

환율변화가 기업의 수출시장 진출에 미치는 영향 분석 : 국내산업경쟁정도가 가지는 함의

편주현¹⁾, 이상호²⁾

1) 고려대학교 경영대학 교수

2) 한국은행 경기본부 기획금융팀 과장

< 요약 >

I. 서론

II. 이론적 배경 및 논문의 차별점

1. 이론적 배경
2. 논문의 기여 및 차별성

III. 자료 소개 및 분석식

1. 자료 소개
2. 분석식의 설정

IV. 실증분석 결과

1. 환율변화에 따른 기업의 수출시장 진출 결정
2. 환율변화에 따른 기 수출기업의 수출량 결정

V. 결론 및 시사점

참고문헌

〈 요약 〉

본 연구에서는 환율 변화가 서울·경기지역 제조업체 수출에 미치는 영향을 통계청에서 제공하는 ‘기업활동조사’ 데이터를 활용하여 다각도로 분석하였다. 특히 글로벌 금융위기 이후 대외적 환경변화로 야기된 환율변화가 제조업 기업들에 미친 영향을 수출시장 진출(외연적 변화 : extensive margin) 및 기존 수출기업들의 수출량 변화(내연적 변화 : intensive margin)에 미친 효과로 나누어 분석하였다. 또한 환율 충격이 산업의 경쟁 정도 등 국내 시장 여건에 따라 기업마다 다른 영향을 줄 수 있는지도 살펴보았다. 이러한 분석을 통해 환율이라는 거시 변수의 변화가 지역 제조업에 미치는 영향을 살펴보고 이와 관련한 정책적 시사점을 제공하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 우선 환율변화가 서울·경기 지역기업들의 수출시장 진출/퇴출 및 기존 수출기업의 수출량 변화에 유의한 영향을 주었음을 보였다. 원화가치가 하락하면 해외시장에서 가격경쟁력이 강화되므로 기업의 수출시장 진출이 활발해진다는 점을 다시 확인하였다. 그러나 원화가치 상승시에는 반대로 수출기업의 퇴출 또한 유의한 것으로 나타났다.

또한 산업내 경쟁정도에 따라 환율 변화시 기업들이 수출 시장에 진출 및 퇴출하는 확률(외연적 변화)이 다름을 확인하였다. 특히 국내 시장에서 산업집중도가 높은 불완전경쟁 산업 내에 조업하는 기업일수록 원화가치 절하시 수출시장에 적극적으로 진출하는 패턴을 보였다. 이는 산업집중도가 높은 산업 내에 시장점유율이 낮은 내수 기업이 원화가치 하락이라는 변화를 해외시장의 진출의 호기로 인식하고 국내시장에서의 불리함을 극복하기 위해 수출시장 진입을 결정하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

한편 환율 변화에 따른 기존 수출기업들의 수출량 변화(내연적 변화)를 분석한 결과 산업집중도가 낮은 산업의 기업들이 산업집중도가 높은 산업의 기업들보다 원화의 평가절하시 수출량을 상대적으로 더 확대하는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과를 토대로 다음과 같은 시사점을 제시하고자 한다. 우선, 환율 변화가 단순히 가격 효과에 머무는 것이 아니라 기업의 수출 결정 자체에 영향을 준다는 증거를 얻을 수 있었다. 이는 최근의 연구들에서도 밝혀진 바와 같이 환율 변화가 기업이 처한 경쟁 환경에 변화를 주어 기업의 의사결정에 유의한 영향을 줄 수 있다는 연구 결과를 지지하는 발견이라 하겠다. 따라서 통화당

국의 정책이 환율변화에 직간접적으로 영향을 줄 경우, 기업의 동태적인 수출시장 진출입에 영향을 줄 수 있음을 간과해서는 안된다.

또한 원화가치 하락으로 수출기업이 증가하더라도 이는 국내에서 경쟁력이 약한 기업을 중심으로 늘어나는 것일 가능성이 크다는 점을 확인했다. 만일 이러한 내수 기업의 수출시장 진출이 품질 등 실질경쟁력 확보 없이 이루어질 경우 장기적으로 글로벌 경쟁력을 갖춘 기업으로 성장할 수 있는지 여부가 불투명할 뿐 아니라 원화가치 상승시 수출시장으로부터 급격한 철수를 초래할 수도 있으므로 정책을 수립, 집행함에 있어 이를 고려해야 한다.

아울러 원화가치 하락시 수출량이 증대되는 효과가 나타나는 것을 확인했지만 이때 수출량 증가 효과가 국내시장에서 경쟁이 치열한 산업내 기업에게서 크게 나타날 수 있다는 점도 함께 발견했다. 다시 말하면 대기업 등 과점산업 내 수출기업의 경우는 그 효과가 상대적으로 크지 않다는 의미이다. 따라서 환율 절하기에 나타나는 수출 증가가 우리나라 경제에 미치는 영향을 면밀하게 살펴볼 필요가 있으며 그 지속가능성에 대한 고민도 수반되어야 할 것이다.

I. 서론

환율은 소규모 개방경제에 있어 수출입 및 기업의 해외시장 진출에 영향을 미치는 중요한 변수이다. 특별히 변동환율제를 택하고 있는 우리나라에서 환율은 정책당국 및 학계로부터 가장 큰 주목을 받고 있으며, 그 변화가 경제전반에 미치는 영향에 대하여 많은 연구들이 이루어져 왔다. 뿐만 아니라 기업 등 일반 경제주체들에게도 환율 변화가 의사 결정에 미치는 영향은 매우 크다.

본 연구에서는 환율 변화가 서울·경기 지역 제조업체의 수출에 미치는 영향을 다각적으로 분석하고자 했다. 이를 위해 통계청의 ‘기업활동조사’ 데이터를 활용하였으며 특히 2007년 이후 대외적 환경변화로 야기된 환율변화가 서울·경기지역 제조업 기업들의 수출시장 진출(외연적 변화 : extensive margin) 및 진출 후 수출량 변화(내연적 변화 : intensive margin)에 미친 효과를 분석했다. 또한 마이크로 데이터의 장점을 이용하여 이런 환율 변화가 기업, 산업별 특성에 따라 미치는 비선형 효과를 규명하였다. 이와 함께 환율 변화가 국내 시장 및 산업의 경쟁 여건에 따라 어떻게 기업의 수출 의사결정에 상이한 영향을 주는지를 심도있게 분석해 보았다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서 환율 변화가 기업의 수출시장 진출에 미치는 영향을 분석한 기존 연구들의 검토를 통하여 환율변화에 따른 기업의 수출결정에 대한 이론적 배경을 소개한 후 본 연구의 기여 및 차별성을 설명하였다. 이후 III장에서는 2006~2014년까지의 서울·경기지역 제조업체들의 패널자료를 소개하고 기초 통계량을 설명하였다. IV장에서는 실질환율 변화가 지역내 기업들의 수출결정 및 수출량에 미치는 비선형적인 영향을 계량기법을 통해 실증분석하였다. 마지막으로 V장에서는 분석결과를 정리하고 이를 기초로 시사점을 제시하였다.

II. 이론적 배경 및 논문의 차별점

1. 이론적 배경

환율 변화가 기업의 수출에 영향을 주는지에 대해 거시적인 측면에서 많은 연구가 진행되었다. 환율의 이력가설(hysteresis hypothesis)을 제안한 고전적인 연구인 Baldwin and Krugman(1989)에서는 환율변화로 기업의 수출에 필요한 고정비용(sunk cost)이 영향을 받아 기업이 수출결정을 변화하게 되나, 환율이 다시 원래 수준으로 회복되어도 이런 수출결정이 지속적으로 유지되고 원래 수준으로 돌아가지 않음을 보였다. 즉 환율변화 자체가 무역(수출)에 상당히 지속적인 영향을 미친다고 주장하였다. 이런 이론적 바탕을 토대로 실제로 환율변화가 기업의 수출 결정에 중요한

요인인지를 기업, 사업체 단위의 마이크로 데이터를 이용하여 분석한 연구들이 등장하였다. 특히 Campa(2004)는 이력가설에 바탕하여 환율 변화가 스페인 기업의 수출시장 진출과 수출 자체의 변화에 영향을 주는지를 검증하였다. Campa에 따르면 실제로 스페인 통화가치 하락이 새로운 스페인 기업들의 수출시장 진출을 야기하여 수출량이 늘어나기는 하지만 한편으로는 그 효과가 크지 않음을 보였다. 최근에는 Baggs et al.(2014)이 일시적인 환율변화가 캐나다 기업의 수출시장 진출 및 퇴출에 유의한 영향을 미침을 보이며 이력가설이 성립함을 보였다. 이러한 연구들을 통해 환율 변화가 기업의 수출시장 진출에 영향을 주고 나아가 전체 수출량 변동에 유의한 영향을 준다는 사실을 확인할 수 있다.

그밖에 Baldwin and Krugman(1989)에 영향을 받아 수출의 고정비용과 관련한 기업/사업체 데이터를 이용하여 미시적으로 접근한 대표적인 연구로 Roberts and Tybout(1997), Bernard and Jensen(2004), Bernard and Wagner(2001) 등이 있는데 이런 연구들은 환율변화 자체가 수출에 주는 영향보다 기업의 수출결정에 있어 고정비용의 역할 자체에 초점을 맞추었다.

한편 환율변화가 산업과 기업을 아우르는 공통적인 충격임을 감안할 때 이런 공통적인 충격이 기업 및 산업의 고유 특성에 따라 기업의 해외 시장 진출 및 수출량 증가의 차이를 보인 연구는 많지 않다. 앞서 예를 든 Baggs et al.과 같은 연구에서도 환율이 기업에 미치는 평균적인 영향을 분석하는 데만 머물러 기업 혹은 기업이 속한 산업의 이질적인 특성을 완벽히 고려하지 못한 한계가 있다고 하겠다.

그러나 최근 몇몇 연구들이 환율 변화가 기업 및 산업 특성에 따라 기업의 수출 가격 및 수출량에 미치는 이질적 반응을 분석하기 시작하였다. Berman et al.(2012)에서는 프랑스 기업을 대상으로 환율 변화가 기업의 단위가격과 기업의 수출량에 미치는 영향이 기업의 생산성 수준에 따라 상이함을 보였다. 특히 생산성이 높은 기업은 통화가치 하락시 수출량을 늘리기보다 마크업(markup)을 높여 대응하는 것으로 나타났다. 또한 Li et al.(2016)은 중국기업을 대상으로 2000년부터 2007년간의 중국 환율 변화가 기업별 산업별 특성에 따라 기업의 가격조정과 기업의 수출량에 상이한 영향을 줌을 보였다. Li et al.의 발견 역시 Berman et al.의 결론이 중국기업의 경우에도 동일하게 적용됨을 보였으나 무엇보다 두 연구를 통해 확인할 수 있는 것은 환율이라는 공통적인 충격이 기업 및 산업수준으로 전파될 때 기업 및 산업의 고유한 특성에 따라 효과가 상이할 수 있다는 것이다. 최근의 국내 연구를 보면 편주현, 원지환(2015), 편주현, 장석환(2016) 등에서 기업의 특성에 따라 환율 변화가 기업의 생산성 및 마크업에 어떤 영향을 미치는지 분석한 바 있다.³⁾

이에 본 연구에서는 기업 및 산업의 특성에 따른 환율 변화의 차별적인 영향을

3) 기존의 많은 국내 연구들은 주로 환율변화에 따른 지역 수출입 함수를 추정하거나 또는 수출입 패턴에 미치는 영향을 연구한 산업 혹은 지역 단위 시계열 중심의 연구가 주를 이루고 있다 (주수현·유현명, 2005; 최봉호, 2005; 조재호, 2013)

분석하기로 하고 특히 국내 산업내 집중도(경쟁정도)에 따른 기업의 반응, 즉 수출 결정 및 수출량 조정에 상이한 효과를 미치는지를 살펴보았다. 환율 변화가 외부충격을 감안할 때 동일한 산업 내의 두 기업 A와 B가 규모, 생산성 등 특성이 비슷하다면 환율 변화는 두기업의 수출 시장 진출 및 수출량 변화에 유사한 영향을 줄 것이다. 반면 두 기업이 각각 조업하는 산업부문이 다르고 각 산업의 경쟁상황이 다를 경우 환율의 변화가 두 기업에 미치는 영향은 상이할 수 있다.

이를 확인하기 위해 산업내 집중도에 따라 실질실효환율 하락(통화가치 절하)시 기업의 수출시장 진출이 어떻게 달라지는가를 분석하였다. 만일 산업내 집중도가 높은 불안전 경쟁 산업에서 조업하는 기업이라면 실질실효환율 하락에 따른 수출의 고정비용 하락을 불안전 경쟁상황을 극복하기 위한 투자 기회로 적극적으로 받아들이고 수출시장 진출에 적극적일 가능성이 있다(imperfect competition jumping export). 즉 국내시장에서 시장지배력을 행사하지 못하는 국내 기업들이 원화가치 절하시 국내시장의 불리함을 극복하기 위해 해외 시장에서의 유리한 가격조건을 발판삼아 더 적극적으로 수출에 뛰어 들 수 있다는 것이다.

국내 경쟁정도에 따른 환율의 영향을 분석하는 것은 환율 변화가 가격변화 효과뿐만 아니라 기업간 경쟁 환경에도 영향을 준다는 주장을 하는 최근 연구들과도 일맥 상통하다고 하겠다. Ekholm et al.(2012)에서는 2000년대 초반에 급격한 노르웨이의 실질실효환율 상승(노르웨이 크로네(Krone)의 가치 상승)이 노르웨이 제조업의 경쟁을 심화시키고 그 결과 기업들의 구조조정 등을 통해 오히려 생산성을 높이는 결과를 가져옴을 보였다. 또한 Choi and Pyun(2016)에서도 우리나라 제조업 자료를 이용하여 분석한 결과 환율 변화가 가격 효과뿐만 아니라 추가적인 경쟁 및 자원재분배 효과도 초래함을 보였다.

2. 논문의 기여 및 차별성

본 연구는 다음과 같은 측면에서 기존의 연구에 기여하고자 한다. 통계청에서 제공하는 우리나라 제조업기업 데이터를 이용하여 서울·경기 지역의 기업을 대상으로 환율 변화에 따라 나타나는 기업의 수출 결정의 외연적 변화(extensive margin)—기업의 수출시장 진출과 퇴출—와 내연적 변화(intensive margin)—기(既) 수출기업의 수출량 변화—를 나누어 살펴봄으로써 환율 변화가 가져오는 미시적인 기업 수준의 변화를 관찰하였다. 먼저 환율의 변화에 따른 기업 수준의 변화를 살펴보고 다음으로 산업 및 기업의 특성(산업내 집중도 등)에 따라 나타나는 비선형적인 영향을 분석했다. 이를 통해 국내 산업의 특정 조건이 환율 변화와 함께 기업의 수출시장 진출 및 수출량 결정에 어떤 영향을 미치는지 파악하고자 했다. 특히 산업내 경쟁 정도에 따라 환율의 기업 수출에 대한 충격이 확대 혹은 감소하는지를 분석하고

정책적 시사점을 제시했다.

방법론적으로는 기업의 수출시장 진출 및 수출 여부가 시간에 따른 지속성(persistence)을 갖는 변수임을 고려하고 분석의 정확성을 높이기 위해 동태패널선형 확률모형(Dynamic panel linear probability model)과 동태패널비선형모형들을 사용하였다는 점에서 이전 연구들과 차별된다고 하겠다.

Ⅲ. 자료 소개 및 분석식

1. 자료 소개

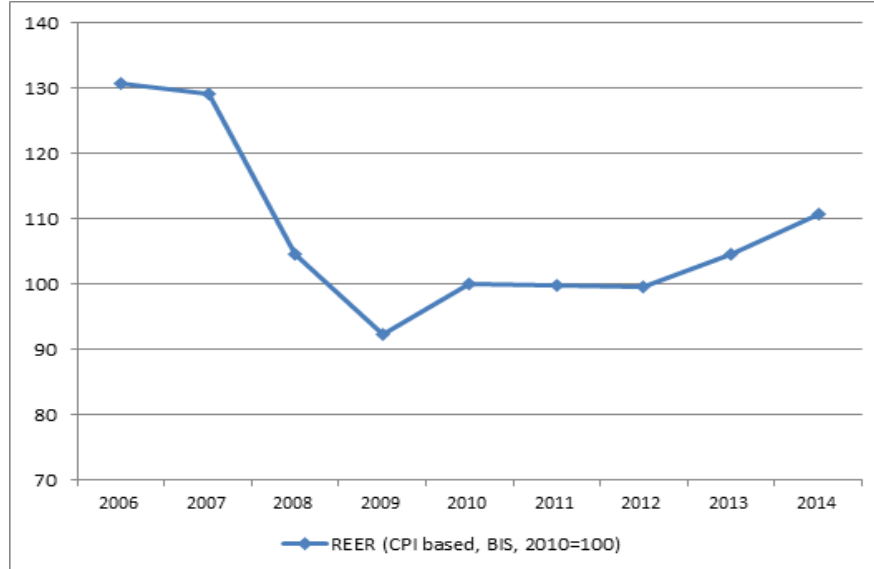
본 연구에서 사용한 기업패널자료는 통계청의 ‘기업활동조사’를 통해 얻었다. 기업활동조사에 수집된 전국 제조업 기업 자료의 경우 산업생산량 기준 조사된 기업의 산업생산량이 우리나라 총 산업생산량의 약 80%를 차지하며 대표성이 높은 자료이다(통계청, 2009). 기업 패널자료에 대한 구체적인 소개는 Kim(2013), Choi and Pyun(2016), 편주현, 원지환(2016), 편주현, 장석환(2016)등에 자세히 소개되어 있다. 본 연구에서는 연구시점에서 가용한 2006~2014년의 약 3000개의 서울·경기 지역 제조업 기업패널자료를 추출하여 분석하였다. 또한 우리나라 제조업 기업 전체의 수출시장 진출입 및 기초통계량을 제시함으로써 서울·경기 지역 제조업 기업과 비교를 시도하였다.

아래 <그림 1>은 우리나라 실질실효환율 추이다. 그림에서 보듯 우리나라 실질실효환율은 글로벌 금융위기라는 세계시장의 악재와 맞물려 2006년부터 2009년까지 30%이상 큰 폭으로 하락(통화가치 하락)하였다. 2010년부터 2012년 사이에는 일정수준을 유지하다가 이후 상승(통화가치 상승)⁴⁾하는 양상을 보였다.

<표 1>은 전국 제조업 기업의 시장 진출/퇴출 및 수출시장 진출/퇴출 현황을 정리한 것이다. 환율 절하가 시작된 2007년과 2008년에는 수출시장 진출 기업수가 크게 늘어났다. 다만 2009년에는 그 수가 급감한 것을 볼 수 있는데 이는 환율 절하에도 불구하고 글로벌 금융위기에 따른 세계시장의 부정적인 수요 충격에 기인한 것으로 사료된다. 그럼에도 수출시장에서 조업하는 기업의 수 (순 수출기업수=신규수출기업-퇴출기업)의 수는 여전히 양의 값을 가짐을 확인할 수 있다. 한편 2013~2014년중을 보면 실질실효환율이 상당폭 상승하면서 신규수출기업의 수가 급감하였다. 특히 2014년중 수출퇴출기업의 숫자가 전년도 대비 약 4배정도 증가한 것을 볼 수 있다.

4) 추후 원활한 논의 전개를 위해서 실질실효환율의 하락(자국통화가치의 하락)은 환율절하로, 실질실효환율의 상승(자국통화가치의 상승)은 환율절상으로 표현하기로 한다.

<그림 1> 우리나라의 실질실효환율



주 : 실질실효환율의 하락은 통화가치의 절하를, 상승은 통화가치의 절상을 각각 의미
 자료 : Bank for International Settlements (BIS)

<표 1> 환율변화와 우리나라 전국 제조업 기업의 진출입 현황 (2006-2014)

연도	총기업수	신규진입		수출기업수	수출시장퇴출	
		신규진입	퇴출		신규수출	수출시장퇴출
2006	5564			3093		
2007	5605	394	353	3327	606	372
2008	5711	757	651	3345	564	546
2009	5490	120	341	3412	262	195
2010	5362	148	276	3231	358	539
2011	5677	740	425	3317	480	394
2012	5863	560	374	3513	458	262
2013	5628	652	887	3532	535	516
2014	5566	795	857	1407	195	2320*

출처: Choi and Pyun(2016)과 저자 계산

* 실제로 2014년 기업활동조사 자료에 따르면 많은 제조업 기업들이 수출을 0으로 보고하거나 응답하지 않아 missing으로 처리된 경우가 많았다.

<표 2>에서는 전국 제조업 기업과 서울·경기의 제조업 기업 자료의 통계량을 비교하였는데 서울·경기에 위치한 제조업 기업들의 수가 전국 제조업 기업의 약 50% 이상을 차지하는 것으로 나타났다. 또한 각 변수의 평균과 표준편차로 미루어볼 때 서울·경기 지역의 제조업 기업들이 전국 제조업 기업(모수)들을 잘 대표하고 있음을 확인할 수 있다. 이는 서울·경기 지역을 분석한 결과가 우리나라 전체 제조업을 이해하는 굉장히 중요한 역할을 할 것임을 유추할 수 있다.

<표 2> 전국 제조업 기업 vs. 서울경기지역 제조업 기업

변수명	전국					서울경기				
	관측치	평균	표준편차	극소값	극대값	관측치	평균	표준편차	극소값	극대값
수출여부 _(ij,t)	48754	0.57	0.49	0.00	1.00	23130	0.59	0.49	0.00	1.00
수출여부 _(ij,t-1)	39143	0.63	0.48	0.00	1.00	18238	0.65	0.48	0.00	1.00
실질수출 _(ij,t)	48754	1187.68	21143.1	0	1840000	23130	1961.90	30162.2	0	1840000
실질수출 _(ij,t-1)	39143	1242.62	20844.1	0	1550000	18238	2042.02	29886.8	0	1550000
로그산업별환율 _(i,t)	48754	4.48	0.15	4.07	4.74	23130	4.47	0.16	4.07	4.74
산업내집중도 _(i,t-1)	39143	0.08	0.09	0.01	0.53	18610	0.08	0.09	0.01	0.53
수입경쟁정도 _(i,t-1)	39143	0.29	0.27	0.01	1.48	18238	0.31	0.30	0.01	1.48
로그생산성 _(ij,t-1)	27488	0.42	0.64	-7.22	1.64	13054	0.50	0.64	-7.22	1.64
로그총고용 _(ij,t-1)	39143	4.93	0.85	2.48	11.53	18610	5.01	0.94	2.48	11.53
수입/총비용 _(ij,t-1)	39142	0.12	0.24	0.00	3.55	18609	0.14	0.27	0.00	3.55
연구개발투자 _(ij,t-1)	39143	0.02	0.05	0.00	3.72	18610	0.02	0.05	0.00	3.72
과거수출경험(연도)	48754	2.60	2.51	0.00	9.00	23130	2.65	2.48	0.00	9.00
VIX index	48754	20.66	6.98	12.81	32.69	23130	20.76	7.00	12.81	32.69
기업수			6151					2958		

2. 분석식의 설정

본 장에서는 개별 기업의 수출 결정 및 수출량을 종속변수로 설정하는 패널분석식을 구축하였다. 환율변화에 따른 기업수준의 수출시장 진출 결정 및 수출량 변화를 분석함에 있어 환율이 모든 기업에 영향을 미치는 공통 충격임을 감안하여 산업내 경쟁도 등과 같은 산업 특성에 관한 상호작용항을 도입하였다. 이를 통해 환율로 나타난 수출시장의 가격 조건 변화를 현재 기업이 처한 산업내의 경쟁상황에 따라 어떻게 활용하는지를 정량적으로 분석할 수 있기 때문이다. 환율변화에 따른 기업의 수출결정과 기존 수출기업의 수출량 변화에 관한 실증분석식은 다음과 같다.

1) 외연적 변화 (Extensive margin)

$$EXP_{ijt} = \alpha_1 \cdot EXP_{ijt-1} + \alpha_2 \cdot \ln(RER_{it}) + \alpha_3 \cdot \ln(RER_{it}) \times Industry\ Competition_{it} + X_{ijt-1} \gamma + \alpha_j + \varepsilon_{ijt}$$

2) 내연적 변화 (Intensive margin)

$$EXP_volume_{ijt} = \beta_1 \cdot EXP_volume_{ijt-1} + \beta_2 \cdot \ln(RER_{it}) + \beta_3 \cdot \ln(RER_{it}) \times Industry\ Competition_{it} + X_{ijt-1} \gamma + \beta_j + e_{ijt}$$

여기서 EXP_{ijt} 는 산업 i 의 기업 j 가 t 연도에 수출하는지의 여부를 가리키는 더미변수이다. EXP_volume_{ijt} 산업 I 에 속한 기업 j 의 t 연도 실질수출량의 로그값이다. 분석식의 우변에는 각각 종속변수인 수출여부와 실질수출량의 이전 값을 통제하였는데, 이는 종속변수의 시간에 따른 지속성(persistence)이 높을 수 있기 때문이다. RER_{it} 는 산업별 실질실효환율로 RIETI(Research Institute of Economy, Trade & Industry)에서 제공하는 우리나라의 산업별 실질실효환율(이하 산업별 환율)을 사용하였다. 산업별 환율은 산업별 차이를 반영할 수 있어 환율의 영향을 산업별로 분석할 수 있다는 장점이 있다. X_{ijt} 는 위의 수출결정과 수출량에 영향을 주는 변수들의 벡터이고 이를 구성하는 변수로는 기업의 생산성, 기업규모(총고용), 기업의 수입의존도, 산업내경쟁도(허핀달지수: Herfindahl index, HHI), 산업내수입경쟁도, 총매출 대비 연구개발투자, 과거 수출기간, 표본기간내 글로벌 금융위기의 충격을 통제하기 위한 VIX 지수(Chicago Board Options Exchange volatility index) 등이다. X_{ijt} 에 포함된 변수들과 기업 수출 결정 및 수출량간의 내생성 여부 때문에 모든 통제변수를 한 연도 이전 값(a year lagged variable)으로 사용하였다.

X_{ijt} 를 구성하는 변수들을 살펴보면 먼저 대표적인 기업의 특성인 기업생산성을 Akerberg et al.(2006)의 방법론을 이용해 추정하여 사용하였다. 수출기업들이 국내에서만 조업하는 기업과 차별되며 생산성 측면에서 우월하다는 연구(e.g., Bernard

et al. 2007)들에 바탕하여 기업 생산성을 수출결정 및 수출량에 영향을 주는 변수로 포함하였다. 기업 규모가 수출에 미치는 영향을 통제하기 위해 기업 규모를 측정하는 변수로 (로그)총고용을 사용하였다. R&D 변수(기업의 연구개발 투자/기업의 총매출)는 기업의 혁신 노력에 관한 대리변수로서 기업의 생산성과도 밀접한 연관이 있으므로 수출에 미치는 영향을 알아보기 위해 도입하였다. 또한 과거 수출기간을 통제하여 수출의 경험여부를 고려하였다. 수입경쟁정도는 산업내에 전체 수입비중을 나타내는 변수로 산업총생산에서 산업수출을 빼고 산업수입을 더하여 계산한다. 한편 실질실효환율 하락 시점이 글로벌 금융위기 시기(2008~2009년)와 겹친다는 점에서 기업의 수출시장 진출의 변화를 단순히 실질실효환율 하락의 효과로 보기는 어려울 수 있다. 이러한 문제점을 보완하기 위하여 VIX 지수를 포함하여 금융위기 가 서늘·경기지역 기업들의 수출에 미치는 영향을 통제하였다.

국내 산업내 경쟁정도는 그 산업에 속한 기업의 수출시장 진출에 밀접한 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서는 이런 산업경쟁 정도가 기업의 수출 결정에 영향을 주는 동인이 될 뿐만 아니라, 환율변화로 야기된 가격조건의 변화와 상호 작용을 통해 기업의 수출 결정에 변수로 작용할 수 있다는 점을 고려하였다. 즉 상대적으로 심한 불완전경쟁에 직면한 기업일수록 환율 절하(절상)시 야기되는 수출의 고정비용 하락(상승)에 더 민감하게 반응하여 수출시장에 적극적으로 진출할 수 있다는 점을 감안하기로 했다. 이를 위해 $Industry\ Competition_{it}$ 을 측정하기 위한 변수로 산업내 경쟁정도 혹은 산업내 집중도를 나타내는 허핀달 지수⁵⁾를 분석에 포함하고 환율과 허핀달지수의 상호작용항(interaction term)을 도입하였다. 또한 결과의 강건성을 확보하기 위해 산업내 경쟁정도를 측정하는 다른 변수로 산업내 기업들의 평균 마크업을 추정하여 도입하였다(De Loecker and Warzynski, 2012). α_j 와 β_j 는 각각 관찰되지 않는 기업 특성을 통제하기 위한 기업 고정효과(fixed effects)이고, ϵ_{ijt} 와 e_{ijt} 는 오차항 벡터이다.

한편 종속변수의 전기값을 분석식에 포함시킨 동태모형의 특성상 추정시 기업 고정 효과를 제거하는 과정에서 오차항의 차분값과 종속변수의 차분값 사이에 상관관계(correlation)가 나타날 수 있다. 이러한 동태적 패널 분석에 나타나는 Nickell bias를 피하기 위해 본 연구에서는 Arellano and Bond(1991), Arellano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)가 제안한 동태패널모형을 활용하여 추정하였다.

Arellano and Bond(1991)는 종속변수가 이전기 자신의 값에 영향을 받는 동태패널 모형에서 차분에 따른 내생성을 통제하기 위해 도구변수 추정을 실시했다. 이때 도구변수는 차분식에서 오차항의 값과 상관관계가 낮다고 생각되는 종속변수의 이전기 값들과 다른 통제변수들의 이전기 값들을 모두 사용하며 이를 Difference GMM

5) $\sum_{j=k} S_{it}^2$ 여기서 S_{it} 는 t기에 산업 k안에 속하는 기업 j의 산업내 시장점유율을 말한다.

이라 명명하였다. 그러나 이런 도구변수 추정에 있어 종속변수 자체가 시간에 따라 지속성이 높을(persistent) 경우 종속변수의 차분식에서 종속변수의 이전 값들을 도구변수로 사용함에 따라 문제가 발생할 수 있다(Alonso-Borrego and Arellano, 1996). Arellano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)는 이런 문제점을 보완하기 위해 기존의 추정식(level equation)과 차분식(difference equation)을 함께 사용하되 기존 추정식(level equation)의 도구변수로는 종속변수와 통제 변수들의 차분값 이전기 값을 사용하는 System GMM 방법론을 제안하였다.

이에 본 연구에서도 외연적 변화 분석((1)식)에서 수출여부 변수가 더미 변수인 점을 감안하여 동태패널선형확률 모형(Dynamic panel linear probability model)을 System GMM 방법론을 이용하여 추정하는 한편 추가로 동태패널프로빗 모형(Dynamic panel probit model)을 도입했다. 또한 기업패널자료 사용시 기업들의 보이지 않는 고유의 특성과 내생성을 통제하기 위해 Wooldridge(2005)와 같이 동태프로빗 랜덤효과 모형(Dynamic probit random effect model)에 종속 변수의 초기값과 외생변수들의 기간값을 포함하여 추정했다.

IV. 실증분석 결과

1. 환율변화에 따른 기업의 수출시장 진출 결정 (Extensive margin)

<표 3>은 기업의 수출 진출 및 퇴출 결정에 대한 환율의 영향을 분석한 결과로 기업의 수출결정에 미치는 환율의 평균적인 효과를 점검하였다. 열 (2)와 (3)은 열 (1)의 분석식에서 발생할 수 있는 추정치의 불일치성(inconsistency) 문제를 해결하기 위해 도입한 System GMM 분석⁶⁾과 동태패널프로빗확률효과모형(Dynamic panel probit random effect model) 분석 결과이다.

6) 기업 수준의 변수를 수출결정과 관련하여 내생성이 있거나 수출결정에 있어 미리 결정된 변수(predetermined variable)로 구분하여 고려하였고, 산업수준의 변수들—산업경쟁정도, 수입경쟁정도—만을 강한 외생성(strictly exogeneity)이 있는 변수로 가정하였다. 분석의 타당성 입증에 위해 $(\varepsilon_{ijt} - \varepsilon_{ijt-1})$ 이 serial correlation이 있는지를 보는 AR(1) test 와 $(\varepsilon_{ijt} - \varepsilon_{ijt-2})$ 가 serial correlation이 있는지를 보는 AR(2) test를 실시하였으며, AR(2) test만을 기각하지 못함으로 인해 동태선형패널분석식의 타당성을 확인했다. 또한 Roodman(2006, 2009)에 따라 도구변수의 개수와 Hansen over-identification test 결과를 나타내었다. Bazzi and Clemens(2013)에 따라 약한 도구변수 검증(Weak instrument test)을 실시하여 F 값을 나타내었다. F 값이 10보다 클 때 일반적으로 약한 도구변수의 문제가 없다.

<표 3> 환율과 기업의 수출시장 진입/퇴출: Extensive margin

종속변수	(1) 수출여부	(2) 수출여부	(3) 수출여부
방법	기업고정효과	System GMM	Dynamic probit random effect model w/ Wooldridge (2005) correction
수출여부 _(ij,t-1)	0.0581*** (0.0168)	0.2559*** (0.0354)	0.7342*** (0.0519)
(로그)산업별 환율 _(i,t)	-1.2352*** (0.0781)	-0.2361*** (0.0882)	-1.8192*** (0.1926)
산업집중도 _(i,t-1)	0.1639* (0.0966)	0.0920 (0.1807)	0.4671 (0.4534)
수입경쟁정도 _(i,t-1)	-0.0466 (0.0344)	-0.0924 (0.0717)	-0.0003 (0.1722)
(로그)기업생산성 _(ij,t-1)	-0.0246 (0.0185)	0.1225* (0.0671)	-0.0114 (0.0364)
(로그)총고용 _(ij,t-1)	-0.0299 (0.0239)	0.4973*** (0.0556)	0.1405*** (0.0236)
수입/총비용 _(ij,t-1)	0.0216 (0.0226)	0.0564 (0.0445)	0.1690** (0.0730)
연구개발투자 _(ij,t-1)	0.0366 (0.1611)	0.4658* (0.2602)	-0.3284 (0.4918)
과거수출기간	0.0291*** (0.0048)	0.0563*** (0.0098)	0.4354*** (0.0177)
VIX 지수	0.0104*** (0.0012)	0.0416*** (0.0128)	0.1273*** (0.0046)
초기 수출여부			-0.4741*** (0.0629)
AR(1) test (p-value)		0.000	
AR(2) test (p-value)		0.568	
Weak IV test (F-statistic)		39.8	
Hansen overid. test (p-value)		0.000	
도구변수 개수		58	
기업수		2,958	1,202
관측치	12,800	12,800	7,879
R-squared	0.589		

주: 괄호는 강건 표준오차(robust standard error)

*, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미

열 (2)의 two step System-GMM 추정 결과 오차항(error term)의 AR(1), AR(2) specification test를 보면 AR(1) test를 기각, AR(2) test를 기각하지 못함으로 동태패널선형분석식이 적절함을 보였음

열 (3)은 동태패널프로빗랜덤효과모형(Dynamic panel probit random effect model) 추정 결과

우선 모든 열을 통하여 환율변화가 서울·경기 제조업 기업의 수출시장 진출에 유의한 영향을 줌을 확인하였고 환율 절하시 기업의 수출시장 진출이 늘어나는 것으로

로 나타났다. 이는 Baldwin and Krugman(1989)에서 밝힌 대로 환율 변화가 수출에 유의한 영향을 미친다는 이력가설이 부분적으로 성립하는 실증적 발견이며, Baggs et al.(2014)이 캐나다 기업을 가지고 연구한 발견과도 일치한다. 다만 주의할 것은 <표 3>의 결과는 환율변화에 따른 기업의 수출결정의 변화이며 이것으로 전체 수출량이 증가 혹은 감소했다고 해석할 수는 없다. 왜냐하면 전체 수출량 변화를 확인하기 위해서는 기업의 신규 수출 결정으로 나타나는 외연적 변화뿐만 아니라 기존 수출기업의 수출량 변화를 통한 내연적 변화를 함께 고려해야하기 때문이다.

분석 결과 모형에서 가정한대로 기업의 이전기 수출 여부가 현재의 수출여부에 유의하게 영향을 주는 것으로 나타났고 이는 수출여부가 시간에 따라 지속적(persistent)임을 입증한다고 볼 수 있다. 또한 과거 수출기간 역시 수출 결정에 유의한 영향을 줌을 확인하였다. 한편 System GMM 분석 결과 Hansen J 검정의 p값이 0에 가까이 나오면서 귀무가설을 기각하게 되어 도구변수의 효과성(validity)을 오히려 기각하게 되는 문제가 발생하였다. 이런 측면에서 열 (3)에서 제시한 종속변수의 더미변수로서의 특성과 동태패널의 특성을 동시에 고려한 동태패널프로빗확률 효과 모형(Dynamic panel probit random effect model)의 결과가 본 분석에서 가장 선호되는 결과이다. 열 (3)의 결과 역시 환율 절하가 기업의 수출시장 진출에 유의한 양의 영향을 주는 것으로 나타났다.⁷⁾

이와 같은 결과는 기존의 환율 변화와 수출에 대한 이론적 예상과 일부 이전 연구들이 발견한 실증분석 결과를 서울·경기 지역 제조업 기업을 통해 검증한 기여가 있다. 그러나 <표 3>의 분석은 환율 변화자체가 산업내 모든 기업들에게 미치는 공통적인 충격임을 감안할 때 기업이 속한 산업 특성 및 개별 기업의 특성에 따라 환율 변화가 기업의 수출에 미치는 충격이 상이할 수 있음을 고려하지는 못하였다. 따라서 환율의 기업 수출에 미치는 이질적인 효과를 검증하기 위해 <표 4>에서는 국내 산업내 경쟁정도를 측정할 수 있는 산업내 집중도(허핀달 지수)와 산업내 평균 마크업을 가지고, 산업별 이질적인 특성에 따라 환율이 기업의 수출에 미치는 효과가 어떻게 다르게 나타나는지를 분석하였다.

<표 4>에는 환율과 산업내 집중도의 상호작용항을 도입한 결과를 나타냈는데 우선 열 (1)과 (2)에서는 산업내 경쟁정도를 측정하기 위한 변수로 허핀달 지수를 사용하였고, 열 (3)과 (4)에서는 산업내 기업들의 평균 마크업을 사용하였다. 허핀달 지수와 마크업이 높을수록 이 산업내에서 특정기업들의 시장점유율이 높은, 즉 완전경쟁상황과는 거리가 있는 경우라고 하겠다. 또한 추정을 위하여 열 (1)과 (3)은 two-step System GMM 모형을, 열 (2)와 (4)는 앞서 설명한대로 동태패널프로빗확률 효과모형을 사용하였다.

7) 참고로 열 (3)의 결과를 통하여 볼 때 환율이 미치는 효과를 제외하면 수입/총비용이 높은 기업 및 규모가 큰 기업(총고용 기준)일수록 수출시장 진출 가능성이 큰 것으로 나타났다.

<표 4>의 결과를 통해 보면 우선 모든 열에 걸쳐 환율의 계수가 음으로 나타났다. 또한 모든 열에 걸쳐 환율과 산업내집중도의 상호작용항의 계수가 음으로 유의하게 나타남을 확인하였다. 여기서 환율 변화가 기업의 수출결정에 미치는 정확한 한계효과를 계산하기 위해 환율의 추정계수와 환율-산업내집중도의 상호작용항 추정계수를 함께 고려할 필요가 있다.⁸⁾

열 (1)의 환율 및 상호작용항의 계수를 종합하여 환율 변화가 기업의 수출여부에 미치는 효과를 살펴보면, 환율의 계수는 음으로 <표 3>의 결과를 뒷받침하고 있고, 상호작용항의 계수는 유의한 음의 부호로 나타났다. 이는 집중도가 높은, 즉 불안전 경쟁이 심한 산업에 속한 기업일수록 환율 절하(절상)시에, 그렇지 않은 산업에 속한 기업들보다 더 수출시장에 많이 진출(퇴출)하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 기업들이 불안전경쟁 상황에 처할수록 환율 절하에 따른 수출의 고정비용 감소를 더 적극적으로 감안한다고 해석할 수 있다. 한편 본 분석과 같은 선형 모형은 환율 변화가 수출시장 진출과 퇴출에 동일한 영향을 준다는 대칭성(symmetry)을 가정하고 있다. 따라서 환율 절상시에는 수출시장에 진출한 기업이 이미 지불한 수출의 고정비용 때문에 지속적으로 수출시장에 머물 것이라는 이력가설의 예상과 달리 환율 절상으로 인한 수출시장에서의 가격 경쟁력 악화로 수출시장으로부터 철수할 가능성이 크다고 해석할 수 있을 것이다.

참고로 열 (1)과 열 (3)의 System-GMM 추정은 선형확률모형(linear probability model)으로 상호작용항의 계수를 한계효과로 해석하는데 큰 무리가 없다. 그러나 열 (2)와 열 (4)와 같은 비선형(non-linear) 모형의 경우 상호작용항의 계수를 통해 한계효과를 계산하는 추가적인 과정이 요구된다(Ai and Norton, 2003).

<표 4>의 결과에 대한 이해를 높이기 위하여 우리나라 산업별로 허핀달지수의 분포를 살펴보면 코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업(0.315), 섬유제품 제조업(의복제외)(0.177), 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업(0.167), 기타 운송장비 제조업(0.153), 전기장비 제조업(0.143), 음료 제조업(0.123) 순으로 높게 나타난 것을 확인할 수 있다. 이런 통계량은 석유정제품 제조업의 경우 과점산업으로 조업하는 기업수가 제한되어 있고 대부분 기수출 기업인 현실을 반영하고 있다. 반면 전자부품, 기타운송장비, 전기장비등의 산업에 있는 기업들은 불안전 경쟁(imperfect competition) 상황하에서 환율절하를 수출시장 진출의 기회로 삼았을 것으로 유추할 수 있다. 실제로 석유정제품 제조업 산업을 제외한 부분 표본 분석 결과도 <표 4>의 결과와 질적으로 큰 차이가 없었다.

8) 열 (1)과 (3)에서는 환율 계수의 유의성이 사라졌으나 환율과 산업내집중도의 상호작용을 함께 고려하여 환율이 수출결정에 미치는 평균한계효과를 결정하면 유의한 음의 효과를 도출할 수 있었다.

<표 4> 산업내 경쟁이 환율의 수출 시장 진출/퇴출에 미치는 효과의 이질성

종속변수	(1) 수출여부	(2) 수출여부	(3) 수출여부	(4) 수출여부
산업내경쟁정도 측정변수	산업집중도(HHI) System GMM	산업집중도(HHI) Dynamic probit random effect model w/ Wooldridge (2005) correction	산업평균마크업 System GMM	산업평균마크업 Dynamic probit random effect model w/ Wooldridge (2005) correction
수출여부 _(ij,t-1)	0.2541*** (0.0354)	0.7299*** (0.0519)	0.2519*** (0.0354)	0.7333*** (0.0519)
(로그)산업별환율 _(i,t)	-0.1074 (0.1023)	-1.5860*** (0.2140)	-0.0307 (0.1478)	-0.8703*** (0.2747)
(로그)산업별환율 _(i,t) × 산업내경쟁정도 _(i,t-1)	-1.9061*** (0.6562)	-4.7415** (1.9097)	-0.1266** (0.0626)	-0.3516*** (0.1124)
산업내경쟁정도 _(i,t-1)	8.1935*** (2.7938)	20.7173** (8.1677)	0.5171** (0.2586)	1.5200*** (0.4781)
수입경쟁정도 _(i,t-1)	-0.0963 (0.0719)	-0.1664 (0.1832)	-0.0798** (0.0383)	0.2052* (0.1067)
(로그)기업생산성 _(ij,t-1)	0.1299* (0.0683)	-0.0030 (0.0366)	0.1230* (0.0696)	-0.0017 (0.0338)
(로그)총고용 _(ij,t-1)	0.5001*** (0.0560)	0.1389*** (0.0236)	0.4939*** (0.0544)	0.1479*** (0.0235)
수입/총비용 _(ij,t-1)	0.0582 (0.0447)	0.1682** (0.0731)	0.0561 (0.0443)	0.1708** (0.0730)
연구개발투자 _(ij,t-1)	0.4724* (0.2599)	-0.3347 (0.4918)	0.4442* (0.2558)	-0.3401 (0.4890)
과거수출기간	0.0562*** (0.0099)	0.4383*** (0.0178)	0.0566*** (0.0096)	0.4348*** (0.0177)
VIX 지수	0.0142*** (0.0021)	0.1272*** (0.0046)	0.0137*** (0.0021)	0.1285*** (0.0046)
초기 수출여부		-0.4813*** (0.0630)		-0.4803*** (0.0629)
AR(1) test (p-value)	0.000		0.000	
AR(2) test (p-value)	0.689		0.630	
Weak IV test (F-statistic)	39.68		40.85	
Hansen overid. test (p-value)	0.00		0.00	
도구변수 개수	59		59	
기업수	2,958	1,202	2,958	1,202
관측치	12,800	7,879	12,800	7,879

주: 괄호는 강건 표준오차(robust standard error)

*, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미

열 (1), (3)의 two step System-GMM 추정결과 오차항(error term)의 AR(1), AR(2) specification test 를 보면 AR(1) test를 기각, AR(2) test를 기각하지 못함으로 동태패널선형분석식이 적절함을 보였음
열 (2), (4)는 동태패널프로빗랜덤효과모형(Dynamic panel probit random effect model)의 추정결과

<표 4>의 열(3)과 열(4)의 결과는 강건성 체크를 위하여 산업내 경쟁정도를 나타내는 다른 변수—산업내 평균 마크업—을 이용하여 분석을 다시 실시한 것이다. 산업내 평균 마크업은 산업집중도를 나타내는 허핀달 지수와 달리 개별 기업의 마크업 수준을 추정하여 산업내에서 기업들이 완전경쟁에 가까운지(마크업이 1에 수렴), 아니면 불완전 경쟁에 가까운지를 측정하는 변수이다. 기업의 마크업 추정을 위해서는 기업의 최종생산물에 대한 가격과 한계비용이 필요하다. 그러나 이런 자료를 구비한 기업데이터는 거의 전무한 실정이다. 따라서 De Loecker and Warzynski (2012)의 방법론을 이용하여 기업의 마크업을 추정한 후 산업별 평균 마크업을 계산하였다. De Loecker and Warzynski는 기업의 비용극소화 문제를 바탕으로 기업의 생산성 추정방법을 이용하여 기업 수준의 마크업을 추정해낸 바 있다. 우리나라 기업데이터를 이용한 구체적인 마크업 추정은 편주현, 장석환(2016)을 참조하기 바란다.

열 (3)과 열 (4)의 결과 역시 열 (1)과 (2)에서 나타난 결과와 질적으로 일치함을 볼 수 있다. 환율의 계수는 음으로 나타났고 무엇보다 환율과 산업별 평균 마크업의 상호작용항의 계수가 음의 유의한 값으로 나타났다. 이로 미루어볼 때 환율 절하시(실질실효환율의 하락시) 산업내 마크업이 높은 산업에 속한 기업의 수출시장 진출 가능성이 더 크다고 할 수 있다. 이는 앞서 이론적 배경에서 제시한 가설대로 불완전경쟁이 심화된 산업에 있는 국내 기업일수록 원화가치 절하에 따른 가격조건의 유리한 변화로 해외시장 진출이 용이해졌을 때 이를 적극적으로 활용함을 보여주는 결과이다.

2. 환율변화에 따른 기 수출기업의 수출량 결정 (Intensive margin)

<표 5>에서는 이미 수출시장에 진입한 기업을 대상으로 환율변화가 각 기업의 수출량 결정에 주는 환율변화의 내연적 영향(intensive margin)을 분석하였다. 분석의 종속변수는 실질 수출량 혹은 로그(실질수출량)이다. 한편 열 (3), (4)와 (5)의 분석에서는 앞서와 같이 산업내 경쟁정도에 따라 환율이 수출량 결정에 미치는 실질적인 효과를 고려하기 위해 환율과 산업내 경쟁정도의 상호작용항을 도입하였다.

우선 열 (1), (3)은 각각 two-step System GMM을 이용한 동태패널선형확률 모형(Dynamic panel linear probability model)을 추정한 것이고, 열 (2), (4), (5)는 실질수출량 자체가 0인 관측치의 영향이 클 경우의 문제를 해결하기 위해 Silva and Tenreiro(2006)가 도입한 포아송 회귀분석(poisson regression)을 동태패널모형(Dynamic panel setting)으로 확장한 분석 결과다. 열 (2), (4), (5)의 분석 역시 Wooldridge(2005)가 지적한대로 initial conditions problem을 해결하기 위하여 종속변

수의 초기조건을 도입하고 외생변수의 기간값들을 통제한 후 추정을 실시하였다.

<표 5>의 결과를 보면 모든 열을 통해 환율의 계수는 음으로 열 (1)을 제외하고 통계적으로도 유의하게 나타났다. 이는 환율 절하(절상)시에 기업들이 일반적으로 수출량을 늘리는(줄이는) 것으로 대응함을 말한다. 무엇보다 흥미로운 부분은 열 (3)~(5)에서 환율과 산업내 경쟁정도와 상호작용항의 계수가 유의한 양의 값으로 추정되었는 점이다. 상호작용항이 양의 값을 가진다는 것은 산업내 집중도가 클수록 환율 절하에 따른 수출량 증가의 효과가 상쇄된다는 의미이다. 즉 산업내 집중도가 큰 산업의 기업일수록 환율 절하시 수출량 증가의 효과가 상대적으로 작게 나타난다고 해석할 수 있다. 이는 불안전경쟁 산업에 있는 기존 수출 기업들의 경우 산업 내에서 이미 시장지배력을 행사하는 기업일 가능성이 높고, 이런 기업들의 경우 원화가치 하락시에 수출량을 확대하기보다 오히려 가격 조정 등을 통한 마크업 상승 방식으로 대응하는 것으로 유추할 수 있다. 이는 Berman et al.(2012)와 Li et al.(2015) 등 연구에서 나타난, 프랑스와 중국의 생산성이 높은 기업들이 환율 변화시에 수출량을 조절하는 대신 수출 상품의 가격 조정을 통해 마크업을 확대한 것과 일치하는 발견으로 해석할 수 있을 것이다.⁹⁾

분석 결과를 통해 짐작할 수 있는 것은 환율 절하시의 수출량 증가는 상대적으로 산업내 집중도가 낮은 기업에서 발생하며 산업내 집중도가 높은 기존 수출기업, 즉 대기업 등의 수출량 증가 효과는 크지 않을 수 있다는 점이다.

9) 참고로 동태모형의 특성에 따라 종속변수의 이전값 계수를 모든 변수의 한계효과 도출에 있어 고려해야 한다. <표 5>의 열 (1)에서 기업의 크기(총고용)가 수출량에 미치는 한계효과를 계산할 때 총고용의 계수에서 [1-로그(실질수출)의 계수]를 나누어 주면 총고용이 실질수출에 미치는 탄력성을 구할 수 있다. 이처럼 열 (1)과 (3)의 경우 선형 모형이기 때문에 계수를 가지고 손쉽게 한계효과를 도출할 수 있지만, 열 (4)와 (5)의 경우는 비선형의 포아송 모형이기 때문에 곧바로 한계효과로 해석하는데 무리가 있다. 예를 들어 실질 수출량을 이전기의 외생적으로 주어진 것으로 가정하면 다른 변수들의 추정계수 자체를 수출량 변화에 대한 semi-elasticity의 개념으로 해석할 수 있을 것이다.

<표 5> 환율변화에 따른 수출량의 변화 : Intensive margin

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
종속변수	로그(실질수출)	실질수출량	로그(실질수출)	실질수출량	실질수출량
산업경쟁정도 측정변수	산업집중도(HHI)	산업집중도(HHI)	산업집중도(HHI)	산업집중도(HHI)	산업평균마크업
	System GMM	Dynamic poisson random effect model w/ Wooldridge correction	System GMM	Dynamic poisson random effect model w/ Wooldridge correction	Dynamic poisson random effect model w/ Wooldridge correction
로그(실질수출) _(ij,t-1)	0.2618*** (0.0350)		0.2618*** (0.0349)		
실질수출량 _(ij,t-1)		0.0000*** (0.0000)		0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)
(로그)산업별환율 _(i,t)	-0.3361 (0.2704)	-0.0260*** (0.0006)	-1.0674*** (0.2857)	-0.4327*** (0.0007)	-0.0090*** (0.0008)
(로그)산업별환율 _(i,t) × 산업내경쟁정도 _(i,t-1)			10.9784*** (1.6260)	3.2938*** (0.0030)	0.0776*** (0.0004)
산업내경쟁정도 _(i,t-1)	-0.2155 (0.4632)	0.8952*** (0.0006)	-46.6114*** (6.8988)	-13.5008*** (0.0133)	-0.3013*** (0.0018)
수입경쟁정도 _(i,t-1)	0.5543*** (0.1693)	0.0783*** (0.0002)	0.5223*** (0.1673)	0.1147*** (0.0002)	0.3084*** (0.0001)
(로그)기업생산성 _(ij,t-1)	-0.0597 (0.1326)	0.0671*** (0.0001)	-0.0918 (0.1311)	0.1158*** (0.0001)	-0.0100*** (0.0001)
(로그)총고용 _(ij,t-1)	1.0035*** (0.1450)	0.1436*** (0.0002)	1.0115*** (0.1449)	0.1878*** (0.0002)	0.1246*** (0.0002)
수입/총비용 _(ij,t-1)	0.0544 (0.1071)	-0.1355*** (0.0001)	0.0485 (0.1074)	-0.1352*** (0.0001)	-0.1497*** (0.0001)
연구개발투자 _(ij,t-1)	-0.2325 (0.7620)	1.1312*** (0.0018)	-0.3801 (0.7810)	1.1320*** (0.0018)	1.6396*** (0.0017)
과거수출기간	-0.1572*** (0.0417)	0.1061*** (0.0000)	-0.1602*** (0.0416)	0.0965*** (0.0000)	0.0970*** (0.0000)
VIX 지수	-0.0486*** (0.0101)	0.0119*** (0.0000)	-0.0477*** (0.0100)	0.0101*** (0.0000)	0.0087*** (0.0000)
초기 수출여부		0.0000*** (0.0000)		0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)
AR(1) test (p-value)	0.000		0.000		
AR(2) test (p-value)	0.150		0.136		
Weak instrument test (F-statistics)	0.04		11.76		
Hansen over-id test (p-value)	0.265		0.263		
도구변수 개수	57		58		
기업수	1,978	1,202	1,978	1,202	1,202
관측치	7,037	7,879	7,037	7,879	7,879

주: 괄호는 강건 표준오차(robust standard error)

*, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미

열 (1), (3)의 two step System-GMM 추정결과 오차항(error term)의 AR(1), AR(2) specification test 를 보면 AR(1) test를 기각, AR(2) test를 기각하지 못함으로 동태패널선형분석식이 적절함을 보였음
열 (2), (4), (5)는 동태패널프로빗랜덤효과모형(Dynamic panel probit random effect model)의 추정 결과

V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 2006년~2014년 서울·경기 지역의 제조업체를 대상으로 산업별 실질효율을 변화가 기업들의 수출에 미치는 영향을 분석하였으며 이를 기업의 수출시장 진출 결정이라는 외연적 변화와 기존 수출기업의 수출량 변화라는 내연적 변화로 나누어 살펴보았다. 특히 분석 과정에서 산업내 경쟁 정도를 고려함으로써 주요한 시사점을 찾아내려고 했다. 그 결과 환율변화가 서울·경기 지역기업들의 수출시장 진출/퇴출 및 기존 수출기업의 수출량 변화에 다음과 같은 유의한 영향을 준 것으로 나타났다.

먼저 수출시장 진출입과 관련해서는 기업들이 속한 산업내 경쟁정도에 따라 환율 변화시 수출 시장에 진출 및 퇴출하는 확률(외연적 변화 : extensive margin)이 다름을 확인하였다. 불완전경쟁 정도가 심한 산업 내에서 조업하는 기업일수록 원화가치 절하에 따른 가격조건 개선에 더 민감하게 반응하여 수출시장에 적극적으로 진출하는 패턴을 보였다. 이는 산업집중도가 높은 산업 내의 시장점유율이 낮은 기업이 환율 절하라는 조건을 수출시장 진출의 호기로 인식하는, 일종의 국내경쟁의 불리함을 수출시장에서 만회하기 위한 결정으로 해석할 수 있을 것이다. 이때 주목할 점은 이러한 결과로부터 환율 절하시 새롭게 수출시장에 진출하는 기업이 산업 집중도가 높은 산업 내의 상대적으로 국내시장 점유율이 낮은 기업일 가능성이 크다는 사실이다.

다음으로 기존 수출기업들의 환율에 따른 수출량 변화(내연적 변화 : intensive margin)를 분석한 결과를 보면 먼저 산업 집중도가 낮은 산업의 수출기업들이 산업 집중도가 높은 산업의 기업들보다 원화가치 하락시 수출량을 확대하여 대응하는 정도가 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과가 나타난 이유는 산업 집중도가 높은 산업의 수출기업의 경우 이미 시장점유율이 높은 대기업일 가능성이 큰데, 이들 기업이 환율 절하시에 수출량을 늘리기보다 가격 조정을 통한 마크업 상승으로 대응하기 때문으로 추정할 수 있다. 즉 환율 절하 효과가 시장지배력이 낮은 중소기업에게는 수출물량 증가로, 기존 수출시장에 진입해있는 대기업의 경우에는 수출물량 확대보다는 해당 기업의 마크업 증가로 나타날 수 있다는 것이다.

이와 같은 분석 결과로부터 다음과 같은 정책적 시사점을 찾을 수 있다. 먼저 환율 변화가 단순히 가격 효과에 머무는 것이 아니라 기업의 수출시장 진출 및 퇴출 결정의 중요한 변수가 될 수 있다는 점에서 통화당국의 정책에 따른 환율 변화가 기업의 동태적인 수출시장 진출입에 영향을 줄 수 있음을 고려할 필요가 있다.

또한 원화가치 절하로 수출기업이 증가하더라도 이는 국내에서 경쟁력이 약한 기업을 중심으로 늘어나는 것일 가능성이 크다. 이와 같은 기업의 수출시장 진출이 품질 향상, 기술 혁신 등 실질경쟁력 확보 없이 이루어질 경우 장기적으로 글로벌 경쟁력을 갖춘 기업으로 성장할 수 있는지 여부가 불투명할 뿐만 아니라 앞서 보았듯 원화가치 절상시 수출시장으로부터 급격한 철수를 초래할 수도 있으므로 환율정책을 수립, 집행함에 있어 이를 고려해야 한다.

아울러 환율 절하시 수출량이 증대되는 효과가 나타나는 것을 확인했지만 이때 수출량 증가 효과가 국내시장에서 경쟁이 치열한 산업내 기업에게서 크게 나타날 수 있다는 점도 함께 발견했다. 다시 말하면 대기업 등 과점산업 내 수출기업의 경우는 그 효과가 상대적으로 크지 않다는 의미이다. 따라서 환율 절하기에 나타나는 수출 증가가 우리나라 경제에 미치는 영향을 면밀하게 살펴볼 필요가 있으며 그 지속가능성에 대한 고민도 수반되어야 할 것이다.

참고문헌

- 조재호(2013), “울산지역 수출구조의 특징과 환율 및 국내외 경기 변동의 영향 분석”, 「지역연구」, 제28권 1호.
- 주수현·유현명(2005), “주요국 환율 및 경기변동과 지역 수출 - 부산지역을 중심으로”, 「경제연구」, 23(3), 75-104.
- 최봉호(2005), “부산지역 수출함수 추정에 관한 연구”, 「지역연구」, 21(2), 145-163.
- 편주현·원지환(2016), “실질환율 충격이 대구·경북지역 제조업체 생산성 및 고용에 미치는 파급효과 분석”, 「지역연구」, 32(1), 27~49.
- 편주현·장석환(2016), “환율변화에 따른 마크업(markup) 및 수출량 변화 분석: 대구경북지역 제조업체 사례”, 「지역연구」, 게재확정(forthcoming).
- 통계청(2009), 한국의 기업활동: 구조 전략 성과, 통계개발원.
- Ai, C., and Norton, E. C.(2003). “Interaction terms in logit and probit models”, *Economics letters*, 80(1), 123-129.
- Akerberg, D., Caves, K., and Frazer, G.(2006). “Structural identification of production functions”, MPRA paper, 38349.
- Alonso-Borrego, C. and Arellano, M.(1996). “Symmetrically Normalised Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 17, 36-49.
- Arellano, M. and Bond, S.(1991). “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M. and Bover, A.(1995). “Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Baggs, J., Beaulieu, E., and Fung, L.(2014). “Persistent Effects of Transitory Exchange Rate Shocks on Firm Dynamics”, *Contemporary Economic Policy*, 32(2), 334-350.
- Baldwin, R. E., and P. Krugman(1989). “Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Changes,” *Quarterly Journal of Economics*, 104, 635-654.
- Bazzi, S., and Clemens, M. A.(2013). “Blunt instruments: avoiding common pitfalls in identifying the causes of economic growth”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(2), 152-186.

- Berman, N., Martin, P., and Mayer, T.(2012). “How do different exporters react to exchange rate changes?”, *Quarterly Journal of Economics*, 127(1): 437-492.
- Bernard, Andrew B., and J. Jensen.(2004). “Why some firms export“, *Review of Economics and Statistics* 86(2), 561-569.
- Bernard, A., and J. Wagner(2001). “Export Entry and Exit by German Firms,” *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137, 105-123.
- Bernard, A. B., Jensen, J. B., Redding, S. J., and Schott, P. K.,(2007). “Firms in International Trade,” *Journal of Economic Perspectives*, 21(3), 3.
- Blundell, R. and Bond, S.(1998). “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Campa, J. M.(2004). “Exchange rates and trade: How important is hysteresis in trade?”, *European Economic Review*, 48(3), 527-548.
- Choi, B. and Pyun, J.H.,(2016). “Does Real Exchange-rate Depreciation Increase Productivity? Analysis using Korean Firm-level Data,” mimeo.
- De Loecker, J., and Warzynski, F.(2012). “Markups and firm-level export status,” *American Economic Review*, 102(6), 2437-2471.
- Ekholm, K., Moxnes, A., and Ulltveit-Moe, K. H.(2012). “Manufacturing Restructuring and The Role of Real Exchange Rate Shocks,” *Journal of International Economics*, 86(1), 101-117.
- Kim, M.. (2013). “Productivity Performance and Exporting Activity of Korean Manufacturing Firms: Quantile Regression Approach”, 「경제연구」, 19(2), 97-120.
- Li, H., Ma, H., and Xu, Y.(2015). “How do exchange rate movements affect Chinese exports?—A firm-level investigation”, *Journal of International Economics*, 97(1), 148-161.
- Roberts, M. J., & Tybout, J. R.(1997). “The decision to export in Colombia: an empirical model of entry with sunk costs”, *American Economic Review*, 545-564.
- Roodman, D.(2006). “How to Do Xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata”, Center for Global Development Working Paper No. 103.
- Roodman, D.(2009). “A Note on the Theme of Too Many Instruments”, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 71, 135-158.

Silva, J. S., and Tenreyro, S.(2006). “The log of gravity”, *The Review of Economics and statistics*, 88(4), 641-658.

Wooldridge, J.(2005). “Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity”, *Journal of Applied Econometrics*, 20, 39-54.