

기업의 다변화 정도에 따른 경기변동 대응성

오 지 윤*

논문 초록

본 연구에서는 기업의 지리적 시장 다변화, 또는 상품 다변화가 경기침체기 기업의 성과 변동을 감소시키는데 대하여 실증적으로 분석한다. 기업의 다변화 정도는 수출시장에 진출하여 지리적 시장 다변화를 하고 있는지, 다양한 상품 및 서비스를 제공하는지(제1제품군 비중)로 측정하였다. 외부감사 대상 이상의 기업의 재무 자료를 이용하여 경기침체기 경영 성과(매출액 증가율, 영업이익률) 및 생산요소(노동비용 및 유형자산 투자율) 변동과 기업 다변화 정도의 관계를 살펴보았다. 분석 결과, 지리적 다변화는 경기침체기 공통적인 포트폴리오 효과를 보이지 않았으나, 해외보다 국내 수요 감소가 두드러졌던 경기침체기에는 수출기업일수록 성과가 상대적으로 양호하였다. 제1제품군 비중을 다변화 척도로 사용하였을 때에는 경기침체기 전반에 걸쳐 다변화의 포트폴리오 효과가 나타났다. 제조업에서는 노동 및 자본 관련 생산요소 둔화폭이 현저히 감소하였고, 비제조업에서는 경기침체기 매출액 증가율이 상대적으로 높았다. 이는 경기침체기의 수요 감소가 업종마다 다를 때 다변화 정도가 높은 기업일수록 포트폴리오 효과로 인하여 성과 변동폭이 감소함을 시사한다.

핵심 주제어: 다변화, 경기변동, 다제품 기업

경제학문헌목록 주제분류: E3, F4

투고 일자: 2023. 3. 13. 심사 및 수정 일자: 2023. 6. 26. 게재 확정 일자: 2023. 9. 6.

* 명지대학교 경제학과 조교수, e-mail: oh.jiyeon@gmail.com

I. 서 론

본 연구에서는 경기침체기 기업의 다변화(diversification) 정도가 성과 변동에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석한다. 기업은 특화와 다변화 전략을 구사하면서 성장한다. 특화(specialization)는 기업이 비교우위(comparative advantage)에 있는 상품을 집중적으로 생산하는 활동이다. 특화와 대척점에 있는 기업의 전략적 행위로 다변화(diversification, 또는 다각화)가 있다. 다변화는 상품 종류를 확대하거나 최종재 시장의 지리적 위치를 다양화하는 행위이며, 더 나아가서는 사업 부문을 확대하는 것을 의미하기도 한다.

경제학에서 특화와 다변화에 관한 논의는 국제무역의 영역에서 활발히 논의되었다. 전통적인 무역 모형에서 국가는 개방 후 비교우위에 있는 상품에 특화(specialization)함으로써 이익을 얻는다고 한다. 이처럼 특화가 이루어지면 생산의 전문화가 진행되면서 효율적인 자원 배분이 가능하다. 한편 다변화(diversification)는 경제성장의 원천이자 결과로 언급되어 왔다. Kaulich(2012)에 의하면 쿠즈네츠(1971)는 “경제성장은 장기적으로 다양한 재화를 공급할 수 있는 능력이 증가하는 현상”이라고 정의하였으며, Grossman and Helpman(1992)는 성장하는 경제는 더 많은 양, 더 높은 품질의 다양한 상품을 만들어낸다고 기술하고 있다.

특화 또는 다변화가 성장에 미치는 각각의 장점과 별도로, 다변화는 변동성을 감소시키는 포트폴리오 효과로 인하여 주목을 받아왔다. 즉 생산 및 수출 구조가 다각화된 경제는 특화된 경제보다 경제 충격에 덜 취약하고, 생산량 측면에서 변동성이 적다. 특히 불확실성이 있을 때 특화된 경제는 높은 가격변동에 직면할 수 있으나, 다변화된 경제는 포트폴리오 효과로 인하여 위험을 감소시키고 변동성을 낮출 수 있어 위험회피 기업의 자본투자에 유리한 환경을 조성한다.

다변화의 포트폴리오 효과는 국가 차원뿐만 아니라 기업 차원에도 유사하게 적용될 수 있다. 기업의 생산품이 다양할수록, 최종 수요의 지리적 시장이 다변화되어 있을수록 특정 부문의 부정적 충격에 대하여 기업의 경영성과 변동은 감소할 것이다. 본 연구는 일차적으로 한국 기업에서 경기변동기 포트폴리오 효과가 존재하는지를 실증적으로 분석하고자 한다. 특히 경기변동 중에서 수축 국면에 초점을 두고 경기침체기 음의 충격에 대한 다변화 효과를 측정하고자 하였다. 분석 대상은 나이스 신용평가 재무자료에 기반하여 상장사와 외부감사 대상 기업으로 설정하였으며,

분석기간은 1994년부터 2020년까지로 기간 중 폐업 기업도 포함되었다.

이론과 달리 기업 다변화 정도를 실증적으로 측정하는 것은 쉽지 않다. 본 연구에서는 재무자료에서 얻을 수 있는 정보 중에서 두 가지 측도를 기업 다변화 정도의 대리 변수로 사용하였다. 첫째, 최종 상품시장의 지리적 다변화 정도로 매출액 대비 수출비중을 사용하였다. 둘째, 기업 매출액 중 가장 높은 판매액을 보이는 제1제품군 비중을 다변화와 반대되는 특화의 척도로 사용하였다. 이 척도는 수출 비중보다 좀 더 직관적으로 기업의 다변화를 측정한다는 장점이 있으나, 사업보고서 내용을 담는 과정에서 유효 관측치가 줄어드는 단점이 있다.

분석 결과, 다변화 정도에 따른 기업 성과 격차는 다변화의 척도에 따라 구분되는 경향을 보였다. 우선 수출 비중을 다변화 척도로 이용한 경우, 경기침체기를 아우르는 공통적인 포트폴리오 효과는 나타나지 않았다. 불황 때마다 수출기업일수록 매출액 증가율이나 생산 요소 증가율이 상대적으로 내수기업에 비하여 높지는 않았다는 의미이다. 그러나 지역 다변화의 포트폴리오 효과는 경기침체기 별로 매우 다른 효과를 나타냈는데, 이는 경기침체의 원인¹⁾을 고려했을 때 충분히 납득할 수 있는 결과로 풀이된다. 즉 수출 비중이 높은 기업은 1998년과 같이 내수 부진이 심한 경기침체기에 월등히 높은 성과를 보였다. 그러나 2001년, 2013년과 같이 글로벌 수요 둔화가 국내 경기침체 주요 원인인 경우에는 오히려 수출 비중이 높을수록 성과 둔화가 상대적으로 뚜렷하였다.

다각화된 기업일수록 제1제품군 비중은 낮아진다. 다변화의 척도로 제1제품군 비중을 사용하였을 때는 경기침체기 다변화의 포트폴리오 효과가 비교적 공통되게 나타났다. 불황이 아닌 때에는 제1제품군 비중이 높을수록 영업이익률이 높거나 노동비용 증가 속도가 빠른 점으로 보아 특화 기업의 이윤 또는 생산 요소 증가 속도

1) 한국의 경기침체기를 고찰하면, 시기별로 원인 및 파급양상에 큰 차이가 있었을 것으로 예상된다. 1998년은 한국 국민계정이 추계된 이후, 침체의 정도가 가장 깊었던 하락기로서, 가파른 성장 이면에 누적되었던 기업 부실이 신용도 하락으로 이어지면서 대외 접근성이 크게 훼손되었던 침체기이다. 그러나 글로벌 경기가 나쁘지 않아 해외수요가 지속된 가운데, 큰 폭의 환율 절하로 한국 수출이 높은 성장률을 기록했다는 점은 잘 알려지지 않았다. 2009년은 글로벌 금융위기의 여파로 해외수요가 급감한 시기이나, 한국은 다른 나라에 비해 주택시장과 금융상황이 상대적으로 양호하여 구조적 조정단계가 길지 않고 빨리 회복되었다. 2020년은 Covid-19 바이러스 확산으로 각국의 대면 경제활동이 크게 제한되고 국가/지역 간 이동이 원활하지 못했던 글로벌 보건위기로서, 그 양상이 경제·구조적 원인에 의하여 촉발되었던 일반적인 경기침체기의 모습과 많이 다르다.

가 크게 나타났다. 특화 기업의 일반적인 성장 속도가 높음을 의미한다. 반대로 경기침체기에서는 제1제품군 비중이 낮은 다변화 기업일수록 동일 산업 내 그렇지 않은 기업에 비하여 생산량 또는 생산요소 감소가 적었다. 비제조업에서는 경기침체기 전반에 걸쳐 제1제품군 비중이 낮은 기업일수록 매출액 증가율이 높게 나타났고, 제조업에서는 다변화된 기업일수록 경기침체기 노동 및 자본 등 생산 요소 감축이 적게 나타났다. 이는 경제의 부정적 수요 충격에 대한 다변화의 포트폴리오 효과가 경기침체기에 뚜렷하게 나타나고 있음을 시사한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제 I 장은 서론이다. 제 II 장에서는 다변화와 경제성장, 경기변동과 관련한 선행연구를 소개한다. 제 III 장에서는 한국의 경기침체를 설정한 후 기업 자료를 이용하여 다변화와 경기침체기 기업 성과 간의 관계에 대하여 회귀분석을 실시한다. 제 IV 장은 결론이다.

II. 선행연구

본 장에서는 다변화란 무엇인가에 대하여 설명한 후, 선행연구에서 나타난 다변화와 기업 성과, 그리고 거시경제에 관한 내용을 소개한다.

기업이 기존 생산품의 양을 증가시키는 것은 내적조정(intensive margin)이고, 사업의 범주 또는 상품의 종류를 수직적(vertical) 또는 수평적(horizontal)으로 확대하는 행위는 외적조정(extensive margin)이다. 본 연구에서는 다변화(diversification)를 경제 주체가 현재 영위하고 있는 경제행위의 외적 범주(extensive margin)를 확대하는 과정으로 이해한다. 개인의 경제 활동으로 비유하면, 개인이 보유 주식의 양을 늘리면 내적조정이고, 대상 기업의 범주를 넓혀 포트폴리오를 구성하는 것은 외적조정의 다변화 행위이다. 다변화는 근본적으로 범위의 경제(economy of scope, product scope)와 유사하다.

다변화와 대척점에 있는 전략적 행위로 특화(specialization)가 있다. 기업의 성장 또는 경제성장을 위하여 특화 전략을 취해야 하는지 다변화를 강화해야 하는지는 경제학에서 오랜 논쟁 주제인 만큼 각각의 행위로 인한 장점이 존재한다. 특히 장기적 성장과 관련해서는 다변화와 특화는 각각의 장점이 있다고 볼 수 있다.

기업의 성장과 다변화 또는 특화의 관계는 경제학에서 다제품 회사 모형(multiproduct firm)의 토대를 세운 Bernard et al. (2006)에 잘 설명되어 있다. “기

업은 두 가지 전략을 구사하면서 성장한다. 첫째, 기업은 생산성이 높을 때 낮은 가격을 제시하면서 매출액을 증가시킨다. 특화(specialization)라는 동력은 기업이 생산하고 있는 상품을 더 많이 생산하게 한다. 이를 경제학에서는 내적조정(intensive margin)²⁾이라고 부른다. 한편, 소비자의 다양성 선호(love of variety)와 한계효용체감 법칙으로 인하여 기업은 생산품에 대하여 우하향하는 수요곡선에 직면하게 된다. 따라서 기업은 무한정 내적조정(intensive margin)을 통하여 이윤을 확대하는 데 어려움을 겪는다. 둘째, 다변화(diversification)는 내적조정의 한계로부터 동력을 얻으며, 기업이 상품의 다양성을 확대하면서 외적조정(extensive margin)하는 과정을 의미한다. 이때 기업은 새로 진입하고자 하는 상품이 현재 생산하고 있는 상품보다 생산성이 낮더라도 확장하고자 하는 유인이 발생한다. 물론 새로 생산하는 상품시장에서도 고정비용 이상의 수익이 발생해야 하므로 확장의 정도가 제한된다.”(p. 21). Bernard et al. (2006)의 설명은 기업의 성장에서 특화와 다변화가 지니는 각각의 장점을 잘 제시한다. 즉 장기적 성장에 있어서는 기업의 성장 경로에 따라 다변화 정도가 달라질 수 있다는 것이다.

기업 발달 단계에 따른 다변화 채택 정도는 경영학에서도 연구가 되어왔다. Schommer et al. (2019), Pierce and Aquinis (2013)에 의하면 기업의 성장과 다변화(diversification) 정도의 관계는 ‘역U’자 형태를 보인다. 즉, 기업은 성장할수록 특화에서 벗어나 다각화를 추진하지만, 지나친 다변화는 매출액과 이윤에 득보다 실이 많아 기업 규모가 더 커지면 다변화 정도가 감소할 수 있다고 알려져 있다.³⁾

Imbs and Wacziarg (2003)는 기업 차원을 떠나 국가의 경제 발전단계와 다변화도 역 U자 형태를 보임을 실증적으로 제시하였다. 이들은 저소득 국가가 일반적으로 좁은 범위의 제품에 특화되어 있으나 1인당 GDP가 증가함에 따라 상품 생산 구조가 다양화되기 시작함을 보여준다. 그런데 1인당 GDP 수준이 높아지면 이러한

2) “intensive margin”과 “extensive margin”은 지칭하는 대상에 따라 한글 번역이 달라질 수 있다. 국제무역에서는 수출집약도와 수출다양도 등으로 불리기도 하는데, 본 연구에서는 동일 상품의 양을 조정하는 것을 전자, 상품의 종류를 확대하는 것을 후자로 지칭하고자 한다.

3) 이론적으로 산업 다변화(industrial diversification)와 지리적 다변화(geographic diversification)는 시장의 불완전성 속에서 이윤을 얻고, 소비자와의 관계에서 시장지배력(market power)을 가질 수 있으며, 범위의 경제(economy of scope) 이점이 있다. 따라서 다변화와 수익성(profitability)은 선형관계라고 알려졌다. 그러나 실증적으로 현재 생산하는 상품과 관련성이 낮은 부분으로의 다변화, 또는 지나친 지리적 다변화는 토빈 q를 낮추고, 자산의 수익률과 이익률 등 기업의 성과를 감소시킨다는 연구 결과도 존재한다.

다각화 추세가 둔화되고 결국 다시 특화되는 방향으로 전환된다는 것이다. 기업 성장 경로와 다변화 단계가 역 U자 형태인 것과 유사하게 국가의 발전단계에서도 다변화와 1인당 GDP 간에는 ‘역 U자’ 형태의 관계가 있다는 것이다.

이론 및 실증적으로 기업 또는 국가의 장기적 성장과 다변화 정도에 관한 연구들은 위에 언급한 바와 같이 상당히 축적되어왔다. 그러나 경기변동과 관련한 단기적 시계에서 다변화와 성과 변동에 대한 연구는 많지 않은 수준이다. Decker et al. (2016)은 기업 차원의 리스크와 경기변동 역관계의 기초적 작동 기제를 기업 다변화 정도로 풀이하고자 시도하였다. 다양한 종류의 시장에 노출된 기업과 그렇지 못한 기업 간의 변동성 차이가 경기침체기 분산 확대와 관련 있다는 것이다. 저자들은 경기가 좋을 때 생산성이 높은 회사들이 시장진출을 활발히 한다는 점을 고려하여 기업이 내생적으로 다변화 정도를 설정하는 모형을 설계함으로써 기업 차원의 위험과 경기변동 간의 음의 관계를 설명하였다. Kramarz et al. (2020)은 다제품 기업(multiproduct firm)의 상품 범위 변화와 기업 내 효율적 자원배분 기제를 모형화하고, 실증적으로도 상품 교체율(turnover rate)이 높은 제조업 기업일수록 금융 리스크가 낮다는 사실을 밝히고 있다.

본 연구는 경기변동기 기업 성과의 변화가 다변화 정도에 따라 어떻게 달라지는지 실증적으로 살펴본다는 점에 있어서 기존 연구를 보완할 수 있다. 단기적 시계에서 다변화와 기업 변동성은 기업의 장기적 성장과 다변화 정도의 관계가 비선형(역U자)인 것과 달리 다변화 정도가 높을수록 포트폴리오 효과에 의하여 성과 변동 폭이 낮을 수 있다. 기업의 위험 회피와 다변화 정도는 양의 관계이고 이는 일반적인 조건에서보다 불황과 같이 음의 충격이 큰 시기에 더 두드러지게 나타날 수 있으나, 다변화로 인한 위험 감소 효과는 주로 기업의 금융 측면에서 연구되는 데 그쳤으며 기업의 실물 측면에서의 포트폴리오 효과는 실증적으로 많이 연구되지 못하였다. 다만 실증적으로 기업의 다변화 정도를 어떻게 측정할 것인지는 어려운 문제이다. 이는 다양성의 정도를 어디까지 구분할 것인지에 대한 근본적인 모호함에서 비롯되는 문제⁴⁾로서 본 연구에서 사용한 두 가지 다변화 측도도 한계가 있을 수밖에 없다.

4) Cosh (1987)에 의하면, 다변화 정도(measurement of diversification)를 직접 측정하는 것은 상품, 시장, 그리고 산업의 ‘다름’의 경계를 정의하는 일이다. 따라서 어디까지를 ‘다른 상품’으로 볼 것인지에 대해서는 항상 논란의 여지가 있을 수 있다.

Ⅲ. 실증분석

경기변동(business cycles)은 경기 저점에서 정점으로 이행하는 확장국면(expansion)과 정점에서 저점으로 이행하는 수축국면(contraction)으로 구성된다. 경기변동의 특성은 국가별로 다르지만, 대체로 확장국면의 소요 기간(duration)이 수축국면보다 길고, 대신 수축국면에서의 하락 속도는 확장국면의 상승속도보다 빠른 것으로 알려져 있다. 경기변동의 진폭은 경기침체의 골이 얼마나 깊은지와 밀접한 연관이 있다. 따라서 기업 간 성과 비교 시 동일 기간이라면 확장국면에서의 상대적 차이보다 수축국면에서의 차이가 더 크게 측정될 수 있다.

경기변동기 기업 성과는 다변화 정도와 경기 국면에 따라 달라질 수 있다. 특화 중심의 기업은 확장국면에서 경영 성과가 양호할 수 있으나 수축국면에서 관련 업종 수요가 크게 감소하는 경우 상대적으로 매출액 증가율이나 영업이익률의 하락폭이 확대된다. 반면 다변화 정도가 높은 기업은 확장국면 시 특정 업종에 대한 수요 증가 효과가 총매출액의 일부에만 적용되면서 상대적으로 매출액 증가폭이 특화 기업보다 높지 않을 수 있으나, 수축국면에서는 이와 같은 포트폴리오 효과로 인하여 상대적으로 하락폭 역시 깊지 않을 수 있다.

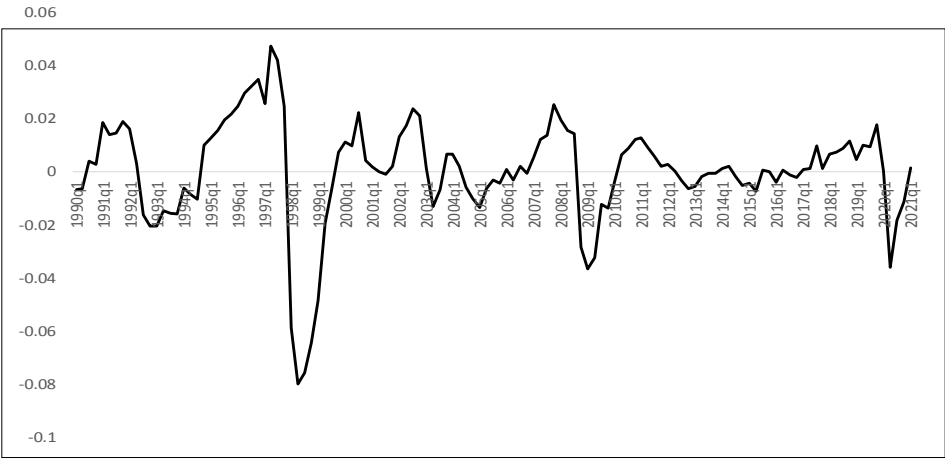
본 장에서는 경기 수축국면, 즉 경기침체기에 기업의 다변화 정도와 기업 성과 변동의 관련성에 대하여 실증적으로 살펴보는 것을 목적으로 하고 있다. 따라서 일차적으로 1990년 이후 한국 경기변동 국면에서 경기침체가 진행된 해를 구분하는 작업을 진행하였다. 한국의 경기변동은 1970년 이후 저점과 정점의 순환기가 11번째까지 진행되고 있다. <Table 1>은 통계청에서 공표하는 기준순환일로서 순환기 저점과 정점 시기, 확장기와 수축기의 기간을 표시하고 있다. <Figure 3>은 실질계절조정 GDP의 분기별 순환요소(cyclical factor)를 HP-필터를 이용하여 추출한 것이다. 1990년 이후 한국경제가 경험한 가장 큰 경기침체는 1998년의 외환위기로서, 순환변동치의 최대 하락폭이 추세 대비 -8%에 이른다. 반면 2009년 글로벌 금융위기와 2020년 글로벌 보건위기는 정점과 저점 간의 수축국면 기간이 짧고 하락폭도 추세로부터 3.6% 하락한 정도이다. 1990년 이후 주요 경기침체기는 1998, 2009, 2020년 세 번이며, 그 외 기준순환일을 참고하면 2001, 2005, 2013년이 경기침체기이다.

〈Table 1〉 Korea Business Cycle Expansions and Contractions

Cycles	Reference Date of Business Cycle			Duration (month)		
	Trough Month (Trough Quarter)	Peak Month (Peak Quarter)	Trough Month (Trough Quarter)	Expansion	Contraction	Cycle
1	1972. 3	1974. 2	1975. 6	23	16	39
2	1975. 6	1979. 2	1980. 9	44	19	63
3	1980. 9	1984. 2	1985. 9	41	19	60
4	1985. 9	1988. 1	1989. 7	28	18	46
5	1989. 7	1992. 1	1993. 1	30	12	42
6	1993. 1	1996. 3	1998. 8	38	29	67
7	1998. 8	2000. 8	2001. 7	24	11	35
8	2001. 7	2002. 12	2005. 4	17	28	45
9	2005. 4	2008. 1	2009. 2	33	13	46
10	2009. 2	2011. 8	2013. 3	30	19	49
11	2013. 3	2017. 9	-	54	-	-

Source: Statistics Korea.

〈Figure 1〉 Cyclical Factor of GDP



Note: This is quarterly log real GDP(s,a) de-trended with an HP filter ($\lambda = 1600$).

Source: Bank of Korea.

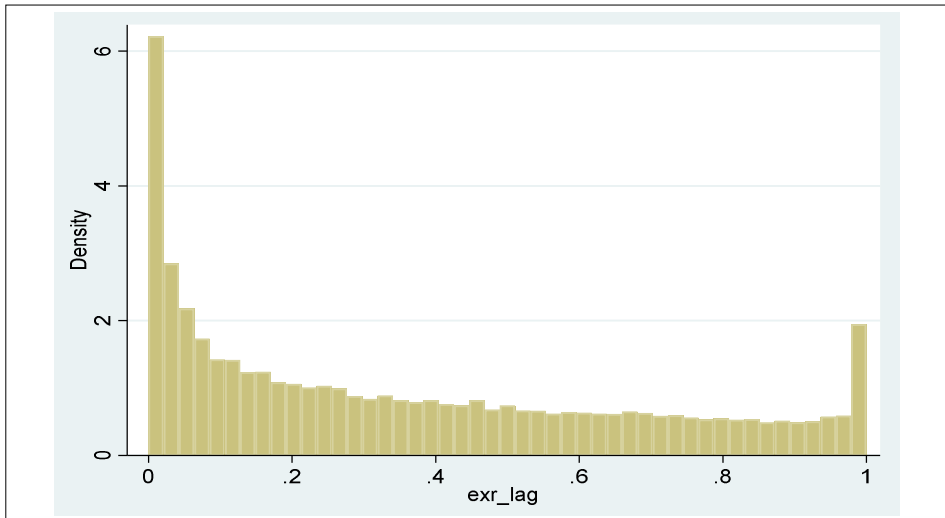
기업의 다변화 정도와 경영 성과는 나이스 신용평가 KISDATA의 개별 재무제표를 바탕으로 하였다. KISDATA 재무자료는 상장사, 외부감사 대상 법인 및 신용평가 경험이 존재하는 일반기업을 포괄한다. 본 연구에서는 자료의 질적 상태를 고려

하여 외부감사 대상이거나 상장된 기업만을 분석대상으로 삼고 있다. 외부감사 대상 이상 기업이기 때문에 시장점유율이 높지 않은 작은 규모 기업은 실증분석에 포함되지 않았다. 한편 분석표본에는 나이스 신용평가에서 제공하는 일반적인 KISDATA와 달리 폐업 기업도 모두 포함되었다. 분석기간은 현금흐름표가 존재하는 1994년부터 2020년까지이며, 광업, 농림어업, 금융보험업, 부동산임대업, 공공 부문, 특수회사(SPC)는 제외하였다.

기업의 다변화 정도는 이론과 달리 실증적으로는 설정하기 어려운 측도이다. 본 고에서는 KISDATA에서 찾을 수 있는 다변화 변수로 지리적 다변화와 상품 다변화를 사용하였다. 지리적 다변화로는 기업의 매출액 중 수출 매출액 비중으로 설정하였다. 상품 다변화로는 KISDATA에서 제공하는 제1 제품군 비중으로 측정하였다. 아래에서는 기업의 다변화 변수로 설정한 수출액 비중과 제1제품군 비중에 대하여 차례대로 설명한다.

기업의 상품 중에서 국내 판매 이외에 해외 판매가 존재한다는 것은 지리적 다변화 현상으로 받아들여질 수 있다. 수출 비중이 존재한다는 것은 내수에만 의존하는 기업이 아니며, 국내 수요 이외에 다른 국가의 수요 충격에도 영향을 받을 수 있음을 의미한다.

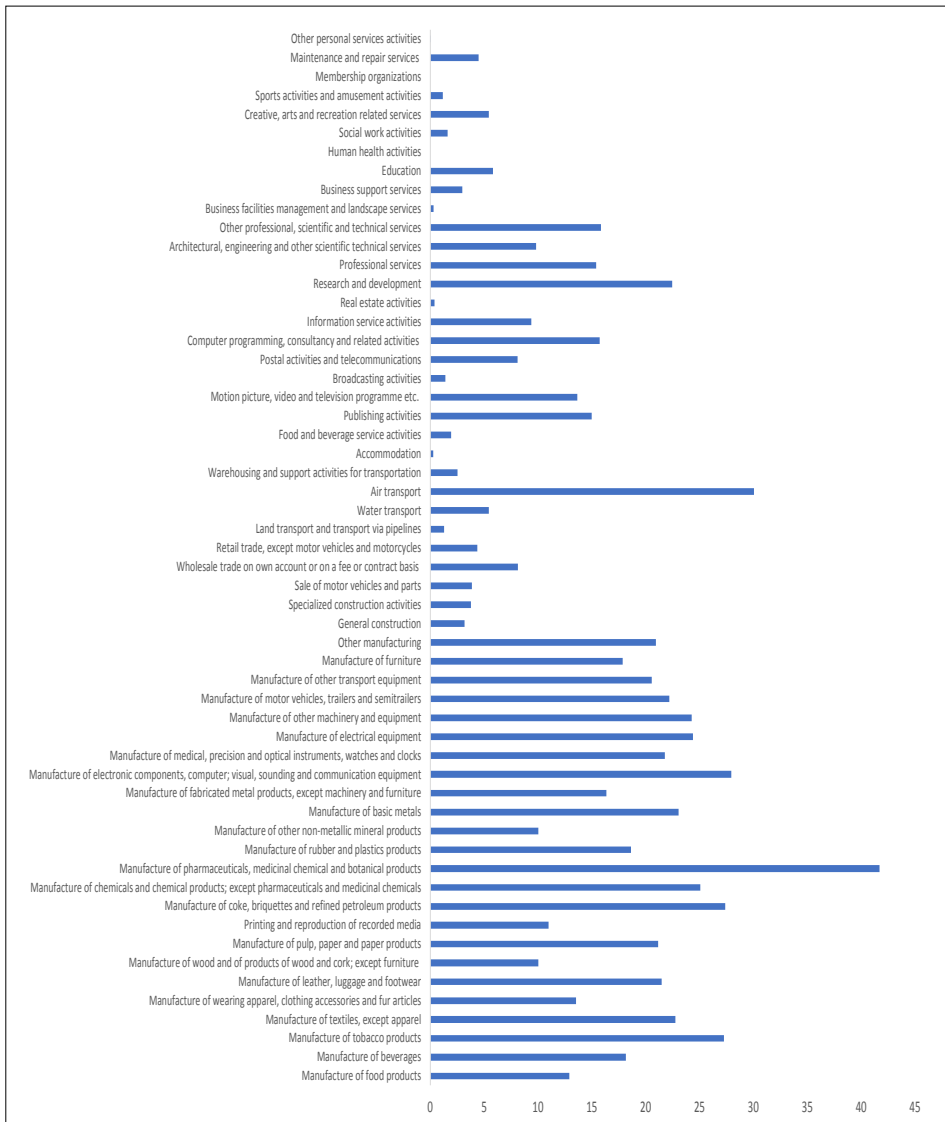
〈Figure 2〉 Distribution of Exports as a Percentage of Total Revenue



Note: The above distribution is calculated for firms with an export ratio greater than zero.

Source: KISDATA.

〈Figure 3〉 Percentage of Exporters by Industry



Note: Exporting companies are companies with exports (>0) as a percentage of sales, and the percentage of exporting companies is the ratio of the number of exporting companies to the total number of companies by industry.

Source: KISDATA.

〈Figure 4〉은 매출액 대비 수출 비중이 0을 초과하는 기업의 분포이다. 수출 비중이 0을 초과하는 기업은 전체 관측치의 14.4%이며, 수출기업 중에서 매출액 대

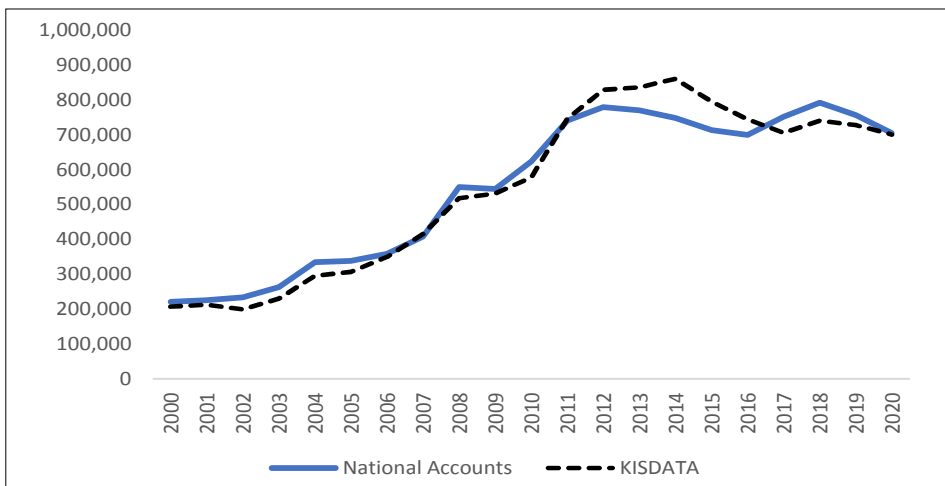
비 수출 비중 중간값은 27.7%이고 평균값은 36.1%이다. 한편, 수출액 비중이 매출액의 50% 이상인 기업은 수출기업 중에서 약 67.9퍼센타일에 속한다. 수출액 비중이 매출액의 90% 이상인 기업은 수출기업 중에서 약 93.2퍼센타일에 속한다.

수출은 제조업과 같이 제품 이동이 쉬운 교역재 부문(tradable sector)에 집중되어 있으므로 산업별 편차가 두드러진다. <Figure 5>은 산업별로 수출 비중이 양인 기업 수 비중을 표시한 막대 그래프이다. 제조업은 수출회사 비중이 최소 10% 이상이지만 일부 서비스업에서는 2~3% 미만인 산업도 상당히 존재한다. 따라서 수출 비중을 다변화의 대리변수로 사용하기 위해서는 산업별 차이를 통제할 필요가 있다.

KISDATA 표본에서의 수출총액과 경제 전체의 수출 총액은 금액이 유사하다. <Figure 6>은 KISDATA 분석 표본 수출액 총합과 국민계정 수출액이다. 우리나라의 재화 및 서비스 수출의 명목 총액과 분석표본의 수출 총액이 매우 유사⁵⁾한 점으로 미루어, 기업의 수출은 일정 수준 이상 크기인 외부감사 대상 이상 기업에서 주도적으로 이루어지고 있음을 알 수 있다. 회귀 결과에 사용된 수출액/매출액 비중은 1이 넘는 이상치를 1로 교정하여 사용하였다.

<Figure 4> Export trends in National Accounts and KISDATA

(Unit: Billion Won)



Sources: Bank of Korea, KISDATA.

5) 그러나 2013년부터 2016년 사이 분석표본의 수출액이 높게 나타나, 해당 기간 중 이상치가 있을 가능성이 있어 보인다.

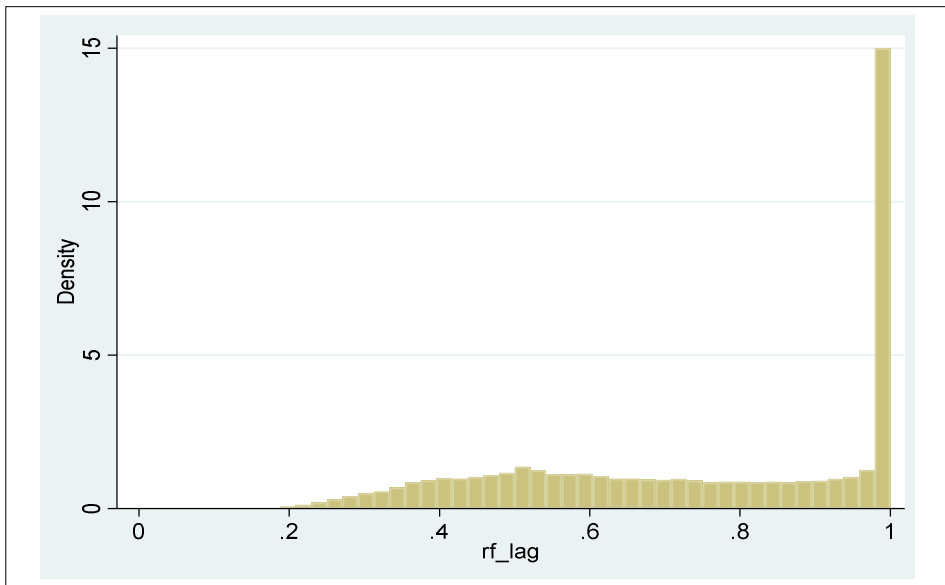
매출액 대비 수출 비중을 다변화 정도로 사용할 때, 선형관계로 해석하기 어려운 구간이 존재한다. 매출액 대비 수출 비중이 0부터 서서히 증가하는 과정은 다변화가 확대되는 것이라고 해석할 수 있으나, 매출액 대비 수출 비중이 특정 수준(예를 들면 50%)을 지속적으로 넘어서 증가하는 상태는 대상 수출국의 비중 정도를 파악할 수 있어야 다변화 정도가 증가하는지에 대하여 정성적인 판단을 내릴 수 있을 것이다. 즉, 수출 비중이 높다면, 수출 대상 국가들도 다양화되어 있는지가 중요하다. 예를 들어, 한국 판매량이 10%이고 미국 판매량이 90%인 기업은 한국 판매량이 100%이거나 미국 판매량이 100%인 기업에 비해서는 다변화되었다고 해석할 수 있으나, 한국 판매량이 50%이고 미국 판매량이 50%인 회사에 비해서는 다변화 정도가 낮다고 볼 수 있다. 매출액 대비 수출 비중이 높아도 대상 국가가 다변화되어 있다면 지리적인 포트폴리오 효과가 나타날 것으로 기대할 수 있다. 이쉽게도 본 재무제표 자료에서는 대상 수출국의 정보가 존재하지 않으므로, 수출국 다변화 정도까지는 고려하지 못하였다.

제1제품군 비중은 직관적으로 수출 비중보다 다변화 정도와 더 긴밀하다. Bernard et al. (2011)⁶⁾에 의거하면 기업의 제품 갯수가 많아질수록 제1제품군 매출액 비중이 감소한다. 본 연구에서는 기업이 다양한 상품 시장에 참여하는 것을 다변화로 인식하고 있으므로, 제1제품군 비중 감소와 회사 내 상품 개수의 다양성이 유의한 관계라고 본다.

〈Figure 7〉는 제1제품군 비중의 분포도이다. 제1제품군 비중의 평균값은 74.3%이고, 중위값은 78.03%이다. 제품군 비중이 1인 관측치가 전체의 26.4%로, 한 부문에 특화하고 있는 기업들이 많이 존재하고 있음을 알 수 있다. 다만 제1제품군 변수는 결측치가 많아서 분석에서 제외되는 기업들이 다수 존재한다. 1994년부터 2020년 중 제1제품군 비중이 존재하는 관측치는 전체 관측치 중에서 18.7%이며, 이 중에서 58.5%는 외부감사 대상 비상장기업이고, 41.5%는 상장기업이다. 제1제품군 비중이 존재하는 관측치는 비관측치 대비 실질 매출액이 크고 연혁이 길며 자본투자율이 높은 편이다. 다변화 정도로 제1제품군 변수를 사용할 때에는 제1제품군 정보가 존재하는 관측치만을 분석 대상에 포함시켰다.

6) Table 10.

〈Figure 5〉 Percentage of the First Product Group



Note: This is based on only those firms that registered without missing information for the first product group.

Source: KISDATA.

현실적으로 제1제품군 비중을 다변화 척도로 사용하는 데에는 아래와 같은 한계가 존재한다. 나이스신용평가에서는 외부감사 대상이거나 상장사의 매출액에서 1, 2, 3위 제품군 매출액 비중을 매년 공개한다. 여기서 제품군을 나누는 기준은 사업 보고서의 ‘부문’이다. 제1제품군 비중을 설명변수로 사용하는 데 걸림돌이 되는 부분은 기업마다 부문 분류 기준이 달라질 수 있는 점이다. ‘부문’ 간 차이가 연구자의 목적보다 촘촘하지 않은 넓은 분류로 구분될 수도 있고 아닐 수도 있다. 예를 들어, 2019년 삼성전자의 매출액 비중은 ‘HHP, 네트워크시스템, 컴퓨터 등’이 40.2%, ‘DRAM, NAND Flash, 모바일AP’이 32.35%, ‘TV, 모니터, 냉장고, 세탁기, 에어컨’이 20.44%를 차지한다. 이러한 분류는 삼성전자 사업보고서에서의 부문이 IM, DS의 반도체 사업, CE 등으로 분류되어 있기 때문이다. 한편, 반도체 장비업체인 디바이스이엔지는 ‘오클렌(OCLN)/AFC320/검사기 등’이 99.95%, ‘고정밀 FILTER외(상품) 소재상품외’이 0.05%이다. 이 회사의 사업부문은 ‘오염제어장비’와 ‘소재부품외’로 나누어져 있으므로 위와 같이 분류된다. 기업의 크기에 따라 제품군 자체의 분류 범위의 정도에 차이가 있음을 알 수 있다. 여러 기업의 사업보고

서를 살펴본 결과, 기업의 크기가 커질수록 제품군의 분류 범위가 넓어지는 경향이 있다. 따라서 본 연구에서 다변화 정도의 대리변수로 사용하는 제1제품군 비중은 기업의 크기에 따라 과대평가 될 수 있다.

다변화 정도에 따른 기업의 경영 성과 차등폭을 분석하기 위하여 산업 고정효과 회귀분석식 (1)을 설정하였다. i 기업이고 j 는 산업이며 t 는 시점이다. δ_j 는 3 자릿수 산업(10차 표준산업분류)의 고정효과, η_t 는 연도 효과(time dummy)를 나타낸다. 분석의 초점은 경기침체기 기업의 실적 변수가 다변화 정도에 따라 차등적인 반응을 보이는지 여부이다. $X_{ij,t-1}$ 은 산업 j 에 속한 기업 i 의 다변화 변수이다. 기업의 다변화 변수로는 $t-1$ 기 매출액 대비 수출액 비중과 $t-1$ 기 매출액 대비 제1제품군 매출 비중을 사용하였다. 분석 기간 중 6번의 침체기 $r = \{1998, 2001, 2005, 2009, 2013, 2020\}$ 을 설정하였으며, 해당 연도 표시함수 $1[year = r]$ 는 r 일 때 1의 값을 가진다. 그 외 기업 특성은 $t-1$ 기의 실질 로그 총자산($Asset_{ij,t-1}$), 연령 고정효과(γ^k)로 통제하였다. β 와 λ_r 는 회귀분석에서 주목하는 계수들이다. β 는 다변화 변수가 종속 변수인 기업 성장, 기업의 생산요소 변화와 어떤 관계를 맺고 있는지 보여준다. β 는 전체 분석기간 중 다변화 변수가 종속변수인 기업의 성장, 기업의 생산요소 변동 등과 어떤 상관관계를 맺고 있는지 보여준다. λ_r 는 다변화 관련 변수와 경기침체기 연도의 교호항으로서, 다변화 정도에 따른 경기침체기의 차별적 반응의 방향 및 크기를 보여주는 계수이다. 표준오차는 모두 기업 내 상관성을 허락할 수 있도록 기업 단위의 클러스터링 공분산을 가정하여 도출되었다.

$$y_{ijt} = \beta X_{ij,t-1} + \sum_{r = recession\ years} 1[t = recession\ year] \times X_{ij,t-1} \cdot \lambda_r + \rho_1 Asset_{ij,t-1} + \sum_{k=0}^{40} 1[age = k] \cdot \gamma^k + \delta_j + \eta_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

기업의 성과 변수(y_{ijt})로 실질 로그 매출액, 실질 매출액 증가율, 영업이익률, 실질 노동비용, 실질 유형자본 투자율을 사용한다. 매출액, 노동비용은 소비자물가지수로 실질화하였다. 재무제표에서 노동비용(compensation)을 측정하는 것은 일반적으로 어렵다. 재무제표에서는 원가/비용이 크게 매출원가와 판매 및 관리비로 나누어져 있고, 매출원가 속에 숨겨진 노동비용이 공개되지 않기 때문이다. 판매

및 관리비에 기재된 인건비는 제조업체의 경우 총인건비의 절반도 되지 않는다. 본 연구에서는 기업의 사업보고서에 기재되어 있는 총인건비 자료를 입수하여 기존 재무제표와 연결하여 사용하였다. 투자율(I_t/K_{t-1})은 실질 투자액을 전년도 실질 유무형자산으로 나눈 값이다. 유무형자산 중에서 비금융비생산자산인 토지를 제외하였고, I_t 와 K_t 를 총고정자본형성 민간부문 디플레이터로 실질화하였다. 매출액증가율, 영업이익률, 총인건비증가율, 투자율은 특이치 제거를 위하여 각 변수별로 상위 및 하위 1% 값을 제외하고 분석하였다. 로그실질매출액은 규모가 크고 전체 경제에 영향력이 큰 기업들이 상위 0.1%를 차지하고 있어서 특이치를 제거하지 않았다.

〈Table 2〉는 회귀분석에 사용되는 변수들의 기초통계량이다. 종속변수로 사용되는 매출액, 영업이익률, 총노동비용과 자본투자비용의 관측치는 개수가 조금씩 다르다. 특히 총노동비용의 관측치는 다른 종속변수 대비 2/3 정도인데, 이는 사업보고서의 노동비용을 가져오는 과정에서 결측치가 발생하기 때문이다. 모든 회귀분석의 관측치 개수를 맞추어야 한다면, 약 1/3에 해당하는 관측치를 제거하면서 정보를 잃게 될 비용이 높다고 판단하여, 종속변수별로 다른 관측치 개수를 그대로 사용하였다.⁷⁾

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

Variable	Number of Observations	Mean	S. D.	Mdn	Max
log Revenue (real)	315,318	12.42	1.55	12.40	21.21
Revenue growth (real)	308,977	0.045	0.394	0.027	3.257
Operating profit	322,451	0.002	0.280	0.040	0.517
Labor cost growth (real)	227,548	0.030	0.238	0.032	1.730
Investment rate of tangible asset (real)	305,982	0.0335	0.829	0.113	20.02
log total asset (real)	315,318	17.069	1.338	16.879	26.112
Share of export relative to revenue	328,481	0.057	0.182	0.000	1
Share of the first product group relative to revenue	73,256	0.742	0.240	0.779	1

Source: KISDATA.

7) 종속변수 교집합만으로 분석하여도 회귀결과는 유사하게 유지된다.

〈Table 3〉은 다변화 변수로 매출액 대비 수출 비중을 사용했을 때의 결과이다. 개별 종속변수에 대하여 두 개의 결과가 존재하는데 첫 번째는 경기침체기 모두를 통합한 $\lambda_{recession}$ 의 효과를 나타낸 것이고 두 번째는 식 (1)과 같이 경기침체 연도 별로 별도의 지시함수를 설정한 후 다변화와의 교호항 λ_r 를 개별적으로 분석한 것이다.

〈Table 3〉의 열 1, 2의 결과는 기업의 규모와 성장에 대해서 일반적으로 알려진 현상을 실증적으로 확인해준다. 기업의 크기를 대표하는 로그 실질 매출액은 수출 비중(exr_{t-1})이 높은 기업일수록 1% 수준에서 유의하게 높아지는데, 이는 기업이 성장할수록 수출시장 참여 확률이 높아진다는 현상을 지지한다. 큰 기업일수록 시장점유율이 높고, 마크업이 높게 나타나는 현상은 열 5, 6의 자산($\ln A_{t-1}$)이 클수록 영업이익률이 높은 데에서 간접적으로 확인할 수 있다. 한편, 기업의 크기가 커질수록 성장 속도가 감소한다는 사실은 열 3, 4, 9, 10에서 자산과 매출액 성장률 및 유형자산 투자율의 역관계에서 찾을 수 있다. 기업 나이를 통제한 상태에서, 전년도 로그자산($\ln A_{t-1}$)이 높을수록 실질 매출액 성장률과 실질 자본 투자율이 낮다.

첫 번째 다변화 척도인 매출액 대비 수출비중(exr_{t-1})과 기업의 성장 속도에 대하여 살펴보면, 수출비중이 높을수록 실질 매출액 증가율도 평균적으로 더 높아 수출기업일수록 성장 속도가 빠르다는 것을 알 수 있다. 그러나 실질 매출액 증가율을 제외하면 영업이익률이나 노동 및 자본 등 생산요소 증가율에는 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나온다.

본 연구에서는 경기침체기 다변화에 의한 포트폴리오 효과에 주목하고 있다. 그러나 수요 지역 다변화에 따른 포트폴리오 효과가 모든 경기침체기에 공통적으로 나타나는 현상은 아니다. $\lambda_{recession}$ 은 exr_{t-1} 와 전체 경기침체기의 교호항 계수인데, 실질 매출액 증가율, 영업이익률, 실질투자율에는 $\lambda_{recession}$ 계수가 유의하지 않게 나타나기 때문이다.

지역 다변화에 의한 포트폴리오 효과가 모든 경기침체기에 나타나지는 않지만, 경기침체기의 특성에 따라 지역 다변화에 따른 기업 성과의 차이는 분명하게 나타난다. 즉 경기 불황의 특성에 따라 지역 다변화에 의한 영향이 상반되게 나타날 수 있다. λ_r 은 1998, 2001, 2005, 2009, 2013, 2020년도의 연도 더미와 전년도 수출

비중(exr_{t-1})의 교차항 계수이다. 이는 수요 지역 다변화 기업일수록 경기침체기를 잘 견딜 수 있는지를 보여주는 계수이다. 1998년 외환위기는 이러한 측면에서 주목할만한 불황이다. <Table 3>의 4, 6, 8, 10열의 λ_{1998} 은 모든 종속변수에 대하여 통계적으로 유의한 양의 값을 보인다. 1998년 실질 매출액 증가율은 전년도 수출 비중이 1%p 높을수록 1998년 평균 실질 매출액 증가율 대비 0.23%p 높다. 전년도 수출 비중이 1%p 높을수록 영업이익률이 동일 산업 내 기업보다 0.04%p 높고, 실질 총노동비용 증가율도 0.13%p 높으며 실질 유형자산 투자율도 0.13%p 높다. 이와 같은 효과는 수출 비중이 평균적으로 높은 제조업뿐만 아니라 비제조업에서도 뚜렷하게 나타난다(Table A1, A2 참고). 반면, 2001년과 2013년은 수출 비중이 높을수록 오히려 실질 매출액 증가율이 산업 내 다른 기업에 비해 감소하였다. 분석 대상을 제조업(<Table A1>)으로 한정하면 수출 비중이 높을수록 2020년 실질 매출액 증가율, 영업이익률 및 실질투자율도 상대적으로 낮아지는 것으로 나타났다. 한편 세계적인 경기침체기인 2009년에는 지역 다변화에 의한 실질 매출액 증가율에는 유의한 영향이 나타나지 않았으나, 수출 비중이 높을수록 영업이익률과 실질 총노동비용 측면에서는 상대적으로 위축이 덜 했던 것으로 나타난다.

지역 다변화에 의한 포트폴리오 효과가 경기침체기마다 다른 것은 불황의 원인이 다르기 때문이다. 1998년(λ_{1998})에는 극심한 국내 경기침체에도 불구하고 미국 및 유럽의 경기가 양호하여 해외 수요가 유지되는 가운데 환율 절하로 수출기업의 성과가 월등하였다. 1998년 수출기업의 두드러진 성과는 국내 수요충격이 심할 때, 지리적 시장 다변화로 인하여 생산 변동성을 줄일 수 있음을 시사한다. 반면 2001년 미국 닷컴 버블, 2013년 유로존 위기, 2020년 보건위기는 글로벌 수요 감소 요인으로 수출기업의 성과가 내수기업보다 저조했던 것으로 풀이된다. 따라서 오히려 내수기업일수록 음의 영향을 덜 받는 경기침체기였다. 한편 2009년 글로벌 금융위기는 전 세계적으로 수요가 크게 위축되고 조정 기간도 길었으나 국내 경기는 상대적으로 빠른 회복을 보였던 경기침체기였다. 전년도 수출비중이 높을수록 영업이익률이 높게 나타난 것은 2009년 원화 절하로 수출기업의 원화 환산이익이 증가하고 이에 따라 노동비용의 위축도 덜 했으리라 추측된다.

제1제품군 비중($first_{t-1}$)은 수출비중을 다변화 척도로 사용할 때의 단점을 보완한다. 매출액 중 수출비중은 국내 수요에만 의존하지 않는 지리적 분산 효과를 나타내지만, 수출기업일수록 한 가지 제품에 집중하여 생산할 가능성이 있다. 상대

〈Table 3〉 Regression Results Utilizing Export Ratio as a Proxy for Diversification

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	log revenue	(real) : $\ln S_t$	Revenue growth (real) $d \ln S_t$		Operating profit		Labor cost growth (real)	Investment rate (real) I_t/K_{t-1}		
$\ln S_{t-1}$	0.906*** (0.00205)	0.906*** (0.00205)								
$\ln A_{t-1}$			-0.0199*** (0.000854)	-0.0199*** (0.000855)	0.0130*** (0.0008)	0.0130*** (0.0008)	-0.0005 (0.0005)	-0.0097*** (0.0017)	-0.0097*** (0.0017)	-0.0097*** (0.0017)
exr_{t-1}	0.119*** (0.00720)	0.119*** (0.00720)	0.0135*** (0.00446)	0.0135*** (0.00446)	0.00188 (0.00375)	0.00193 (0.00375)	-0.000407 (0.00310)	0.0148 (0.0101)	0.0148 (0.0101)	0.0148 (0.0101)
$\lambda_{recession}$	0.00382 (0.0113)		0.00726 (0.00867)		0.00711 (0.00451)		0.0274*** (0.0053)	0.0144 (0.0148)		
λ_{1998}		0.260*** (0.0327)		0.268*** (0.0238)		0.0397*** (0.0101)		0.133*** (0.0187)		0.129*** (0.0233)
λ_{2001}		-0.0742*** (0.0224)		-0.0880*** (0.0210)		0.0559*** (0.00939)		-0.0353** (0.0156)		-0.0402 (0.0557)
λ_{2005}		0.0140 (0.0324)		0.0107 (0.0190)		0.00143 (0.00875)		0.0387*** (0.0126)		0.0233 (0.0415)
λ_{2009}		0.0447** (0.0221)		0.0307 (0.0195)		0.0577*** (0.00936)		0.0347*** (0.0121)		0.0188 (0.0316)
λ_{2013}		-0.0859*** (0.0212)		-0.0632*** (0.0166)		-0.0160** (0.00782)		0.0239** (0.00939)		0.0307 (0.0236)
λ_{2020}		-0.0169 (0.0223)		-0.0054 (0.0153)		-0.0471*** (0.0134)		0.0083 (0.0092)		-0.0262 (0.0237)
Os	315,318	315,318	308,977	308,977	322,451	322,451	227,548	227,548	305,982	305,982
$adj R^2$	0.857	0.857	0.119	0.119	0.034	0.035	0.108	0.109	0.040	0.040

Note: 3-digit industry fixed effects are included, and standard errors are derived from clustered covariances at the firm level.
Source: KISDATA.

적 비교우위에 따르면 국가 간 무역은 한 가지 제품에 대한 특화를 강화하기 때문이다. 따라서 수출 비중이 높은 기업일수록 중점 제품군에 대한 매출 비중이 높을 수 있다. 반면 제1제품군 비중은 지리적 다변화와 상관없이 총 매출액 중에서 가장 많은 매출액을 보이는 제품의 비중이므로 직관적으로 기업의 상품 다양화(product variety)와 연결된다.

〈Table 4〉는 제1제품군 비중($first_{t-1}$)을 다변화 변수로 사용한 회귀분석 결과이다. 1, 2열의 결과는 $first_{t-1}$ 이 1%p 낮아질수록(제품 다변화 될수록) 로그 실질 매출액이 0.01% 증가하는 것으로 보아 기업 규모가 커질수록 다양한 제품을 생산하고 있음을 보여준다. 그러나 기업의 영업이익률은 특화 기업일수록 높다. 5, 6열의 결과를 보면 $first_{t-1}$ 이 1%p 높아질수록 영업이익률이 0.02%p 높아진다.

경기침체기 상품 다양화로 인한 포트폴리오 효과는 매출액이나 이윤 측면보다는 생산 요소 측면에서 잘 나타난다. 상품 다양화 정도는 실질 총노동비용 증가율과 실질 유형자산 투자율에 대하여 평균적으로 유의한 영향을 보이지 않지만, 경기침체기에는 상품 다변화 기업일수록 노동비용 및 투자율을 덜 감소시키는 것으로 나타난다. 7열에서 $first_{t-1}$ 이 1%p 낮은 기업은 전체 경기침체기($\lambda_{recession}$)에 노동비용을 0.03% 덜 감소시킨다. 이와 같은 효과는 8열에서 2005년, 2020년 경기침체기에 유의하다.

경기침체기 다변화로 인한 포트폴리오 효과는 제조업과 비제조업으로 구분하여 분석할 때 통계적으로 뚜렷한 효과를 발견할 수 있다. 〈Table A3〉는 상품 다변화 분석을 제조업에 국한하여 분석한 결과이다. 제조업에 한정하여 $first_{t-1}$ 의 효과를 분석하면, 일반적인 상황에서는 특화 기업일수록 노동비용 증가가 빠르지만 경기침체기($\lambda_{recession}$)와 주요 경기침체기(λ_{1998} , λ_{2005} , λ_{2020})에서는 다변화 기업일수록 노동비용 감소폭이 둔화되는 포트폴리오 효과가 뚜렷하다. 제조업에서는 전산업과 달리 $first_{t-1}$ 과 실질 투자율과의 관계도 통계적으로 유의하다. 제품 다변화 정도가 높은 기업일수록 일반적으로 실질 투자율이 높게 나타나고(9, 10열), 1998년 경기침체기에도 상대적으로 투자율이 높게 나타났다. 다변화로 인한 포트폴리오 효과가 음의 충격이 집중된 경기침체기에 잘 나타나는 모습이다.

〈Table A4〉는 비제조업의 결과인데, 비제조업과 달리 상품 다변화의 포트폴리오 효과가 실질 매출액 증가율에 대해서 뚜렷하게 나타난다. $first_{t-1}$ 계수는 통계적

〈Table 4〉 Regression Results Utilizing the share of the First Product Group as a Proxy for Diversification

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	log revenue	(real) : $\ln S_t$	Revenue growth	(real) $\ln S_t$	Operating profit	Labor cost growth (real)	Investment rate (real) : I_t/K_{t-1}			
$\ln S_{t-1}$	0.947*** (0.0024)	0.947*** (0.0024)	-0.0169*** (0.00116)	-0.0169*** (0.00116)	0.0085*** (0.0010)	-0.0073*** (0.0008)	-0.0543*** (0.0030)			
$\ln A_{t-1}$			-0.00668 (0.00572)	-0.00664 (0.00572)	0.0172*** (0.00464)	0.0066 (0.0043)	0.0077 (0.0150)			
$first_{t-1}$	-0.0141* (0.00736)	-0.0141* (0.00736)			0.0172*** (0.00463)	0.0066 (0.0043)	0.0077 (0.0150)			
$\lambda_{recession}$	-0.0257* (0.0135)		-0.00840 (0.0114)		-0.000687 (0.00550)	-0.0272*** (0.00806)	-0.0185 (0.0230)			
λ_{1998}		-0.0286 (0.0406)		0.00427 (0.0333)		0.00812 (0.0159)	-0.0431 (0.0265)			-0.0913** (0.0367)
λ_{2001}		0.0141 (0.0382)		0.0337 (0.0331)		-0.0200 (0.0225)	-0.0340 (0.0247)			-0.178** (0.0868)
λ_{2005}		0.00996 (0.0349)		-0.00944 (0.0247)		-0.00586 (0.0114)	-0.0499*** (0.0182)			0.0218 (0.0635)
λ_{2009}		-0.0274 (0.0271)		-0.0287 (0.0242)		0.00564 (0.00979)	-0.00817 (0.0169)			-0.0218 (0.0479)
λ_{2013}		-0.0299 (0.0210)		-0.00916 (0.0187)		0.00277 (0.00832)	0.00348 (0.0129)			0.0345 (0.0388)
λ_{2020}		-0.0583** (0.0234)		-0.0166 (0.0194)		-0.00106 (0.0128)	-0.0440*** (0.0138)			0.0136 (0.0380)
Obs	70,350	70,350	69,852	69,852	72,548	72,548	61,286	61,286	72,265	72,265
$adj R^2$	0.935	0.935	0.119	0.119	0.063	0.063	0.156	0.157	0.068	0.068

Note: 3-digit industry fixed effects are included, and standard errors are derived from clustered covariances at the firm level.

Source: KISDATA.

으로 유의하지 않지만, 교호항 $\lambda_{recession}$ 과 λ_{1998} , λ_{2005} , λ_{2013} 은 모두 유의한 음수값이다. 비제조업에서는 경기침체에 제1제품군 비중이 감소할수록(상품 다변화 정도가 높을수록) 산업 내 다른 기업 대비 실질 매출액 증가율이 상대적으로 높아진다고 풀이할 수 있다.

경기침체에 다변화 정도가 높을수록 노동 및 자본이 덜 감소하는 것은 생산요소 조정비용이 존재할 때 기업 내 생산요소 재배치 여부와 관계가 있을 것으로 추측된다. 특히 2020년 보건위기에서는 상품군이 다양한 기업일수록 실질 노동비용 증가율이 덜 감소하였다. (〈Table 4〉의 8열과 〈Table A3〉 8열의 λ_{2020}) 2020년 경기침체가 산업별·업종별로 음의 충격 정도가 매우 상이함을 고려하면, 제품 다변화 기업일수록 조정비용을 감안하여 고용 감소보다 재배치(reallocation) 등을 통하여 최종재 충격이 생산요소에 전이되지 않도록 일시적인 조정을 취했을 가능성이 있다.

IV. 결 론

본 연구에서는 기업 재무제표 자료를 통하여 다변화 정도에 따른 실물 변수의 반응을 실증적으로 분석하였다. 다변화 정도는 지리적 다변화를 대표하는 매출액 대비 수출 비중과 상품의 다양성을 대리하는 제1제품군 비중을 이용하였다. 기업 금융 측면에서 다변화 정도에 따른 위험 분산 효과를 분석한 연구들은 다수 있지만, 기업 실물 차원에서 다변화로 인한 변동성 축소 현상을 실증적으로 살펴본 연구는 많지 않다. 본 연구는 기업의 매출 시장 다변화, 상품 다양화가 실물 변수에 미친 영향을 분석했다는 점에서 의의를 찾을 수 있다.

분석 결과, 지리적 다변화는 경기침체 전반에 걸쳐 기업의 성과 변동을 감소시키지는 못한 것으로 나타났다. 즉 경기침체 공통의 포트폴리오 효과는 지리적 다변화 변수를 사용할 경우에 유의하게 나타나지 않았다. 대신 경기침체를 연도별로 나누어 분석한 결과, 1998년과 같이 국내 충격과 해외 충격의 격차가 큰 경우에는 지리적 다변화 기업, 즉 수출기업의 성과가 매우 양호한 것으로 분석되었으며, 반면 2001년이나 2013년과 같이 글로벌 수요 둔화 상황에서는 수출기업일수록 오히려 매출액 등의 성과가 저조했다. 이는 경기침체의 원인이 해외의 수요 감소인지 국내의 수요 감소인지에 따라 달라지는 것으로 보인다.

제1제품군 비중을 다변화 척도로 사용하였을 때의 분석 결과는 흥미롭다. 분석 기간 전체에 걸쳐 다변화는 평균적으로 영업이익률이나 노동 및 자본 증가율을 특화 기업에 비하여 낮추었다. 그런데 경기침체기에는 제1제품군 비중이 낮은 다변화된 기업일수록 동일 산업 내 그렇지 않은 기업에 비하여 생산량 또는 생산요소 감소가 적었다. 비제조업에서는 다변화 기업일수록 매출액 증가율이 상대적으로 높았고, 제조업에서는 노동 및 자본 등 생산요소의 감소폭이 덜했다. 이러한 결과는 기업의 성장에 있어서 특화와 다변화 전략의 장점에 대하여 상기시킨다. 선행연구에 의하면 기업 성장 초기 국면에서는 다변화가, 성장 후기에는 특화 현상이 나타난다고 한다. 이는 장기적 성장 측면에서는 다변화가 선형 관계를 가지지 않음을 의미하며, 본 연구의 결과와 같이 기업의 성장 국면에 따라 일반적으로 특화 기업의 성과가 더 우월할 수도 있음을 의미한다. 그러나 경기침체기와 같이 불확실성이 높고 수요 감소가 일시적으로 증폭된 상황에서는 다변화된 기업의 성과 감소폭이 유의하게 낮았다. 이는 기업의 상품 다변화가 단기적 변동을 줄여주는 포트폴리오 효과가 존재함을 의미한다.

본 연구에서는 기업이라는 테두리 안에서의 다변화를 다루고 있으며, 기업을 분사하거나 자회사를 설립하여 영역을 확장하는 기업 행위에 대해서는 전혀 다루고 있지 않다. 다제품 기업(multiproduct-firm) 모형에서는 내적 생산성이 높은 기업이 균형의 결과로 다양한 시장에 진출하고, 그 결과 경기침체기에 성과 변동성이 축소되는 부수적인 이득을 누린다. 기업의 신산업 확장이 위험 회피 수단으로 적절한지 여부에 대해서는 본 연구에서 논의하고 있지 않으므로 결과 해석 시 유의할 필요가 있다.

■ 참 고 문 헌

1. Bernard, Andrew B., Stephen J. Redding, and Peter K. Schott, "Multiproduct Firms and Trade Liberalization," NBER Working Paper, 12782, 2006.
2. _____, "Multiproduct Firms and

- Trade Liberalization,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126, No. 3, Oxford University Press, 2011, pp.1271-1318.
3. Calvino, Flavio, Chiara Criscuolo, Carlo Menon, and Angelo Secchi, “Growth Volatility and Size: A Firm-level Study,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 90(C), Elsevier, 2018, pp.390-407.
 4. Cosh, A., “Diversification of Activities,” in Palgrave Macmillan (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Palgrave Macmillan, London, 1987.
 5. Decker, Ryan A., Pablo N. D’Erasmus, and Hernan Moscoso Boedo, “Market Exposure and Endogenous Firm Volatility over the Business Cycle,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 8, No. 1, 2016, pp.148-198.
 6. Imbs, Jean and Romain Wacziarg, “Stages of Diversification,” *American Economic Review*, Vol. 93, No. 1, American Economic Association, 2003, pp.63-86.
 7. Kaulich, Florian., “Diversification vs. Specialization as Alternative Strategies for Economic Development: Can we Settle a Debate by Looking at the Empirical Evidence?” Development Policy Statistics and Research Branch Working Paper, 2012.
 8. Kramarz, Francis, Julien Martin, and Isabelle Mejean, “Volatility in the Small and in the Large: The Lack of Diversification in International Trade,” *Journal of International Economics*, Vol. 122(C), Elsevier, 2020.
 9. Schommer, M., A. Richter, and A. Karna, “Does the Diversification - Firm Performance Relationship Change Over Time? A Meta-Analytical Review,” *Jour. of Manage. Stud.*, Vol. 56, 2019, pp.270-298.
 10. Pierce, J. R. and H. Aguinis, “The Too-Much-of-a-Good-Thing Effect in Management,” *Journal of Management*, Vol. 39, No. 2, 2013, pp.313-338.

<Appendix>

<Table A1> Regression Results Utilizing Export Ratio as a Proxy for Diversification (Manufacturing)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	log revenue (real) : $\ln S_i$		Revenue growth (real) $d\ln S_t$		Operating profit		Labor cost growth (real)		Investment rate (real) : I_t/K_{t-1}	
$\ln S_{t-1}$	0.918*** (0.00255)	0.918*** (0.00255)	-0.0204*** (0.000987)	-0.0204*** (0.000987)	0.00913*** (0.000597)	0.00916*** (0.000597)	-0.0019*** (0.000602)	-0.0019*** (0.000602)	-0.0052*** (0.00160)	-0.0051*** (0.00160)
$\ln A_{t-1}$										
exr_{t-1}	0.104*** (0.00721)	0.104*** (0.00721)	0.0186*** (0.00460)	0.0187*** (0.00460)	0.00236 (0.00305)	0.00237 (0.00305)	0.00191 (0.00320)	0.00196 (0.00319)	0.0311*** (0.00845)	0.0311*** (0.00845)
$\lambda_{recession}$	0.00244 (0.0117)		0.00333 (0.00866)		0.00308 (0.00333)		0.0313*** (0.00546)		0.0141 (0.0125)	
λ_{1998}		0.270*** (0.0365)		0.266*** (0.0255)		0.0282*** (0.00804)		0.161*** (0.0205)		0.141*** (0.0225)
λ_{2001}		-0.0124 (0.0241)		-0.0416** (0.0204)		0.0389*** (0.00784)		-0.0149 (0.0160)		0.0199 (0.0530)
λ_{2005}		-0.0189 (0.0250)		-0.0130 (0.0191)		0.0005 (0.0093)		0.0270** (0.0129)		0.0313 (0.0327)
λ_{2009}		0.0399* (0.0232)		0.0275 (0.0180)		0.0349*** (0.0074)		0.0355*** (0.0124)		0.0126 (0.0228)
λ_{2013}		-0.0884*** (0.0235)		-0.0639*** (0.0166)		-0.0085 (0.0062)		0.0272*** (0.0098)		-0.0003 (0.0208)
λ_{2020}		-0.0329 (0.0243)		-0.0280* (0.0156)		-0.0391*** (0.0082)		0.0076 (0.0093)		-0.0366** (0.0179)
Obs	185, 189	185, 189	181, 457	181, 457	183, 129	183, 129	160, 556	160, 556	174, 488	174, 488
$adj R^2$	0.881	0.881	0.129	0.129	0.030	0.030	0.137	0.138	0.044	0.044

Note: 3-digit industry fixed effects are included, and standard errors are derived from clustered covariances at the firm level.
Source: KISDATA.

〈Table A2〉 Regression Results Utilizing Export Ratio as a Proxy for Diversification (Non-Manufacturing)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	log revenue (real) : $\ln S_t$		Revenue growth (real) dmS_t		Operating profit		Labor cost growth (real)		Investment rate (real) : I_t/K_{t-1}	
$\ln S_{t-1}$	0.895*** (0.00321)	0.895*** (0.00321)								
$\ln A_{t-1}$			-0.0174*** (0.00152)	-0.0174*** (0.00152)	0.0199*** (0.00196)	0.0199*** (0.00196)	0.00381*** (0.00107)	0.00381*** (0.00107)	-0.0188*** (0.00381)	-0.0188*** (0.00381)
exr_{t-1}	0.120*** (0.0211)	0.120*** (0.0211)	-0.0116 (0.0130)	-0.0116 (0.0130)	-0.00466 (0.0165)	-0.00456 (0.0164)	-0.0318*** (0.0109)	-0.0318*** (0.0109)	-0.0882** (0.0359)	-0.0883** (0.0359)
$\lambda_{recession}$	0.0110 (0.0364)		-0.00518 (0.0260)		0.0129 (0.0227)		0.0233 (0.0199)		0.0398 (0.0543)	
λ_{1998}		0.309*** (0.0700)		0.311*** (0.0618)		0.0930*** (0.0274)		0.107* (0.0582)		0.0971 (0.0723)
λ_{2001}		-0.118** (0.0495)		-0.159*** (0.0485)		0.0385 (0.0342)		-0.0844* (0.0471)		-0.130 (0.148)
λ_{2005}		0.104 (0.172)		-0.0463 (0.0702)		-0.00565 (0.0229)		0.00806 (0.0485)		-0.00450 (0.129)
λ_{2009}		0.00173 (0.0686)		-0.0119 (0.0567)		0.146*** (0.0328)		0.0895** (0.0456)		0.313 (0.195)
λ_{2013}		-0.124** (0.0535)		-0.0891* (0.0462)		-0.0148 (0.0448)		0.00339 (0.0375)		-0.0103 (0.0624)
λ_{2020}		0.0105 (0.0564)		0.0322 (0.0425)		-0.0844 (0.0784)		0.0232 (0.0427)		0.0101 (0.0935)
$\mathcal{O}s$	130,129	130,129	127,493	127,493	139,301	139,301	65,805	65,805	129,824	129,824
$adj R^2$	0.835	0.835	0.108	0.108	0.038	0.038	0.071	0.071	0.027	0.027

Note: 3-digit industry fixed effects are included, and standard errors are derived from clustered covariances at the firm level.

Source: KISDATA.

(Table A3) Regression Results Utilizing the share of the First Product Group as a Proxy for Diversification (Manufacturing)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	log revenue	log revenue (real) : $\ln S_t$	Revenue growth $d\ln S_t$		Operating profit		Labor cost growth (real)		Investment rate (real) : I_t/K_{t-1}	
$\ln S_{t-1}$	0.951*** (0.00265)	0.951*** (0.00265)								
$\ln A_{t-1}$			-0.0162*** (0.00129)	-0.0161*** (0.00129)	0.00638*** (0.000887)	0.00639*** (0.000886)	-0.00782*** (0.000926)	-0.00785*** (0.000927)	-0.0336*** (0.00275)	-0.0337*** (0.00276)
$first_{t-1}$	-0.0183** (0.00807)	-0.0181** (0.00807)	-0.00951 (0.00583)	-0.00940 (0.00583)	0.0119*** (0.00394)	0.0119*** (0.00394)	0.00798* (0.00449)	0.00794* (0.00449)	-0.0253* (0.0135)	-0.0255* (0.0135)
$\lambda_{recession}$	-0.0111 (0.0152)		-0.000580 (0.0125)		-0.00333 (0.00456)		-0.0364*** (0.00866)		-0.0195 (0.0191)	
λ_{1998}		0.0422 (0.0432)		0.0523 (0.0372)		0.0147 (0.0134)		-0.0786*** (0.0303)		-0.110*** (0.0330)
λ_{2001}		-0.0101 (0.0395)		0.00316 (0.0327)		-0.0261 (0.0171)		-0.0332 (0.0245)		-0.116 (0.0761)
λ_{2005}		0.0545 (0.0414)		0.0115 (0.0260)		-0.0190** (0.00941)		-0.0477** (0.0191)		-0.0478 (0.0476)
λ_{2009}		-0.0410 (0.0276)		-0.0295 (0.0265)		0.00130 (0.00869)		-0.0189 (0.0184)		-0.00859 (0.0372)
λ_{2013}		0.00120 (0.0243)		0.0165 (0.0210)		0.0148* (0.00853)		-0.000197 (0.0136)		0.0893*** (0.0310)
λ_{2020}		-0.0715*** (0.0278)		-0.0309 (0.0215)		-0.0111 (0.0109)		-0.0570*** (0.0145)		-0.0178 (0.0306)
\bar{Obs}	48,393	48,393	47,920	47,920	47,838	47,838	46,073	46,073	47,723	47,723
$adj R^2$	0.940	0.940	0.126	0.126	0.045	0.045	0.185	0.185	0.073	0.074

Note: 3-digit industry fixed effects are included, and standard errors are derived from clustered covariances at the firm level.

Source: KISDATA.

〈Table A4〉 Regression Results Utilizing the share of the First Product Group as a Proxy for Diversification (Non-Manufacturing)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	log revenue	(real): $\ln S_t$	Revenue growth	(real): $d \ln S_t$	Operating profit	Labor cost growth (real)	Investment rate (real): I_t/K_{t-1}			
$\ln S_{t-1}$	0.943*** (0.00471)	0.943*** (0.00470)								
$\ln A_{t-1}$			-0.0163*** (0.00234)	-0.0164*** (0.00234)	0.0100*** (0.00281)	-0.00412** (0.00183)	-0.0908*** (0.00793)	-0.00408** (0.00183)	-0.0908*** (0.00793)	-0.0908*** (0.00792)
$first_{t-1}$	-0.00230 (0.0163)	-0.00222 (0.0163)	0.00861 (0.0131)	0.00863 (0.0131)	0.0128 (0.0150)	0.00318 (0.0115)	0.00318 (0.0500)	0.00318 (0.0115)	0.0895* (0.0500)	0.0892* (0.0500)
$\lambda_{recession}$	-0.0594** (0.0283)		-0.0453* (0.0238)		0.00371 (0.0158)	-0.0218 (0.0198)	-0.0342 (0.0738)			
λ_{1998}		-0.188** (0.0852)		-0.154** (0.0697)		-0.0199 (0.0374)	0.0120 (0.0563)			-0.0861 (0.103)
λ_{2001}		0.135 (0.0962)		0.102 (0.0855)		0.0439 (0.0601)	-0.0190 (0.0778)			-0.432 (0.267)
λ_{2005}		-0.103 (0.0642)		-0.0946* (0.0556)		0.0609** (0.0308)	-0.0507 (0.0482)			-0.0794 (0.203)
λ_{2009}		-0.0128 (0.0693)		-0.0448 (0.0530)		0.0186 (0.0248)	-0.0321 (0.0423)			0.110 (0.209)
λ_{2013}		-0.103** (0.0413)		-0.0831** (0.0373)		-0.0208 (0.0214)	0.00179 (0.0320)			-0.138 (0.113)
λ_{2020}		-0.0310 (0.0450)		0.0142 (0.0387)		-0.0154 (0.0359)	-0.0383 (0.0332)			0.157 (0.122)
Obs	21,605	21,605	21,483	21,483	24,150	24,150	14,903	14,903	24,066	24,066
$adj R^2$	0.929	0.929	0.122	0.123	0.118	0.118	0.112	0.112	0.050	0.050

Note: 3-digit industry fixed effects are included, and standard errors are derived from clustered covariances at the firm level.

Source: KISDATA.

Corporate Diversification Strategy and Business Cycles: Empirical Evidence

Jiyeon Oh*

Abstract

We empirically analyze whether geographic market diversification, or product diversification, reduces firm performance fluctuations during recessions. The degree of diversification is measured by whether firms diversify geographically by entering export markets and by offering a variety of products and services. Using the financial data of externally audited firms, we examine the relationship between the degree of diversification and changes in business performance (sales growth rate, operating margin) and factors of production (labor cost and investment rate in tangible assets) during the recession. The results show that geographic diversification does not show a common portfolio effect during the recession, but exporters perform relatively better during the recession when domestic demand declines are more pronounced than abroad. Using the share of primary products as a measure of diversification, we find a portfolio effect of diversification across recessions. In manufacturing, the slowdown in labor and capital was significantly lower, and non-manufacturing firms had relatively higher sales growth during the recession. This suggests that when the decline in demand during a recession is different across industries, firms with a higher degree of diversification experience less variation in performance due to portfolio effects.

Key Words: diversification, business cycles, multi-product firm

JEL Classification: E3, F4

Received: March 13, 2023. Revised: June 26, 2023. Accepted: Sept. 6, 2023.

* Assistant Professor, Myongji University, 34, Geobukgol-ro, Seodaemun-gu, Seoul 03674, Korea, Phone: +82-2-300-0680, e-mail: oh.jiyeon@gmail.com