

원유가격이 국가 간 가격분산에 미치는 영향에 대한 실증 연구*

An Empirical Study of the Effect of Oil Prices on International Price Dispersion

이 인 구** Inkoo Lee

I 목 차 I	
I. 서 론	IV. 자 료
II. 이론적 배경	V. 분석 결과
III. 실증분석 방법론	VI. 결 론

국문초록

본 연구는 1999년부터 2013년까지 300개 개별상품의 소매가격자료를 사용하여 원유가격이 가격분산에 미치는 영향을 분석한다. 실증분석 결과에 따르면 원유가격 상승은 미국내 도시 간 가격분산은 증가시키는 반면, World, OECD 등 국가 간 가격분산에는 유의미한 영향을 미치는 것으로 추정된다. 이는 국내 지역 간 차이거래가 원유가격 변화에 따른 수송비용의 변화에 민감하게 반응하는 반면, 국가 간 가격분산은 소득 격차 및 소비자 선호 등 기타 요인에 의해 주로 결정된다는 것을 의미한다.

<주제어> 원유가격, 가격분산, 일물일가의 법칙, 패널회귀분석

* 이 논문은 2015년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임
(NRF-2015S1A5A2A01010444)

** 숭실대학교 경제통상대학 글로벌통상학과 부교수

I. 서론

일물일가의 법칙(law of one price)이란, 두 국가 간에 교역이 자유로우면, 동일 화폐로 표시한 동질적인 상품의 가격은 두 국가에서 동일해야 한다는 것을 말한다. 만약 일물일가의 법칙이 성립한다면 개별 상품의 국가 간 상대가격은 1이 될 것이며, 상대가격의 횡단면(cross-sectional) 분산인 국가 간 가격분산은 0이 될 것이다. 일물일가의 법칙이 성립하기 위해서는 몇 가지 기본적인 가정이 전제되어야 하는데, 첫째, 상품이 동질적인 교역재(tradable good)이며, 둘째, 운송비 등의 거래비용과 관세 등의 무역장벽(trade barriers)이 존재하지 않아야 하고, 셋째, 상품의 가격이 신축적이어야 한다. 하지만 현실적으로 이와 같은 가정이 완전히 성립하기는 어려우므로, 동질적인 교역재라고 하더라도 일물일가의 법칙이 성립하기는 어렵다. 이는, 관세, 수송비 등 무역장벽이 존재하는 한, 개별 상품의 상대가격이 국가에 걸쳐 다르게 분포하게 된다는 의미하므로 실제로 국가 간 가격분산은 이론적 예측보다 클 것으로 예상된다.

그 동안 일물일가의 법칙과 국가 간 가격분산에 대한 연구는 주로 이론적 측면에 치중되어 왔는데 이는 개별상품의 소매가격에 대한 미시자료의 부족으로 인해 실증분석에 필요한 상대가격에 정보가 충분하지 못하였기 때문이다.¹⁾ 한편, 일물일가법칙에 대한 대안으로 구매력평가(purchasing power parity)에 대한 다양한 시계열분석이 이루어져 왔으나, 이는 포괄적인 가격지수(price index)를 사용하여 실질환율의 동태적 특성을 분석한 것으로서 가격분산의 절대적 크기와 결정요인을 분석하는 데에는 큰 한계를 지닌다. 일물일가법칙과 가격분산에 대한 실증연구는 2000년 이후 개별상품의 소매가격에 대한 조사 자료가 발표됨에 따라 본격적으로 이루어지기 시작하였다. 이에 대한 대표적인 연구로는 Crucini et al.(2005), Rogers(2007), Bergin and Glick(2007), Gopinath et al. (2011), Crucini et al.(2015) 등이 있다. Crucini et al.(2005)은 유럽연합국가(EU)를 대상으로 1,800여개 개별상품의 일물일가법칙으로부터의 이탈 크기를 측정하고 가격분산이 최종재의 교역성과 비교역투입재의 비중과 같은 상품특성 요인에 의해 결정됨을 보였다. Rogers(2007)는 환율변동성이 일물일가법칙에 미치는 영향을 분석하기 위하여 유럽의 소매가격 자료를 사용하여 단일통화(Euro) 도입이 해당 국가 간의 가격분산에 미치는 효과를 분석하였으며, Bergin and Glick(2007)은 EIU 소매가격자료를 사용하여 대부분의 국가

1) 일물일가법칙의 이탈에 대한 이론적 연구는 크게 명목가격의 경직성(nominal rigidity)를 강조한 접근방식과 무역비용(trade costs)의 역할을 강조한 접근방식으로 나눌 수 있다. 가격경직성에 대한 대표적 문헌으로는 Betts and Devereux (2000), Chari et al. (2002), Kehoe and Midrigan (2007), Carvalho and Nechio (2011) 등이 있으며, 무역비용을 강조하는 문헌으로는 Sercu et al.(1995), Obstfeld and Rogoff(2000), Burstein et al.(2003) 등이 있다.

그룹에서 일물일가법칙으로부터의 이탈 크기가 1998년을 기점으로 U자형을 보이는 현상을 설명하였다. Gopinath et al. (2011)은 미국과 캐나다의 4,000여개 상품에 대한 가격 자료를 이용하여 유통비용과 같은 시장마찰요인이 국가 간 가격분산보다는 국내 지역 간 가격분산을 설명함에 있어서 더욱 효과적이라는 사실을 보였다. Crucini et al.(2015)은 미국의 가격자료를 사용하여 정보의 불완전성에 따른 비대칭적 신호교란이 존재할 경우 지리적 거리가 가격분산의 변동성과 지속성을 증가시킨다는 것을 보였다. 이 밖에 Sorensen(2000), Haskel and Wolf(2001), Goldberg and Verboven(2005), Nakamura and Zerom(2010) 등은 제품의 동질성에 초점을 맞추어 소수의 특정 브랜드 제품을 대상으로 탐색비용, 유통구조, 시장통합 정도가 가격분산에 미치는 영향을 분석하였다.

본 연구에서는 가격분산의 전통적인 결정요인, 즉 상품특성 요인에 덧붙여 원유가격이 가격분산에 미치는 영향을 국제·국내 지역 간으로 나누어 살펴봄으로써 원유가격이 수송비용 경로를 거쳐 가격분산에 가져오는 변화를 실증적으로 분석하였다. 가격분산의 결정요인으로서 원유가격을 포함한 이유는 시간 불변적(time-invariant)인 상품특성 요인만으로는 시간 가변적(time-varying) 특징을 갖는 가격분산의 움직임을 정확히 포착하기 어렵기 때문이다. 특히 원유가격의 변화는 수송비용을 변화시켜 일물일가법칙으로부터의 이탈에 영향을 미칠 수 있기 때문에 가격분산의 결정요인으로서 중요한 역할을 수행할 수 있다. 본 연구에서는 원유가격이 가격분산에 미치는 영향이 분석대상의 특성에 따라 달라질 수 있음을 고려하여, 전체 표본을 World, OECD, 그리고 미국내 도시로 분류하여 분석하였다. 이를 위해 EIU에서 제공하는 300개 개별상품에 대한 소매가격을 사용하여 가격분산의 절대적 크기를 측정된 후 원유가격이 가격분산에 미치는 영향을 표본별로 추정하였다.

분석결과 원유가격이 가격분산에 미치는 영향은 표본에 따라 달라지는 것으로 추정되었다. 미국내 도시 간의 경우 원유가격이 가격분산을 증가시키며 이러한 효과는 2008년 이후 더욱 두드러진 것으로 분석되었다. 반면, World와 OECD의 경우에는 원유가격의 영향이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 원유가격 조정 이전 및 이후의 가격분산을 살펴봄으로써 시각적으로도 확인할 수 있다. 이는 시장통합 정도가 높은 국내 지역 간에는 원유가격 상승이 수송비 경로를 거쳐 가격분산을 증가시키는 반면 다양한 무역마찰요인이 존재하는 국가 간 차익거래(arbitrage)에 있어서는 수송비용 외의 무역마찰요인과 소비자 선호 측면이 강하게 작용한다는 것을 의미한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ절은 연구의 이론적 배경을 소개한다. 제Ⅲ절과 제Ⅳ절에서는 각각 실증분석 방법론과 자료를 설명한다. 제Ⅴ절에서는 원유가격이 가격분산에 미치는 영향에 대한 실증분석 결과를 제시하고, 마지막으로 제Ⅵ절에서 결론

을 제시한다.

II. 이론적 배경

본 장에서는 Obstfeld and Rogoff(2000)와 Sercu and Uppal(2003)의 모형에 기초하여 무역비용이 일물일가의 법칙에 어떠한 경로를 통해 영향을 미칠 수 있는지를 분석하고, 이를 토대로 원유가격과 가격분산 간의 관계를 개략적으로 살펴보고자 한다. 먼저 모형 경제는 2국가-1재화(교역재)로 구성되어 있으며 매기의 산출량은 외생적으로 주어지는 부존경제(endowment economy)를 가정한다. 또한 국가 간 금융거래에는 borrowing constraint 등 시장계약요인이 없는 반면 실물시장에서는 무역비용이 발생한다고 가정한다. 이 경우 무역패턴은 국가 간 산출량 비율과 무역비용의 상대적 크기에 의해 결정되는데 이로부터 교역재의 상대가격, 즉 실질환율을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$q_t \equiv \log\left(\frac{E_t P_t^*}{P_t}\right) = \begin{cases} \tau_t + \theta & \text{국내에서 해외로 수출되는 경우} \\ \rho \log(Y_t^* - Y_t) & \text{무역이 발생하지 않는 경우} \\ -(\tau_t + \theta) & \text{해외로부터 수입되는 경우} \end{cases} \quad (1)$$

여기서 q 는 (자연로그를 취한) 교역재의 상대가격, 즉 실질환율로서 일물일가법칙으로 부터의 이탈 크기를 나타내며, E 는 명목환율, P 는 국내가격, P^* 는 해외가격, Y 는 국내 산출량, Y^* 는 외국의 산출량, ρ 는 기간 간 대체탄력성의 역수를 나타낸다. 한편 τ_t 와 θ 는 무역비용을 나타내는데, 전자는 시간에 걸쳐 변화하는 시간 가변적 비용인 반면, 후자는 시간 불변적 비용을 의미한다. 시간 가변적 무역비용은 기술의 진보 또는 제도적 변화로 인해 시간에 걸쳐 변화하는 비용을 뜻하며, 수송비용, 관세 등이 이에 포함된다. 시간 불변적 비용은 국가 간 거리, 국경, 언어 등 지리적 요인과 상품 고유의 특성을 포함한다.

식 (1)에 의하면 일물일가법칙으로부터의 이탈은 다음과 같이 결정된다. 첫째, 국가 간 산출량의 차이가 무역비용을 상회할 만큼 충분히 큰 경우 무역이 발생하게 되며 이때 실질환율은 무역패턴에 의해 결정된다. 자국이 외국으로 수출할 경우 교역재의 해외 가격은 국내가격을 $\tau_t + \theta$ 만큼 상회하게 되며, 반대의 경우에는 $\tau_t + \theta$ 만큼 낮게 결정된다. 하지만 국가 간 산출량 격차가 무역비용을 상회할 만큼 충분히 크지 못한 경우에

는 차익거래가 이루어지지 않기 때문에 교역재의 상대가격은 산출량의 차이에 의해 결정된다. 이러한 이론적 접근방식은 원유가격이 가격분산에 미치는 영향에 대한 중요한 함의를 제공한다. 식 (1)에 따르면 교역재의 상대가격은 $[-(\tau_t + \theta), \tau_t + \theta]$ 구간 내에서 동태적으로 움직이게 되며 이때 구간의 폭은 $2(\tau_t + \theta)$ 이다. 이제, 다른 조건이 일정할 때, $t+1$ 기에 원유가격이 상승하는 경우를 고려해 보자. 원유가격 상승에 대해 시간 불변적 비용(θ)는 반응하지 않는 반면, 수송비용과 같은 시간 가변적 무역비용(τ_{t+1})은 증가할 것이다. 따라서 원유가격의 상승은 상대가격의 변동 구간과 폭을 각각 $[-(\tau_{t+1} + \theta), \tau_{t+1} + \theta]$, $2(\tau_{t+1} + \theta)$ 으로 변화시킨다. 가정에 의해 $\tau_{t+1} > \tau_t$ 이므로 $2(\tau_{t+1} + \theta) > 2(\tau_t + \theta)$ 이 성립하는 바, 이는 상대가격이 움직일 수 있는 구간의 폭이 이전보다 커진다는 것을 뜻한다. 여기서 상대가격(즉 개별상품의 실질환율)은 일물일가법칙으로부터의 이탈 크기를 의미하므로 원유가격의 상승은 수송비용 경로를 통해 국가 간 가격 차이를 증대시킨다는 것을 의미한다. 이상의 논리를 N개의 국가로 확대한다면 원유가격 상승 \rightarrow 수송비용 증가 \rightarrow 상대가격 변동 폭 확대 \rightarrow 일물일가법칙으로부터의 이탈 크기 증가 \rightarrow 국가 간 가격분산 증가의 경로를 거쳐 원유가격이 가격분산에 영향을 미치게 된다.

한 가지 주의할 점은 원유가격의 변화가 수송비용 이외의 경로를 통해서도 가격분산에 영향을 미칠 수 있다는 사실이다. 원유가격의 변화는 생산성 충격을 초래하여 최종재의 비교우위에 영향을 미칠 수 있다. 또한 무역패턴을 결정함에 있어서 국내재와 수입재의 대체탄력도, 정보비대칭성 등 소비자의 선호 측면이 강하게 작용할 경우 비록 원유가격 충격에 의해 수송비와 생산성이 변화하더라도 무역패턴은 큰 영향을 받지 않을 가능성이 있다. 이는 원유가격과 가격분산의 관계가 경제통합의 정도에 의해 차별적으로 영향을 받는다는 것을 의미한다. 즉, 경제교류 및 통합의 정도가 매우 높은 지역·국가 간에는 수송비용 이외의 무역마찰 요인이 낮으므로 원유가격 상승이 가격분산을 증가시킬 가능성이 높다. 반면, 경제적 상호작용이 약한 지역·국가 간 일수록 수송비용 이외의 무역마찰 요인이 강하게 작용함에 따라 원유가격과 가격분산 간에 유의미한 관계가 성립하지 않을 가능성이 높다. 이러한 차별적 효과를 평가하기 위하여 본 연구에서는 표본 그룹을 모든 국가, OECD 국가, 그리고 동일 국가(US) 내로 나누어 원유가격의 영향을 실증적으로 분석하고자 한다.

Ⅲ. 실증분석 방법론

본 연구에서는 원유가격이 가격분산에 미치는 효과를 평가하기 위하여 Crucini et al.(2005) 모형에 원유가격을 포함하는 실증모형을 고려하였다. Crucini et al.(2005) 모형은 마크업(mark-up), 비교역투입재, 그리고 무역비용이 가격분산에 미치는 영향을 분석하는데 반해, 본 연구는 원유가격의 변화가 가져오는 효과에 초점을 맞추고자 한다. 본 연구에서 검정하고자 하는 가설은 원유가격 상승이 가격분산을 증가시키는 효과는 표본의 특성에 따라 차별적으로 나타난다는 것이다. 여기서 차별적 효과란 경제통합 정도가 높은 지역 간일수록 원유가격의 효과가 크게 나타난다는 것을 말한다. 이를 검증하기 위하여 다음과 같은 실증모형을 채택하였다.

$$Var_j^h = \alpha_0^h + \alpha_1^h(lp) + \alpha_2^h \lambda_j^2 + \alpha_3^h (1 - \lambda_j)^2 x_j + \epsilon_j \quad (2)$$

여기에서 $Var_j^h \equiv Var_i(q_{i,j}^h | j, h)$ 는 상품 j 의 가격분산을 나타내는 종속변수로서, 상대가격($q_{i,j}^h$)에 국가표본(h) 내 도시(i)에 걸친 횡단면 분산(cross-sectional variance)을 취함으로써 측정된다. 각 상품의 상대가격, 즉 일물일가법칙으로부터의 이탈 크기는 $q_{i,j}^h \equiv \log P_{i,j}^h - \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{N_h} \log P_{i,j}^h$ 으로 정의하여 자의적 기준지역(numeraire) 설정에 따른 편향을 제거하기로 한다. 설명변수 lp 는 각 연도의 실질원유가격에 자연로그를 취한 값이며, λ_j 는 상품 j 의 비교역투입재 비중, x_j 는 교역비중을 나타낸다. 본 연구는 식 (2)에 대한 패널회귀분석(panel regression)을 세계(World), OECD국가, 미국내 도시로 분류하여 실시한다. 연도더미(year dummy) 변수의 경우 원유가격 변수와 다중공선성(multicollinearity)이 발생할 뿐만 아니라 연도고정효과(year fixed effects)가 통계적으로 유의하지 않게 나타남에 따라 회귀분석에서 제외하였다.

식 (2)에서 추정되는 계수의 예상되는 부호 및 표본별(h =World, OECD, US) 상대적 크기는 다음과 같다. 우선, Crucini et al.(2005)에 따르면, α_0 와 α_2 는 각각 마크업과 임금의 지역 간 분산을 나타낸다. 따라서 이들 계수는 경제통합의 정도가 가장 낮은 표본(h =world)에서 가장 클 것으로 예상되는 반면, 미국내 도시(h =us)에서는 작을 것으로 보인다. 추정계수 α_3 는 교역비중과 비교역투입재비중 간의 상호작용(interaction)을 나타낸다. 재화의 교역비중이 일정하게 주어졌을 때 노동과 같은 비교역투입재의 비중이 낮을

수록 무역이 활발히 이루어질 것이며 따라서 지역 간 가격차이도 작아질 것이다. 마지막으로 α_1 는 원유가격상승이 가격분산에 미치는 영향을 보여준다. 본 연구의 가설에 따르면 α_1 는 정(+)의 값을 가질 것으로 예상되며 α_1^{US} 의 값이 가장 클 것으로 기대된다. 그러나 전 세계를 분석대상으로 할 경우 소비자 선호, 생산성 격차, 환율변동성 등 수송비 이외의 요인으로 인해 원유가격의 효과가 약화될 수 있다. 이상의 논의를 요약하면 <표 1>과 같다.

<표 1> 계수의 예상부호 및 상대적 크기

계수	예상부호 및 상대적 크기
α_0	$\alpha_0^{world} > \alpha_0^{oecd} > \alpha_0^{us} > 0$
α_1	$\alpha_0^{world} \geq 0, \alpha_0^{oecd} \geq 0, \alpha_0^{us} > 0$
α_2	$\alpha_0^{world} > \alpha_0^{oecd} > \alpha_0^{us} > 0$
α_3	$\alpha_0^{world} \geq 0, \alpha_0^{oecd} \geq 0, \alpha_0^{us} \geq 0$

IV. 자료

본 연구는 개별상품의 상대가격 및 가격분산을 계산하기 위해 EIU Worldwide Cost of Living에서 제공하는 소매가격 자료를 사용한다. EIU 자료는 1990년부터 2013년까지 92개국 139개 도시에 대한 300개 개별상품의 소매가격 자료를 포함한다. 본 자료는 219개의 교역재와 81개의 비교역재에 대한 가격정보를 제공하며, eggs (1 dozen), Coca Cola (1L), batteries (two, size D/LR20), aspirin (100 tablets), tennis balls (six, Dunlop), gas monthly bill(family of four), one X-ray at hospital, Hilton-type hotel (single room, one night including breakfast) 등과 같이 세분화된 품목에 대해 조사가 이루어져 있다. 또한 미국의 경우 16개 도시의 상품가격을 별도로 포함하고 있어 국가 간 뿐만 아니라 국내 도시 간 가격분산에 대한 분석이 가능하다는 장점이 있다. 본 연구에서는 자료의 누락이 적은 1999년부터 2013년까지의 소매가격 자료를 이용하여 World(89개 도시), OECD(29개 도시), 미국(16개 도시) 내에서의 300개 개별상품에 대한 가격분산을 각각 계산하였다.²⁾

2) OECD의 경우 1999년 1월 당시 가입국만을 포함하였다. 분석에 포함된 OECD 도시는 다음과 같다: Adelaide(Australia), Amsterdam(Netherlands), Athens(Greece), Atlanta(US), Auckland(New Zealand), Barcelona(Spain), Berlin(Germany), Brussels(Belgium), Budapest(Hungary), Calgary(Canada),

〈표 2〉 평균 가격분산

	1999년			2013년		
	교역재	비교역재	전체	교역재	비교역재	전체
World	0.306	0.989	0.491	0.278	0.674	0.385
OECD	0.207	0.451	0.273	0.186	0.425	0.250
US	0.062	0.192	0.097	0.129	0.234	0.157

주 : 개별상품의 표본지역 간 가격분산, 즉 $Var_j^h \equiv Var_i(q_{i,j}^h | j, h)$ 을 각각 219개 교역재, 81개 비교역재, 300개 전체 상품에 대해 평균한 값임.

〈표 2〉는 분석에 포함된 300개 개별상품의 표본지역 간 가격분산의 평균값을 보여준다. 우선 횡단면 측면의 특징을 살펴보면, 평균가격분산은 World, OECD, 미국의 순으로 크게 나타나며, 모든 그룹에서 비교역재의 평균가격분산이 교역재보다 큰 것으로 나타난다. 시계열 측면에서 World와 OECD의 가격분산은 감소한 반면, 미국은 오히려 증가세를 보인 점이 두드러진다. 이와 같은 가격분산의 특징은 다음 절에서 Kernel 밀도함수분포를 통해 보다 자세히 살펴보기로 한다.

한편 회귀분석에 포함되는 비교역투입재비중은 OECD input-output 자료를 사용하여 계산한다. 특정 산업에 투입되는 비교역투입재비중의 직접적 효과와 간접적 효과(indirect convolution)를 모두 고려하여 λ_j 를 계산하였다. 계산 결과에 따르면, OECD의 경우 비교역투입재비중이 가장 높은 산업은 금융·보험업(0.94)이며, 가장 낮은 산업은 정제석유제품 및 원료(0.19)이다. 미국의 경우는 공공행정 부문(0.99)의 비교역투입재비중이 가장 높으며 기계설비 부문(0.19)이 가장 낮다.

상품의 교역성(x_j)는 총산출에서 수출 및 수입이 차지하는 비중으로 정의하며 OECD Structural Analysis 자료를 이용하여 계산한다. 계산 결과에 따르면 OECD와 미국 모두 사무용품·계산기기의 교역성이 각각 2.58, 2.06으로 가장 높은 것으로 나타난다. 비교역재의 경우 상품정의상 교역성은 0인 것으로 가정한다. 교역성과 비교역투입재비중은 ISIC Rev.4에 의해 산업별로 분류되는 반면 EIU의 소매가격은 개별상품별로 제공되므로, 실증분석에는 산업별로 계산된 x_j 와 λ_j 를 상품분류에 맞추어 대응(matching)하도록 한다.

Copenhagen(Denmark), Dublin(Ireland), Geneva(Switzerland), Helsinki(Finland), Istanbul(Turkey), Lisbon(Portugal), London(UK), Luxembourg(Luxembourg), Lyon(France), Mexico city(Mexico), Milan(Italy), Osaka(Japan), Oslo(Norway), Prague(Czech Republic), Reykjavik(Iceland), Seoul(Korea), Stockholm(Sweden), Vienna(Austria), Warsaw(Poland). 한편 분석에 포함된 미국 도시는 다음과 같다: Atlanta, Boston, Chicago, Cleveland, Detroit, Honolulu, Houston, Lexington, Los Angeles, Miami, Minneapolis, New York, Pittsburgh, San Francisco, Seattle, Washington DC.

마지막으로 실질원유가격은 OECD Factbook에서 제공하는 명목가격(crude oil price)을 미국의 소비자물가지수로 deflate하여 계산한다.

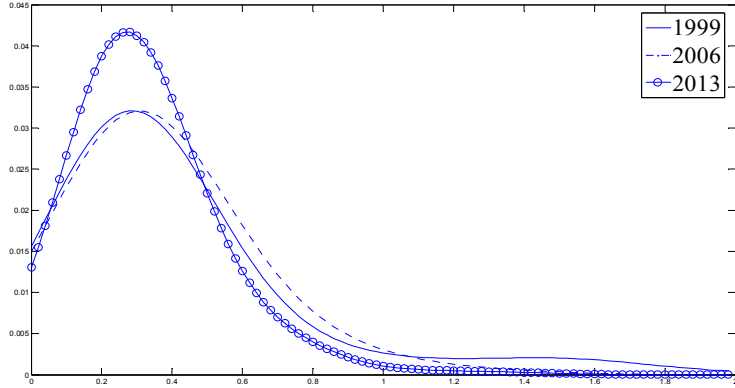
V. 분석 결과

1. 가격분산의 분포

회귀분석 결과를 제시하기에 앞서 가격분산의 kernel 밀도함수분포를 살펴봄으로써 가격분산의 품목별·표본그룹별 특징을 비교해 보고자 한다. <그림 1>, <그림 2>, <그림 3>은 각각 World, OECD, US에 대해 300개 개별상품의 표본지역 간 가격분산에 대한 분포도를 보여준다. 만약 일물일가의 법칙이 성립하여 지역 간 가격차이가 존재하지 않는다면 가격분산은 0이 될 것이며 일물일가법칙으로부터의 이탈 정도가 클수록 가격분산은 0으로부터 멀어질 것이다. 이는 가격분산이 작을수록 확률밀도분포는 높은 첨도(kurtosis)를 보이는 동시에 왼쪽으로 치우친 왜도(skewness)를 나타낸다는 것을 의미한다. 반대로 가격분산이 큰 경우에는 확률분포가 0에서 멀어지면서 두터운 꼬리부분을 형성할 것이다. 그림에서 볼 수 있듯이 World와 OECD의 가격분산은 시차에 걸쳐 대체로 감소하는 추세를 보이는 반면, 미국은 반대로 증가하는 모습을 보인다. 실제로 회귀분석식에 원유가격 대신 연도더미(year dummy) 또는 시간추세(time trend) 변수를 포함할 경우 통계적으로 유의한 범위 내에서 World와 OECD는 각각 1999-2008년, 2008년-2013년에 가격분산이 감소하는 추세를 보였다. 하지만 미국은 양 구간 모두에서 가격분산이 증가하는 모습을 보여 다른 표본그룹과는 확연히 다른 양상을 나타낸다.³⁾

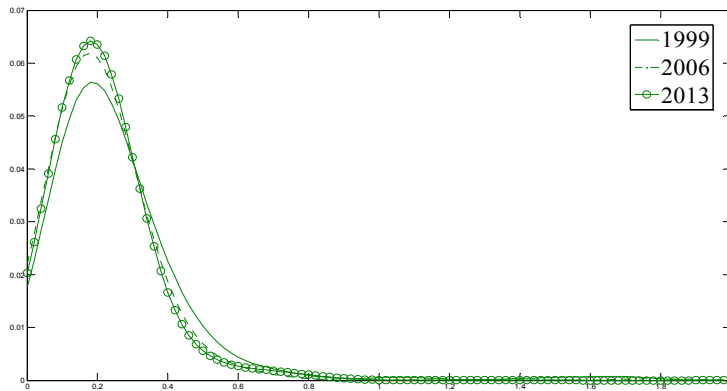
3) 연도더미와 시간추세 모두 실질원유가격과 다중공선성이 발생하므로 회귀분석식에는 포함하지 않는다.

〈그림 1〉 연도별 가격분산 분포: World



주 : 각 선은 해당년도의 개별상품 가격분산에 대한 kernel밀도함수 분포임.

〈그림 2〉 연도별 가격분산 분포: OECD

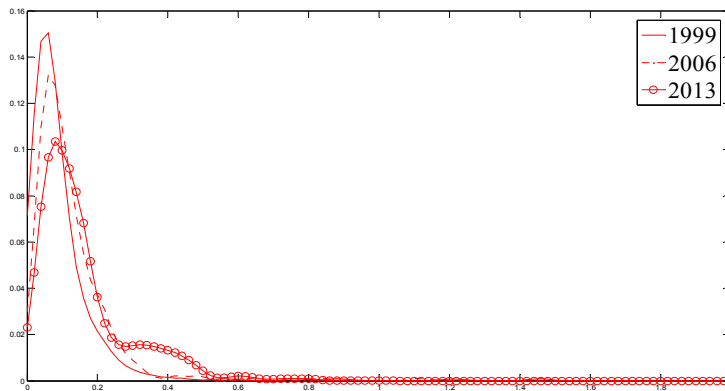


주 : 각 선은 해당년도의 개별상품 가격분산에 대한 kernel밀도함수 분포임.

한편 〈그림 4〉는 가격분산 분포를 품목별로 나타낸 것으로 다음과 같은 특징을 보인다. 첫째, World, OECD, 미국의 순으로 가격분산이 크다는 사실을 알 수 있다. 이를 통해 일물일가법칙의 저해 요인인 지역 간 소득격차, 환율변동성, 상품 및 금융시장의 마찰요인 등으로 인해 국가 간 가격분산이 국내 도시 간 가격분산보다 크다는 사실을 확인할 수 있다. 둘째, 모든 그룹에서 비교역재의 가격분산이 교역재에 비해 크다는 것을 알 수 있다. 이는 비교역재의 경우 가격차이가 존재하더라도 차이거래가 발생하기 어려

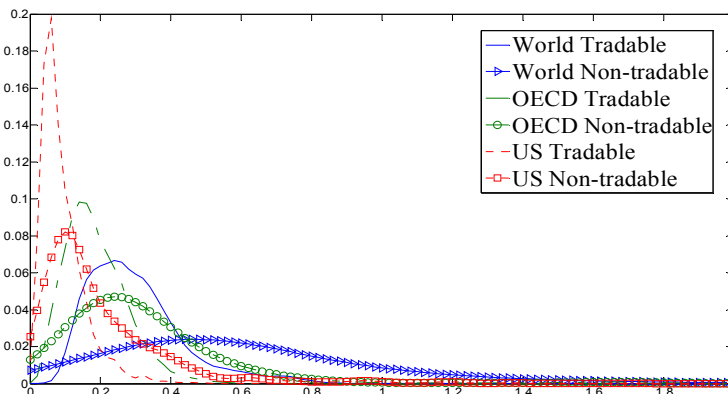
우므로 일물일가법칙으로부터의 이탈이 크다는 사실을 반영한다. 셋째, 미국의 비교역재 가격분산이 World 및 OECD의 교역재 가격분산보다 작은 것으로 나타난다. 이는 미국의 경우 도시 간 환율변동성이 존재하지 않을 뿐만 아니라 노동이동의 용이성, 노동시장의 유연성 및 지역 간 통합, 유사한 소득 수준, 제도적 동질성으로 인해 노동, 교육 등 비교역부문의 가격분산이 크지 않다는 사실을 반영한다.

〈그림 3〉 연도별 가격분산 분포: US



주 : 각 선은 해당연도의 개별상품 가격분산에 대한 kernel밀도함수 분포임.

〈그림 4〉 품목별 가격분산 분포



주 : 각 선은 전체 연도에 대한 품목별 가격분산 kernel밀도함수 분포임.

2. 회귀분석 결과

본 연구의 목적은 원유가격의 상승이 수송비용 경로를 거쳐 가격분산에 미치는 영향을 국가그룹별로 나누어 비교 분석하는 것이다. <표 3>은 원유가격 및 기타 결정요인들이 가격분산에 미치는 영향에 관한 회귀분석 결과를 제시하고 있다. 종속변수는 개별상품의 표본지역 간 가격분산, 즉 Var_j^b 이며 설명변수는 실질원유가격, 비교역투입재비중, (교역성과 비교역투입재비중 간) 교차항이다. 모형에 대한 분석은 전체기간과 더불어 1999-2007년과 2008-2013년으로 나누어 실시하였다. <표 3>의 Panel A, B, C는 각각 World, OECD, US에 대한 추정결과를 보여준다.

우선 원유가격의 상승이 가격분산을 증가시키는 효과는 미국의 경우에만 통계적으로 유의한 것으로 확인되며 World와 OECD에서는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 로그 실질원유가격 변수인 lp 는 미국에 대해 기간에 상관없이 모든 경우에서 양의 방향으로 유의성을 보인 반면, World와 OECD에 대해서는 통계적으로 비유의한 부호를 갖는다. 이와 같은 결과는 원유가격 상승이 가격분산을 증가시키는 효과가 경제통합의 정도가 서로 다른 표본에 따라 차별적으로 나타난다는 가설을 뒷받침한다. 즉 국내 도시 간에는 수송비용 이외의 무역마찰 요인이 작기 때문에 수송비용이 차익거래의 주요 요인으로 작용하며, 따라서 원유가격이 수송비용을 통해 가격분산에 큰 영향을 미치게 된다. 추정 결과에 따르면 표본 $l=US$ 의 경우 원유가격이 1% 상승할 때 도시 간 가격분산은 0.036 증가하게 된다. 이러한 효과는 평균가격분산(2013년 교역재 0.129, 비교역재 0.234, 전체 0.157. 표 2 참조)의 크기를 고려할 때 상당히 크다고 할 수 있으며, 2008년 이후 더욱 강화하는 모습을 보인다. 반면 다양한 무역마찰 요인이 존재하는 국제 거래에 있어서는 소득격차, 기업의 가격정책, 경기변동, 소비자 선호의 변화, 환율변동성, 정보비대칭성 등 수송비 외의 요인에 의해 무역패턴과 차익거래가 결정될 가능성이 높다. 따라서 원유가격 상승에 의해 수송비용이 증가하더라도 가격분산은 반응하지 않거나 반대 방향으로 움직일 수 있다. 본 회귀분석은 이러한 사실을 뒷받침하는 추정결과를 제시하고 있다. World 표본의 경우 원유가격의 계수가 전 구간에서 (-) 부호를 보이지만 통계적으로 유의하지 않으며, OECD 표본의 경우 2008년 이후 (+) 부호를 나타내지만 역시 통계적 유의성은 갖지 못한다.

〈표 3〉 추정 결과

$$\text{회귀분석 식: } Var_j^h = \alpha_0^h + \alpha_1^h(lp) + \alpha_2^h\lambda_j^2 + \alpha_3^h(1 - \lambda_j)^2x_j + \epsilon_j$$

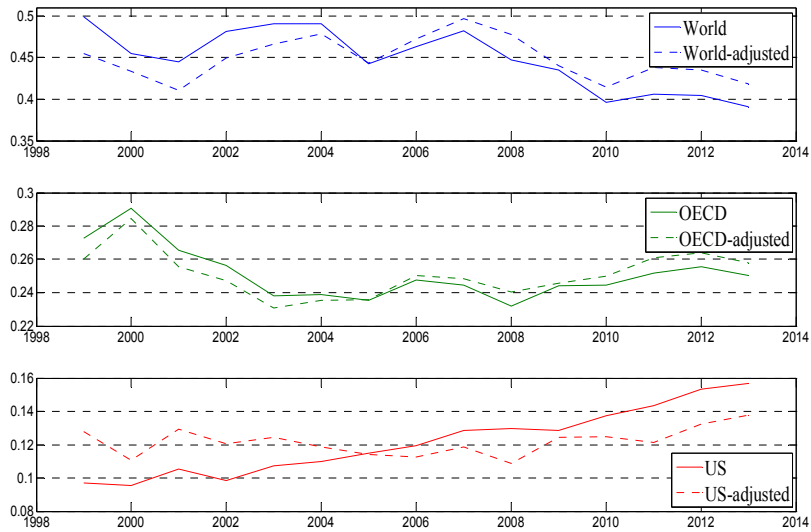
	전체기간	1999-2007	2008-2013
Panel A: World			
α_0^{world}	0.206*** (0.029)	0.244*** (0.052)	0.207*** (0.040)
α_1^{world}	-0.049 (0.039)	-0.012 (0.040)	-0.024 (0.039)
α_2^{world}	0.808*** (0.045)	0.861*** (0.061)	0.729*** (0.064)
α_3^{world}	0.028 (0.069)	-0.008 (0.094)	0.082 (0.100)
\bar{R}^2	0.201	0.205	0.192
Panel B: OECD			
α_0^{oecd}	0.173*** (0.013)	0.176*** (0.022)	0.155*** (0.021)
α_1^{oecd}	-0.014 (0.010)	-0.025 (0.017)	0.007 (0.047)
α_2^{oecd}	0.337*** (0.021)	0.311*** (0.026)	0.377*** (0.034)
α_3^{oecd}	-0.062*** (0.031)	-0.104*** (0.039)	0.001 (0.052)
\bar{R}^2	0.220	0.202	0.225
Panel C: US			
α_0^{us}	0.110*** (0.004)	0.096*** (0.008)	0.115*** (0.005)
α_1^{us}	0.036*** (0.004)	0.025*** (0.007)	0.033*** (0.014)
α_2^{us}	0.153*** (0.006)	0.156*** (0.009)	0.148*** (0.009)
α_3^{us}	-0.025*** (0.011)	-0.020 (0.019)	-0.032*** (0.012)
\bar{R}^2	0.275	0.250	0.294

주 : () 안의 수치는 표준오차이며, ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

원유가격이 가격분산에 미치는 영향은 〈그림 5〉를 통해 시각적으로도 확인할 수 있다. 각 그림은 World, OECD, US에 대해 원유가격 조정 이전과 이후의 가격분산을 비교한다. 여기서 원유가격 조정 이후의 가격분산은 Var_j^h 와 $\alpha_1^h(lp_t - \bar{lp})$ 의 차이를 의미한다. 그림에서 확인할 수 있듯이, World와 OECD의 경우 원유가격 조정 이전과 이후의 추세적 흐름에 큰 차이가 없음을 알 수 있다. 즉, 원유가격 변동과 상관없이, World와 OECD는 각각 1999-2008년, 2008년-2013년에 가격분산이 추세적으로 감소하는 흐름을 보인다. 하지만 미국의 경우에는 가격분산이 원유가격 조정 이전에는 전체 구간에 걸쳐 증

가하는 모습을 보이는 반면, 조정 이후에는 시차에 걸친 변화가 거의 없는 모습을 나타낸다. 이를 통해 원유가격이 가격분산의 시계열 움직임에 미치는 영향이 국내의 경우 매우 큰 반면 국가 간에는 작게 나타난다는 사실을 확인할 수 있다.

〈그림 5〉 원유가격 조정 후의 가격분산



원유가격 이외의 변수들에 대한 설명은 다음과 같다. 먼저 α_0^h 는 지역 간 마크업의 차이를 나타내는데, 세 그룹에서 모두 통계적 유의성을 보이면서 α_0^{world} , α_0^{oecd} , α_0^{us} 의 순으로 크게 나타난다. 이는 소득격차가 크고 시장이 구분되어 있으며 다양한 무역마찰 요인이 존재하는 시장일수록 pricing-to-market이 용이하므로 마크업의 분산도 크게 나타난다는 것을 의미한다.

설명변수 λ_j^2 에 대해서는 모든 경우 양의 방향으로 유의하게 나타난다. 이로부터 최종재 생산에 사용되는 비교역투입재의 비율이 높을수록 가격분산이 커진다는 사실을 확인할 수 있다. 특히, 이론상, 계수 α_2^h 는 지역 간 임금분산을 반영하는데, 추정결과에 따르면 World의 임금분산이 OECD에 비해 2배 이상 큰 것으로 나타나는 반면, 미국내 임금분산은 OECD에 비해 절반 이하 수준인 것으로 추정된다. 또한 World와 미국의 경우 2008년 이후 도시 간 임금차이가 감소하는 추세를 보였으나 OECD는 오히려 확대되는 모습을 보였다.

마지막으로 교차항의 계수 α_3^h 는 미국을 제외하고는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이론적으로, 최종재의 교역비중이 일정하게 주어졌을 때 노동과 같은 비교역투입재의 비중이 낮을수록 차익거래가 활발히 이루어져 지역 간 가격차이도 낮아질 것이다. 하지만 추정결과에 따르면 이러한 이론적 예측이 국내에서는 성립하지만 국제적 차익거래에서는 확인되지 않는다는 것을 의미한다. 이는 국내시장의 경우 대표적 비교역투입재인 노동요소의 이동 및 시장통합이 활발하기 때문에 비교역투입재가 최종 교역비중과 상호작용하여 가격분산에 미치는 영향이 중요하게 작용할 수 있으나, 노동시장이 엄격하게 구분된 국제시장의 경우 이러한 상호작용이 약화된다는 것을 의미한다.

VI. 결론

본 연구에서는 원유가격의 변화가 상대가격의 지역 간 분산, 즉 가격분산에 미치는 영향을 국가 표본별 나누어 분석하였다. 이론적으로, 원유가격의 상승은 수송비용을 증가시켜 일물일가법칙으로부터의 이탈을 증대시키며 결과적으로 지역 간 가격분산을 증가시키는 요인을 작용한다.

실증분석 결과 원유가격이 가격분산에 미치는 영향은 분석대상 표본에 따라 달라지는 것으로 추정되었다. 미국내 도시의 경우 원유가격은 가격분산을 증가시키며 이러한 효과는 2008년 이후 더욱 두드러진 것으로 분석되었다. 반면, World 와 OECD의 경우에는 원유가격이 가격분산에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 원유가격 조정 이전 및 이후의 가격분산을 비교함으로써 재차 확인된다. 한편 마크업과 임금의 분산은 World, OECD, 미국의 순으로 크게 나타났으며, 최종재의 교역성과 비교역투입재비중의 상호작용은 미국의 경우에만 통계적으로 유의한 것으로 추정되었다.

이상의 분석결과를 볼 때, 원유가격이 가격분산에 미치는 영향은 분석대상 표본에 따라 이질적인 것으로 평가된다. 무역마찰요인이 적고 노동시장 및 상품시장이 통합되어 있는 국내에서는 원유가격 상승이 수송비 경로를 거쳐 가격분산을 증가시키는 효과를 기대할 수 있다. 반면 다양한 무역마찰요인이 존재하고 시장통합 정도가 낮은 국가 간 거래에 있어서는 무역패턴과 차익거래를 결정함에 있어서 수송비용 외의 요인들이 강하게 작용함에 따라 원유가격과 가격분산 사이에 유의한 관계가 발견되지 않을 가능성이 높다. 이는 국가 간 가격분산을 분석함에 있어서 원유가격 이외에 소득 격차, 관세, 환

율변동성의 변화와 같은 추가적인 시간 가변적 변수를 고려할 필요가 있다는 사실을 의미한다.

참고문헌

- Bergin, P., Glick, R., 2007. Global price dispersion: Are prices converging or diverging? *Journal of International Money and Finance* 26, 703-729.
- Betts, C., Devereux, M., 2000. Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. *Journal of International Economics* 50(1), 215-244..
- Burstein, A., Nerves, J., Rebelo, S., 2003. Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations. *Journal of Monetary Economics* 50, 1189-1214.
- Carvalho, C., Nechio, F., 2011. Aggregation and the PPP puzzle in a sticky price model. *American Economic Review* 101(6), 2391-2424.
- Chari, V., Kehoe, P., McGrattan, E., 2002. Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rates? *Review of Economic Studies* 69(3), 533-563.
- Crucini, M., Shintani, M., Tsuruga, T., 2015. Noisy information, distance and law of one price dynamics across US cities. *Journal of Monetary Economics* 74, 52-66.
- Crucini, M., Telmer, C., Zachariadis, M., 2005. Understanding European real exchange rates. *American Economic Review* 95(3), 724-738.
- Goldberg, P, and Verboven, F., 2005. Market integration and convergence to the law of one price: Evidence from the European car market. *Journal of International Economics* 65(1), 49-73.
- Gopinath, G., Gourinchas, P., Hsieh C., 2011. International prices, costs and markup differences. *American Economic Review* 101(6), 2450-2486.
- Haskel, J., Wolf, H., 2001, "The Law of One Price-A Case Study." *Scandinavian Journal of Economics* 103(4) 545-58.
- Kehoe, P., Midrigan, V., 2007. Sticky prices and sectoral real exchange rates. Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper, No. 656.
- Nakamura, E., Zerom, D., 2010. Accounting for incomplete pass-through. *Review of*

Economic Studies, 77(3), 1192-1230.

Obstfeld, M., Rogoff, K., 2000. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? in Ben S. Bernanke and Kenneth Rogoff, eds., NBER Macroeconomics Annual 2000, Cambridge, MA: The MIT Press.

Rogers, J., 2007. Monetary union, price level convergence, and inflation: How close is Europe to the USA? *Journal of Monetary Economics* 54, 785-796.

Sercu, P., Uppal, R., Van Hulle, C., 1995. The exchange rate in the presence of transaction costs: implications for tests of purchasing power parity. *Journal of Finance* 50, 1309-1319.

Sorensen, A., 2000. Equilibrium price dispersion in retail markets for prescription drugs. *Journal of Political Economy* 108(41), 833-850.

An Empirical Study of the Effect of Oil Prices on International Price Dispersion

Inkoo Lee

Abstract

The paper studies the degree of international price dispersion for 300 individual goods and services between cities of three country groups over 1999 and 2013, focusing on the role of oil prices in generating deviations from the law of one price. We find that while oil prices did not contribute to the trend in cross-country price dispersion, it does account for within-country price dispersion. Once the oil price effect is subtracted out, the remaining price dispersion between U.S. cities no longer exhibits a noticeable upward trend. If oil prices increase transportation costs, they should increase the deviations from the law of one price, raising price dispersion. Our findings indicate that this effect is more pronounced within a country, while factors such as elasticity of substitution and other trade barriers are likely to matter more in price dispersion across borders. We view our results as complementary to those that emphasize the role of time-varying factors in accounting for price dispersion.

〈Key Words〉 Oil Price, Price Dispersions, Law of One Price, Panel Regression