

구조변화를 고려한 한국의 LNG 가격 추정[†]

조홍종* · 한원희**

요약 : 현재 한국은 천연가스 수요의 99%를 LNG 형태로 해외로부터 수입하고 있으며, 80% 이상을 유가에 연동된 가격 공식을 갖고 있는 장기 LNG 계약을 통해 도입하고 있다. LNG 도입 가격 추정은 다양한 천연가스 이해 관계자들에게 중요한 정보를 제공하게 됨에도 불구하고 아직까지 활용할 수 있는 계량 모형이나 실증 분석이 이루어지지 않았다. 따라서 본 논문에서는 한국 LNG 도입 가격의 특성을 반영하여 국제 유가와 장기적인 균형 관계(공적분 관계)가 있는지와 그러한 장기 균형 관계에 구조적 변화가 있었는지를 실증적으로 분석하고, 한국의 LNG 가격 추정 모형으로 구조변화를 고려한 조건부 확장 오차수정모형을 구축하였다. 최종적으로 선정된 조건부 확장 오차수정모형에 따르면, 국제 유가의 충격은 과거와는 다른 양상으로 한국의 LNG 가격에 비선형적으로 파급된다.

주제어 : LNG 가격, 공적분, 구조변화, 조건부 오차수정모형

JEL 분류 : C32, P28, Q40, Q43

접수일(2015년 8월 26일), 수정일(2015년 12월 10일), 게재확정일(2015년 12월 15일)

[†] 이 논문 또는 저서는 2015년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2015S1A3A2046715).

* 단국대학교 상경대학 경제학과 조교수, 교신저자(e-mail: hongcho@dankook.ac.kr)

** 한국가스공사 경영연구소 책임연구원, 제1저자(e-mail: hanwonhe@kogas.or.kr)

Estimation of Korean LNG Price Allowing a Structural Change

Hong Chong Cho* and Wonhee Han**

ABSTRACT : Almost all of natural gas demand in Korea is currently met by overseas LNG imports. More than 80% of LNG is imported through the mid to long-term contracts with oil-linked pricing. Despite LNG price estimation provides valuable information with various interested parties, an empirical study as well as an econometric model on LNG price hasn't yet been available in Korea. This paper therefore, aims at analyzing not only whether the long-run equilibrium relationship between oil prices and Korean LNG prices exists but also whether structural change occurred in such relationship. Further, it aims at building a conditional VECM taking account of a structural change. According to the final model, an oil price shock is passed through to the LNG prices in nonlinear and different manner from the past.

Keywords : LNG Price, Cointegration, Structural Change, Conditional VECM

Received: August 26, 2015. Revised: December 10, 2015. Accepted: December 15, 2015.

* Assistant Professor, Department of Economics, Dankook University, Corresponding Author(e-mail: hongcho@dankook.ac.kr)

** Principal Researcher, Center for Gas Economics & Management, KOGAS, 1st Author(e-mail: hanwonhe@kogas.or.kr)

I. 서론

에너지 자원을 거의 전량 수입에 의존해야 하는 한국은 70년대 석유 위기를 계기로 에너지원 다각화와 안정적 확보, 대기오염 저감 등을 위해 1986년부터 LNG (Liquefied Natural Gas)를 도입한 이래 천연가스는 한국의 총에너지 공급에서 원자력을 제치고 석유와 석탄에 이은 주요 에너지원으로 자리매김하였다.

현재 한국은 천연가스 수요의 99%를 LNG 형태로 해외로부터 수입하고 있으며, 80% 이상을 유가에 연동된 가격 공식을 갖고 있는 장기 LNG 계약을 통해 도입하고 있다. 최근 단기/현물 LNG 도입 비중이 증가하고 있지만, 아시아 LNG 시장에는 투명하고 신뢰할만한 현물 거래 시장이 존재하지 않아 대부분이 기존 유가 연동 장기 계약에 근거하여 도입되고 있다. 한국의 LNG 도입 가격은 원료비 연동제를 통해서 국내 천연가스 가격에 반영되게 된다. 이러한 LNG 도입 가격은 국내 일반도시가스사업자들에게는 매출액, 자금조달, 수익률 등에 영향을 미치게 되며, 천연가스 소비자들에게는 연료 소비 계획, 생산 비용 등에 영향을, 정부 기관에게는 공공정책과 물가관리, 에너지 산업 정책 결정 등에 영향을 미치게 된다. 이런 점에서 LNG 도입 가격 추정은 다양한 천연가스 이해 관계자들에게 중요한 정보를 제공하게 됨에도 불구하고 아직까지 활용할 수 있는 계량 모형이나 실증 분석이 이루어지지 않았다.

그동안 천연가스 가격 분석은 주로 유럽과 미국의 에너지/천연가스 시장의 통합(integration)¹⁾이나 유가와 가스 가격 간의 연동 관계에 관한 공적분 모형을 활용한 분석이 주류를 이루어왔다. Asche et. al. (2002), Bachmeier and Griffin (2006), Asche et. al. (2006), Panagiotidis and Rutledge (2007), Asche et. al. (2012), Asche et. al. (2013) 등은 미국과 영국, 유럽의 유가와 천연가스 가격 간 공적분 검정과 일물일가 검정을 통해서 시장 자유화에 따른 시장통합이나 유가와 천연가스 가격 간의 장기 균형 관계를 분석하였다. Villar and Joutz (2006), Brown and Yücel (2008), Hartley et. al. (2008), Erdös (2012) 등은 다양한 단기 변동 변수들을 포함하는 오차

1) 개별 에너지원이나 에너지원들 간의 일반 복합상품정리(Generalized Composite Commodity Theorem)가 성립하여 궁극적인 일물일가법칙(Law of One Price)이 성립하는 것을 의미

수정모형의 확장을 시도하였다.

이상의 선행 연구들은 국제 유가와 천연가스 가격 간의 장기 균형 관계의 구조변화를 명시적으로 고려하지 않았다. 이에 반해 Dahl et. al. (2011)은 주간 브렌트 유가와 영국 NBP(National Balancing Point) 천연가스 가격의 상대 가격에 대한 다중 구조변화 검정을 수행한 후 식별된 하위 표본 기간들에 대한 공적분 검정을 수행하였다. Ramberg and Parsons (2012)는 미국의 주간 유가(WTI; West Texas Intermediate)와 천연가스 가격(HH; Henry Hub)에 대해서 공적분 회귀식에 구조변화를 허용하는 Gregory and Hansen 검정을 통해 장기 균형 관계의 변화를 분석하였다. Brigida (2014)는 미국의 월간 WTI와 HH에 대해서 마코프 전환(Markov switching) 공적분 회귀식을 고려한 오차수정모형을 활용할 것을 제안하였다.²⁾

그러나 LNG 장기 계약을 통해 직접적으로 국제 유가에 연동된 LNG 가격에 대한 연구들은 아직까지 많지 않다. 비록 최근 아시아 LNG 시장에도 유가 연동 장기 계약 관행에 일련의 변화가 일어나고 있을지라도 기본적인 유가 연동 구조에는 변화가 없었을 뿐더러 유럽처럼 시장자유화나 규제 완화와 같은 정책적 함의도 없었기 때문이다. 또한 부분적으로는 사업기밀에 속하는 상업적인 장기 계약에 기반하는 국제 LNG 산업의 특성상 활용 가능한 자료에 제약이 있기 때문이기도 하다. Siliverstovs et. al. (2005), Ghouri (2006), Zhang et. al. (2008), Erdős and Ormos (2012) 등은 국제 유가와 지역별 천연가스 또는 LNG 가격들에 대해 공적분 검정을 수행하여 시장통합이나 유가와 LNG 가격 간의 장기 균형 관계를 분석한 바 있으나 구조변화를 고려하거나 확장된 오차수정모형을 활용한 선행연구들은 없었다.

국내 연구들의 경우에는 박주호 (1994), 김진수 외(2007), 윤원철 (2007), 이양섭 (2008) 등과 같이 석유 가격의 시장통합이나 비대칭성을 분석하기 위해서 공적분 모형을 활용한 바가 있다. 황광수 외(2012)가 국제 천연가스 가격과 원유간의 탈동 조성을 분석하기 위해서 공적분 검정과 오차수정모형을 활용하여 일본 LNG 가격과 두바이 유가, 미국 헨리허브 천연가스 가격 간 장기 균형 관계가 존재함을 보였

2) Brigida (2014)는 마코프 전환 공적분 회귀식의 잔차에 대한 기존 공적분 검정을 수행하고 있지만, Gregory and Hansen (1996)에서 공적분 회귀식에 구조변화가 발생했을 경우에는 잔차 기반 공적분 검정 통계량(ADF)의 극한 분포가 달라져 검정력이 저하됨을 보였듯이 이론적인 면에서는 그 타당성에 異論의 여지가 있다.

다. 박성준·김진수(2014)는 미국 헨리허브 가스 가격을 대상으로 인공신경망(ANN)을 활용하여 천연가스 가격을 예측하는 방법을 제시한 바 있다. 이들 국내 선행 연구들의 경우에도 한국의 LNG 가격이나 구조변화를 고려한 경우는 없었다.

따라서 본 연구에서는 한국 LNG 도입 가격의 특성을 반영하여 국제 유가와 장기적인 균형 관계(공적분 관계)가 있는지와 그러한 장기 균형 관계에 구조적 변화가 있었는지를 실증적으로 분석하고, 한국의 LNG 가격 추정 모형으로 구조변화를 고려한 조건부 확장 오차수정모형을 구축하는데 목적을 두었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 II장에서는 한국의 LNG 가격 결정 구조를 살펴보았다. III장에서는 1절에서 추정 모형에 내생변수로 포함될 시계열에 대한 단위근 검정을 수행하였다. 2절에서는 공적분 모형에 관한 식별과 공적분 검정을 통해 적절한 추정 모형을 식별하였다. 특히 구조변화를 고려하기 위해서 구조변화를 고려한 공적분 검정을 수행하여 구조변화 시점을 추정하였다. 3절에서는 식별된 일반적인 오차수정모형을 추정 모형으로 활용하기 위해서 일반적인 모형에서 구체적인 모형으로 단순화하는 방법론에 따라 조건부 오차수정모형으로 단순화하였다. 또한 추정 모형에 단기적인 변동 요인들을 외생변수로 도입하는 확장을 시도하였다. IV장에서는 최종적으로 선정된 조건부 확장 오차수정모형의 추정 결과와 국제 유가 변동에 따른 한국 LNG 가격의 반응 효과를 추정함으로써 정책적 시사점을 도출하였다. 마지막으로 5장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 그 한계점을 지적하였다.

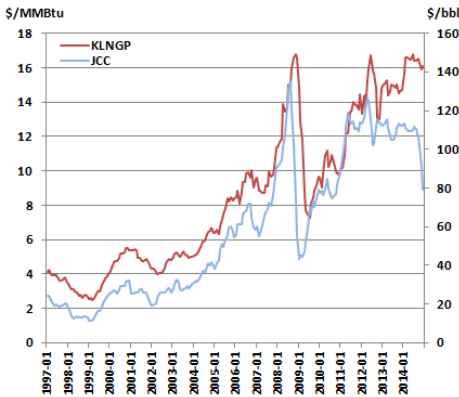
II. 한국의 LNG 가격 구조

국내 천연가스 가격에 원료비 형태로 반영되고 있는 LNG 도입 가격은 다양한 LNG 도입원별 도입 가격의 가중평균으로 결정되고 있다. LNG 도입 물량의 80~95% 정도는 20년 이상 장기 계약에 따라 도입되고 있으며, 나머지는 국내 수급 상황에 맞춰 현물이나 단기 계약 형태로 도입되고 있다. 이 중 중장기 계약에 의해 도입되는 LNG는 비록 체결 당시의 국제 LNG 시황에 따라 계약마다 상이하지만 대부분 유가 연동 가격 공식에 의해 가격이 결정되고 있다. 일부 중기 계약(BG Portfolio)과 향후 2017년부터 도입될 미국 Sabine Pass LNG 도입 계약의 경우에는

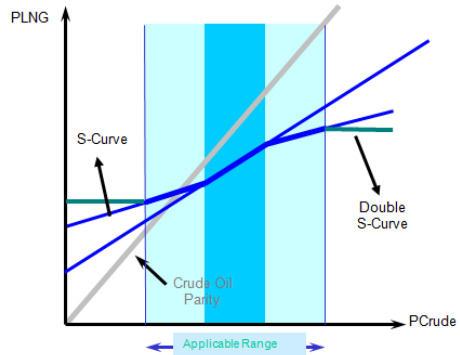
미국 천연가스 시장 가격인 헨리허브(HH) 가격에 연동되어 있다.

유가 연동 가격 공식은 단순하게 상수항과 유가 연동비율로 구성된 직선 형태에서부터 유가 변동에 따른 LNG 가격 변동 위험을 방지하기 위해 일정 유가 범위를 벗어날 경우 적용되는 가격상하한과 S-Curve, 가격상하한과 S-Curve를 접목한 Double S-Curve 형태 등으로 다양하다. S-Curve 가격 공식은 1995년 이후 일부 계약에 적용되었으며, 가격상하한이 있는 Double S-Curve 가격 공식은 2008년 이후부터 적용되기 시작했다. 연동 유가 지표는 인도네시아로부터 도입되는 장기 계약 물량에만 인도네시아 원유 수출 가격인 ICP(Indonesian Crude Price)를 적용하고 대부분은 JCC(Japan Customs Cleared or Japanese Crude Cocktail Oil Price)³⁾라는 일본 원유 수입 가격의 3개월 시차 또는 3개월 이동평균 등을 활용하고 있다. 또한 일부 가격 공식에는 물가상승률을 반영하기도 하며, 시장 상황 변화를 반영하기 위해 주기적으로 가격 공식을 재협상하는 계약(5년; MLNGⅢ, YLNG, SakhalinⅡ)도 있다.

〈그림 1〉 한국의 LNG 도입 가격



〈그림 2〉 LNG 중장기 도입 가격 공식



자료 : 한국무역협회, Platts

3) 일본 관세청에서 집계하고 관세협회에서 발간하는 일본으로 수입되는 원유 제품 10가지 품목의 월별 평균 가격(US\$/bbl)이며, 1개월 전기 Dubai 현물 유가와 상관관계가 높음

중장기 LNG 장기 계약 이외에도 국내적으로 이상기온, 원전 가동 중단 등으로 인해 단기적인 수급 불균형 해소를 위한 LNG 도입 수요가 발생할 뿐만 아니라 당초 국가적인 수급 계획과 실제 수요 간의 오차로 인한 도입 수요가 발생하게 된다. 최근 이러한 요인들로 인한 단기/현물 도입 물량이 급증해왔다. 단기/현물 LNG 가격의 경우에는 기본적으로 국제 LNG 시장의 수급 상황에 따라 달라지지만 대개 해당 지역의 LNG 장기 계약 가격 수준 또는 국제 천연가스 벤치마크 가격에 수송비와 프리미엄이 붙는 수준에서 결정되는 것이 보통이다.

〈표 1〉 한국의 중장기 LNG 계약

구분	생산국	프로젝트	연간 계약물량 (만톤) [†]	계약기간 [‡]	가격공식
장기 계약	인도네시아	ArunIII	230	'86~'07	ICP 연동
		KOREA II	200	'94~'14	ICP 연동
		BADAK V	100	'98~'17	ICP 연동
		DSLNG	70	'15~'27	JCC 연동
	말레이시아	MLNG II	200	'95~'18	JCC 연동, S-Curve
		MLNGIII	200	'08~'28	JCC 연동, DS-Curve
	카타르	RasGas	492	'99~'24	JCC 연동
		RasGasIII	210	'07~'26	JCC 연동
		RasGasIII	200	'13~'32	JCC 연동
	오 만	OLNG	406	'00~'24	JCC 연동
	예 멘	YLNG	200	'08~'28	JCC 연동, DS-Curve
	러시아	Sakhalin II	150	'08~'28	JCC 연동, DS-Curve
	브루나이	BLNG	100	'97~'18	JCC 연동, S-Curve
	호주 등	SHELL Portfolio [#]	364	'13~'38	JCC 연동, S-Curve
TOTAL Portfolio [#]		200	'14~'31	JCC 연동, S-Curve	
호 주	GLNG	350	'15~'35	JCC 연동, S-Curve	
미 국	Sabine Pass	280	'17~'37	HH 연동	
중기 계약	호 주	NWS	50	'03~'16	JCC 연동, DS-Curve
	말레이시아	MLNGIII	200	'03~'10	JCC 연동, S-Curve
	이집트 등	BG Portfolio [#]	132	'08~'16	HH 연동
	카타르	RasGasIII	200	'12~'16	JCC 연동

자료 : 한국가스공사

주) ICP(Indonesian Crude Price), JCC(Japanese Crude Cocktail), HH(Henry Hub)

[#]Portfolio 계약은 특정 공급원이 아닌 판매자의 다양한 공급원으로부터 공급되는 계약

[†]연간 옵션 물량 포함, 직도입 물량은 제외, 실제 공급 물량은 연도별로 다를 수 있음

[‡]신규 프로젝트의 가동시기 지연으로 인해 실제 공급시기는 계약기간과는 다를 수 있음

따라서 한국의 LNG 도입 가격은 기존에 체결된 중장기 계약에 따라 국제 유가 수준에 지배적인 영향을 받게 된다. 여기에 최근 증가하고 있는 현물 소요 물량에 대한 가격은 중장기 유가 연동 계약에 기본적으로 영향을 받지만 국내 수급 상황의 긴박함과 국제 LNG 시장의 수급 상황에 따라 추가적인 프리미엄⁴⁾이 발생하게 된다. 특히 한국의 LNG 도입 가격에 지배적인 영향을 미치는 유가 연동 중장기 계약의 가격 공식은 계약 체결 당시의 국제 LNG 시황과 국제 유가 전망, 협상력 등에 의존하게 되며, 이에 따라 유가 연동 비율이나 가격 완충 체제(S-Curve, Double S-Curve) 채택이 결정되어 왔다. 한국의 LNG 도입 가격 구조에 의미 있는 변화가 있었던 시기는 대략 다음과 같다. 우선 1990년대 말까지 이어진 저유가로 인해 판매자 측의 요구에 따라 1990년대 중반부터 S-Curve 가격 공식을 채택한 장기 계약 물량이 도입된 시기이다. 다만, 저유가와 중장기 계약 물량 비중이 작아 2000년대 후반 이전까지는 그 효과가 크게 나타나지 않았다. 두 번째로는 국제 LNG 시장이 구매자 우위의 시장이었던 2000년대 중반에 체결된 Double S-Curve 가격 공식을 채택한 장기 계약 물량이 도입되기 시작한 2008년 이후의 시기이다. 이 시기에는 현물/단기 도입 물량이 증가하였을 뿐만 아니라 글로벌 금융위기로 인한 2009년을 제외하고는 고유가가 지속된 시기였기 때문에 Double S-Curve의 가격 완충 효과가 뚜렷하게 나타난 시기로 볼 수 있다. 따라서 유가 연동 중장기 계약이 지배적인 한국의 LNG 가격 구조에 2000년대 후반 이후 중대한 구조변화가 있었다고 추론할 수 있다. 비록 국제 유가와 한국의 LNG 가격 간의 장기 균형 관계가 예상되더라도 구조변화로 인해 그 장기 균형 관계가 변화하였다면 향후 LNG 가격 예측과 가스 요금 정책에도 이러한 점을 반영할 필요가 있다는 점에서 본 연구의 또 다른 의의가 있다고 할 수 있다.

국내 천연가스 도매 가격은 LNG 도입 가격에 해당되는 원료비⁵⁾와 총괄원가주의 원칙 하에서 적정 투자보수율이 포함된 한국가스공사의 도매 공급 비용을 합산하여 결정된다. 소매 가격은 도매 가격에 일반 도시가스사업자의 소매 공급 비용을 합산

4) 기본적으로 전통적인 LNG 수입국인 일본, 한국, 대만 등은 단기적인 수요 부족에 대응할 수 있는 공급 대안이 없기 때문에 발생하는 프리미엄

5) 원료비에는 관세, 수입부과금, 수입부대비용, 개별소비세, 안전관리기금 등의 부가 비용이 포함

하여 결정된다. 도매 공급 비용은 용도별로 저장설비와 배관에 미치는 영향을 고려하여 차등요금제가 적용되고 있는데 발전용은 계절에 따라 달라지며, 도시가스용은 주택, 업무난방, 냉방, 산업, 열병합/집단지용에너지용으로 구분되어 적용된다.

소매 가격에서 원료비가 차지하는 비중은 과거 높아진 국제 유가로 인해 95% 정도에 육박하고 있다. 따라서 국제 유가와 환율의 변동에 따른 원료비 변동을 반영하기 위해서 원료비 연동제를 시행하고 있다. 한국가스공사가 직접 공급하는 발전용의 경우에는 2007년부터 원료비를 매월 조정하고 있다. 도시가스용의 원료비 연동제는 1998년부터 시행하고 있으며 격월로 전기 원료비의 변동폭이 $\pm 3\%$ 를 초과 시에 조정하게 된다.

III. 추정 모형

전통적인 선형 회귀 모형들은 관측된 시계열 자료가 안정적인 자료생성과정(DGP; Data Generation Process)에서 발생했다는 가정에 근거한다. 그러나 대부분의 경제 시계열들은 평균과 분산이 시간에 의존하는 확률적 추세를 갖는 불안정적인 시계열들이며, 확률 충격의 영향이 영구적으로 지속되게 된다. 불안정한 경제 시계열들에 관한 전통적인 선형 회귀분석은 실제로 시계열들이 관계가 없음에도 불구하고 소위 가성회귀(Spurious Regression) 문제를 유발하게 된다. 그러나 불안정적인 시계열들이 동일한 확률적 추세를 공유하여 안정적인 관계를 유지하는 공적분(Cointegration) 관계가 존재할 경우 차분 과정을 통한 수준 변수들의 정보 손실이 없이도 가성회귀 문제가 해결될 수 있다. 특히 이러한 경제 시계열 변수들 간의 공적분 관계는 구조적인 장기 균형 관계를 함의하고 있다.

이하에서는 앞 장에서 살펴 본 국제 유가(JCC)와 한국의 LNG 도입 가격(KLNGP)에 대한 단위근(Unit Root) 검정을 수행한 후 두 시계열간 공적분과 동적 관계를 분석하기 위해 자기회귀과정(VAR; Vector Autoregressive Processes)/벡터오차수정모형(VECM; Vector Error Correction Model)을 활용하여 적절한 추정 모형을 선정하였다.

1. 단위근 검정

1.1 자료 및 표본기간

본 논문의 활용 가능한 모든 시계열 자료들은 1997년 1월부터 2014년 12월까지 18년간의 월별 자료를 이용하였다. JCC는 한국가스공사와 Platts의 자료⁶⁾를 이용하였고, 한국의 LNG 가격(KLNGP) 자료와 LNG 재고 수준은 한국무역협회와 국가에너지통계종합정보시스템 자료를 이용하였다. 아시아태평양 지역의 LNG 거래량은 Poten & Partners(LNGAS DB)의 자료를 이용하였다.

본 논문의 모형추정과 검정에 활용한 더미변수를 제외한 모든 자료는 자연로그를 취하였다. 자연로그 선형 전환은 각기 다른 시계열 변수들의 단위를 동일하게 만들 뿐만 아니라 수준 변수들의 이분산을 축소시켜 분산을 안정화시키는 효과가 있다.

1.2 단위근 검정

시계열 변수들의 추세 안정성과 차분 안정성을 구분하기는 쉽지 않기 때문에 그동안 시계열 변수들의 불안정성을 공식적으로 검정할 수 있는 다양한 단위근 검정 방법들이 개발되어 왔다. 이하에서는 이들 방법들 중에서 식 (1)과 같은 일반적인 AR(1) 과정으로부터 오차항의 계열 상관을 고려한 2 가지의 보편적인 단위근 검정들($H_0: \rho=1$)과 함께 이들과는 달리 시계열의 안정성을 검정하는 방법을 추가적으로 수행하였다.⁷⁾

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta y_{t-i} + u_t, \quad \text{where } u_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

첫 번째 단위근 검정은 식 (1)에서 오차항의 계열 상관을 고려하기 위해서 종속변수의 시차 차분 변수들을 도입하는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정 방법이다. ADF 검정은 시차 차분 변수들이 증가할수록 검정력이 낮아지기 때문에 적절한 시차 차분 결정을 위해서 이하에서는 적은 시차를 선택하는 SIC(Schwarz Information

6) 2004년 이전에는 공사 자료를, 그 이후부터는 Platts의 LNG Daily 저널의 JCC 통계 활용

7) 이하의 모든 통계적 분석은 Eviews 7.2를 사용

Criterion) 정보 기준을 적용하였다. 두 번째 단위근 검정 방법은 오차항의 계열 상관 및 이분산을 고려하기 위해서 식 (1)에서 시차 차분 변수들을 도입하는 대신 추정된 잔차를 통해 ρ 추정치 분산의 비모수적 추정치를 활용하는 PP(Phillips and Perron) 검정이다. 세 번째 단위근 검정 방법은 종속변수의 시차변수와 시차 차분 변수들이 없는 식 (1)에서 통상적인 상수항 α 대신 임의보행 $\alpha_t = \alpha_{t-1} + \varepsilon_t$ 를 고려하여 추정된 ε 의 분산이 $0(\alpha_t = \alpha)$ 즉, 추세 안정적이라는 귀무가설을 검정하는 KPSS 검정이다. KPSS 검정은 (추세) 안정적인 부분에 임의보행이 부가적으로 수반될 경우 유용한 검정 방법이라고 할 수 있다.

〈표 2〉 LJCC와 LKLNGP의 단위근 검정

수준(Level)							
검정 방법	확정적 추세	검정 통계량	변수		임계치		
			LJCC(D1) [†]	LKLNGP(D2) [†]	1%	5%	10%
ADF	상수	$\hat{\tau}_\mu$	-1.4492	-0.9349	-3.4606	-2.8747	-2.5739
	시간추세	$\hat{\tau}_\tau$	** -3.5339	** -3.4478	-4.0011	-3.4308	-3.1390
PP	상수	$Z(t_\alpha)$	-1.1647	-0.8021	-3.4606	-2.8747	-2.5739
	시간추세	$Z(t_\alpha)$	-2.9225	-3.1387	-4.0011	-3.4308	-3.1390
KPSS	상수	η_μ	*** 1.7555	*** 1.7563	0.7390	0.4630	0.3470
	시간추세	η_τ	* 0.1315	* 0.0862	0.2160	0.1460	0.1190
차분(Differenced)							
검정 방법	확정적 추세	검정 통계량	변수		임계치		
			Δ LJCC	Δ LKLNGP(D1) [†]	1%	5%	10%
ADF	상수	$\hat{\tau}_\mu$	*** -8.0500	*** -7.5013	-3.4606	-2.8747	-2.5739
	시간추세	$\hat{\tau}_\tau$	*** -8.0337	*** -7.4852	-4.0011	-3.4308	-3.1390
PP	상수	$Z(t_\alpha)$	*** -7.9691	*** -12.1506	-3.4606	-2.8747	-2.5739
	시간추세	$Z(t_\alpha)$	*** -7.9518	*** -12.1275	-4.0011	-3.4308	-3.1390
KPSS	상수	η_μ	0.0715	0.0444	0.7390	0.4630	0.3470
	시간추세	η_τ	0.0672	0.0422	0.2160	0.1460	0.1190

[†](D#)은 SIC 정보 기준에 의해 선정된 시차 차분 변수의 개수(k)

*, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 기각

주) ADF/PP의 임계치는 MacKinnon (1996, p.617), KPSS는 Kwiatkowski, et. al. (1992, p.166)

<표 2>에서 볼 수 있듯이 1계 차분 변수 $\Delta LJCC$ 와 $\Delta LKLNGP$ 에 대한 모든 단위근 검정 결과는 1% 유의 수준에서 단위근을 갖고 있지 않는 안정적 시계열임을 보여 주고 있기 때문에 해당 수준 변수들이 1차 적분된 변수(I(1))들이라고 볼 수 있다. 수준 변수 $LJCC$ 와 $LKLNGP$ 에 대한 상수항만을 포함하는 단위근 검정 결과는 1% 유의 수준에서 모두 단위근을 갖는 불안정한 시계열이라는 것을 시사하고 있다. 그러나 시간 추세항을 포함할 경우에는 검정방법에 따른 결과가 일치하지 않는다. 통상적인 유의 수준 5%를 적용할 때 다른 검정 방법들과는 달리 $LJCC$ 와 $LKLNGP$ 에 대한 ADF 검정 결과가 단위근의 존재를 기각하고 있으며, KPSS 검정 결과 역시 단위근의 부재를 보여 주고 있다. 반면 PP 검정 결과는 모두 단위근의 존재를 채택하고 있다. 주목할 점은 이들 두 시계열들에 대한 식 (1)의 잔차에 대한 BPG(Brewsch-Pagan-Godfrey) 이분산 검정 결과가 모두 이분산의 부재를 강하게 기각하고 있다는 점이다. 따라서 오차항이 이분산을 갖는 시계열 모형에도 적용할 수 있는 PP 단위근 검정 결과가 보다 유의미한 것으로 볼 수 있다. 사실 경제 이론적으로도 고갈성 자원인 석유가스의 국제 가격은 최근 생산 기술의 혁신을 감안하더라도 장기적으로는 장기한계비용곡선을 반영하여 시간적 추세를 갖고 있다고 볼 수 있기 때문에 시간 추세를 포함하는 것이 타당할 것으로 보여 진다.

ADF와 PP 단위근 검정 방법은 단위근 과정과 유사 단위근 과정(near unit root process)을 구분할 수 있는 검정력을 갖고 있지 않을 뿐만 아니라 추세 안정적 과정과 상수항을 갖는 임의보행 과정을 구분하는데도 낮은 검정력을 갖고 있다는 사실이 알려져 있다. 따라서 본 논문의 $LJCC$ 와 $LKLNGP$ 와 같이 식 (1)의 ρ 추정치가 0.95 이상인 경우 확정적 추세항들에 대한 적도식별이 어렵다. 더욱이 이러한 검정력 문제 이외에도 실제의 자료생성과정이 식 (1)의 단위근 검정 방법에서 활용한 추정방정식과 다를 수 있기 때문에 검정 결과가 달라질 수 있다. 추정방정식에서 모수의 구조변화, 이분산, 고계 적분 차수, 두터운 꼬리분포 등과 같은 문제들은 바로 이러한 예들에 해당된다. 이 중에서 상기 단위근 검정에 영향을 미칠 수 있는 확정적 추세항들의 구조변화(structural change or break)를 고려한 단위근 검정 방법을 추가적으로 검토하였다.

1.3 구조변화를 고려한 단위근 검정

구조변화 분석방법을 실제 자료에 적용하는 경우 사전적 정보를 얼마나 활용할 수 있는가에 따라 구체적인 대립가설을 설정하여 검정방법을 단순화시킬 수 있기 때문에 일반적으로 안정성 진단(stability diagnostic) 검정을 통해 구조변화의 유무를 판단한 다음 구체적인 대립가설을 설정하여 구조변화에 대한 정보를 추론하는 것이 권고되고 있다.⁸⁾ 이에 따라 전체 표본기간의 잔차합과 구조변화 시점에 따른 표본기간들의 잔차합을 비교하는 우도비 F-검정을 연속적으로 수행하고 최대치가 발생한 시점을 구조변화 시점으로 진단하는 Andrews-Quandt 진단법을 수행하였다. 해당 최대우도비 검정(Sup-LR F-stat) 결과는 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 강하게 기각하고 있어 LJCC와 LKLNGP에 각각 2008년 9월과 2009년 1월 구조변화가 발생했음을 보여 주었다.⁹⁾ 사실 2008년 9월은 리먼 브라더스 파산으로 인해 글로벌 금융위기가 발생했던 시점으로 이후 상당 기간 국제 유가가 급락했고 장기 계약의 LNG 가격은 국제 유가에 시차를 두고 영향을 받기 때문에 이러한 안정성 진단 결과는 타당한 것으로 볼 수 있다. 따라서 이하에서는 구조변화 시점이 알려졌다는 가정에서 확정적 추세항들의 구조변화를 고려한 단위근 검정 방법과 구조변화 시점이 알려지지 않았고 구조변화가 한 번 발생했다는 가정 하에서 적용할 수 있는 단위근 검정 방법을 살펴봄으로써 구조변화가 단위근 검정에 미치는 영향을 분석하였다.

사전적으로 구조변화 시점이 알려져 있을 때 한 차례의 구조변화를 고려한 단위근 검정 방법은 Perron(1989)에 의해 제시되고 Perron and Vogelsang (1992, 1993)에 의해 수정 보완된 방법을 적용하였다. 이 방법은 확정적 추세항들의 구조변화를 반영하는데 있어서 상기 하위 표본기간에 대한 단위근 검정과 같은 표본크기 축소로 인한 검정력의 저하를 방지하도록 적절한 더미변수를 도입함으로써 통상적인 ADF 단위근 검정을 수행하는 방법이다. 본 논문에서는 Perron (1989)이 제시한 확정적 추세항들의 구조변화가 점진적으로 이루어진 경우(IO; Innovational Outlier)의

8) 김인무(1999, p. 155) 참조

9) LJCC : LR F-statistic (2008m09) = 6.16, p-value 0.0072
LKLNGP : LR F-statistic (2009m01) = 12.37, p-value 0.0000

세 가지 검정 모형(식 (2~4))을 설정하였다. 모형 A는 상수항에 구조변화가 발생한 경우이고, 모형 B는 시간추세에, 모형 C는 상수항과 시간추세에 동시에 구조변화가 발생한 경우이다. 알려진 구조변화 시점으로는 상기 분석에서와 같이 LJCC는 2008년 9월, LKLNGP는 2009년 1월로 보았다.

$$Model\ IO-A: y_t = \alpha + \delta DU_t + \beta t + \psi TB_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$Model\ IO-B: y_t = \alpha + \delta DU_t + \beta t + \phi DS_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

$$Model\ IO-C: y_t = \alpha + \delta DU_t + \beta t + \xi DT_t + \psi TB_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4)$$

$$\begin{aligned} where\ TB_t &= 1 \quad \text{if } t = T_B + 1, & 0 \text{ otherwise;} \\ DU_t &= 1 \quad \text{if } t > T_B, & 0 \text{ otherwise;} \\ DS_t &= t - T_B \quad \text{if } t > T_B, & 0 \text{ otherwise;} \\ DT_t &= t \quad \text{if } t > T_B, & 0 \text{ otherwise;} \text{ and} \\ e_t &\sim i.i.d. N(0, \sigma^2). \end{aligned}$$

<그림 1>에서 보듯이 LJCC와 LKLNGP의 구조변화 시점에서의 구조변화는 상수항의 변화가 두드러진 점을 감안할 때 시간추세만의 변화로 인식하기보다는 상수항 또는 상수항과 시간추세가 동시에 변화한 것으로 보는 것이 타당할 것이다. Perron (1989) 방법론에 의한 <표 3>의 결과는 주어진 구조변화 시점 하에서 상수항과 시간추세 모두에 구조변화가 발생했을 경우 통상적인 5% 유의 수준에서 단위근의 존재를 채택하고 있다.

<표 3> Perron (1989)의 구조변화를 고려한 단위근 검정

	검정통계량 t_{α}		임계치 ($\lambda = 65\%$)		
	LJCC(D1) [†]	LKLNGP(D2) [†]	1%	5%	10%
알려진 구조변화 시점	2008m09	2009m01			
$\lambda =$ 구조변화시점/표본수	65.28%	67.13%			
IO-A (상수항)	** - 3.8179	** - 4.1143	- 4.43	- 3.79	- 3.50
IO-B (시간추세)	** - 4.4225	** - 4.3942	- 4.53	- 3.89	- 3.60
IO-C (상수항+시간추세)	* - 4.0977	* - 4.0943	- 4.80	- 4.20	- 3.89

[†](D#)은 SIC 정보 기준에 의해 선정된 시차 차분 변수의 개수(k)

*, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 기각

주) IO-A와 IO-C의 임계치는 Perron (1989, p. 1376-1377, table IV.B, VI-B),

IO-B는 Perron and Vogelsang (1993, p. 249, table I)

이제 구조변화 시점은 한 차례이지만 그 구조변화 시점이 알려지지 않은 경우에 구조변화를 고려한 단위근 검정 방법을 살펴본다. 최근까지 기존의 문제점들을 해결하면서 구조변화 시점이 알려지지 않은 경우 적용할 수 있는 다양한 단위근 검정 방법이 개발되고 있지만, 이하에서는 상기 분석과 연장선상에 있는 Perron (1997)의 방법론을 적용하였다. Perron (1997)의 방법론은 더미변수를 활용하여 연속적(sequential)으로 계산된 단위근 검정통계량인 t-통계량의 최소치가 발생한 시점을 구조변화 시점으로 보고 Perron (1989)과 동일한 단위근 검정을 수행하는 방법이다. 즉, 가장 극단적인 구조변화 시점에 대해 단위근 검정을 수행하는 것이다. Perron (1997)은 적용할 수 있는 검정 모형으로 세 가지를 제시했는데, 이 중 IO-A(상수항) 모형과 IO-C(상수항+시간추세) 모형을 검토하였다.

<표 4>는 한 차례의 구조변화 시점이 알려지지 않았을 경우 Perron (1997)의 검정 방법에 따른 구조변화 시점 추정과 단위근 검정 결과를 보여 준다. 비록 검정력이 낮을지라도 <표 4>의 결과에서 보듯이 LJCC와 LKLNGP의 IO-A와 IO-C 검정 통계량들이 모두 10% 유의 수준에서도 단위근의 존재를 기각할 수 없었다.¹⁰⁾ 따라서 이들 시계열들은 상수항 또는 상수항과 시간추세에 구조변화가 있는 단위근 시

10) LJCC의 IO-A 구조변화 시점이 2005년 1월로 추정되었는데 이는 Perron (1997) 검정방법이 다수의 구조변화를 추정하지 못하는 한계에 따른 것으로 실제 검정통계량은 2008년 8월도 두 번째로 낮은 수치를 기록하였다.

계열들이라고 볼 수 있다.

〈표 4〉 Perron (1997)의 구조변화를 고려한 단위근 검정

검정	LJCC(D1) [†]		LKLNGP(D2) [†]		점근적 임계치		
	시점	t-통계량	시점	t-통계량	1%	5%	10%
IO-A $t_{\alpha}^*(1)$	2005m01	-4.4492	2008m12	-4.6324	-5.92	-5.23	-4.92
IO-C $t_{\alpha}^*(3)$	2008m06	-4.6864	2008m12	-4.5619	-6.32	-5.59	-5.29

[†](D#)은 t-sig 기준(마지막 시차 차분 변수의 계수에 대한 5% 유의수준에서 t-검정)에 의해 선정된 시차 차분 변수의 개수(k)

주) 임계치는 Perron (1997, pp. 362-363, table 1)

이상의 통상적인 단위근 검정과 한 차례의 구조변화 시점이 알려진 경우와 알려지지 않은 경우의 구조변화를 고려한 단위근 검정 결과들을 종합하면 LJCC와 LKLNGP 시계열들은 단위근을 갖는 불안정적인 I(1) 과정이라고 결론지을 수 있다.

2. 공적분 분석

2.1 공적분 모형의 식별

다변량 시계열 변수들의 동적 관계를 모형화하는데 일반적으로 사용되는 모형 중의 하나는 벡터자기회귀(VAR) 모형이다. 그리고 해당 불안정한 시계열들이 공통의 확률적 추세를 가지고 있는 공적분 관계가 있을 경우에는 해당 시계열 변수들의 장기 균형 관계와 단기적 변동을 분석할 수 있는 벡터오차수정모형(VECM)이 고려될 수 있다. 본 논문의 분석 대상 시계열인 국제 유가 지수(LJCC)와 한국의 LNG 도입 가격(LKLNGP)은 앞서 분석과 같이 불안정한 I(1) 시계열들일 뿐만 아니라 장기 계약내의 가격 공식으로 인해 명백히 장기 균형 관계를 갖고 있다고 볼 수 있기 때문에 이하에서는 벡터오차수정 모형을 통해 이들 변수들간의 공식적인 공적분 관계를 검정하고 적절한 모형에 대한 식별을 수행한다.

일반적으로 벡터오차수정모형(VECM)의 식별은 크게 해당 시계열 자료생성과정의 동적 관계를 표현하는 자기회귀 차수의 결정, 공적분 관계를 식별하는 공적분 위수(r)의 결정, 공적분 방정식 내 확정적 추세항의 식별로 이루어진다. 먼저 확정적

추세를 포함하는 무제약 하의 VAR(p) 또는 VECM(p-1)은 각각 식 (5)와 식 (6)으로 표현될 수 있다.

$$Y_t = \mu + \delta t + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + U_t \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{where } Y_t &= (y_{1t}, \dots, y_{kt})', \\ A_i &= k \times k \text{ coefficient matrices,} \\ U_t &= (u_{1t}, \dots, u_{kt})' \sim N(0, \Sigma_u). \end{aligned}$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta t - \Pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} A_j \Delta Y_{t-j} + U_t \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{where } \Pi &= \alpha \beta' \\ \alpha &= k \times r \text{ adjustment coefficient matrix,} \\ \beta' &= r \times k \text{ cointegrating vectors.} \end{aligned}$$

VAR(p)나 VECM(p-1) 모형에 있어서 추정 모수의 개수를 줄임으로써 추정의 정확도를 제고하기 위해서는 자기회귀 차수(p)를 결정할 필요가 있다. 이 단계의 자기회귀 차수 결정에 있어서는 아직까지 공적분 위수(r)이 알려지지 않은 상태이기 때문에 VAR 모형을 이용하게 된다. 시계열 변수들 간 공적분이 존재할 때 VAR(p) 모형은 그랜저 표현식 정리에 의해 VECM(p-1)과 동일하다. 일반적으로 자기회귀 차수를 결정하는 방법은 연속적으로 모형설정오류 검정을 수행하는 방법과 정보 기준(Information Criterion)을 활용한 모형 선정 방법을 들 수 있다. 이하에서는 식 (5)와 같은 무제약 하의 VAR(p) 모형에 대해 정보기준을 활용하여 자기회귀 차수를 결정하였다. 일반적으로 FPE와 AIC 정보기준은 SC와 HQ에 비해 보다 긴 차수를 결정하게 되는데, 본 논문에서는 FPE와 AIC 정보 기준에 따라 자기회귀 차수를 결정하였다. 이에 따라 결정된 VAR와 VECM 모형은 각각 자기회귀 차수가 5와 4인 VAR(5)와 VECM(4) 모형이었다.

이제 I(1) 시계열 변수들(LJCC와 LKLNGP)에 대한 공적분 위수를 결정하기 위해서 식별된 VAR(5)를 VECM(4)로 변환하여 Johansen (1988, 1991, 1994)에서 제시한 공적분 검정 방법을 수행한다. 이 방법은 식 (6)과 같은 확정적 추세항을 포함하는 일반적인 VECM(p-1) 모형에서 최우추정법을 적용하여 연속적으로 우도비(LR)

검정을 수행하여 공적분 위수를 결정하는 방법이다. 공적분 위수(r) = 0 이면, 식 (6)의 $\Pi = 0$ 이 되어 공적분 관계가 없는 차분 VAR(p-1) 모형이 된다. 만일 공적분 위수(r) = k 이면, 모든 내생변수들이 안정적인 $I(0)$ 변수들이라는 것을 의미한다. 따라서 공적분 연립 방정식 체계 하에서의 공적분 위수는 $0 < r < k$ 일 때 의미가 있으며, 식 (6)의 $\Pi = \alpha\beta'$ 로의 분해가 가능하다. 그리고 본 논문의 경우와 같이 이변량 연립 방정식 체계에서 $r=1$ 인 경우에는 무수한 $\alpha\beta'$ 조합들 중에 유일한 공적분 벡터(β) 추정치를 얻기 위해서는 내생변수 계수들(α) 중 하나를 1로 정규화(normalization)하는 제약을 부과하게 된다.

〈표 5〉 Johansen 공적분 위수 검정

검정 유형	$H_2(r)$	$H_1^*(r)$	$H_1(r)$	$H^*(r)$	$H(r)$
원시계열 확정적 추세	None	None	Linear	Linear	Quadratic
공적분 회귀식내 확정적 추세	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace 위수	0	1	1	1	2
Max- λ 위수	0	1	1	1	2

Johansen 공적분 위수 검정(Trace)

검정 유형	공적분 위수	특성근(λ)	LR 통계량	5% 임계치	Prob.**
$H_1^*(r)$	None [†]	0.0998	24.9049	20.2618	0.0106
	At most 1	0.0101	2.1933	9.1645	0.7390
$H_1(r)$	None [†]	0.0985	23.7697	15.4947	0.0023
	At most 1	0.0063	1.3647	3.8415	0.2427
$H^*(r)$	None [†]	0.1045	31.1963	25.8721	0.0099
	At most 1	0.0334	7.3480	12.5180	0.3096

Johansen 공적분 위수 검정(Max Eigenvalue)

$H_1^*(r)$	None [†]	0.0998	22.7116	15.8921	0.0036
	At most 1	0.0101	2.1933	9.1645	0.7390
$H_1(r)$	None [†]	0.0985	22.4050	14.2646	0.0021
	At most 1	0.0063	1.3647	3.8415	0.2427
$H^*(r)$	None [†]	0.1045	23.8483	19.3870	0.0105
	At most 1	0.0334	7.3480	12.5180	0.3096

[†]5% 유의수준에서 기각

**MacKinnon, Haug, and Michelis (1999, pp. 571-575)의 임계치 및 p-values

<표 5>은 Johansen 공적분 위수 검정 결과를 보여 준다. Johansen 우도비 검정법의 5가지 유형 중에서 $H_1^*(r)$, $H_1(r)$, $H^*(r)$ 유형의 경우 공적분 위수가 모두 1로 나타났다. 즉, 본 연구의 이변량 시계열들(LJCC, LKLNGP) 사이에 하나의 확률적 추세를 공유하는 공적분 관계가 존재한다는 것을 시사한다.

이제 이들 공적분 위수가 1인 3개 유형 중에서 실제 이변량 시계열들 간의 공적분 관계를 적절하게 표현하는 유형을 식별할 필요가 있다. 공적분 회귀식(오차수정항)내에 어떤 확정적 추세가 포함되어 있는 지에 따라 우도비 검정통계량의 비표준적 분포가 영향을 받기 때문이다. 공적분 회귀식에 확정적 추세의 포함 여부를 검정하는 방법은 Johansen (1994)에 의해 제시되었다. 본 논문의 LJCC와 LKLNGP 수준 변수는 시간추세를 갖고 있는 것으로 보이기 때문에 공적분 회귀식에 시간추세를 포함하는 경우($H^*(r)$)에 대한 계수 유의성 검정을 수행한 결과, 시간추세항 계수는 유의적이지 않아 이하에서는 상수항만을 공적분 회귀식에 포함하도록 하였다.¹¹⁾

2.2 외생성 검정

본 논문에 있어서 약외생성의 개념은 공적분 관계(오차수정항)가 특정 내생변수의 동적 변화를 설명하는데 유의성이 있는 지를 검정하는 것과 관련되어 있다. 만일 공적분 연립 방정식 체계의 특정 단일 방정식에서 오차수정항의 계수가 유의성이 없다면, 이는 단일 방정식만으로도 충분히 추정이 가능하다는 것을 의미하게 된다. Johansen (1992)은 약외생성 조건을 만족하는 경우 부분 방정식(partial system) 체계의 최우추정량이 연립방정식 체계(full model)의 최우추정량과 동등하고, 부분 방정식에서 조정계수 행렬 α 의 위수(m)가 공적분행렬 β 의 위수(r)보다 작거나 같을 경우 최우추정량은 통상최소자승추정량과 동등하다는 것을 보였다. 따라서 본 논문에서와 같이 이변량 오차수정모형의 경우에는 단일 방정식에서의 통상최소자승추정량이 일치 추정량일 뿐만 아니라 통상적인 검정 통계량의 적용도 가능하다.

11) $H^*(r)$ 공적분 회귀식의 시간추세항 계수에 대한 우도비 검정 통계량 $\sim \chi^2(1) = 1.4433$, p-value 0.2296

<표 6> 조정계수(α)에 대한 외생성 검정

추정 방정식	분포	LR 검정 통계량	P-value
D(LKLNGP)	$\chi^2(1)$	20.80827	0.000005
D(LJCC)	$\chi^2(1)$	0.98527	0.320901

식별된 VECM(4)에서 조정계수(α)에 대한 유의성 검정 결과를 보면, <표 6>에서와 같이 D(LKLNGP) 방정식에서는 유의적이지만 D(LJCC) 방정식에서는 유의적이지 않기 때문에 LJCC 변수가 약외생적(weakly exogenous)이라고 결론지을 수 있다. 따라서 이하의 공적분 검정과 추정 모형 선정에 있어서 D(LKLNGP)가 종속변수인 단일 방정식 모형(single equation model)만을 고려하는 것이 가능해졌다. 그리고 통상최소자승(OLS) 추정량을 사용하여 추정 모형에 대한 제약 부과나 확장, 가설 검정 등을 수행하는 것이 보다 용이해지게 되었다.

2.3 구조변화를 고려한 공적분 검정

본 논문의 목적 중의 하나는 LNG 장기 계약의 특성을 반영하고 있는 LJCC와 LKLNGP 간의 구조적 장기 균형 관계가 변화했는지를 검정하고, 이를 추정 모형에 반영하는 데 있다. 따라서 이하에서는 두 변수들 간의 장기 균형을 나타내는 공적분 회귀식에 구조변화를 허용하는 공적분 검정을 수행하였다. 다만, 아직 이론적으로 검정력이 검증되지 않은 다수의 알려지지 않은 구조변화가 발생한 경우보다는 알려지지 않은 구조변화가 한 번 발생했을 경우의 공적분 검정을 수행하였다. 비록 알려지지 않은 구조변화 시점이 한 번이더라도 구조변화를 고려하지 않은 통상적인 공적분 검정에 비해서는 검정력이 높기 때문이다.

$$\begin{aligned}
 y_t &= a_1 + a_2\varphi_t + b_1x_t + b_2(x_t\varphi_t) + e_t, \\
 \hat{e}_t &= \rho\hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^l c_i\Delta\hat{e}_{t-i} + v_t, \\
 \text{where } \varphi_t &= 1 \text{ if } t > T_B, \quad 0 \text{ otherwise;} \\
 v_t &\sim i.i.d. N(0, \sigma^2).
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

Gregory and Hansen (1996)은 구조변화 시점이 알려지지 않았고 공적분 회귀식에 구조변화가 한 번 발생했을 경우에 적용할 수 있는 공적분 검정 모형으로 모형 2(상수항 변화; C), 모형 3(상수항과 시간추세항 변화; C/T), 모형 4(상수항과 설명변수 계수항; C/S)의 세 가지로 제시하였다. 이하에서는 식 (4)와 같이 본 논문의 목적에 맞게 상수항과 설명변수 계수항이 동시에 변화하는 모형 4(regime shift)을 공적분 검정 모형으로 검토하였다. Gregory and Hansen (1996)의 공적분 검정 방법은 구조변화 시점을 연속적으로 변화시켜가면서 공적분 회귀식에 대한 통상최소자승 추정을 적용하여 추정된 잔차에 ADF¹²⁾와 PP 단위근 검정 방법을 시행하고, 이들 잔차의 단위근 검정 통계량들 중에서 최솟값(ADF*, Z_t^* , Z_α^*)을 구조변화 시점으로 간주하여 공적분 검정($\rho=1$, H_0 : 공적분의 부재)을 수행하는 방법이다.

<표 7> Gregory & Hansen (1996)의 구조변화를 고려한 공적분 검정

검정통계량 유형	시차 차분 변수 (l)	변화 시점	검정통계량	점근적 임계치 [‡]	
				1%	5%
ADF [§] (ADF*)	2	2011M10	*** - 7.3041	- 5.47	- 4.95
PP (Z_t^*)	0	2011M10	** - 5.1419	- 5.47	- 4.95
PP (Z_α^*)	0	2011M10	** - 51.0441	- 57.17	- 47.04

[§]잔차의 시차 차분 변수는 계수에 대한 5% 유의수준에서 t-검정으로 결정

^{*}, ^{**}, ^{***}는 각각 10%, 5%, 1% 유의 수준에서 기각

[‡]Gregory and Hansen (1996, p. 109, Table 1)

Gregory and Hansen (1996)의 한 차례의 구조변화 시점이 알려지지 않았을 경우의 공적분 검정 결과는 <표 7>에서 보듯이 공적분 회귀식의 구조 변화 시점은 2011년 10월로 추정되었고, 5% 유의 수준에서 모든 검정 통계량이 유의적인 것으로 나타나 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 결과는 공적분 관계에 실제로 구조변화가 있는 지를 보장하지는 않는다. 이는 대체가설에 특수한 경우로서 구조변화가 발생하지 않은 공적분 관계가 포함되어 있기 때문이다. 따라서 보조적으로 공적분 회귀식에 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설과 구조변화가

12) 잔차의 시차 차분 변수들은 마지막 시차 차분 변수의 계수에 대한 5% 유의수준에서의 t-검정으로 결정

발생했다는 대체가설을 검정하는 Hansen (1992)의 안정성(stability) 검정 방법을 별도로 수행할 필요가 있다. 이 방법은 완전수정 최소자승(Fully Modified OLS) 추정량을 활용하여 공적분 회귀식 모수들의 안정성을 LM(Lagrange Multiplier) 검정 통계량(L_c)을 이용하여 검정하는 방법이다.¹³⁾ Hansen (1992)의 안정성 검정 결과는 1% 유의 수준에서 공적분 회귀식에 구조변화가 있음을 시사한다.¹⁴⁾ 따라서 Gregory and Hansen (1996)의 결과와 같이 LJCC와 LKLNP 간에는 구조변화가 있는 공적분 관계가 존재한다고 볼 수 있다.

3. 추정 모형의 선정

일반적으로 최종적인 오차수정모형을 선정하는 방법은 소위 LSE(London School of Economics)의 방법론¹⁵⁾을 활용하게 된다. 이 방법은 앞서 분석에서 활용한 일반적인 자기회귀 모형에서 오차수정 모형을 식별하는 방법론과 연장선상에 있다. 즉, 균형 관계를 반영하는 변수들이 포함되도록 경제 이론에 부합하는 보편적 모형에서 시작해서 최종적으로 균형 관계로 해석될 수 있는 설명변수들과의 관계를 모수화하는 과정을 거친 후 실제 자료에 부합하는 가장 작은 모형으로 단순화시키는 방법이다. 이렇게 단순화된 모형은 일반적인 잔차의 바람직한 속성에 관한 진단이나 사후적(ex post) 예측력 등에 의해서 평가되게 된다.

모형 선정 과정으로서 모형의 단순화는 일반적으로 앞에서 식별된 오차수정모형에서 정보기준이나 t-통계량 기준(threshold) 등을 통해 특정 변수들을 소거하는 방법으로 이루어지게 된다. AIC, SIC, HQ 등의 정보기준을 활용하는 방안은 다양한 변수 조합들을 전체적으로 비교하거나 변수들을 연속적으로 하나씩 소거하면서 정보기준을 최소화하는 방법이다. t-통계량 기준 소거 방법은 계수의 t-통계량이 적정 기준에 미달하는 변수들을 연속적으로 제거하여 남아 있는 변수들의 계수가 해당

13) 이 방법은 KPSS 단위근 검정과 유사하게 안정성(stationarity) 검정 방법의 하나이며, 귀무가설을 기각할 경우 공적분 부재를 의미하는 것으로 간주될 수 있다. 그러나 Hansen (1992, p. 329)에서 지적하듯이 귀무가설은 실제로 공적분 관계에 구조변화가 발생했거나 단순히 공적분 관계가 없을 때에도 기각될 수 있기 때문에 귀무가설이 기각되었을 때는 공적분 관계의 안정성(stability)이 기각되었다는 것만이 통계적으로 타당한 결론으로 볼 수 있다.

14) 내생변수들에 시간 추세가 있는 경우의 검정 통계량(L_c) = 1.47661, p-value < 0.01

15) 이 방법의 기원은 Pagan (1987)과 Hendry (2003)를 참조

기준을 만족시키게 하는 방법이다. 일반적으로 오차수정모형에서 단기 변동 변수들인 시차 차분 변수들의 t-통계량은 표준적인 분포를 따르지만, I(1) 변수들에 관한 통상최소자승 추정량은 비표준적인 분포를 따르기 때문에 통상적인 t-통계량 기준을 적용할 수 없다. 그러나 Brüggemann and Lütkepohl (2001)은 적절한 t-통계량 기준(threshold)을 선택하게 되면 t-통계량 기준 방법이 정보기준 방법과 동등하다는 것으로 보였다. 이 기준¹⁶⁾에 따르면, AIC 정보기준에 의한 변수 소거는 t-통계량 기준을 15~20% 유의수준에서 유의적이지 않은 변수를 소거하는 것에 대응된다. 따라서 이하에서는 t-통계량이 15~20% 유의수준에 해당되는 1.4~1.5 이하인 변수들을 소거함으로써 조건부 오차수정모형을 단순화하였다.

앞 절의 공적분 회귀식의 구조변화와 함께 선행 연구들에서처럼 조건부 확장 오차수정모형에는 내생변수들의 자료생성과정의 특성을 반영하기 위해서 다양한 수준, 차분, 시차, 더미 외생변수들이 포함될 수 있다. 여기에는 단기적인 수급 지표나 기온, 계절더미, 충격더미, 이행더미 등이 포함된다. 그러나 선행 연구들과는 달리 본 논문에서 활용할 수 있는 각종 외생변수들에 관한 통계자료는 극히 제한되어 있다. 쌍방간의 상업적 장기 계약에 기반하는 국제 LNG 시장 특성상 월별 빈도의 통계자료가 구축되기 시작한 지는 불과 10여년에 불과하기 때문이다. 본 논문에서 고려한 단기적인 아시아 LNG 시장의 수급 상황을 대변하는 외생변수로는 아시아 LNG 거래량의 3개년 이동평균편차(LAPLNGIMDEV)만을 활용하였다. 대신 아시아 LNG 시장에서의 LNG 현물 가격의 계절적 변동성을 감안하기 위해서 월별 계절더미(SD2~12)를 고려하였다. 국내 수급 상황 대표하는 월별 외생변수로는 LNG 수입량, 천연가스 소비량, LNG 재고량 등을 검토하였지만, 이 중에서 국내 천연가스 수요와 공급 상황을 적절히 대변하는 외생변수로 LNG 재고량의 3개년 이동평균편차(LKLNGINVDEV)를 활용하였다. 계절더미 변수들을 제외한 외생변수들의 시차는 앞서 조건부 오차수정모형 단순화 과정과 같이 t-통계량 기준을 적용하여 결정하였다.

16) Brüggemann and Lütkepohl(2001, p. 113, Table 1)의 표본 개수(T) = 200, 변수 개수(k) = 12의 경우

IV. 추정 결과

한국의 LNG 가격 추정 모형으로 최종적으로 선정된 공적분 회귀식의 구조변화를 고려한 조건부 확장 오차수정모형은 식 (8)과 같다. <표 8>에서 보여 지듯이 선정된 최종모형은 전체적으로 잔차의 바람직한 속성들을 통상적인 5% 유의 수준에

<표 8> 최종 구조변화를 고려한 조건부 확장 오차수정모형

변수		계수	표준오차	t-통계량
공적분 회귀식	LJCC(-1)	0.73366	0.01463	*** 51.08127
	BREAK(-1)	4.84589	1.19982	*** 4.03887
	BREAKLJCC(-1)	-1.00582	0.25543	*** -3.93777
	α_1	-0.84621	0.05347	*** -15.8252
최종 모형	ECM(-1)	-0.19783	0.03223	*** -6.13796
	δ	0.01138	0.00327	*** 3.48143
	D(LJCC(-2))	-0.11407	0.05230	** -2.18103
	D(LJCC(-4))	0.25888	0.04548	*** 5.69249
	LKLNGINVDEV(-2)	-0.02647	0.00720	*** -3.67588
	D(LKLNGINVDEV)	-0.02383	0.00967	** -2.46527
	D(LAPLNGIMDEV(-1))	-0.09116	0.02771	*** -3.28952
	SD3	-0.01976	0.01018	* -1.94207
	SD4	0.02233	0.01056	** 2.11548
	SD8	0.01912	0.00996	* 1.91971
R ²			0.483622	
표준오차(S. E.)			0.038765	
잔차자승의 합(RSS)			0.309555	
우도(Log likelihood)			400.6821	
F-통계량			21.43698	
Akaike 정보 기준			-3.61743	
진단	분포	검정통계량	P-value	
Portmanteau-Q(6) Test	$\chi^2(6)$	6.0822	0.4140	
Breusch-Godfrey LM Test(6)	F(6, 200)	1.1582	0.3303	
ARCH(6) Test	F(6, 203)	1.8884	0.0843	
JB Normality Test	$\chi^2(2)$	3.4988	0.1739	

주) D는 차분(Δ)을 의미하며, (-m)은 t-m 시차를 의미
*, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 기각

서 충족시키고 있다. 식 (8) 따르면, 오차수정항(ECM)의 계수 γ 는 국제 유가와 한국의 LNG 가격이 장기 균형 관계에서 이탈했을 때 다음 기에 20% 정도 균형 관계로 조정되는 속도를 나타내며, 우변의 각각의 변수들이 1% 변화했을 때 해당 계수의 %만큼 금기의 한국의 LNG 가격이 변화함을 의미한다.

$$\begin{aligned} \Delta klnp_t = & \delta + \gamma ECM_{t-1} + c_1 \Delta l_jcc_{t-2} + c_2 \Delta l_jcc_{t-4} + d_1 LKLNGINVDEV_{t-2} \\ & + d_2 \Delta LKLNGINVDEV + d_3 \Delta LAPLNGIMDEV_{t-1} + s_1 SD_3 + s_2 SD_4 + s_3 SD_8 + e_t, \\ \text{where } ECM_{t-1} = & klnp_{t-1} - \alpha_1 - \alpha_2 Break_{t-1} - \beta_1 l_jcc_{t-1} - \beta_2 (Breakl_jcc)_{t-1}, \\ Break_t = & 1 \text{ if } t > T_B, \quad 0 \text{ otherwise.} \end{aligned} \quad (8)$$

이제 다른 변수들의 불변일 때 국제 유가 지수 JCC가 변화가 한국의 LNG 가격 KLNGP에 미치는 단기적인 영향을 살펴보기 위해서 JCC가 항구적 또는 일시적으로 각각 10%, 30% 증가할 경우 KLNGP가 어떻게 반응하는 지를 살펴본다. 금기의 JCC 유가 충격은 다음 기부터 오차수정항(ECM)의 조정계수와 JCC의 차분 변수들을 통해 한국의 LNG 가격에 파급되게 된다.

〈표 9〉 국제 유가(JCC) 변동이 한국 LNG 가격(KLNGP)에 미치는 효과

Period	JCC % Change	KLNGP % Change	JCC % Change	KLNGP % Change
JCC의 항구적 변동 효과				
0	10.00	0.00	30.00	0.00
1	0.00	-0.02	0.00	-0.07
2	0.00	-1.18	0.00	-3.55
4	0.00	1.39	0.00	4.17
12	0.00	1.31	0.00	3.93
JCC의 일시적 변동 효과				
0	10.00	0.00	30.00	0.00
1	-9.09	-0.02	-23.08	-0.07
2	0.00	-1.16	0.00	-3.48
4	0.00	2.48	0.00	6.96
12	0.00	0.13	0.00	0.98

<표 9>에서 알 수 있듯이 JCC의 충격은 KLNGP에 다음 기부터 비선형적으로 파급된다. 우선 JCC가 항구적으로 10% 증가했을 경우 KLNGP는 2기 이후 1% 정도 감소하지만 4기 후에 최대 1.4% 정도까지 증가한 후 12기까지 1.3% 수준으로 감소한다. JCC가 일시적으로 10% 증가했다가 다음 기에 다시 전기 수준까지 회복될 경우 KLNGP는 4기 후에 2.5%까지 증가했다가 급감한 후 점진적으로 0.1% 수준으로 감소한다. 이러한 결과는 구조변화로 인해 과거와는 다르게 국제 유가의 파급력이 최근 약화되었을 뿐만 아니라 추정된 구조변화 시점 이후 장기 균형 관계(공적분 회귀식)가 부(-)의 관계로 변화했기 때문이다. 즉, JCC와 KLNGP 간에는 여전히 장기 균형 관계가 존재하지만 2011년 이후 국제 석유 및 LNG 시장이 급변하는 가운데 전통적인 국제 유가와 LNG 가격 간 관계가 이탈내지는 변화하고 있다는 것을 시사한다.

현재 한국의 LNG 가격은 격월마다 원료비 연동제를 통해 국내 도시가스 가격에 전가되고 있는 바, 국내 원료비 현행 변동폭($\pm 3\%$)이나 반영 시기를 조정하는데 이러한 결과를 정량적으로 활용할 수 있을 것으로 기대된다. 또한 향후 국제 유가와 LNG 가격간의 전통적인 장기 균형 관계의 변화를 반영하는 새로운 정책을 모색할 필요가 있다고 보여 진다.

V. 결론

천연가스는 한국의 총에너지 공급에서 원자력을 제치고 석유와 석탄에 이은 주요 에너지원으로 자리매김하였다. 현재 한국은 천연가스 수요의 99%를 LNG 형태로 해외로부터 수입하고 있으며, 80% 이상을 유가에 연동된 가격 공식을 갖고 있는 장기 LNG 계약을 통해 도입하고 있다. LNG 가격 추정은 다양한 천연가스 이해 관계자들에게 중요한 정보를 제공하게 됨에도 불구하고 아직까지 활용할 수 있는 계량 모형이나 실증 분석이 이루어지지 않았다.

본 논문의 결과를 요약하면 다음과 같다. 우선 통상적인 단위근 검정과 한 차례의 구조변화 시점이 알려진 경우와 알려지지 않은 경우의 구조변화를 고려한 단위근 검정 결과들을 종합하면 한국의 LNG 도입 가격(LKLNPG)과 국제 유가(LJCC) 시

계열들은 단위근을 갖는 불안정적인 I(1) 과정이라고 결론지을 수 있었다. 불안정한 I(1) 시계열인 LJCC와 LKLNPG 간의 공적분 검정 결과는 유가 연동 장기 계약 관계를 반영한 장기 균형 관계가 있음을 보여주었고, Gregory and Hansen 방법론에 따라 한 차례 알려지지 않은 시점의 구조변화를 고려한 공적분 검정 결과는 장기 균형 관계를 나타내는 공적분 회귀식 모수들에 구조변화가 발생했음을 보여주었다.

이러한 국제 유가(JCC)와 한국의 LNG 가격(KLNPG) 간의 구조변화를 고려한 장기 균형 관계를 반영하여 최종적으로 선정된 조건부 확장 오차수정모형에 따르면, 2011년 이후 구조변화로 인해 장기 균형 관계에 변화가 발생했을 뿐만 아니라 국제 유가가 LNG 가격에 미치는 영향력도 약화되었다. 또한 JCC의 충격은 KLNPG에 다음 기부터 4기를 중심으로 비선형적으로 파급된다. 현재 한국의 LNG 가격은 격월마다 원료비 연동제를 통해 국내 도시가스 가격에 전가되고 있기 때문에 국제 유가 변동에 따라 국내 가격을 조정하는 데 있어서 이러한 결과를 정량적으로 활용하거나 새로운 가스 요금 정책 수립에 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

마지막으로 본 논문의 한계와 향후 과제를 짚어 보면 다음과 같다. 첫째로 추정 모형의 정확도를 제고하기 위해서는 본 논문에서 고려한 한 차례의 구조변화를 다수의 구조변화를 고려할 수 있도록 확장할 필요가 있다. 둘째는 본 논문에서 탐지할 수 없는 최근의 구조변화를 반영할 수 있도록 시계열 자료생성과정의 통계적 속성에 기반하는 상태공간 모형을 결합하는 방법론이 대안이 될 수 있을 것으로 보여진다. 다만, 이상의 공적분 회귀식의 구조변화에 관한 방법론들을 적용하기 위해서는 추가적인 이론적 정립이 이루어질 필요가 있다. 셋째로는 급변하고 있는 국제 LNG 시장의 역학을 반영하여 LNG 가격 추정의 정확도를 제고하기 위해서는 장단기 변동을 설명할 수 있는 다양한 내·외생변수들의 도입이 모색될 필요가 있다. 특히 한국 LNG 가격에 점차 영향력을 확대하고 있는 현물 천연가스 가격들을 포함하는 다변량 모형으로의 확장이 필요하다. 다만, 해당 변수들에 대한 자료 제약 해결과 다변량 모형의 구조변화에 관한 이론적 발전에 관한 추가적인 연구가 이루어져야 한다.

[References]

1. 김인무, “구조변화 분석방법의 최근 발전”, 『計量經濟學報』, 제10권, 제1호, 1999, pp. 127~163.
2. 김진수·허은녕·김연배, “공적분과 인관관계 분석을 통한 국제원유시장의 지역화 연구”, 『자원·환경경제연구』, 제16권, 제2호, 2007, pp. 213~237.
3. 박성준·김진수, “단기 천연가스 가격 예측에 있어서 인공신경망의 활용에 대한 연구”, 『한국자원공학회지』, 제51권, 제6호, 2014, pp. 761~770.
4. 박주호, “국제유가 흐름에 대한 시계열분석접근”, 『資源經濟學會誌』, 제4권, 제1호, 1994, pp. 103~124.
5. 윤원철, “휘발유가격의 비대칭성에 관한 국제 비교”, 『에너지경제연구』, 제13권, 제1호, 2007, pp. 1~21.
6. 이양섭, “TAR와 M-TAR 오차수정모형을 이용한 국내 휘발유가격의 비대칭성 분석”, 『자원·환경경제연구』, 제17권, 제4호, 2008, pp. 813~843.
7. 황광수·김진수·황영래·허은녕, “국제 천연가스 가격과 원유 가격 사이의 탈동조화에 대한 연구”, 『한국지구시스템공학회지』, 제49권, 제3호, 2012, pp. 338-349.
8. Asche, F., B. Misund, and M. Sikveland, “The Relationship between Spot and Contract Gas Prices in Europe,” *Energy Economics*, Vol. 38, 2013, pp. 212~217.
9. Asche, F., A. Oglend, and P. Osmundsen, “Gas versus Oil Prices: the Impact of Shale Gas,” *Energy Policy*, Vol. 47, 2012, pp. 117~124.
10. Asche, F., P. Osmundsen, and M. Sandsmark, “The UK Market for Natural Gas, Oil and Electricity: Are the Prices Decoupled?,” *The Energy Journal*, Vol. 27, No. 2, 2006, pp. 27~40.
11. Asche, F., P. Osmundsen, and R. Tveterås, “European Market Integration for Gas? Volume Flexibility and Political Risk,” *Energy Economics*, Vol. 24, 2002, pp. 249~265.
12. Brüggemann, R. and H. Lütkepohl, “Lag Selection in Subset VAR Models with an Application to a U.S. Monetary System,” in R. Friedmann, L. Knüppel, and H. Lütkepohl eds., *Econometric Studies: A Festschrift in Honour of Joachim Frohn*, LIT Verlag Münster, 2001, pp. 107~128.

13. Brigida, M., "The Switching Relationship between Natural Gas and Crude Oil Prices," *Energy Economics*, Vol. 43, 2014, pp. 48~55.
14. Brown, S. P. A. and M. K. Yücel, "What Drives Natural Gas Prices?," *The Energy Journal*, Vol. 29, No. 2, 2008, pp. 43~58.
15. _____, "Market Arbitrage: European and North American Natural Gas Prices," *The Energy Journal*, Vol. 30, No. 1, 2009, pp. 167~185.
16. Dahl, R. E., A. Oglend, P. Osmundsen, and M. Sikveland, "Are Oil Natural Gas Going Separate Ways in the UK? Cointegration Tests with Structural Shifts," Working Paper, UIS/WPS 2011~05, 2011.
17. Erdős, P., "Have Oil and Gas Prices Got Separated?," *Energy Policy*, Vol. 49, 2012, pp. 707~718.
18. Erdős, P. and M. Ormos, "Natural Gas Prices on Three Continents," *Energies*, Vol. 5, 2012, pp. 4040~4056.
19. Ghouri, S. S., "Forecasting Natural Gas Prices Using Cointegration Technique," *OPEC Review*, Vol. 30, No. 4, 2006, pp. 249~269.
20. Gregory, A. W. and B. E. Hansen, "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, Vol. 70, 1996, pp. 99~126.
21. Hansen, B. E., "Tests for parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, 1992, pp. 321~335.
22. Hartley, P. R., and K. B. Medlock III, and J. E. Rosthal, "The Relationship of Natural Gas to Oil Prices," *The Energy Journal*, Vol. 29, No. 3, 2008, pp. 47~65.
23. Hendry, D. F., "J. Denis Sargan and the Origins of LSE Econometric Methodology," *Econometric Theory*, Vol. 19, 2003, pp. 457~480.
24. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vecgtors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231~254.
25. _____, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, 1991, pp. 1551~1580.
26. _____, "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single- equation Analysis," *Journal of Econometrics*, Vol. 52, 1992, pp. 389~402.
27. _____, "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables," *Econometric Reviews*, Vol. 13, No. 2, 1994, pp. 205~229.

28. Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Yongcheol Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 1992, pp. 159~178.
29. MacKinnon, James G., "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No. 6, 1996, pp. 601~618.
30. MacKinnon, J. G., A. A. Haug, and L. Michelis, "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, No. 5, 1999, pp. 563~577.
31. Pagan, A., "Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 1, No. 1, 1987, pp. 3~24.
32. Panagiotidis, T. and E. Rutledge, "Oil and Gas Markets in the UK: Evidence from a Cointegrating Approach," *Energy Economics*, Vol. 29, 2007, pp. 329~347.
33. Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, 1989, pp. 1361~1401.
34. _____, "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, Vol. 80, 1997, pp. 355~385.
35. Perron, P. and T. J. Vogelsang, "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 4, 1992, pp. 467~470.
36. _____, "Erratum: The Great Cash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 61, No. 1, 1993, pp. 248~249.
37. Ramberg, D. J. and J. E. Parsons, "The Weak Tie between Natural Gas and Oil Prices," *The Energy Journal*, Vol. 33, No. 2, 2012, pp. 13~35.
38. Siliverstovs, B., G. L'Hégaret, A. Neumann, and C. von Hirschhausen, "International Market Integration for Natural Gas? A Cointegration Analysis of Prices in Europe, North America and Japan," *Energy Economics*, Vol. 27, 2005, pp. 603~615.
39. Villar, J. A. and F. L. Joutz, "The Relationship Between Crude Oil and Natural Gas Prices," Energy Information Administration, 2006.
40. Zhang, Q., H. Yoshikawa, H. Ishii, and H. Shimoda, "Inter-Comparison of the Long-Run Coefficients between the Both Prices of LNG and Crude Oil of Japan, EU and USA," *Journal of the Japan Institute of Energy*, Vol. 87, 2008, pp. 139~145.