

중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석*

이 태 규**

본 연구는 중국으로부터의 수입증가가 가격수준 변화에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고 있다. 가격수준은 수입물가 및 생산자물가로 대별하였으며, 수입물가 분석을 통해서는 중국의 수입증가가 전체 수입물가에 미치는 직접적인 영향을 살펴보고, 생산자물가 분석에서는 중국의 수입증가가 국내 생산자에게 경쟁압력으로 작용하여 가격상승을 억제하는지를 살펴보았다. 실증분석은 OECD의 주요국으로 구성된 패널자료를 통한 거시적 분석과 우리나라의 수입품 자료를 이용한 미시적 분석을 통하여 이루어졌다. 분석결과 중국으로부터의 수입증가로 인한 가격억제 효과, 이른바 ‘중국 효과’는 확인되었으나 거시적 및 미시적 분석, 그리고 수입물가와 생산자물가에 있어 정도의 차이를 가지는 것으로 나타났다. 전체적으로 보면 거시자료를 이용한 분석에서 보다 일관되게 ‘중국 효과’가 나타났으며, 미시자료를 통한 분석의 경우 중국으로부터의 수입증가가 수입물가에 미치는 직접적 효과는 확인되었지만 생산자물가에 미치는 간접적 효과(국내 생산자에 대한 경쟁압력 부과로 생산자물가의 안정)에 대한 통계적 뒷받침은 부족하였다.

핵심주제어: 중국, 디플레이션 수출, 무역, 물가

경제학문헌목록 주제분류: F4, E3

I. 서 론

글로벌 금융위기로 인한 충격이 아직 가시지 않은 상황이지만 2007년까지만 해도 세계경제는 상대적으로 낮은 물가수준하에서 안정적인 성장을 누려왔다. 특히, 주요 중·선진국에서의 물가안정은 1990년대 이후 십여 년 간 지속된 현상이며 세계경제의 안정적 성장의 중요한 요인이 되었다. 낮은 물가상승률의 장기적 지속은 많은 관심대상이 되어 왔는데 이 같은 현상의 원인 중 하나로

* 본 연구는 2009년 한국경제연구원 보고서 『무역이 가격에 미친 영향: 중국효과를 중심으로』와 2010년 2월 경제학 공동학술대회 발표논문인 “중국과의 무역이 국내물가에 미친 영향”을 수정·보완한 논문이다. 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사위원께 감사드린다.

** 한국경제연구원 연구위원, 전화: (02) 3771-0041, E-mail: tklee@keri.org
논문투고일: 2010. 12. 8 수정일: 2011. 1. 4 게재확정일: 2011. 1. 22

6 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

세계화(globalization)로 인한 무역의 확대를 꾀는 주장들이 많이 대두되었다. 무역의 확대로 값싼 수입품이 비싼 국산품을 대체하는 직접적 효과와 국내 산업들에 대한 경쟁압력의 증가로 가격수준이 낮아지는 간접적 효과가 합쳐져 전체 가격수준의 상승을 제어하게 된다는 것이 그 요지이다.

한편, 국제적 물가안정의 원인을 무역확대보다는 반인플레이션적(anti-inflationary) 통화정책과 긴축재정으로 보는 견해도 있다. 1970년대 이후로 많은 국가에서 통화정책의 최우선 목표로 물가안정을 삼았었고, 유럽연합에서는 회원국의 재정건전성을 ‘수렴기준(convergence criteria)’으로 삼는 등 효율적인 통화정책과 재정정책이 주요국 물가안정의 주요인이라는 것이다. 그 밖에 IT분야 등에서의 생산성 증대를 주요 원인으로 꼽는 견해도 있는 등 연구자 간에 세계적 물가안정의 원인에 대해서는 다양한 의견이 존재하고 있다.

한편, 무역과 물가안정과의 관계를 중요시 하는 견해 중에는 중국의 역할을 보다 강조하는 견해가 있다. 이는 중국으로부터의 값싼 수입품 증가와 이로 인한 경쟁축진이 주요 선진국의 물가상승 억제에 큰 역할을 하고 있다는 이른바 중국의 ‘디플레이션 수출(deflation export)’효과(이하, 중국 효과)에 주목하는 견해이다. 그러나 이 견해에 동의하지 않는 시각 역시 존재한다. ‘중국 효과’에 다소 회의적인 견해를 요약해 보면, 중국이 세계무역에서 차지하는 비중으로 볼 때 전 세계적인 가격안정을 주도할 만큼 높은 비중이 아니라는 점과 중국의 수출도 지난 십여 년 간 상당히 증가하였지만 동시에 수입도 상당히 증가하였다는 것이다. 즉, 상품의 글로벌 공급 및 수요 증가를 동시에 야기하고 있으므로 중국이 일방적으로 세계적 가격하락(또는 안정)을 유도할 수 없다는 것이다. 글로벌 금융위기 이전까지만 해도 국제 원자재가격 급등이 자주 관심의 대상이 되었고, 그 주요인으로 중국의 수요를 꼽았던 견해가 많았던 것도 사실이다. 또한 저가 수입품의 증가는 ‘부(wealth)의 효과’를 가져와 (총)수요 압력을 가중시킬 가능성이 커 실질적 물가하락 효과는 매우 제한적이라는 지적도 있다. 또한 ‘중국 효과’를 검증한 결과 그 효과는 ‘그리 크지 않다(modest)’고 주장하는 일부 연구도 있다.

한편, 우리나라와 같이 최근 십여 년 간 중국과의 교역이 크게 증가한 경우 ‘중국 효과’의 존재가능성은 높다. 특히, 국내 기업의 생산능력이 수출과 내수를 충분히 감당할 수 있다면(즉, 생산능력 측면에서 국내 기업의 중국 수출이 국내 공급을 위축시키지 않는다면), 중국으로부터의 공급증가는 물가상승을 억제할 가능성이 높다. 향후 중국과의 FTA 논의도 예상되는 등 중국과의 교역은 더욱

활발해짐과 동시에 중국으로부터의 수입비중도 계속 높아질 것으로 예상된다.

본 연구에서는 중국으로부터의 수입증가가 물가에 미치는 영향을 거시자료 및 미시자료를 활용하여 분석하고자 한다. 거시자료 분석을 통해서만 우리나라를 포함한 주요국의 거시자료를 이용한 국제분석(cross-country analysis)을 수행하며 이를 통해 총합적(aggregate) 수준에서의 중국 수입비중과 물가와의 관계를 고찰한다. 한편, 미시자료의 경우 여러 나라에 대한 자료획득이 용이하지 않으므로 국내 분석에 국한하며 개별 상품에 대한 정보를 이용하여 중국 수입비중이 해당 상품의 가격변화에 미치는 영향을 살펴본다. 이후 본 연구의 순서는 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 중국과의 무역 및 물가상승률 현황을 소개하고 기존 문헌의 요약 및 고찰을 한다. 제Ⅲ절에서는 실증분석 방법론과 자료(data)에 대한 설명을 한다. 제Ⅳ절에서는 실증분석 결과 및 그에 대한 논의를 하고, 제Ⅴ절은 결론 및 요약이다.

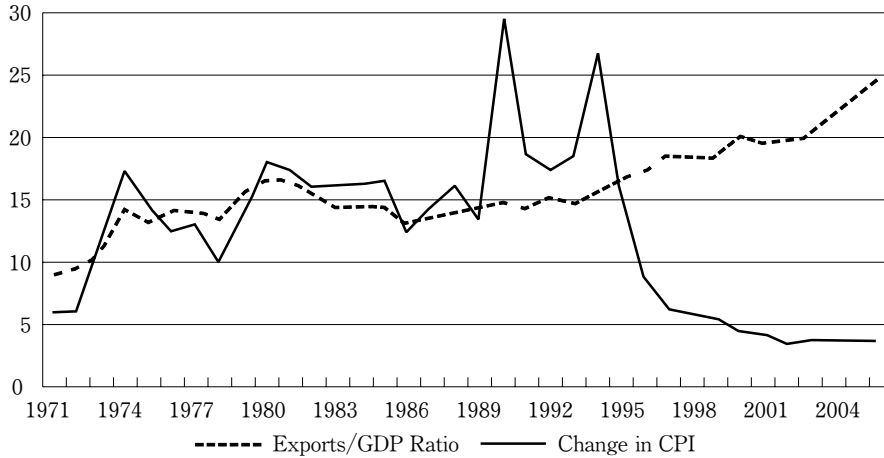
II. 현황 및 문헌 검토

1. 무역 및 물가상승률 현황

글로벌 금융위기로 인한 경기침체 이전, 즉 2007년까지 거의 십여 년 이상 세계는 성장과 물가안정을 동시에 달성하였다고 할 수 있다. 이 같은 성공의 중요한 요인 중의 하나로 세계화(globalization)를 꼽는 주장들이 상당하였다. 이 주장을 뒷받침하는 정형화된 사실(stylized fact)로는, 1990년대 중반 이후로 세계무역량이 급증하였고 이와 동시에 물가상승률의 하락도 뚜렷해졌다는 것을 들고 있다. <그림 1>은 전 세계 평균 GDP 대비 수출비중과 소비자물가 상승률을 나타낸 것인데, 1990년대 중반 이후 GDP 대비 수출비중이 뚜렷한 성장 추세를 보이기 시작하면서 소비자물가 상승률도 급격히 하락세를 보이기 시작하였다. 즉, 세계화의 대표적 현상의 하나로 무역의 증대를 들 수 있으며 세계무역이 급속하게 증가하면서 소비자물가 상승률도 하락하게 되었다는 것이다.

한편, 이 같은 세계화의 확산, 즉 세계무역의 증대에 있어 중국의 역할이 주목받아 왔다. 중국의 수·출입은 1990년대 중반까지 연평균 10%대 초반의 완만한 속도로 증가해 왔으나, 2000년 이후 크게 증가하기 시작하여 WTO 가입(2001년 11월)으로 가속화되기 시작하였으며,¹⁾ 세계 수·출입에서 중국이 차지

8 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석



주: 전 세계 평균.
 자료: Fitoussi(2007).

〈그림 1〉 물가상승률과 무역

〈표 1〉 세계상품 수·출입에서 차지하는 중국의 위상

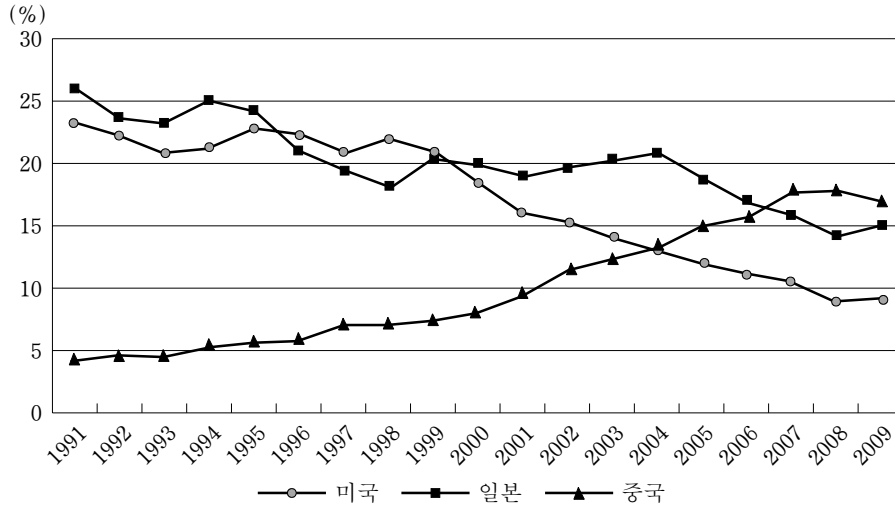
구 분	1990	1995	2000	2005	2007	2008
중국 수출비중(%)	1.8(14)	2.9(11)	3.9(7)	7.3(3)	8.7(2)	8.9(2)
중국 수입비중(%)	1.5(17)	2.5(12)	3.4(8)	6.1(3)	6.7(3)	6.9(3)

주: () 안은 순위를 나타냄.
 자료: International Trade Statistics, WTO.

하는 위상도 급격히 높아졌다. 세계상품 총수출 중 중국의 비중은 1990년에는 1.8%에 지나지 않았으나 2000년 3.9%(세계 7위), 2008년에는 8.9%(세계 2위)로 크게 증가하였다. 수입의 경우도 수출과 유사한 추이를 보이고 있으며 1990년 1.5%를 기록하였던 세계 총수입 중 중국의 비중은 2008년 수출비중보다 조금 낮은 6.9%(세계 3위)를 기록하고 있다.

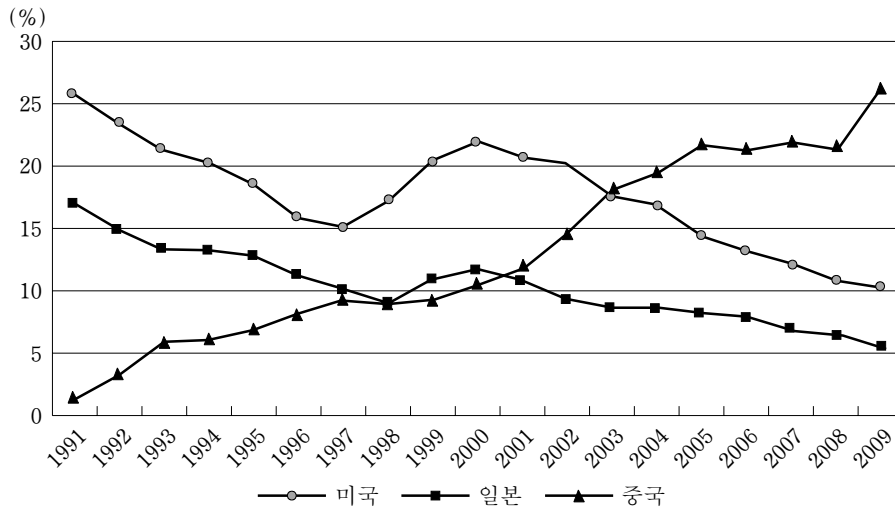
우리나라의 경우에도 전체 수·출입 중 중국의 비중(달러금액 기준)이 지속적으로 증가해 왔다. 수입의 경우 〈그림 2〉와 같이 미국과 일본으로부터의 수입 비중은 지속적으로 줄어들고 동시에 중국으로부터의 수입비중은 지속적으로 증가하고 있다. 중국으로부터의 수입비중은 1990년에는 3.2%에 불과하였으나 2000년에는 8.0%, 2008년에는 약 17.7%까지 증가하였다가 2009년에는 16.9%

1) 2000~2008년 기간 중 중국의 연평균 수·출입 증가율은 수출이 약 25%, 수입은 약 24%이다.



자료: 무역협회.

<그림 2> 우리나라의 주요국 수입비중



자료: 무역협회.

<그림 3> 우리나라의 주요국 수출비중

로 소폭 하락하였다. 수출의 경우에도 1990년 0.9%에 불과하였던 우리나라의 대중국 수출비중이 2000년에는 10.7%, 2009년에는 26.2%까지 증가하였다. 반면 한때 수출대상국 1위였던 미국에 대한 수출비중은 지속적으로 하락하여 2009년에는 10.4%까지 하락하였다.

10 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

〈표 2〉 산업별 중국 수입비중

(단위: %)

구분	1990	1995	2000	2005	2006	2007	2008	2009
전체 산업	3.2	5.5	8.0	14.8	15.7	17.7	17.7	16.9
1차산품	5.0	5.1	7.0	8.6	6.8	7.5	6.3	6.0
공산품	2.6	5.6	8.3	17.1	19.4	21.7	23.1	21.2
경공업제품	11.7	23.8	30.8	37.3	41.8	44.6	42.2	38.9
중화학제품	1.7	3.7	6.4	15.2	17.2	19.6	21.6	19.6
IT제품	0.1	1.5	6.4	19.8	24.7	28.4	31.5	33.1
기타	2.1	4.2	6.5	13.6	14.8	16.8	18.7	15.4

자료: 무역협회.

한편, 중국으로부터의 값싼 수입품 증가로 물가상승이 억제되고 있다는 주장—중국의 ‘디플레이션 수출(deflation export)’—과 관련하여 중국 수입과 수입물가 현황에 대해 살펴보자. 〈표 2〉는 우리나라의 수입품을 1차산품, 공산품 등으로 분류하여 이들 부문의 전체 수입 중 중국으로부터의 수입이 차지하는 비중을 시계열로 나타낸 것이다. 먼저 1차산품의 경우 1995년 전체 1차산품 수입 중 중국으로부터 차지하는 비중이 5.1%였고 이후 점차 증가하여 2005년 한때에는 8.6%까지 증가하다가 다시 감소 추세에 있다. 반면 공산품의 경우 1995년 전체 공산품 수입 중 중국으로부터 차지하는 비중이 5.6%였으나 이후 급증하여 2008년에는 23.1%까지 상승하였다가 2009년에는 21.2%로 소폭 하락하였다.

수입물가 현황을 알아보기 위해 수입품을 농림수산물, 광산품, 공산품으로 나누어 각각의 수입물가(달러기준)상승률 추이를 보면 수입공산품의 물가상승률이 최근 십여 년 간 가장 낮았다는 것을 알 수 있다. 1980~1989년 동안은 전체 수입물가의 연평균상승률보다 공산품 수입물가의 평균상승률이 높았으나, 그 이후 1990~1999년, 2000~2009년의 기간을 살펴보면 공산품 수입물가의 연평균상승률이 항상 전체 수입물가상승률보다 낮았다. 또한 2000년대 들어 그 격차는 더욱 커져 2000~2009년 동안 전체 수입물가는 연평균 약 5%의 상승률을 보였으나 공산품 수입물가는 동 기간 동안 평균 1.8%에 불과하였다. 1990년 이후 전체 기간 동안을 보면 1990~2009년 기간 동안 전체 수입물가는 약 1.8%의 상승률을 보인 반면 공산품 수입물가상승률은 거의 0%(0.02%)에 가까웠다.

만약 중국 공산품의 가격이 빠르게 하락하고 있거나 다른 국가들에 비해 상당히 낮고 중국 공산품 수입비중이 빠르게 증가한다면, 중국 공산품 수입증가

〈표 3〉 수입물가지수 평균증가율

(단위: %)

	1980~1989년 평균	1990~1999년 평균	2000~2009년 평균	1990~2009년 평균
수입물가지수	3.98	-1.37	5.01	1.82
농림수산물	1.99	-0.48	5.61	2.57
광산품	4.26	0.23	15.68	7.96
공산품	4.06	-1.76	1.8	0.02

주: 달러기준.
자료: 한국은행.

는 국내 공산품 수입물가의 상승률 하락으로 귀결될 가능성이 크다. 따라서 중국 공산품 수입비중의 빠른 증가와 낮은 공산품 수입물가상승률과 관련이 있을 가능성이 있다. 한편, 광산품의 경우 2000년대 이전까지 농림수산물이나 공산품에 비해서는 상대적으로 높은 물가상승률을 보였으나 그 차이는 그리 크지 않았다. 하지만 2000년 이후 광산품의 수입물가상승률이 급격히 증가하여 2000~2009년 동안 광산품의 수입물가상승률은 15.7%의 높은 수치를 기록하였다. 이는 글로벌 금융위기 이전까지 많이 우려되었던 국제 원자재가격 급등을 반영하는 것이기도 하다.

중국으로부터 수입증가가 전체 수입물가에 미치는 영향이 직접적인 관계라고 한다면 중국 수입과 생산자물가 간의 간접적인 관계라고 할 수 있다. 즉, 앞서 언급한 바와 같이 중국으로부터의 수입증가는 국내 생산자에게 경쟁압력을 부과하여 생산자물가의 하락을 유도할 가능성이 있다는 것이다. 수입물가의 경우 그 평균증가율이 기간에 따라 증감의 변동을 보인 반면 생산자물가의 경우 1980년 이후 지속적으로 하락해 왔음을 〈표 4〉를 통해 알 수 있다. 하지만 생산자물가를 각 분류별 지수로 나누어 그 평균증가율을 보면 분류별로 다소 차이가 있다. 광산품과 전력, 수도 및 도시가스의 경우 1990년대 크게 하락하였다가 2000년대 들어서는 증가율이 오히려 상승한 것을 알 수 있다. 광산품의 경우 원유 등의 에너지 관련 수입 원자재가격 상승이 원인이며, 전력, 수도 및 도시가스 부문의 경우 수입 원자재를 주원료로 사용함에 따른 결과로 보인다.

중국으로부터 수입증가가 가장 높았던 공산품의 경우에는 지속적인 하락세를 보였으며 1990년 이후, 즉 1990~2009년 평균증가율은 약 3%로 낮은 수준의 평균물가상승률을 보였다. 서비스부문의 경우 무역확대로 인한 대외 경쟁압력

12 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

〈표 4〉 생산자물가지수 평균증가율

(단위: %)

항 목 명	1980~1989년 평균	1990~1999년 평균	2000~2009년 평균	1990~2009년 평균
총지수	6.91	3.72	2.24	2.98
상품	6.91	3.71	2.37	3.04
농림수산물	7.8	6.48	2.78	4.63
광산물	11.67	2.05	5.15	3.60
공산물	6.78	3.29	2.67	2.98
전력, 수도 및 도시가스	7.27	2.95	4.05	3.50
서비스 ¹⁾	N.A.	6.80	1.88	2.64

주: 1) 서비스부문의 1990~1999년 평균값은 1996~1999년 3년간 평균임.
 자료: 한국은행.

이 매우 약한 부문임에도 불구하고 공산품과 거의 비슷한 수준의 낮은 물가상승률을 보인 점이 특이할 만하다. 이 점은 생산자물가의 경우 중국과의 무역 증대 여부와 상관없이 어떤 요인으로 인해 추세적으로 상승률이 하락하였을 가능성도 있다는 것을 의미하기도 한다.

2. 기존 문헌 검토

본 연구에서 분석하고자 하는 ‘중국 효과’는 사실상 무역의 확대 또는 세계화가 국내 가격에 미치는 영향에 대한 논의의 연장선에 있는 주제이다. ‘중국 효과’에 관심을 두는 이유는 세계화와 가격 간의 관계에 있어 중국과의 무역이 중요한 역할을 하고 있다는 견해에 따른 것이다. 그러므로 세계화에 따른 가격 안정의 효과에 관한 논의와 ‘중국 효과’에 관한 논의는 기본적으로 동일한 이론적 논의구조를 가진다. 다만 ‘중국 효과’는 보다 구체성을 가지는 문제이며 실증적 성격의 문제이기도 하다. 따라서 세계화와 가격안정에 관한 기존 논의부터 먼저 살펴보기로 한다.²⁾

세계화가 낮은 물가상승률의 중요한 요인이라는 것을 지지하는 측에 따르면 세계화를 통해 직접적·간접적으로 물가안정의 효과를 얻는다고 말한다. 즉, 세

2) 세계화와 물가에 관한 기존 문헌 검토는 이태규(2008)의 내용을 부분적으로 전제하였으며, 박형근·박정민(2007)도 참조하였다.

세계화의 중요한 현상 중의 하나는 무역장벽의 해소이고 이를 통해 수입품의 가격이 낮아지는 직접적 효과가 나타난다는 것이다. 또한 값싼 수입품이 비싼 국산품을 대체하는 효과와 함께 국내 산업들이 경쟁압력의 증가로 보다 효율적으로 변화하게 되는 간접적 효과도 생긴다. 즉, 세계화의 진전으로 국내 기업들은 국제경쟁에 보다 많이 노출되게 되었고 비용절감, 임금상승 억제, 생산성 향상 등에 보다 노력함으로써 제품가격의 하락이라는 간접적 효과를 가져 오며 직접·간접 효과가 합쳐져 전체 가격수준의 상승을 제어하게 된다는 것이다.

세계화와 물가 간의 음(-)의 관계를 뒷받침하고 있는 연구들로는 Sachsida, Carneiro, and Loureiro(2003), Rogoff(2004), Borio and Filardo(2007) 등의 연구가 있다. Sachsida, Carneiro, and Loureiro(2003)의 경우 세계 여러 국가들에 대한 패널분석을 통해 무역개방도(trade openness)와 인플레이션 간에는 음(-)의 관계가 있다고 주장하였다.³⁾ Rogoff는 세계화로 인한 경쟁압력 증가가 낮은 인플레이션의 주요 원인이며, 세계화 과정은 세계경제의 구조를 근본적으로 바꾸는 것이기 때문에 인플레이션 압력은 과거보다 영속적(permanently)으로 낮은 상태가 될 것이라고 예상한다. Borio and Filardo(2007)의 연구에서는 인플레이션에 대해 해외부문 변수가 국내부문보다 더 큰 영향을 미친다는 결과를 제시하면서 세계화와 국내 인플레이션 간에 높은 상관관계가 존재한다고 주장하였다.

반면 Ball(2006)은 세계화가 인플레이션의 장기수준(long-run level) 및 동학적 구조(structure of inflation dynamics)에 영향을 미치지 않았다고 주장하였다. 또한 Ball(2006)은 무역의 증대가 인플레이션에 미친 영향은 미미한 수준이며, 최근 십여 년 동안 지속된 저인플레이션에는 중앙은행의 신뢰성 증대 등의 다른 요인이 있다고 주장하였다. Alfaro(2005)의 경우 단기적으로 개방도의 인플레이션 억제효과는 크지 않고 각국의 정책공조를 통한 고정환율의 유지가 보다 더 큰 인플레이션 억제효과가 있다고 주장하였다. 그리고 저렴한 수입소비재로 인한 가격안정 효과는 일반균형론적 차원에서는 제한적일 수 있다는 견해(Wynne and Kersting, 2007)가 있다. 값싼 소비재로 인해 가계의 지출 여력이 늘어나게 되고 이는 다른 상품 및 소비재 구매로 이어져 총수요 압력을 증가시키게 된다

3) 무역개방도와 인플레이션 간 관계를 분석하는 패널추정식은 통상 다음과 같은 형태를 띈다.

$$\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Open_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

여기서, $\pi_{i,t}$: 국가 i 의 t 기의 인플레이션을
 $Open_{i,t}$: 국가 i 의 t 기의 무역개방도
 $X_{i,t}$: 통제변수의 벡터

14 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

는 것이다. 또한 전 세계적인 가격안정은 그 동안 주요국의 통화정책이 성공함에 따라 기대인플레이션이 하향 안정화된 데 기인한다는 견해(Mishkin, 2007)도 있다. 우리나라의 경우 최근 이승용·한민(2007), 이태규(2008)의 연구에서 무역 개방도가 인플레이션에 미치는 영향을 추정하였으며 양 변수 간에는 음(-)의 관계가 있다고 보고하고 있다.⁴⁾ 이상의 연구들을 일별해 볼 때 결국 무역과 가격 간의 관계분석은 실증적인 문제로 귀착된다고 할 수 있다.

한편, 최근 세계화의 확대로 교역상대국 간의 경제적 연관성이 깊어짐에 따라 주요 교역상대국의 GDP 갭이 국내 인플레이션에 미치는 영향이 커진다는 분석이 대두하였다. 해외부문이 국내 인플레이션에 미치는 영향분석은 통상 기대반영 필립스곡선(expectations-augmented Philips curve) 추정을 통해 이루어진다.⁵⁾ Borio and Filardo(2007)의 연구에서는 인플레이션에 대해 해외부문 변수가 국내부문보다 더 큰 영향을 미친다는 결과를 제시하면서 세계화와 인플레이션이 깊은 관련이 있다고 주장하였다. Castelnovo(2007)는 미국의 기대인플레이션이 국내 GDP 갭보다 해외 GDP 갭에 더 크게 영향을 받는 것으로 분석하고 있다.

한편, 세계화가 가격안정에 미치는 영향에 대해 회의적인 실증연구도 존재한다. Tootell(1998)의 연구에서는 필립스곡선 추정을 통해 미국의 경우 세계화가 직접적으로 미국 인플레이션에 미치는 영향을 발견할 수 없다고 주장하였으며, 앞서 언급한 Ball(2006)의 연구에서도 세계화와 가격안정 간의 의미 있는 실증적 근거가 존재하지 않는다고 보고하였다. 한편, Ihrig *et al.*(2007)의 연구에서도 OECD 11개국을 대상으로 실증분석을 한 결과 세계화가 해당 국가의 가격안정에 중요한 역할을 한다는 뚜렷한 증거를 찾을 수 없었다고 주장하고 있다.

또한 Kuroda and Kawai(2002), Roach(2002) 등의 언론 기고 및 투자은행 보고서를 통해 촉발된 중국의 ‘디플레이션 수출’ 주장은 세계화의 영향에 대한 구체적인 예로 논의되어 왔다. Morimoto *et al.*(2003)는 구조적 VAR(structural

4) 이승용·한민의 경우 해외 GDP 갭이 인플레이션에 미치는 영향도 분석하였는데, 해외 GDP 갭의 추정계수가 통계적으로 유의하지는 않았다.

5) 기대반영 필립스곡선 추정식은 통상 다음과 같다.

$$\pi_t - \pi_t^e = \beta_0 + \beta_1 Gap_t^D + \beta_2 Gap_{i,t-1}^F + \psi X_{t-1} + \epsilon_{i,t}$$

여기서, π_t : 인플레이션을

π_t^e : 기대인플레이션을

Gap_t^D : 국내 GDP 갭

$Gap_{i,t-1}^F$: 해외 국가 i 의 GDP 갭

X_t : 통제변수의 벡터

VAR)모형 추정을 통해 중국을 포함한 신흥국가(emerging economies)로부터의 공급충격이 글로벌 인플레이션을 억제하였다고 분석하면서 ‘중국 효과’의 존재를 제기하였다. 미국의 사례를 연구한 Kamin *et al.*(2004)에서는 개별 상품자료를 이용한 실증분석을 통해 미국의 경우 중국으로부터의 수입증가가 전체 수입물가 하락에 긍정적인 역할을 하였지만, 생산자물가 및 소비자물가에 미치는 영향은 불확실하다고 분석하면서 ‘중국 효과’는 ‘그리 크지 않았다(modest)’고 판단하고 있다. 한편, Feyzioglu and Willard(2006)의 경우 ‘중국 효과’를 중국의 가격수준 변화와 다른 나라의 가격수준 변화 간의 관계를 VAR 추정을 통해 간접적으로 검증하였는데 중국의 인플레이션이 미국, 일본의 가격변화에 미치는 영향은 매우 제한적이라고 분석하고 있다.

Ⅲ. 연구의 방법론

본 연구는 기존의 연구에서는 사용하였던 필립스곡선의 추정이나 VAR 추정의 방식과는 달리 직접적으로 중국의 수입비중 변화와 가격상승률 간의 함수관계를 설정하고 이를 추정하는 방식을 취한다. 중국으로부터의 수입가격이 타 국가에 비해 충분히 낮은 수준이고 중국의 수입비중이 전체 수입에서 차지하는 비중이 상당하다면, 중국으로부터의 수입증가는 수입물가의 하락(또는 그 증가율의 하락)을 가져올 것이다. 한편, 상대적으로 가격이 낮은 상품수입의 증가는 수입상품의 가격수준 외에도 해당 상품을 생산하는 국내 생산자들에게 경쟁압력으로 작용하여 국내 생산상품의 가격억제 효과도 가져올 수 있다. 또한 상대적으로 가격이 낮은 중간재 수입이 증가한다면 비용감소의 효과로 최종 생산가격 인하의 효과도 기대할 수 있다. 따라서 수입물가와 생산자물가를 가격변수로 정하고 중국 수입비중의 변화가 이들 가격변수와 어떤 관계를 가지는가를 실증적으로 검증한다.⁶⁾ 분석을 위하여 총합자료(aggregate data)와 개별 상품자료를 이용하여 거시적 및 미시적 차원의 실증분석을 시도하였다. 본 연구의 거시적 분석에서는 국가별 패널자료를 이용하였으며, 미시적 분석의 경우 국가별 개별 상품에 대한 자료를 구하기 어려우므로 우리나라에만 국한하였다. 방법론

6) 대표적인 가격지표인 소비자물가는 분석에서 제외하였다. 소비자물가의 경우 비교역제인 서비스부문이 차지하는 비중이 상당히 크므로 중국 상품 수입으로 인한 직접적 영향은 제한적이라고 볼 수 있기 때문이다.

16 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

차원에서 보자면 거시적 분석의 경우 무역개방도와 물가상승률 간의 관계를 분석한 기존의 패널분석 연구들과 유사하고, 미시적 분석의 경우 Kamin *et al.* (2004)과 같이 미국의 개별 상품자료를 이용한 연구와 동일선상에 있다고 하겠다.

1. 거시자료 분석

(1) 중국 수입비중과 수입물가

먼저 중국 수입비중의 변화와 수입상품의 가격수준 변화와의 관계를 살펴보기 위해 다음과 같은 패널추정식을 설정한다. 수입상품 가격수준의 변화는 수입물가지수의 증가율로 측정한다. 중국 수입비중은 전체 수입금액 중 중국으로부터의 수입금액이 차지하는 비중이다. 식 (1)의 추정을 통해 한 나라의 중국 수입비중이 증가하였을 때 해당 국가의 수입물가증가율이 얼마나 영향을 받는가를 알 수 있다. 만약 ‘중국 효과’가 존재한다면 중국 수입비중 변화(%p)에 대한 추정계수는 음(-)의 값을 나타낼 것이다.

$$\begin{aligned} IMP_{i,t} = & \alpha_i + \beta_1 Share_{i,t}^c + \beta_2 Oilprice_t + \beta_3 Import_{i,t-1} \\ & + \beta_4 IMP_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (1)$$

여기서, $IMP_{i,t}$: i 국의 t 기의 수입물가지수(달러 기준) 증가율

$Share_{i,t}^c$: i 국의 t 기의 중국으로부터의 수입비중(%) 변화분(%p)

$Oilprice_t$: t 기의 국제유가(두바이유 기준)증가율

$Import_{i,t-1}$: i 국의 $t-1$ 기의 수입증가율

α_i : 개별 효과 더미, $i=1, \dots, N$

한편, 가격변수가 가지는 추세적 성향, 또는 자기상관(auto correlation)적인 성격을 고려하여 종속변수의 전기(前期) 값을 설명변수로 선택하였다. 다른 통제변수의 하나로 국제유가증가율을 선택하였는데 국제유가증가율은 수입상품의 비용에 영향을 주는 중요한 변수이며 양(+)의 값을 가진 추정계수를 예상한다.⁷⁾ 또한 수입물가에 대한 수요 측면에서 영향을 고려하기 위하여 수입증가율을 설명변수의 하나로 선택하였다. 같은 기간 동안의 수입물가와 수입증가율 간에는 내생성이 존재할 수 있으므로 전기(前期) 수입증가율을 도구변수로 삼았다.⁸⁾ 수요증가에 의한 가격상승 효과를 고려할 때 전기 수입증가율의 추정계

7) 국제유가증가율은 자료상의 모든 국가들에게 공통으로 적용되는 변수이므로 시간더미(time dummy)와 같은 효과를 가진다.

수는 양(+)⁸⁾의 값을 예상한다. 위의 추정식에서 종속변수의 시차를 설명변수에 포함하고 있으므로 Arellano-Bond(1991)의 동태적 패널추정(dynamic panel estimation) 방식을 사용하여 추정을 한다. 표본의 출처로는 중국 수입비중은 무역협회 자료를 바탕으로 계산하였으며 그 외 자료는 'DATASTREAM'에서 추출하였다. OECD 회원국 중 일관성 있는 자료를 얻을 수 있는 16개국에 대해 1996년부터 2008년까지의 패널자료를 구성하여 분석하였다.⁹⁾

(2) 중국 수입비중과 생산자물가

한편, 중국으로부터의 수입비중 증가는 국내 상품의 생산가격 수준에도 직·간접적인 영향을 미칠 수 있다. 먼저 직접적으로는 가격이 상대적으로 싼 중국산 중간재의 사용이 증가할 경우 생산비용의 감소로 가격하락을 기대할 수 있다. 또한 간접적으로 가격이 상대적으로 싼 중국 상품의 수입증가는 국내 생산자에게 강한 경쟁압력으로 작용하게 되어 생산가격 하락으로 이어질 수도 있다. 결국 이 같은 요인들의 복합적 작용이 중국 수입증가가 생산자물가증가에 영향을 미치게 된다.¹⁰⁾ 이와 같은 중국 수입비중 증가에 따른 영향을 살펴보기 위해 다음과 같은 추정식을 설정하였다.

$$PP_{i,t} = a_i + \beta_1 Share_{i,t} + \beta_2 GDP_{i,t} + \beta_3 Exchange_{i,t} + \beta_4 Ipratio_{i,t} + \beta_5 M_{i,t} + \beta_6 Oilprice_t + \beta_7 PP_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

- 여기서, $PP_{i,t}$: t 기의 i 국의 생산자물가(달러 기준)증가율
- $Share_{i,t}$: t 기의 i 국의 중국으로부터의 수입비중 변화분(%p)
- $GDP_{i,t}$: t 기의 i 국의 GDP 증가율
- $Exchange_{i,t}$: t 기의 i 국의 대달러 평균환율증가율
- $Ipratio_{i,t}$: t 기의 i 국의 수입/GDP 비중(%) 변화분(%p)
- $M_{i,t}$: t 기의 i 국의 통화량(M_2)증가율
- $Oilprice_t$: t 기의 국제유가증가율
- a_i : 개별 효과더미(dummy), $i=1, \dots, N$

8) 수입증가율에 대한 도구변수로 GDP 증가율도 생각해 볼 수 있다. 결과적으로는 수입증가율, 전기(前期) 수입증가율, GDP 증가율 중 어떤 변수를 선택하여도 추정결과는 대동소이하였다.

9) 16개국은 호주, 오스트리아, 덴마크, 핀란드, 독일, 그리스, 헝가리, 일본, 한국, 뉴질랜드, 폴란드, 포르투갈, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국이다.

10) 종속변수인 생산자물가증가율은 비교역상품(non-tradable goods)에 대한 생산자물가의 증가율도 포함하고 있다. 따라서 중국으로부터의 수입품이 전체 생산자물가에 미치는 영향은 과소평가될 수도 과대평가될 수도 있다. 정확한 분석을 위해서는 교역재에 대한 생산자물가증가율만을 추출하는 것이 필요하나 여러 국가에 대한 이러한 자료를 얻을 수가 없다.

18 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

중국 수입비중의 변화분 외에 다른 통제변수로는 GDP 증가율, 대달러 환율, 수입의 GDP 대비 비중(%), 통화량증가율, 국제유가증가율 등을 포함하였다. 수입의 GDP 대비 비중은 해외로부터의 경쟁압력으로 인한 물가하락 효과를 설명한다. GDP 대비 수입비중이 높을수록 해외로부터의 경쟁압력이 높을 것이라 예상할 수 있으므로 수입에 의한 생산자물가 억제효과가 더 클 수 있기 때문이다. 따라서 이 변수의 추정계수로는 음(-)의 값을 기대한다. 통화량증가율은 국내 유동성을 대표하는 변수로서 사용하였는데 통화량 지표로는 M_2 를 사용하여 추정에 활용하였다.¹¹⁾ 또한 앞의 추정식과 마찬가지로 국제유가증가율과 종속변수의 전기 값도 설명변수로 선택하였다. 통화량증가율, 국제유가증가율, GDP 증가율, 대달러 환율변수에 대해서는 양(+)의 추정계수값을 예상한다. 위의 식 추정에 있어서도 Arellano-Bond의 동태적 패널추정 방식을 사용한다. 패널자료의 출처는 앞의 수입물가 분석의 경우와 동일하다.

2. 미시자료 분석

(1) 중국 수입비중과 수입물가

미시적 분석에서는 개별 상품(또는 상품군)의 중국 수입비중을 이용하여 특정 상품의 중국 수입비중 변화가 해당 상품의 가격변화에 어떤 영향을 미치는지를 살펴본다. 특정 상품군에 있어 중국으로부터의 수입가격이 타 국가에 비해 충분히 낮은 수준이고(또는 가격하락이 빠르게 진행되고), 해당 상품군에 있어 중국 수입비중이 크게 증가할 경우(또는 중국 수입비중이 상당히 높을 경우)는 그 상품군의 수입물가상승률 하락을 유도할 것이라고 기대할 수 있다. 기본적으로 Kamin *et al.*(2004)의 방법론을 인용하여 특정 상품의 중국 수입비중 변화와 해당 부문의 가격상승률 간의 관계를 추정하며 추정식은 다음과 같다.

$$IMP_i = \beta_0 + \beta_1 Share_i^c + \beta_2 Share_{i, initial}^c + \beta_3 IMP_{i, initial} + \epsilon_i \quad (3)$$

여기서, IMP_i : 일정 기간 동안 i 부문(또는 상품)의 수입가격 평균증가율

$Share_i^c$: 일정 기간 동안 i 부문의 중국 수입비중(%) 평균변화

$Share_{i, initial}^c$: 일정 기간의 초기시점 i 부문의 중국 수입비중

11) 통화량 변수는 유동성을 대표하는 변수임과 동시에 통화정책변수의 성격을 지닌다. 단, 유의할 점은 최근 상당수의 국가에서 이자율을 통화정책수단으로 선택하고 있어 통화정책변수로는 이자율 변수를 선정하는 것이 보다 타당할 수 있다. 하지만 각국의 채권수익률에 대한 일관성이 있는 자료, 즉 동일한 만기와 동일한 위험도를 가진 채권에 대한 수익률을 구하기 어려워 본 논문에서는 통화량 변수로 대응하기로 한다.

$IMP_{i, initial}$: 일정 기간의 초기시점 i 부문의 수입가격증가율

위의 추정식은 일정 기간 동안 i 상품(군) 각 변수의 평균변화(율) 간의 관계를 주 분석대상으로 하는 횡단면 분석모형이다.¹²⁾ 중국 수입품의 가격이 다른 국가들로부터의 수입품보다 상대적으로 낮다면 일정 기간 동안 i 부문의 중국 수입비중 평균변화($Share_i^c$)와 동 기간 동안 해당 부문의 수입가격 평균증가율과는 음(-)의 관계를 가질 것으로 기대할 수 있다. 또한 분석기간의 시작 시점에서 중국 수입비중($Share_{i, initial}^c$)이 높은 부문일수록 수입가격 평균상승률도 낮을 것이라고 기대할 수 있다. 따라서 $Share_i^c$ 와 $Share_{i, initial}^c$ 변수의 추정계수는 음의 값을 나타낼 것으로 기대한다.

한편, 이들 추정계수는 저가의 중국 수입품으로 인한 직접적 효과를 나타내기도 하지만 경쟁압력에 따른 간접적 효과도 내포하고 있다. 즉, 중국으로 인해 다른 국가로부터 해당 품목의 수입도 가격하락 압력을 받게 되어 전체적으로 해당 품목의 수입가격(상승률) 하락으로 이어지는 효과도 추정계수에 내포되어 있다는 것이다. 또한 해당 부문이 중국으로부터의 수입 외에 다른 요소로 인해 —가령 시장구조 또는 국제경쟁 압력— 가격하락 압력을 받고 있을 수 있으므로, 이를 통제하기 위해 횡단면 분석의 초기 시점의 수입가격증가율($IMP_{i, initial}$)을 추가로 설명변수에 포함시켰다. 특정 부문에서 중국으로부터의 수입 외에 구조적 요인으로 인한 가격(또는 가격증가율) 하락 또는 증가가 진행되고 있는 경우, 즉 가격변화의 지속성을 통제할 필요성이 있기 때문이다.

먼저 한국과 중국의 국교 수교 이후 1993년부터 2007년까지를 표본기간으로 설정하였다. 품목별 수입물가지수의 각 품목에 대해 중국 수입비중을 산출하고 해당 품목의 중국 수입비중 및 그 비중의 변화가 그 품목의 수입물가지수 증가율에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본다. 이를 위해서는 한국은행의 수입물가지수 통계상의 품목과 무역협회의 무역통계에서의 품목을 매치(match)시켜야

12) 패널형태의 표본을 구성할 수도 있지만 자료의 성격이 정확한 패널자료라고는 할 수 없기 때문에 상품별 평균자료를 이용한 횡단면 분석을 시도하였다. 확보된 자료가 연도별 특정 상품군의 자료이기는 하지만 그 자료가 연도별로 동일한 상품군의 정보는 아니다. 즉, 명칭이 동일한 상품군의 자료를 이용하지만 연도별로 질(quality) 등이 동일한 상품군은 아닌 것이다. 게다가 상품군에 포함되는 상품의 종류도 다양한 경우가 많으므로(부록의 상품명 참조) 패널자료로 쓰기에는 적합하지 않다. 일반적으로 패널자료는 일정 시계열 동안 동일한 대상(동일한 개인, 기업 등)을 추적하여 이에 대한 정보를 바탕으로 이루어진다. 본 연구는 동일한 명칭으로 분류되는 상품군에 대한 정보를 사용하지만 매 시계열마다 정확하게 동일한 상품군은 아니기 때문에 패널분석보다는 상품군에 대한 평균적 정보를 이용한 횡단면 분석이 타당할 것으로 판단된다.

20 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

한다. 수입물가지수에서의 품목은 ‘수입액이 모집단거래액의 1/2,000 이상의 거래비중을 가지는 품목으로서 동종 산업 내 상품군의 가격변동을 대표하면서 가격적 품질규격 등이 균일하게 유지되고 가격시계열 유지가 가능한 품목’이라는 기준으로 선정된다. 따라서 수입물가지수 통계상의 품목들은 무역통계상의 품목들보다 그 수가 훨씬 적을 수밖에 없으며 결국 수입물가지수 품목을 기준으로 표본이 구성된다.

수입물가지수의 품목과 동일한 품목의 중국 수입비중을 MTI(Ministry of Trade and Industry: 산업별·품목별 수출·입 분류체계) 코드를 기준으로 추출하였다. MTI 코드를 기준으로 한 이유는 수입물가지수 통계상의 품목들보다 HS 및 SITC 코드¹³⁾로 분류된 품목들은 한층 더 세분화되어 있기 때문에 이들 코드를 기준으로 추출한 품목명과 수입물가지수의 품목명이 부합하지 않는 경우가 많기 때문이다. 반면 MTI 코드는 비슷한 종류의 몇 개의 HS 코드를 묶어 코드와 품목명을 부여한 체계이므로 수입물가지수의 품목명과 일치하는 경우가 많다. 수입물가지수 품목 중에서도 근래에 지수에 편입되어 시계열이 짧은 품목들도 많고 중국으로부터의 수입이 거의 없거나 수입이 매우 불규칙적인 품목들도 있어 통계적 분석에 오류를 야기시킬 수 있는 품목들은 제외하였다. 이 상과 같이 수입물가지수 품목들과 무역통계상 품목들을 매치과정을 거쳐 최종적으로 95개 품목¹⁴⁾을 선별하였다.

(2) 중국 수입비중과 생산자물가

중국으로부터의 수입비중 증가가 수입물가 변화에 영향을 미치는 것이 직접적인 효과라면 생산자물가에 미치는 효과는 간접적 효과라고 할 수 있다. 저가의 중국 수입품 비중증가는 국내 생산자에게 경쟁 격화를 유발하여 가격하락 압력을 부과한다. 한편, 중국으로부터 수입된 저가의 중간재 사용증가도 생산자 가격의 하락요인으로 작용하나 품목별 분석에서는 이 효과를 분석할 수는 없다. 이는 분석방법이 특정 품목의 중국 수입비중 증가와 해당 품목의 국내 생산자 가격의 변화 간의 관계를 분석할 수는 있지만, 중국산 중간재의 수입증가가 최종재의 생산자 가격에 미치는 영향을 명시적으로 분석하는 것은 아니기 때문이다. 한편, 앞의 거시적 분석에는 총합자료를 사용하기 때문에 중국 수입비

13) HS 코드는 Harmonized System(국제통일상품명 및 부호체계)를 의미하며 SITC 코드는 Standard International Trade Classification(국제표준무역분류)를 의미한다.

14) 자세한 품목명은 부록의 <부표 4> 참조.

중 증가의 효과에는 경쟁의 효과와 중간재 수입증가의 효과가 복합적으로 내포되어 있다고 할 수 있다. 중국으로부터의 수입변화와 생산자가격 변화 간의 관계 분석을 위해 앞 절의 추정식과 같은 형태의 횡단면 분석모형을 상정할 수 있다.

$$PP_i = \beta_0 + \beta_1 Share_i^c + \beta_2 Share_{i, initial}^c + \beta_3 PP_{i, initial} + \epsilon_i. \quad (4)$$

여기서, PP_i : 일정 기간 동안 i 부문의 생산자가격 평균증가율

$PP_{i, initial}$: 일정 기간의 초기시점 i 부문의 생산자가격 증가율

한편, 위의 추정식에서 추가적으로 고려해야 할 사항은 특정 부문의 생산자가격은 해당 부문에서 수입품의 시장점유율이 높을수록 수입가격에 민감할 수 있다는 사실이다. 즉, 특정 시점에서 수입품의 시장점유율이 높은 부문의 경우 해당 수입품가격이 추가적으로 하락한다면 해당 부문 국내 생산자는 수입품의 시장점유율이 낮은 부문보다는 상대적으로 더 높은 경쟁압력을 받게 된다. 수입품의 시장점유율 효과를 추정식에 반영하기 위해 수입침투율(Import Penetration Ratio: IMPR) 개념을 활용한다. 통상 수입침투율은 수입액/(출하액+수입액-수출액)으로 정의된다. 일정 기간 동안 중국 수입비중 변화의 영향력을 보자고 할 때 수입침투율이 높은 부문에서 중국 수입비중 증가는 그렇지 않는 부문보다 더 강한 가격하락 압력을 부과하므로 수입침투율이 가중치와 같은 작용을 하게 된다. 따라서 중국 수입비중의 영향은 가중치 형태로 나타낼 수 있다. 즉, 중국 수입비중과 관련된 변수의 계수는 $\beta_j = \delta_j + \gamma_j IMPR$ 의 형태로 나타낼 수 있고, 이를 위 추정식 β_1, β_2 계수에 대입하여 정리하면 다음과 같은 추정식을 얻을 수 있다.

$$PP_i = \beta_0 + \beta_1 Share_i^c + \beta_2 Share_{i, initial}^c + \beta_3 PP_{i, initial} + \beta_4 SHIMPR_i + \beta_5 ISHIMPR_i + \epsilon_i. \quad (5)$$

여기서, $SHIMPR_i$: $Share_i^c \times IMPR_{i, initial}$

$ISHIMPR_i$: $Share_{i, initial}^c \times IMPR_{i, initial}$

$IMPR_{i, initial}$: 일정 기간의 초기시점 i 부문의 수입침투율

이 연구에서는 생산자물가의 기본분류¹⁵⁾를 기준으로 한 품목별 생산자물가와

15) 기본분류 생산자물가의 품목을 보다 세분화할 수도 있으나 이 경우 수입침투율 계산이 어려워진다(수입침투율 계산에 사용되는 출하액은 기본적으로 표준산업분류에 의거 공표).

22 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

무역협회의 품목별 수입통계(MTI 코드분류 기준)를 서로 매치하여 분석가능한 품목들을 선별하였다. 그리고 이 품목들에 대해 통계청의 산업별 출하액과 무역협회의 수출·입 통계를 이용하여 품목별 수입침투율을 계산하였다.¹⁶⁾ MTI 코드를 기준으로 한 이유는 앞의 수입물가 분석에서와 같다. 생산자물가 분류와 MTI 코드분류, 통계청 산업별 분류가 반드시 일치하지는 않기 때문에 필요한 경우 품목별 또는 산업별 통합 및 조정을 통하여 자료를 구축하였다.¹⁷⁾ 이 과정을 통하여 선별된 품목은 모두 공산품으로서 총 81개 품목¹⁸⁾이며 분석기간은 1999년에서 2006년¹⁹⁾이다.

IV. 실증분석

1. 거시자료 분석

(1) 중국 수입비중과 수입물가

〈표 5〉는 중국 수입비중 변화와 수입물가증가율 간의 관계를 동태적 패널모형을 이용하여 추정한 결과이다.²⁰⁾ 주 관심대상인 중국 수입비중 변화($Share_{i,t}^c$)에 대한 추정계수는 예상대로 음(-)의 값을 가졌지만 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하지는 않았다. 전체적으로 one-step 및 two-step 추정 모두 유사한 결과를 얻었으며 추정계수의 부호 또한 예상한대로 나타났다. 단, 종속변수의 시차변수의 경우 one-step과 two-step에서 상반된 결과를 얻었다.²¹⁾ 한편, 동태

16) 품목별 수출·입 통계는 달러기준이며 출하액은 원화기준이므로 평균 원/환율을 사용하여 수출·입 통계를 원화로 환산하여 수입침투율을 계산하였다.

17) 생산자물가 분류를 기준으로 하고 이 분류기준에 MTI 코드에 따른 품목별 수입통계 및 통계청의 산업별 출하액 통계를 매치하였다.

18) 자세한 품목명은 부록의 〈부표 5〉 참조.

19) 수입침투율 계산을 위하여 산업별 출하액을 이용하는데 통계청의 산업별 분류가 최근 개정(9차 표준산업분류 개정, 2008년 2월 시행)되어 일관된 자료확보를 위하여 8차 개정 산업별 분류를 기준으로 삼아 자료의 기간을 설정하였다.

20) 동태패널모형 추정에 있어 과다하게 많은 도구변수를 사용할 경우 과대식별 조건에 대한 검정력을 약하게 만든다. 적절한 도구변수의 수에 대한 뚜렷한 기준은 없는데 일부에서는 도구변수의 수가 패널의 수보다 많지 않도록 하는 것을 권고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 도구변수를 시차를 2기로만 제한하여 도구변수의 수가 패널의 수보다 많지 않도록 하였다. 참고로 도구변수의 수를 제한하지 않아도 추정결과에는 큰 영향은 없었다.

21) 표본이 크지 않은 경우 변수에 따라 one-step과 two-step 추정결과가 상당히 다르게 나타나는 경우가 있다고 알려져 있다.

〈표 5〉 중국 수입비중의 수입물가에 대한 영향

설명변수	one-step		two-step	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
$Share_{i,t}^c$	-0.158	-1.23	-0.017	-1.52
$Oilprice_t$	0.060	1.97*	0.064	3.10***
$Import_{i,t-1}$	0.209	2.06*	0.163	1.62
$IMP_{i,t-1}$	-0.260	2.67**	0.289	3.25***
주요 통계치	AR(2) test 값=0.48 (P-value=0.632)		AR(2) test 값=0.58 (P-value=0.563) Hansen test 값=11.79 (P-value=0.300)	

주: 1) 종속변수는 $IMP_{i,t}$ 임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 표시함.

3) t 값은 이분산(heteroskedasticity)에 견고한(robust) 값임.

적 패널모형의 과대식별(over-identifying) 조건의 적절성을 검정하기 위해 Hansen 테스트를 실시하였고, 검정결과 과대식별이 적절하다는 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각하지 못하여 모형설정은 타당한 것으로 판단된다.²²⁾ 또한 모형의 오차항($e_{i,t}$)의 자기상관 여부는 차분오차항($\Delta e_{i,t}$)에 2계 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정함으로써 판단할 수 있다. 검정통계량은 〈표 5〉의 AR(2) 테스트에 나타나 있는데 one-step 및 two-step 추정 모두에서 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각하지 못하였으므로 오차항의 자기상관은 존재하지 않는 것으로 판단할 수 있다.

(2) 중국 수입비중과 생산자물가

〈표 6〉은 중국 수입비중 변화와 생산자물가증가율 간의 관계를 추정한 결과이다.²³⁾ 중국 수입비중 변화($Share_{i,t}^c$)에 대한 추정계수는 one-step 및 two-step 추정 모두에서 예상대로 음(-)의 값을 가졌고, one-step 추정의 경우 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 하지만 two-step 추정의 경우 10% 유의수준에서

22) 통상 동태적 모형에서 과대식별 조건의 검정은 Sargan test를 통해 이루어진다. 하지만 robust 추정의 경우 Sargan test 값은 불일치(inconsistent)하므로 Hansen test를 이용하며 Hansen test 값은 two-step 추정을 통해 얻어진다(Roodman, 2006).

23) 이 추정에 있어서도 앞 절의 경우와 같이 도구변수의 수를 2기까지로 제한하였다. 마찬가지로 도구변수의 수를 제한하지 않고 추정하여도 결과에는 큰 영향은 없었다.

24 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

〈표 6〉 중국 수입비중의 생산자물가에 대한 영향

설명변수	one-step		two-step	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
$Share_{i,t}^c$	-0.016	-3.04**	-0.013	-1.66
$GDP_{i,t}$	-0.149	-7.13***	-0.146	-4.05***
$Ipratio_{i,t}$	0.001	1.93*	0.001	0.88
$Exchange_{i,t}$	-0.015	-1.36	-0.018	-1.27
$M_{i,t}$	0.000	1.22	0.000	0.85
$Oilprice_t$	0.015	1.22	0.014	0.77
$PP_{i,t-1}$	-0.203	-2.25**	-0.192	-1.55
주요 통계치	AR(2) test 값 = -1.67 (P-value = 0.094)		AR(2) test 값 = -1.39 (P-value = 0.164) Hansen test 값 = 9.09 (P-value = 0.524)	

주: 1) 종속변수는 $PP_{i,t}$ 임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 표시함.

3) t 값은 이분산(heteroskedasticity)에 견고한(robust) 값임.

통계적 유의성은 없었다. 다른 통제변수들의 경우 GDP 증가율이 두 경우 모두에서 1% 수준의 통계적 유의성을 보였다. 결과를 종합해 보면, 비록 two-step 추정에서는 $Share_{i,t}^c$ 변수의 추정계수가 통계적 유의성을 가지지 못하였지만 전반적으로는 중국 수입비중 변화와 생산자물가는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 판단된다. 과대식별 조건의 적절성을 검정하기 위한 Hansen 테스트에서는 과대식별이 적절하다는 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각하지 못하므로 모형 설정은 타당한 것으로 판단된다. AR(2) 테스트 역시 one-step 추정에서는 5% 유의수준에서 two-step 추정에서는 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못하고 있으므로 오차항의 자기상관의 존재가능성은 낮다고 판단된다.

2. 미시자료 분석

(1) 중국의 수입비중과 수입물가

〈표 7〉은 1993~2007년 기간 동안 95개 품목의 자료를 이용하여 중국 수입비중 평균변화와 수입물가 평균증가율 간의 관계를 추정한 결과이다. 중국 수

〈표 7〉 중국 수입비중의 수입물가에 대한 영향

설명변수	1993~2007년 평균		1993~2000년 평균		2001~2007년 평균	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값	추정계수	t 값
상수	5.473	7.917***	0.953	1.681*	8.364	8.212***
$Share_i^c$	-1.831	-5.423***	-0.449	-2.259**	-1.398	-3.821***
$Share_{i, initial}^c$	-0.001	-0.019	0.003	0.047	-0.076	-0.610
$IMP_{i, initial}$	-0.027	-0.750	0.024	0.662	-0.026	-0.240
R^2	0.212		0.029		0.219	

주: 1) 종속변수는 IMP_i 임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

3) t 값은 이분산(heteroskedasticity)에 견고한(robust) 값임.

입비중 변화($Share_i^c$)에 대한 추정계수는 예상대로 음(-)의 값을 가졌고 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 다른 설명변수인 분석기간 초기의 중국 수입비중($Share_{i, initial}^c$)의 추정계수에 대해서는 예상한 바와 같은 음의 부호를 나타냈으나 통계적으로는 유의하지 않았다. 초기의 수입물가 증가율에 대한 추정계수도 음의 부호를 나타냈지만 통계적으로 유의하지 않았다.

1993~2007년의 다소 긴 기간의 평균값을 사용하였기 때문에 이를 1993~2000년과 2001~2007년의 두 기간으로 나누어 시기별 차이가 존재하는지를 알아보았다. 1993~2000년과 2001~2007년 두 기간을 대상으로 한 추정에서도 중국 수입비중의 변화가 수입물가 평균증가율에 미치는 영향은 음(-)으로 나타났다. 1993~2000년의 경우 5% 수준에서 통계적으로 유의하였으며, 2001~2007년의 경우에는 1% 수준에서 유의하였다. 한편, 초기의 중국 수입비중과 초기의 수입물가증가율에 대해서는 두 기간 모두에서 예상한 바와 같이 음의 부호를 나타냈으나 통계적 유의성을 확보하지는 못하는 것으로 나타났다. 결국 시기를 나누어 추정을 하여도 결과는 대동소이한 것으로 나타났다.

한편, 앞에서 살펴본 바와 같이 우리나라는 중국으로부터의 수입 중 공산품 비중이 매우 높기 때문에 공산품만 따로 분류하여 추정해 보았다. 농산품 및 광산품을 제외한 공산품 샘플은 83개이며 이를 기초로 앞의 추정과 동일하게 기간을 나누어 추정해 보았다. 그 결과는 〈표 8〉과 같다. 먼저 전체 기간인 1993~2007년 동안의 평균자료를 이용한 분석에서 중국 수입비중 변화($Share_i^c$)에 대한 추정계수는 예상대로 음(-)의 값을 가졌고 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 앞에서 전체 품목을 대상으로 한 추정결과와 비교해 볼 때 추정계수

26 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

〈표 8〉 중국 수입비중의 수입물가에 대한 영향(공산품)

설명변수	1993~2007년 평균		1993~2000년 평균		2001~2007년 평균	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값	추정계수	t 값
상수	5.313	6.745***	0.967	1.553	7.794	6.183***
$Share_i^c$	-1.862	-5.298***	-0.526	-1.778*	-1.345	-3.244***
$Share_{i, initial}^c$	-0.009	-0.238	0.070	0.877	-0.076	-0.556
$IMP_{i, initial}$	-0.020	-0.429	0.029	0.592	-0.032	-0.270
R^2	0.212		0.030		0.213	

주: 1) 종속변수는 IMP_i 임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

3) t 값은 이분산(heteroskedasticity)에 견고한(robust) 값임.

의 크기면에서는 대동소이한 결과를 얻었다. 1993~2000년과 2001~2007년의 두 기간으로 나누어 추정하였을 때도 $Share_i^c$ 변수의 추정계수는 모두 음의 부호를 나타냈고, 1993~2000년 기간 분석에서는 10% 수준에서 통계적 유의성을, 2001~2007년 기간 분석에서는 1%에서 통계적 유의성을 나타냈다. 다른 설명변수인 초기의 중국 수입비중 및 수입물가증가율에 대한 추정계수도 전체 품목을 대상으로 한 분석과 유사한 결과를 보였다.

(2) 중국의 수입비중과 생산자물가

먼저 중국 수입비중 변화($Share_i^c$)의 추정계수는 예상대로 음(-)의 값을 가졌으며 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 하지만 그 밖의 설명변수들은 대부분 통계적 유의성을 확보하지 못하였고 몇몇 추정계수는 예상하였던 부호를 나타내지 못하였다. 한편, 수입침투율변수($IMPR$)의 값 중 특이치(outlier)가 관찰되었다. 1999년의 '건설 및 광산용 기계장비 제조업'의 수입침투율은 14,840.92%로 나타났다. 그 다음 해인 2000년에는 22.7%였고 그 이후 평균적으로 20% 대를 유지하고 있다. 통계를 보면 동 산업의 1999년 출하액이 유독 다른 연도의 절반도 되지 않아 이 같은 결과가 나타난 것으로 보인다. 따라서 이 특이치를 제외하고 평균자료를 구축하여 다시 추정한 결과, $Share_i^c$ 의 추정계수는 예상대로 음(-)의 값을 가졌지만 통계적 유의성을 가지지는 않았다. 하지만 다른 변수들의 추정계수는 특이치를 제외한 경우 기대했던 부호를 가졌으며 일부는 통계적으로도 유의하였다. 특이치를 제외한 후의 추정결과는 원래의 표본으로 추정한 것과 비교하여 $Share_i^c$ 의 추정계수의 통계적 유의성은 사라지는 결과를

〈표 9〉 중국 수입비중의 생산자물가에 대한 영향 1

설명변수	기본표본(표본수: 81)		특이치 제외(표본수: 80)	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
상수	2.217	2.796***	2.404	3.430***
$Share_i^c$	-0.737	-2.175**	-0.164	-0.491
$Share_{i, initial}^c$	0.025	0.776	-0.025	-0.987
$PP_{i, initial}$	0.321	2.602**	0.272	2.440**
$SHIMPR_i$	0.0001	1.051	-0.032	-3.001***
$ISHIMPR_i$	-0.001	-0.812	0.001	2.003**
R^2	0.264		0.345	

주: 1) 종속변수는 PP_i 임.
 2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.
 3) t 값은 이분산(heteroskedasticity)에 견고한(robust) 값임.

〈표 10〉 중국 수입비중의 생산자물가에 대한 영향 2

설명변수	1999~2002년 평균(표본수: 80)		2003~2006년 평균(표본수: 81)	
	추정계수	t 값	추정계수	t 값
상수	-0.420	-0.633	2.576	2.759***
$Share_i^c$	-0.012	-0.081	0.115	1.024
$Share_{i, initial}^c$	0.052	1.606	-0.047	-1.745*
$PP_{i, initial}$	0.479	5.171***	0.723	11.816***
$SHIMPR_i$	0.0004	0.069	-0.012	-2.494**
$ISHIMPR_i$	-0.001	-1.014	0.001	2.575**
R^2	0.490		0.568	

주: 1) 종속변수는 PP_i 임.
 2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.
 3) t 값은 이분산(heteroskedasticity)에 견고한(robust) 값임.

가져왔지만 전체적으로는 경제이론에 부합하는 결과를 보여주고 있다.

한편, 표본의 기간에 따라 실증분석 결과가 어떻게 달라지는지를 알아보기 위해 현재의 표본기간(1999~2006년)을 두 기간, 즉 1999~2002년과 2003~2006년으로 나누어 동일한 분석을 시도하였다. 앞에서 언급한 특이치는 1999년 표본에서 나타나므로 1999~2002년 기간 분석에서는 그 특이치를 제외하였으며, 2003~2006년 기간 분석에서는 원래의 표본을 사용하였다. 〈표 10〉에 그

결과가 나타나 있는데 1999~2002년 기간에서는 $Share_i^c$ 의 추정계수는 음(-)의 값을 가졌지만 통계적 유의성을 가지지는 않았다. 하지만 2003~2006년 기간에서는 기대와 달리 $Share_i^c$ 의 추정계수는 양(+)의 값을 가졌으며 통계적으로도 유의하지 않았다. 그 밖의 다른 설명변수의 경우 초기 물가증가율($PP_{i, initial}$)의 경우에만 일관성 있는 결과를 보였다. 두 기간 모두에서 추정계수는 예상대로의 부호를 보였으며 통계적으로도 1% 수준에서 유의하였다. 나머지 변수의 경우 표본기간에 따라 부호 및 통계적 유의성이 다르게 나타났다. 이 같은 결과를 종합하여 판단하면 생산자물가의 경우 미시적 분석에서는 앞의 거시적 분석 결과와는 달리 ‘중국 효과’가 통계적으로 강하게 뒷받침되지 않았다.

3. 결과에 대한 논의

실증분석 결과를 보면, ‘중국 효과’의 실증적 확인 여부는 거시자료 분석 및 미시자료 분석, 그리고 수입물가와 생산자물가에 있어 정도의 차이를 가지는 것으로 나타났다. 거시자료 분석에서는 수입물가의 경우 중국 수입비중 계수가 ‘중국 효과’를 의미하는 음(-)의 부호를 가졌으나 통계적 유의성은 뒷받침되지 못하였다. 하지만 생산자물가 분석에서는 ‘중국 효과’가 통계적으로 유의하게 나타났다. 우리나라의 경우에 국한한 미시자료 분석에서는 중국 수입비중 증가가 수입물가 상승을 억제하는 실증적 증거가 통계적으로 뚜렷하게 나타났다. 미시자료 분석에서는 일정 기간 동안의 평균값을 사용하였기 때문에 자료의 기간에 따른 차이가 있을 수 있다. 따라서 자료의 전체 기간을 두 개의 구간으로 나누어 분석을 해 보았는데 수입물가의 경우 각 구간에서도 통계적으로 유의한 ‘중국 효과’를 확인할 수 있었다. 한편, 미시자료 분석에서 생산자물가의 경우 추정계수의 부호는 ‘중국 효과’를 뒷받침하였지만 통계적 유의성을 가지지는 못하였다. 생산자물가의 경우 자료의 전체 기간을 두 구간으로 나누어 분석한 결과에서도 통계적으로 유의한 ‘중국 효과’는 나타나지 않았으며, 한 구간에서는 ‘중국 효과’와 반대방향의 부호가 나타나기도 하였다.

결과적으로 보면 거시자료 분석에서는 수입물가에 대한 ‘중국 효과’의 실증적 증거가 부족하였고, 미시자료 분석에서는 생산자물가에 대한 실증적 증거가 부족하였다. 하지만 본 연구에서는 거시자료와 미시자료 분석의 대상이 동일하지 않기 때문에 두 분석의 결과를 연관지어 비교하기는 어렵다. 굳이 비교하자면 거시자료 분석에서는 통계적 유의성이 부족한 경우도 있었지만 ‘중국 효과’에

부합하는 추정계수의 부호를 일관되게 보여준 반면, 미시자료 분석에서는 추정계수의 부호가 기대와는 반대로 나타난 경우가 있어 거시자료 분석이 보다 일관되게 ‘중국 효과’를 보여주었다고 할 수 있다. 한편, ‘중국 효과’를 나타내는 추정계수의 크기를 보면 거시자료 분석이 미시자료 분석의 경우보다 상당히 낮게 나타났다. 개별 상품에서의 ‘중국 효과’가 다양한 상품의 가격(중국의 영향력이 약한 상품까지도 포함하여)을 종합하여 산출되는 물가지수 차원으로 확대되는 경우 그 효과는 희석되므로 이는 자연스러운 결과라 하겠다.

한편, 우리나라 미시자료 분석에서 나타난 생산자물가에 대한 ‘중국 효과’가 뚜렷하지 않은 이유로는 미시자료에 있어 통제변수 확보의 어려움을 우선 들 수 있다. 중국으로부터 수입 증가가 생산자물가에 미치는 간접적 효과를 추출하기 위해서는 종속변수의 변동을 설명해 줄 수 있는 적절하고 충분한 수의 통제변수가 필요하나 개별 상품의 경우 이를 확보하기가 어렵다. 또한 ‘시장의 분리’가 있을 경우 중국으로부터 수입증가의 간접적 효과가 약화될 수도 있다. 즉, 중국 수입품 시장과 국산품 시장이 다를 수 있다는 것이다. 고품질·고가의 국산품과 저품질·저가의 중국 수입품은 서로 상대하는 수요층이 다르므로 따라서 각각의 분리된 시장이 형성되어 있을 수 있다. 이 경우 중국 수입비중의 증가가 국내 생산자에게 의미 있는 가격하락 압력요인으로 작용하지 않을 수 있다. 한편, 미시적 분석에서 사용된 품목은 제한적이라는 한계를 가지고 있다. 수입품목의 범위를 물가지수가 발표되는 품목에 한정할 수밖에 없었고 그 품목들 중에서도 자료의 일관성, 설명변수의 존재 여부 등을 고려하여 많은 품목들이 제외되면서 전체 수입품목 중 일부분만이 표본에 포함되었다. 이로 인해 표본이 모집단의 특성을 제대로 반영하지 못하였을 가능성도 있다.

이상의 실증분석 결과는 ‘중국 효과’에 대한 또 하나의 실증적 증거라고 할 수 있다. 본 연구는 기존 연구들의 거시적 분석에서 사용하였던 VAR 모형 등의 거시변수 분석과는 달리 중국으로부터의 수입증가와 가격변화 간의 관계를 명시적으로 분석하여 ‘중국 효과’를 확인하였다는 데 의의를 찾을 수 있다. ‘중국 효과’를 지지하는 기존의 거시적 분석에서는 중국의 거시변수와 다른 국가와의 거시변수 간의 관계를 추정함으로써 사실상 중국의 간접적 효과를 확인한 반면, 본 연구에서는 각국의 중국 수입비중을 이용하여 보다 직접적인 ‘중국 효과’를 확인하였다는 것이 차이점이라 할 수 있다. 한편, 본 연구의 미시적 분석은 미국을 대상으로 Kamin *et al.*(2004)의 분석결과와 비슷한 양상을 지닌다. 이 연구에서도 수입물가에 대해서는 ‘중국 효과’가 확인되었지만 생산자가격에 대

해서는 불분명한 것으로 나타났다. 본 연구와 기존 연구의 미시적 분석에서 ‘중국 효과’에 대한 통계적 뒷받침이 다소 부족한 것은 앞서 언급한 바와 같이 충분한 미시자료 확보의 어려움에 기인할 가능성이 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 근래 제기되어 온 ‘중국 효과’, 즉 중국으로부터의 수입증가가 국내 물가하락 효과를 가져오는지를 실증적으로 검증하였다. 중국산 상품의 수입 가격이 타 국가에 비해 상대적으로 낮은 수준이라면 중국 수입비중의 증가는 수입상품가격(증가율)의 하락을 가져올 것이다. 한편, 상대적으로 가격이 낮은 상품수입의 증가는 수입상품의 가격수준 외에도 국내 생산자들에게 경쟁압력으로 작용하여 국내 생산상품의 가격억제 효과도 예상할 수 있다. 미국, 일본 등을 대상으로 한 유사한 연구에서는 ‘중국 효과’의 존재가능성 및 그 강도에 대해서 상반된 견해가 존재하고 있다. 본 연구에서는 거시 및 미시자료를 활용하여 중국 수입비중 증가가 수입물가 및 생산자물가에 미치는 영향을 여러 가지 모형을 통하여 추정하였다.

먼저 거시적 분석에서는 우리나라를 포함한 OECD 중심의 16개국의 패널자료를 구축하여 전체 수입 중 중국 수입이 차지하는 비중과 수입물가 및 생산자물가 증가율을 가격변수로 삼아 분석을 실시하였다. 중국 수입비중 증가가 수입물가증가율에 미치는 영향을 추정한 결과 중국 수입비중 변화에 대한 추정계수는 예상대로 음(-)의 값을 가졌으나 통계적 유의성은 부족하였다. 중국 수입비중과 생산자물가 간의 관계에 대한 분석에서는 중국 수입비중 변화에 대한 추정계수가 음(-)의 값을 가졌으며 통계적으로도 유의하여 중국 수입비중의 증가가 생산자물가증가율의 하락을 유도한다는 결과를 보여주었다.

한편, 우리나라만을 대상으로 한 미시적 분석에서는 표본기간 동안의 평균값을 이용한 횡단면 분석을 시도하였다. 수입물가지수 및 생산자물가지수를 구성하는 품목을 대상으로 각 품목에 대한 중국 수입비중을 산출하고 이 수입비중 변화가 각 품목들의 물가지수증가율에 미치는 영향을 횡단면 분석으로 추정하였다. 그 결과 중국 수입비중의 증가는 수입물가증가율과 음(-)의 관계를 나타냈으며 통계적으로도 유의하였다. 전체 표본을 두 기간으로 나누어 분석한 결과에서도 대동소이한 결과를 얻을 수 있었다.

생산자물가의 경우 전체 표본을 대상으로 한 분석에서는 중국 수입비중 변화에 대한 추정계수가 기대에 부합하는 음의 부호를 가졌지만 그 통계적 유의성은 부족하였다. 한편, 표본기간을 두 기간으로 나누어 분석한 경우에는 한 기간에서는 중국 수입비중 변수의 추정계수가 기대한 부호를 가지지 못하였으며 두 기간 모두에서 통계적 유의성은 부족하였다.

전체적으로 보면 자료 및 분석대상에 따라 정도의 차이는 있지만 ‘중국 효과’는 실증적으로 확인된다고 할 수 있다. 세부적으로 보면 거시적 분석에서 ‘중국 효과’가 상대적으로 뚜렷하게 나타났다고 할 수 있다. 미시적 분석에서는 수입물가에 대한 ‘중국 효과’는 뚜렷하였지만 생산자물가에 대해서는 실증적 증거가 견고(robust)하지 못하였다. 결국 중국으로부터의 수입증가가 가져오는 직접적 효과(저가의 수입품 증가로 인한 수입물가 안정)는 확인되었지만, 간접적 효과(국내 생산자에 대한 경쟁압력 부과로 생산자물가 안정)에 대한 실증적 증거는 견고하지 못하였다. 생산자물가에 대한 결과의 원인으로 미시자료, 즉 개별 상품에 대한 적절한 통제변수의 부재, 저품질·저가의 중국 수입품과 고품질·고가의 국산품에 대해 분리된 시장의 존재 등을 생각할 수 있다. 한편, 미시적 분석에서는 수입품목의 범위를 물가지수가 발표되는 품목에 한정할 수밖에 없어 표본이 모집단의 특성을 제대로 반영하지 못하였을 가능성도 있다. 한편, 수입물가 분석에 사용된 품목과 생산자물가 분석에 사용된 품목들이 완전히 일치하는 것이 아니어서 각 분석 간의 연결고리가 없는 한계를 가진다. 즉, 중국 수입비중 증가가 수입물가 하락을 유도하고 이는 다시 해당 품목의 생산자물가 하락으로 이어지는 전이효과를 추정하지 못하였다. 이는 향후 표본을 보강하여 추후 과제로 삼고자 한다.

부 록

1. 주요 변수들의 기초 통계치

〈부표 1〉 거시자료 변수

변수	평균값	중간값	표준편차	최대값	최소값
<i>Share^c</i>	0.432	0.308	0.592	2.305	-2.083
<i>IMP</i>	0.024	0.017	0.060	0.362	-0.121
<i>PP</i>	0.028	0.021	0.036	0.218	-0.040
<i>Import</i>	0.094	0.091	0.104	0.424	-0.355
<i>GDP</i>	0.062	0.059	0.100	0.342	-0.330
<i>Ipratio</i>	0.808	0.765	2.078	12.861	-6.535
<i>Oilprice</i>	0.173	0.184	0.246	0.516	-0.328
<i>Exchange</i>	0.009	0.009	0.142	0.463	-0.933
<i>M2</i>	6.445	5.577	6.621	28.091	-5.828

〈부표 2〉 미시자료변수: 중국 수입비중과 수입물가 분석

변수	평균	중위값	최대	최소	표준편차
<i>IMP_i</i>	3.333	3.314	16.809	-16.870	5.868
<i>Share_i^c</i>	1.164	0.768	6.128	-3.253	1.460
<i>Share_{i,initial}^c</i>	5.307	0.272	61.450	0.000	12.673
<i>IMP_{i,initial}</i>	0.182	-0.078	62.739	-28.560	14.033

〈부표 3〉 미시자료변수: 중국 수입비중과 생산자물가 분석

변수	평균	중위값	최대	최소	표준편차
<i>PP_i</i>	-0.348	0.790	11.966	-29.164	6.086
<i>Share_i^c</i>	1.927	1.284	7.526	-1.810	1.955
<i>Share_{i,initial}^c</i>	13.681	6.966	71.490	0.045	16.908
<i>PP_{i,initial}</i>	-3.725	-0.812	15.060	-35.744	8.308
<i>SHIMPR_i</i>	56.830	23.623	451.362	-38.651	98.079
<i>ISHIMPR_i</i>	488.865	116.684	8,122.598	0.318	1,206.294

주: *IMPR_{i,initial}*는 특이치를 제외한 값임.

2. 미시자료 품목명

〈부표 4〉 중국 수입비중과 수입물가 분석에 사용된 품목

분류		품목	분류		품목
농림 수산물	농산품	밀, 옥수수, 대두, 과일, 우피	석 유 화학 및 고무제 품	나프타, 경유, 방카C유, 윤활유, 티타늄화이트, 염료, 프로필렌, 벤젠, 메탄올, 에틸렌글리콜, 아크릴산, 아크릴로니 트릴, 합성고무, 에폭시 수지, 폴리에스터수지, 폴리아미드수지, 실리 콘수지, 항생물질제제, 비료, 계면활성제, 폴리 아미드섬유, 폴리에스 터섬유, 카메라용 필름	
	임산물	미송원목, 천연고무			
	수산물	냉동어류			
광산품	연료광물	원유, 유연탄	비금속 광물제품	관유리, 유리섬유	
	기타 광물	철광석, 천연인산칼슘			
공산품	음식료품 및 담배	냉동어육, 식물성 기름, 사료, 주스원액, 담배	공산품	금속 1차제품	선철, 합금철, 슬랩, 빌 렛, 형강, 후판, 강관, 도금강관, 동, 알루미늄 괴, 아연괴, 니켈, 주석, 금괴, 동판, 알루미늄판
	섬유의복 및 가죽제 품	면사, 화섬방직사, 면직 물, 부직포, 스웨터			
	목재 및 나무제품	제재목, 합판			
	펄프 및 종이제품	제지용 펄프			

34 중국과의 무역이 가격변화에 미치는 영향분석

〈부표 5〉 중국 수입비중과 생산자물가 분석에 사용된 품목

분류		품목	분류		품목
공산품	음 식 료 품 및 담배	육가공품, 수산물 가공품, 유지, 곡물가공품, 전분 및 당류, 빵, 과자 및 면류, 주류, 비알콜성 음료, 사료, 담배	공산품	1차 금속제품	1차철강제품, 철강선, 강관, 1차비철금속제품, 동압연품, 알루미늄압연품
	섬 유 제 품 및 의복	면사, 모사, 화학섬유방적사, 화학섬유직물, 면직물, 모직물, 편조물, 가죽의복, 모피의복		금속가공 제품	수공구 및 철물, 금속스프링
	가 죽 제 품 및 신발	가죽, 가죽제품, 신발		전자부품, 컴퓨터, 영 상음향 및 통신장비	전자집적회로, 다이오드, 트랜지스터 및 유사반도체, 인쇄회로기판, 전자관, 전자축전기, 전자저항기, 컴퓨터, 컴퓨터기억장치, 유선통신기기, 무선통신기기
	목재 및 나 무제품	제재목		의료, 정밀 및 광학기 기	의료기기, 시계
	펄프, 종이 제품 및 출 판물	종이 및 판지, 서적, 신문 및 정기간행물		전기장비	전동기 및 발전기, 변압기, 전기회로개폐 및 보호장치, 배전반 및 자동제어반, 기타 전기변환장치, 건전지 및 축전지, 절연선 및 케이블, 전구 및 조명장치, 전구 및 램프, 가정용 전기기구
	화 학 물 질 및 화학제 품	염료 및 안료, 비료, 합성고무, 합성수지, 비누 및 세정제, 화장품, 농약, 도료		기타 기계 및 장비	내연기관, 유압기기, 베어링 및 동력전달장치, 산업용 운반기계, 공기조절장치, 사무회계용 기계, 농업용 기계, 건설 및 광산용 기계
	고무 및 플 라스틱제품	타이어 및 튜브, 플라스틱제품		자동차 및 트레일러	자동차부품
	비금속광물 제품	유리 및 유리제품, 도자기제품, 시멘트, 석회		가구 및 기 타 공산품	가구, 악기 및 운동용품, 인형 및 장난감

참 고 문 헌

- 박형근·박정민, “인플레이션 연구의 최근 흐름과 시사점,” 한국은행 조사연구 2007-38, 2007.
- 이승용·한민, “GDP갭의 인플레이션에 대한 영향력,” 『조사통계월보』, 한국은행, 2007. 12.
- 이인권·민승규, 『국내외 가격차 발생요인 분석과 대응방안』, 삼성경제연구소, 1997.
- 이태규, “우리나라의 물가구조와 시사점,” 이인권 외, 『한국의 물가구조 및 국내외 가격차이 해소방안』(상), 한국경제연구원, 2008. 12, 37~84.
- 장재철, “최근의 인플레이션 원인 및 시사점,” 『SERI 경제 포커스』, 2008. 3.
- 한국은행 조사국, “중국 수출입 구조변화와 시사점—세계교역에서 중국의 역할 변화 가능성,” 한국은행, 2007. 8.
- Alfaro, L., “Inflation, Openness, and Exchange-Rate Regimes: The Quest for Short-Term Commitment,” *Journal of Development Economics*, 2005.
- Arellano, Manuel and Stephen Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies* 58, 1991, 277~297.
- Ball, M., “Has Globalization Changed Inflation,” *NBER Working Paper* 12687, 2006.
- Borio, C. and A. Filardo, “Globalization and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation,” *BIS Working Paper*, No. 227, 2007.
- Castelnuovo, E., “Domestic and Global Determinants of the U.S. Inflation Expectations,” *Marco Fanno Working Paper*, No. 31, 2007.
- Feyzioglu, Tarhan and Luke Willard, “Does Inflation in China Affect the United States and Japan?” *IMF Working Paper*, 2006.
- Ihrig, J., Steven B. Kamin, Deborah Lindner, and Jaime Marquez, “Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis,” *International Finance Discussion Papers*, No. 891, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2007.
- Jean-Paul, Fitoussi, “Globalization and Inflation,” *Briefing Paper* 2007, No. 4,

- Committee for Economic and Monetary Affairs, European Parliament, 2007.
- Kamin, Steven B., Mario Marazzi, and John W. Schindler, "Is China Exporting Deflation?" *International Finance Discussion Paper*, No. 791, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2004.
- Kuroda, Haruhiko and Masahiro Kawai, "Time for a Switch to Global Reflation," *Financial Times FT.com*, Dec. 1, 2002.
- Mishkin, F. S., "Inflation Dynamics," *NBER Working Paper*, No. 13147, 2007.
- Morimoto, Y., W. Hirata, and R. Kato, "Global Disinflation," *The Bank of Japan*, 2003.
- Roach, Stephen, "The China Factor," *Morgan Stanley, Global Economic Forum*, Oct. 14, 2002.
- Rogoff, K., "Globalization and Global Disinflation," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2004.
- Roodman, David, "How to Do Xtabond2: An Introduction to 'difference' and 'system' GMM in Stata," *Working Paper*, No. 103, Center for Global Development, 2006.
- Sachsida, A., F. G. Carneiro, and P. R. A. Loureiro, "Does Greater Trade Openness Reduce Inflation? Further Evidence Using Panel Data Technique," *Economics Letter*, 2003.
- Tootel-l, Geoffrey M. B., "Globalization and U.S. Inflation," *New England Economic Review*, 1998, 20~33.
- Wynne, M. A. and E. K. Kersting, "Openness and Inflation," *FRB of Dallas, Staff Paper*, No. 2, 2007.

[Abstract]

A Study on the Effects of Trade with China on Price Changes

Taekyu Lee*

This study empirically analyzes the effects of the growing imports from China on price changes. For the analysis, we construct two data sets, one is a cross-country panel data set using macro data and the other is a micro data set using information on the Korean import products. Import prices and producer prices are used as the price variables. The empirical results provide the evidence that shows imports from China have lowered the growth rate of price levels. We also find that there are differences in China's influences between the import prices and producer prices, and between the macro and micro data. Overall, 'China effect' is more apparent in the macro data analysis than in the micro data analysis. In the micro data analysis, the evidence of 'China effect' on the producer prices—indirect effect of import from China—is not robust.

Keywords: China, deflation export, trade, price

JEL Classification: F4, E3

* Research Fellow, Korea Economic Research Institute, Tel: 82-02-3771-0041, E-mail: tklee@keri.org

— |

| —

— |

| —