “Exchange Rate Hedging : Financial Versus Operational Strategies”, *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, pp. 391-395
- Andrews, D. W. K., 1993, “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point”, *Econometrica*, Vol. 61, pp. 821-856
- Berger, P. and Ofek, E., 1995, “Diversification's effect on firm value”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 37, pp. 39-65.
- Bai, J. and Perron, P. 1998, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural changes”, *Econometrica*, Vol. 66, pp. 47-78
- Bai, J. and Perron, P. 2003, “Computation and analysis of multiple structural change models”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, pp. 1-22
- Campa, J.M. and Kedia, S., 2002, “Explaining the diversification discount”, *Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 1731-62.
- Chandler, A., 1977, *The Visible Hand*, Belknap Press, Cambridge, MA.
- Choi, S., 2010, “Estimating exchange rate exposure of trade-intensive firms : application to Korean oil-refiners and petrochemicals”, *Global Economic review*, Vol. 39, No.3, pp. 327-348

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

- Choi, S. and Denzau, A., 2007, “Some methodological issues for estimating foreign exchange exposure of U.S. multinational firms : evidence from the Asian crisis”, *Global Economic Review*, Vol. 36, No. 3, pp. 217-227
- Choi, Sunghee, 2014, “The effect of oil prices on regional portfolios of Korean SME : Features on region, sub-period, and measurement type of oil price changes”, *Journal of Applied Economic Sciences*, Issue. IX_1(27), pp. 37-46
- Choi and Prasad, 1995, “Exchange risk Sensitivity and Its Determinants : A Firm and Industry Analysis of U.S. Multinationals”, *Financial Management*, Vol. 24, No. 3, pp. 77-88
- Denis, D.J., Denis, D.K. and Yost, K., 2002, “Global diversification, industrial diversification, and firm value”, *Journal of Finance*, Vol.57, pp. 1951-79.
- Davidson, R. and Mackinnon, J., 1993, *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press, p708.
- Faff, R. W. and Brailsford, T. J., 1999, “Oil price risk and the Australian stock market”, *Journal of Energy Finance and Development*, Vol. 4, pp. 69-87
- Graham, J.R., Lemmon, M.L. and Wolf, J.G., 2002, “Does corporate diversification destroy value?”, *Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 695-720.
- Garcia, R. and Perron, P., 1996, “An Analysis of the Real Interest Rate under regime shifts”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, pp. 111-125
- Harris, M., Kriebel, C. and Raviv, A., 1982, “Asymmetric Information, Incentives and Intrafirm Resource Allocation”, *Management Science*, Vol. 28, No. 3, pp. 609-620.
- Jensen, C. Michael, 1988, “Takeovers: their causes and consequences”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.2, No.1, pp.21-48.
- Jin, Y. and Jorion, P., 2006, “Firm value and hedging : Evidence from U.S. oil and gas producers”, *Journal of Finance*, Vol. 71, pp. 893-919
- Jorion, Philippe, 1990, “The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals”, *Journal of Business*, Vol. 63, No. 3, pp. 331-345

- Khanna, T. and Palepu, K., 2000, "Is group affiliation profitable in emerging market? An analysis of diversified Indian business groups", *Journal of Finance*, Vol.55, pp.867-91.
- Lamont, O.A. and Polk, C., 2001, "The diversification discount: cash flows vs returns", *Journal of Finance*, Vol. 56, pp. 1693-721.
- Lang, L. and Stulz, R., 1994, "Tobin's q, corporate diversification, and firm performance", *Journal of Political Economy*, Vol. 102, pp. 1248-80.
- Li, D. and Jin, J., 2006, "The effect of diversification on firm returns in chemical and oil industries," *Review of Accounting and Finance*, Vol. 5, pp. 20-29
- Liu, Wu, and Zidek, 1997, "On Segmented Multivariate Regressions", *Statistica Sinica*, Vol. 7, pp. 497-525
- Lims and Servaes, 1999, "International Evidence on the Value of Corporate Diversification", *Journal of Finance*, Vol. 54, Issue 6, pp. 2215-2239
- Lamont, O., 1997, "Cash flow and investment : evidence from internal capital markets", *Journal of Finance*, Vol. 52, pp. 83-109
- Mansi, S.A. and Reeb, D.M., 2002, "Corporate diversification: what gets discounted?", *Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 2167-82.
- Mitchell, J., 2006, A New Era for Oil Prices, CHATHAM HOUSE, Royal Insitute of International Affairs
- Rajan, R., Servaes, H. and Zingales, L., 2000, "The theory of diversity: the diversification discount and inefficient investment", *Journal of Finance*, Vol. 55, pp. 35-80.
- Stulz, R., 1990, "Managerial discretion and optimal financial policies", *Journal of Financial Economics*, Vol. 26, pp. 3-27
- Stein, J., 1997, "Internal capital markets and the competition for corporate resources", *Journal of Finance*, Vol. 52, pp.111-33.
- Schoar, A., 2002, "Effects of corporate diversification on productivity", *Journal*

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

of Finance, Vol. 57, pp. 2379-403.

Scharfstein, D. and Stein, J., 2000, “The dark side of internal capital market 2: diversionary rent seeking and inefficient investment”, *Journal of Finance*, Vol. 55, pp. 2537-67.

Servaes, H., 1996, “The value of diversification during the conglomerate merger wave”, *Journal of Finance*, Vol. 51, pp. 1201-25.

Sadorsky, p., 2008, “Assessing the impact of oil prices on firms of different sizes : Its tough being in the middle” *Energy Policy*, 36, 10, pp. 3854-3861

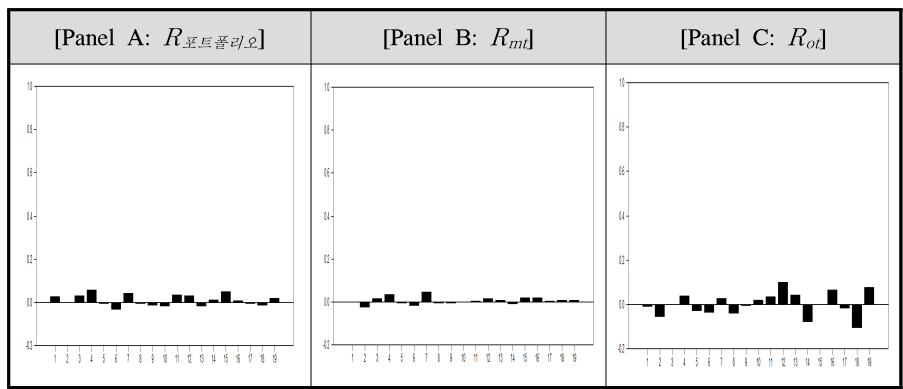
Scmid and Walter, 2009, “Do financial conglomerates create or destroy economic value?”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 18, issue 2, pp. 193-216

Villalonga, 2004, “Diversification Discount or Premium? New Evidence from the Business Information Tracking Series”, *Journal of Finance*, Vol. 59, Issue 2, pp. 479-506

Whited, T.M., 2001, : “Is it inefficient investment that causes the diversification discount?”, *Journal of Finance*, Vol.56, pp. 1667-91.

[Appendix: 식 (1)에서 3개 시계열 변수의 자기상관계수 그래프
및 단위근 검정 결과]

〈Panel A: 3개 시계열 변수의 자기상관계수〉



주: 그래프의 세로축 스케일은 0~1.0이며, 가로축은 분석기간으로 최고 20까지 설정

〈Panel B: 단위근 검정〉

변수	DF 통계량	임계치(1%)
$R_{\text{포트폴리오}}$	-5.88	-3.96
R_m	-5.12	
R_o	-5.37	

주: 단위근 검정을 위한 회귀식은 상수항이 있고 추세가 있는 경우를 고려한 $\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \lambda t + e_t$ 이며, 귀무가설(H_0)은 $\gamma = 0$ 으로 검사함. 임계치는 Davidson and MacKinnon (1993)을 참조함.

사업다각화가 수익을 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

〈Panel C: Bootstrapping 기법 과정〉

- 1) 우선 OLS를 통해 계수 β_{oi} 를 추정하고 이때의 t-통계량을 얻은 후,
- 2) β_{oi} 를 Bootstrapping 추정을 한 뒤 이렇게 추정된 $\hat{t}_n$ 를 아래의 방법으로 계산한다('n'은 'n번째' bootstrap을 의미함);

$$\hat{t}_n = \frac{\hat{\beta}_n - \hat{\beta}}{\widehat{standard\ error\ of\ \hat{\beta}_n}}$$

- 3) 더미지수함수(Index function: I)를 구축한다;

$$I = 1 \text{ if } |t| < |\hat{t}_n| \text{ and } I = 0 \text{ otherwise.}$$

- 4) 즉 N 번 bootstrapping을 하면(본 논문은 999번 함), p-value를 다음과 같이 구할 수 있다:

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N I$$

ABSTRACT

The effect of business diversification on oil price exposure: a case study of US oil firms with consideration of oil price structural breaks*

Sunghee Choi**

This paper estimates the effect of business diversification on oil price exposure for the US oil firms, from 2000 to 2012. In specific, by considering the multiple structure breaks in oil prices based on Bai-Peron (2003), I examine how oil price exposure can be differently estimated among the breaks. The findings as follows: (1) It is identified that WTI has 4 breaks under the criterion of Schwarz and 2 breaks under the LWZ criterion. (2) after the break identified in the year of 2004, US oil firms are more likely to be significantly exposed to oil prices (3) decomposition analysis reveals that business diversification lowers the degree of oil price exposure.

Keywords: Oil price exposure, business diversification, US oil firms, Multi-factor model, Bai-Perron multiple structure breaks
JEL: F3; R0

* This research was supported by the Bisa Research Grant of Keimyung University in 2014

** Assistant professor, Department of International Commerce, Keimyung University, Dalgubeoldaero 2800, Daegu, South Korea, e-mail: choisu@kmu.ac.kr, Tel: +82-53-580-5434