

물가안정목표제가 구매력평가에 미친 영향: 19개의 OECD 국가들을 대상으로

임은선
부경대학교 국제통상학부 조교수

An Empirical Study on the Effect of Inflation Targeting on PPP: Evidence From 19 OECD countries

Eun-Son Lim^a

^aDivision of International Commerce, Pukyong National University, South Korea

Received 16 September 2022, Revised 19 October 2022, Accepted 22 October 2022

Abstract

Purchasing Power Parity (hereafter, PPP) means the purchasing power of two currencies is the same when one is converted into the other one. According to previous studies on PPP, as the volatility of the real exchange rate is smaller, PPP may be more likely to hold. Since New Zealand adopted the inflation targeting policy in December 1989, many countries started to adopt it as their monetary policy frame. Previous studies on inflation targeting found that inflation targeting policy has positive effects on not only achieving price stability but also reducing the volatility of nominal/ real exchange rates. Therefore, in this study, I explored whether inflation targeting policy has positive effects on purchasing power parity subject to 19 OECD countries, applying an Exponential Smooth Transition Autoregressive (ESTAR) model during the sample periods, from 1974:Q1 to 2019:Q4. Based on the ESTAR estimate results, I found limited favorable evidence of PPP for only two countries- England and Switzerland- among 9 inflation targeters, compared to non-inflation targeters, and also I found that favorable evidence of PPP only for these two countries among 9 inflation targeters during post-inflation targeting, but not during pre-inflation targeting. These findings imply that the positive effects of inflation targeting on PPP may be questionable unlike Ding and Kim (2012) and Kim (2014)'s study.

Keywords: ESTAR model, Inflation Targeting, Purchasing Power Parity

JEL Classifications: E31, E52, F31

^a First Author, E-mail: les624@pknu.ac.kr

© 2022 The Korea Trade Research Institute. All rights reserved.

I. 서론

높은 물가상승률과 경제성장 그리고 실업률과의 관계가 모호해지면서¹⁾, 많은 나라들은 물가상승률을 낮추려는 노력을 많이 했다. 1990년대 이전, 세계 많은 나라들은 통화량 목표제(monetary targeting) 혹은 고정환율제(fixed exchange rate regime)를 도입하여, 물가상승률을 낮추려는 노력을 해왔으나, 성공적이지 못하였다. 1989년 후반, 뉴질랜드가 물가안정 목표제(inflation targeting)를 도입하면서, 세계 여러 나라들은 물가상승률을 낮추기 위해, 새로운 통화정책으로 물가안정목표제를 도입하기 시작하였다. 물가안정목표제(inflation targeting)라 함은 물가상승률의 목표치를 정하고, 실제 물가상승률이 이에 도달하지 못하면, 중앙은행이 이자율을 이용하여, 물가상승률의 목표치에 도달하게 하는 통화정책이다.

1990년대 중반 이후, 물가안정목표제 효과에 관한 많은 연구들(Hyvonen, 2004; Vega & Winkelried, 2005)이 진행되었다. 이들 대부분은 물가안정목표제가 물가상승률의 안정화에 긍정적인 영향을 미쳤음을 주장하였다. 뿐만 아니라, 환율(exchange rates)과 같은 다른 경제 변수들에도 긍정적인 영향을 미쳤음을 발견하였다. 특히, 그들은 물가안정목표제가 실질 환율의 변동성을 낮추는 데 긍정적인 영향을 미쳤음을 하였는데, 이러한 사실은 물가안정목표제가 구매력평가(purchasing power parity)와 깊은 연관이 있음을 나타낸다.

구매력평가(purchasing power parity, 이하 PPP)라 함은 동일한 통화로 표시한 서로 다른 두 국가의 화폐 구매력(purchasing power)은 동일하다는 것을 의미한다. PPP는 환율의 절상/절하를 판단하는 기준이 되어 적정 환율을 결정하는데 사용되고, 서로 다른 국가들의 소득 비교 등 국가들 사이에서 다양한 경제 변수를 비교하는 데 유용하게 적용될 수 있는 국제경

제학의 중요한 개념 중 하나이다. 물가안정목표제에 관한 선행연구들은 물가안정목표제 도입 이후, 실질환율의 변동성이 낮아졌음을 발견하였다. 이를 토대로, 물가안정목표제가 실질환율의 안정화에 긍정적인 영향을 미쳐, 구매력평가 성립에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 예상할 수 있다. 하지만 이에 관한 연구는 매우 드물었다.

물가안정목표제가 PPP 성립에 미친 영향에 관해 살펴본 최초의 연구로는 Ding Hui & Kim Jae-Beom(이하 Ding & Kim, 2012)과 Kim Jae-Beom(이하 Kim, 2014)이 있다. 이들은 19개의 OECD 국가들을 대상으로, 두 종류의 패널 단위근 검정법-Im-Pesaran-Shin(이하, IPS)와 Cross-Sectionally Augmented Version of IPS(이하, CIPS)-을 사용하여, PPP 성립 유무를 살펴보았다. 이들은 물가안정목표제를 도입하지 않은 국가들과 달리, 물가안정목표제를 도입한 국가들에서 PPP가 성립함을 발견하였다. Ding & Kim(2012)과 Kim(2014)이 사용한 두 종류의 패널 단위근 검정법은 Augmented Dickey-Fuller(이하, ADF) 혹은 Phillips-Perron(이하, PP)와 같은 전통적인 단위근 검정법과 달리²⁾, 높은 검정력(high test power)을 가지고 있다. 하지만 이들이 사용한 두 종류의 패널 단위근 검정 결과를 바탕으로, 어느 국가 혹은 얼마나 많은 국가로부터 PPP가 성립하는지를 구체적으로 알기 어려웠다.

본 연구는 Ding & Kim (2012)과 Kim (2014)의 연구에 이어, 19개 OECD 국가들을 대상으로, 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤는지 여부를 살펴보려고 한다. 하지만 Ding & Kim (2012)과 Kim (2014)의 연구와

1) 경제이론에 따르면, 높은 물가상승률은 경제성장과의 관계가 모호해지면서, 많은 나라들은 물가상승률을 낮추려는 노력을 많이 했다. 하지만 Friedman과 Phelps는 높은 물가상승률은 더 이상 높은 경제성장률과 높은 취업을 초래하지 않는다고 주장하였다.

2) 변동환율제를 채택한 이후, 실질환율을 대상으로 행해졌던 PPP에 관한 많은 연구들(Frankel, 1986; Lothian, 1986; Froot & Rogoff, 1995)은 PPP 성립 근거를 발견하지 못하였다. PPP 성립을 방해하는 다양한 요인들이 존재하지만, 대표적인 요인 중 하나는 이들이 사용했던 전통적 단위근 검정법의 낮은 검정력이다. 즉, 전통적인 단위근 검정법을 사용하였던 이들의 연구들은 실제로 PPP가 성립함에도 불구하고, 귀무가설(H_0 : 실질환율은 불안정적이다.)을 기각할 만큼 검정력(test power)이 높지 않았다. 따라서 이들은 PPP 성립 근거를 발견하지 못하였다.

달리, 본 연구는 비선형시계열 (nonlinear time-series) 모형 중 하나인 Exponential Smooth Transition Autoregressive (이하, ESTAR) 모형을 이용하였다. ESTAR 모형을 적용함으로써, 본 연구는 Ding & Kim (2012) 과 Kim (2014)의 연구와 아래와 같은 차별성을 가지고 있다:

첫째, ESTAR 모형은 PPP 선행연구에서 주로 사용되었던 단위근 검정법들과 달리, PPP 성립의 전제조건 (즉, 무역 발생)을 반영하여, PPP 성립 유무를 살펴보는 것을 가능하게 한다. PPP는 일물일가법칙(Law of One Price: 이하, LOP)을 상품 바스켓으로 확장한 개념이다. LOP가 성립되기 위해서는 무역 발생이 전제되어야 하는 데, PPP 검정에 적용되었던 ADF, PP 같은 전통적인 단일 시계열 단위근 검정법 뿐만 아니라, IPS, 혹은 Levin-Lin-Chu (이하, LLC) 패널 단위근 검정법은 이에 대해 고려하지 않고, 실질환율의 단위근 검정 여부, 즉 실질환율의 안정성 여부만을 검정하였다. 하지만 ESTAR 모형은 기존의 단위근 검정법과 달리, 무역 발생 유무에 따라 달라지는 실질환율의 행동 패턴을 고려하여, 무역이 발생한 경우의 실질환율만을 대상으로 단위근 검정을 가능하게 한다. 따라서 ESTAR 모형은 기존의 선형 시계열 단위근 검정 보다 PPP 성립 유무 검정에 더 적합하다고 사료 된다.

둘째, 패널이 아닌, 개별 국가들을 상대로 PPP 성립 유무를 살펴봄으로써, 19개 OECD 국가들 사이에서, 물가안정목표제를 도입한 나라들 중 어떤 국가 그리고 얼마나 많은 국가들로부터 물가안정목표제 도입 이후, PPP 성립 근거를 발견하였는지 살펴볼 수 있었다. 이는 Ding & Kim (2012) 과 Kim (2014)의 연구에 이어, 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미치는지 여부를 보다 구체적으로 살펴보는 것을 가능하게 한다.

셋째, Ding & Kim (2012) 과 Kim (2014)은 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤는지 살펴보기 위해, 물가안정목표제를 도입한 국가들과 도입하지 않은 국가들 사이에서 PPP 성립 유무의 차이를 비교하였다. 이에 더 나아가, 본 연구는 물가안정목표제를 도입한 국가들을 대상으로, 물가안정목표제 도입

이전과 이후, PPP 성립 유무에 차이가 있는지 비교함으로써, 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤는지 살펴보았다.

본 연구는 아래와 같이 구성되어 있다. II장에서는 물가안정목표제에 관해 살펴보고, III장에서는 이론적 모형인 구매력평가(Purchasing Power Parity: PPP)와 이에 관한 선행연구에 관해 살펴 볼 것이다. IV장에서는 본 연구에서 사용한 실증분석 모형 및 자료에 관해 제시하였고, V장과 VI장은 실증분석 결과 및 결론을 각각 제시할 것이다.

II. 물가안정목표제 (Inflation Targeting Policy)

한 국가의 안정적인 경제성장을 위해, 물가안정화(price stability)는 중요한 경제목표 중 하나이다. 1990년 이전까지, 세계 많은 중앙은행들은 물가안정화를 위해, 환율 혹은 통화량에 대한 명시적인 중간목표치 (intermediate target)를 설정하는 통화정책³⁾을 도입했지만, 성공적이지 않았다. 1989년 12월, 뉴질랜드가 물가안정목표제 (inflation targeting)를 처음으로 도입한 이후, 물가안정화를 위한 새로운 통화정책으로 세계 많은 국가들은 물가안정목표제를 도입하기 시작하였다. 2022년 1월 현재까지, 대략 70여개 이상의 국가들이 물가안정목표제를 도입하고 있다⁴⁾. 물가안정목표제는 물가안정화를 위해, 환율 혹은 통화량과 같은 명시적인 중간목표 없이, 물가상승률의 목표치를 직접적으로 설정하는 통화정책이다. 물가안정목표제를 도입한 국가들의 중앙은행은 물가안정목표제와 관련한 모든 정보를 공개한다. 이로 인해, 국민들은 중앙은행의 물가상승률 목표치 달성 여부를 확인할 수 있다. 따라서 다른 통화정책들과 달리, 물가안정목표제 하에서 중앙은행은 정보 공개의 높은 투명성(high transparency)과 물가상승률의 목표치 달성⁵⁾에 대한 높은 책

3) 환율 목표제(exchange rate targeting), 통화량 목표제 (monetary targeting) 등이 대표적인 예이다.

4) <http://www.centralbanknews.info> 참고.

Table 1. The Volatility of Real Exchange Rates (IT targeters vs Non-IT targeters)

IT Targeters	REX-Volatility	Non-IT Targeters	REX-Volatility
New Zealand (1990)	0.18	Austria	1.17
Canada (1991)	0.13	Belgium	1.67
United Kingdom (1992)	0.11	Denmark	0.12
Sweden (1993)	0.19	France	0.81
Finland (1993)	0.75	Germany	0.27
Australia (1993)	0.19	Ireland	0.19
Spain (1994)	2.33	Italy	3.44
Switzerland (2000)	0.12	Japan	0.18
Norway (2001)	0.14	the Netherland	0.35
Average	0.41	Average	0.82

Note: The figure in the parenthesis indicates the year that IT targeters adopted inflation targeting.

임감(high accountability)을 가지고 있다. 이러한 특성으로 인해, 물가안정목표제는 과거의 다른 통화정책에 비해, 일시적으로 물가상승률이 높아진다 하더라도, 물가상승의 지속성(inflation persistence)이 낮아, 물가안정화에 도달하는 데, 상대적으로 용이하다고 평가되고 있다(Levin et al., 2004; Lim Eun-Son, 2022).

물가안정목표제와 관련한 선행연구들은 물가안정목표제를 도입하지 않는 국가들에 비해, 물가안정목표제를 도입한 국가들이 상대적으로 평균 물가상승률이 낮고, 물가상승률의 변동성 그리고 물가상승의 지속성(inflation persistence) 역시 낮음을 발견하였다. 이로 인해, 물가안정목표제는 다른 통화정책에 비해 기대인플레이션을 예측하는 것이 상대적으로 용이하다고 주장하였다. 뿐만 아니라, 물가안정목표제를 도입한 국가들은 상대적으로 낮은 명목환율 변동성(exchange rate volatility)을 가지고 있음을 발견하였다.

이론적으로 두 국가 사이에서 PPP가 성립하면, 이들 사이의 실질환율이 0에 수렴한다는 것을 의미한다. 다시 말해서, 두 국가 사이의 실질환율 변동성이 시간이 지남에 따라 작아짐을 의미한다. 따라서 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미친다면, 물가안정목표제

를 도입한 국가들은 이를 도입하지 않은 국가들에 비해, 실질환율 변동성이 상대적으로 낮을 것이라 예상할 수 있다.

〈Table 1〉에서는 미국을 포함한 19개 OECD 국가들을 대상으로, 물가안정목표제를 도입한 국가들과 그렇지 않은 국가들 사이에서 실질환율⁶⁾ 변동성의 크기를 비교해보았다. 여기서 분석 기간은 물가안정목표제가 최초로 도입된 시점 이후 즉, 1990년 1분기부터 2019년 4분기까지이다. 〈Table 1〉에서 알 수 있듯이, 물가안정목표제를 도입한 국가들(IT targeters)의 실질환율 변동성의 평균은 0.41, 이를 도입하지 않은 국가들(Non-IT targeters)의 실질환율 변동성의 평균은 0.82로서, 물가안정목표제를 도입한 국가들이 그렇지 못한 국가들 보다 상대적으로 실질환율 변동성이 낮음을 확인할 수 있었다.

이에 더하여, 물가안정목표제 도입 이전과 이후를 비교하여, 물가안정목표제가 실질환율 변동성 감소에 긍정적인 영향을 미쳤는지 살펴 보았다. 이를 위해, 1974년 1분기부터 2019년 4분기까지의 분석 기간⁷⁾을 대상으로, 물가안정

5) 〈Table 1〉에서 물가안정목표제를 도입한 9개 국가들의 대부분은 물가상승률 목표치를 1%~3%로 설정하였다.

6) 실질환율은 각 국가의 대미 달러 환율을 이용하여, 계산하였다.

7) 세계 대부분의 국가들은 1974년 이후, 변동환율제를 채택하였다. 또한 COVID-19는 2019년 12월에 시작하였다. 따라서 고정환율제 및 COVID-19의 영향을 배제하기 위해, 1974년 1분기부터 2019년 4분기까지

Table 2. The Change in the Volatility of Real Exchange Rates: pre- vs post- Inflation Targeting

Country	pre-IT	post-IT	F-statistics
New Zealand	0.16	0.18	0.75
Canada	0.08	0.13	0.38 ***
United Kingdom	0.15	0.11	1.97 ***
Sweden	0.18	0.16	1.32
Finland	0.15	0.10	2.15 **
Australia	0.13	0.19	0.46 ***
Spain	0.20	0.08	6.21 ***
Switzerland	0.17	0.13	1.82 ***
Norway	0.13	0.15	0.75
Average	0.14	0.12	

Note: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

목표제를 도입한 국가들에 대해서, 실질환율 변동성이 물가안정목표제를 도입한 이후, 통계적으로 유의하게 감소하였는지 살펴보았다. 이를 위해, F-검정을 실시하였다.

〈Table 2〉에서 볼 수 있듯이, 물가안정목표제 도입 이후, 9개의 OECD 국가들에 대해, 실질환율 변동성의 평균은 전체적으로 0.14에서 0.12로 감소하기는 하였지만, 물가안정목표제가 물가안정목표제를 도입한 모든 국가들의 실질환율 변동성 감소에 긍정적인 영향을 미쳤다고 주장하기는 어렵다는 것을 확인할 수 있다. 구체적으로 살펴보면, 물가안정목표제를 도입한 이후, 영국, 스페인 그리고 스위스는 1% 유의 수준에서, 핀란드는 5% 유의 수준에서 각각 실질환율 변동성이 통계적으로 감소하였음을 확인할 수 있었다. 하지만 물가안정목표제를 처음 도입한 뉴질랜드를 포함하여, 스웨덴, 노르웨이의 경우, 실질환율 변동성이 통계적으로 유의하게 변화하지 않았다. 심지어, 캐나다와 호주의 경우, 물가안정목표제 도입 이후, 1% 유의 수준에서 실질환율의 변동성은 오히려 증가하였다.

〈Table 1〉과 〈Table 2〉에서 제시된 결과를 바탕으로, 물가안정목표제를 도입하지 않은 국가들에 비해, 물가안정목표제를 도입한 국가들은 상대적으로 실질환율의 변동성이 낮기 때문

에, PPP 성립 근거를 더 많이 발견할 수 있다고 예상할 수 있다. 하지만 물가안정목표제 도입 이후, 일부 물가안정목표제를 도입한 국가들에 대해서만 실질환율의 변동성이 낮아짐을 발견하였다. 비록 물가안정목표제를 도입하지 않은 국가들에 비해, 물가안정목표제를 도입한 국가들의 실질환율 변동성이 상대적으로 낮았지만 (〈Table 1〉 참고), 〈Table 2〉에서 제시된 결과를 통해, 물가안정목표제가 9개 OECD 국가들의 실질환율 변동성의 감소에 미치는 영향에 대해서는 재고할 필요가 있다고 사료된다. 이는 물가안정목표제가 PPP 성립에 미치는 영향에 관해서 Ding & Kim (2012) 그리고 Kim (2014)와 다른 결과를 나타낼 가능성을 시사한다.

Ⅲ. 구매력평가와 선행연구

1. 구매력평가 (purchasing power parity: PPP)

구매력평가 (purchasing power parity: 이하, PPP)라 함은 서로 다른 두 국가의 통화를 동일한 통화로 나타냈을 때, 각 화폐의 구매력 (purchasing power parity)이 동일함을 의미한다. PPP는 동일한 재화는 어느 나라에서도 동

의 자료를 대상으로 분석하였다.

일한 가격을 가진다는 일물일가법칙(Law of One Price: LOP)을 상품 바스켓으로 확장한 개념이다⁸⁾.

PPP는 서로 다른 두 국가의 화폐들에 대한 동일한 구매력을 반영한 환율, 즉 PPP 환율을 결정하는 데, 유용하다. PPP 환율을 적용하지 않고, 서로 다른 국가들 사이의 소득수준, 경제성장률 등을 정확하게 비교하기 어렵다. 또한, PPP 환율은 화폐시장에서 서로 다른 두 국가의 환율을 결정하는 데 있어, 기준(standard)이 될 수 있다. 다시 말해서, 시장환율이 PPP 환율에 도달하지 않을 경우, 시장환율의 상승 및 하락에 관한 예측을 가능하게 하고, PPP 환율에 도달하기 위해 필요한 통화정책 수립에 있어, 중요한 길잡이가 될 수 있다. 이러한 PPP의 정책적 유용성으로 인해, 그동안 PPP와 관련한 많은 연구들이 진행되어 왔다. PPP를 수식으로 나타내면 아래 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다:

$$P_t = S_t \times P_t^* \quad (1)$$

여기서 S_t 는 외국통화 한 단위당 자국통화의 단위로 표시한 명목환율, P_t 는 국내 물가수준 그리고 P_t^* 는 외국 물가수준을 의미한다. 식(1)의 양변에 자연로그를 취하면, 아래 식(2)와 같이 표현된다:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (2)$$

여기서 s_t 는 명목환율의 변화율, p_t 는 국내 물가수준의 변화율, p_t^* 는 외국 물가수준의 변화율을 나타낸다. 식(2)를 이용하여, 아래 식(3)과 같이 자연로그를 취한 실질환율(q_t)을 나타낼 수 있다:

$$q_t \equiv s_t - p_t + p_t^* \quad (3)$$

이론적으로 PPP가 성립되면, q_t 의 값은 0이 되어야 한다⁹⁾. 비록 일시적인 경제적 충격으로 인해, q_t 가 단기적으로 0에서 벗어날 수 있지만, PPP가 성립한다면, 시간이 지남에 따라 결국 다시 0으로 수렴한다. 이러한 q_t 의 행동 패턴을 바탕으로, PPP 성립 유무를 검정하기 위해, q_t 의 행동 패턴을 AR(p) 모형을 이용하여 아래 식(4)와 같이 나타낼 수 있다:

$$q_t = \alpha + \beta_1 q_{t-1} + \beta_2 q_{t-2} + \dots + \beta_p q_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서 ε_t 는 백색오차 (white noise)이고, α 는 상수이다.

자국과 외국 사이의 실질환율을 계산하는 데 필요한 자국과 외국의 물가수준을 나타내는 자료로써, 주로 소비자물가지수(Consumer Price Index: 이하 CPI), 생산자물가지수(Producer Price Index: 이하 PPI)와 같은 물가지수가 사용된다. 하지만 외국과 자국의 물가지수를 구성하고 있는 상품 바스켓이 다르기 때문에, 이론과 달리, PPP가 성립하는 경우, CPI, PPI와 같은 물가지수로부터 구한 q_t 는 0이 아닌 특정 상수 (α)에 수렴한다. 이 경우,

$0 < \rho = \sum_{i=1}^p \beta_i < 1$ 을 만족해야 한다. 다시

말해서, q_t 는 안정적(stationary)이어야 한다. 1980년대 이전, PPP에 관한 연구들은 주로 식 (2)에서 제시된 세 변수들 사이의 공적분관계 유무를 바탕으로 PPP 성립 유무를 검정하였다. 하지만 1980년대 이후, 많은 연구들 (Lothian, 1986/1997; Lothian & Taylor, 1996)은 q_t 의 안정성 (stationarity) 여부를 살펴봄으로써, PPP 성립 유무를 검정하기 위해, 다양한 형태의 단위근 검정 (unit root test)을 사용하였다.

8) 이는 15~16세기 부터 그 역사가 시작되었지만, 1918년 스웨덴의 경제학자인 구스타브 카셀 (Gustav Cassel)에 의해, 이론으로 정립되기 시작하였다.

9) 이론적으로 PPP가 성립되면, 실질환율 Q_t 는

$$Q_t \equiv \frac{S_t P_t^*}{P_t} = 1 \text{을 만족해야 하기 때문이다.}$$

2. 선행연구

1980년대 초·중반에 진행된 PPP 성립 유무에 관한 연구들은 q_t 의 안정성 여부를 살펴보기 위해, 주로 ADF, PP와 같은 전통적인 단위근 검정법을 사용하였다. 하지만 이들은 검정력이 낮다는 한계점을 가지고 있었다. 구체적으로 말하자면, PPP가 성립되기 위해서 q_t 는 안정적이어야 한다. 다시 말해서, 단위근을 가지고 있지 않아야 한다. 이를 위해서는 귀무가설, $H_0 : \rho = \sum_{i=1}^p \beta_i = 1$, 이 기각이 되어야 한

다. 그러나 $\rho = 1$ 은 아니지만, ρ 가 1에 가까운 값, 예를 들어, 0.98과 같은 값을 가진다면, q_t 는 실제로 단위근 ($\rho = 1$)을 가지지 않음에도 불구하고, 귀무가설이 기각되지 않는 경우들이 있다. 이 경우, q_t 가 특정값에 수렴하려면, 오랜 시간이 필요하다. 하지만 1980년대 초·중반, PPP 성립 유무에 관한 연구들은 주로 변동환율제가 시행된 시점 즉, 1974년 이후의 자료를 대상으로 연구가 진행되었다. 따라서 일부 연구들은 PPP 성립 근거를 발견하지 못한 이유로 귀무가설을 기각할 만큼 충분한 관측치를 확보하지 못한 것에서 기인하였다고 주장하였다. 이러한 전통적인 단위근 검정법의 낮은 검정력과 관련한 문제 제기는 1986년 Frankel의 연구에서 시작되었다. Frankel (1986) 이후, Froot & Rogoff (1995), Lothian & Taylor (1996) 등 여러 연구자들이 전통적인 단위근 검정법이 지닌 낮은 검정력 문제에 관해 언급하였다.

전통적인 단위근 검정법의 낮은 검정력을 해결하기 위해, 기존의 연구들은 아래와 같이 두 가지 방법을 제시하였다:

첫째, 장기간의 분석 기간을 바탕으로, q_t 의 안정성 유무를 검정하는 것이다. Frenkel (1986)은 1869년부터 1984년의 기간 동안, 영국과 미국 사이에서 PPP가 성립함을 발견하였고, Lothian & Taylor (1996)는 대략 200년간 영국과 미국 (1791년 ~ 1990년), 프랑스와 영국 (1803년 ~ 1990년) 사이에서 PPP가 성립함을

발견하였다. 비록 그들은 q_t 의 안정성, 즉 PPP 성립 근거를 발견하였지만, 장기간의 분석 기간에는 환율정책과 같은 정책의 변화, 실질변수에 충격 (real shock)이 될 수 있는 경제 상황의 변화가 발생할 수 있어, PPP 성립 유무의 검정에 있어 고려해야 할 요소들이 많다는 한계점이 존재한다.

둘째, PPP 성립 유무 검정과 관련한 국가 수를 늘려, 개별 국가가 아닌 여러 국가를 대상으로 동시에 PPP 성립 유무를 검정하는 것이다. 이를 위해, 패널 자료가 사용되기 시작하였다. 즉, 분석 대상 국가들을 개별 국가가 아닌, 전체 국가들을 대상으로 PPP 성립 유무를 동시에 검정하였다. 이를 통해, PPP 성립 유무 검정과 관련된 관측치 수를 증가시키면서, q_t 의 안정성 유무에 대한 검정력을 높였다. Abuaf & Jorion (1990)은 1973년 ~ 1987년의 대미달러 환율을 이용하여, 10개국을 대상으로 한 패널 자료를 바탕으로, PPP 성립 유무를 검정하였다. Abuaf & Jorion (1990) 이후로, Flood & Taylor (1996) 그리고 Papell (1997) 등 많은 연구자들이 패널 자료를 이용하여, PPP 성립 유무를 검정하였다. 하지만 Taylor & Sarno (1998)는 이들의 연구 결과에 대해 문제를 제기하였다. 패널 단위근 검정법을 이용한 PPP 성립 유무와 관련한 귀무가설은 “모든 국가의 실질환율은 단위근을 가진다.”이다. 만약 패널을 구성하고 있는 국가들 중 하나의 국가라도 그것의 실질환율이 단위근을 가지지 않는다면, 이 귀무가설은 기각될 것이다. 비록 귀무가설이 기각된다 할지라도, 많은 국가들 중 단지 한 국가의 실질환율이 단위근을 가지지 않는다고 해서, PPP가 성립한다고 주장하는 것에는 무리가 있다. 또한, 비록 한 개 이상 국가들의 실질환율이 단위근을 가지지 않아 귀무가설이 기각된다고 하더라도, 패널을 구성하고 있는 일부 국가들에 한해서만 PPP가 성립하는 사실만을 예측할 수 있을 뿐, 패널 단위근 검정 결과를 통해, 얼마나 많은 국가, 구체적으로 어떤 국가에서 PPP가 성립하는 지 알기 어렵다. 다시 말해서, 패널 단위근 검정은 PPP 성립에 관한 불완전한 정보를 제공해준다.

앞에서 언급한 선행연구들은 그들이 사용한 실증분석 모형의 낮은 검정력 혹은 불완전한 정보 등과 같은 한계점으로 인해, PPP 성립 유무 검정에 있어 한계를 가진다는 것을 주장하였다. 하지만 1990년대 이후, Dumas (1992), 그리고 O'Connell (1998)과 같은 연구자들은 앞의 연구들과 달리, 근본적으로 PPP 성립의 전제조건이 갖추어지지 못한 상태에 있는 q_t 를 이용하여, PPP 성립 유무를 검정했기에, PPP 성립의 근거를 발견하지 못하였다고 주장하였다.

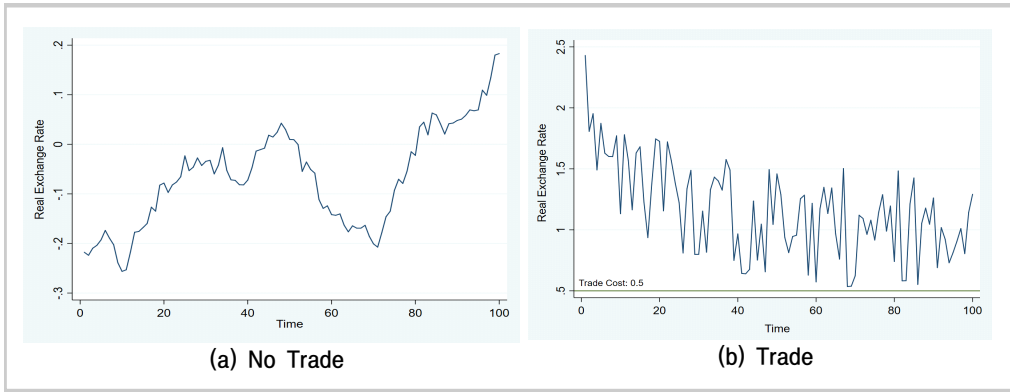
두 국가 사이에서 LOP가 성립하기 위해서는 이들 사이에서 무역이 발생해야 한다. PPP는 LOP를 상품 바스켓으로 확장한 개념이다. 따라서 두 국가 사이에서 PPP가 성립되기 위해서는 이들 사이에서 무역 발생이 전제가 되어야 한다. 무역이 발생하기 위해서는 동일재화의 가격 차이 (price differential)가 무역 비용(trade costs)의 크기보다 훨씬 커야 한다. 왜냐하면 이 경우에만 무역으로 인한 이익이 발생하기 때문이다. 따라서 두 국가 사이에서 동일재화의 가격 차이를 나타내는 q_t 가 무역 비용을 넘는 경우에 한해서, PPP 성립 유무를 검정해야 한다. 다시 말해서, 무역이 발생할 때와 발생하지 않을 때 나타나는 q_t 의 행동 패턴 차이를 고려하여, 무역이 발생할 때의 q_t 만을 대상으로, q_t 의 안정성 여부를 검정해야 한다. 이를 위해, Taylor et al.(2001)는 PPP 성립 유무 검정을 위해, 하나 혹은 둘 이상의 임계점에 따라 달라지는 시계열 자료의 행동 패턴을 검정할 수 있는 비선형 시계열(nonlinear time-series) 모형을 적용하여야 한다고 주장하였다. Taylor et al.(2001)는 변동환율제(flexible exchange rate regime) 기간 동안의 q_t 를 대상으로, 전통적인 단위근 검정법을 적용했을 때, q_t 가 불안정적임을 발견하였지만, 비선형 시계열 모형 중 하나인 Smooth Transitional Autoregressive Model (STAR)을 적용했을 때는 q_t 가 안정적임을 발견하였다. Taylor et al. (2001)를 비롯한 여러 연구자들 (Obstfeld & Taylor, 1997; Michael et al., 1997)은 기존의 PPP 연구들이 비선형 행동 패턴을 가진 q_t 를 선형 시계열(linear time-series) 모형을 적용하여, 안정성

유무를 검정하였기에, PPP 성립 근거를 발견하지 못하였다고 주장하였다.

물가안정목표제가 PPP 성립에 미친 영향에 관해 연구한 Ding & Kim (2012) 그리고 Kim (2014)의 연구는 19개 OECD 국가를 대상으로, 패널 단위근 검정법을 이용하였다. 이들 연구는 물가안정목표제가 PPP 성립에 미친 영향을 살펴본 최초의 연구로서 의의가 있다. 물가안정목표제를 도입하지 않은 국가들과는 달리, 이들은 물가안정목표제를 도입한 국가들 사이에서 PPP 성립 근거를 발견하였지만, 이들이 사용한 패널 단위근 검정법이 지닌 한계로 인해, 물가안정목표제를 도입한 국가들 중 얼마나 많은 국가, 그리고 구체적으로 어떤 국가로부터 PPP가 성립하는지 알기 어려웠다. 뿐만 아니라, 이들이 사용한 패널 단위근 검정법은 선형시계열 모형(linear time-series model)으로서, 미국과 다른 OECD 국가들 사이에서 무역이 발생하지 않은 경우를 배제하지 않고, 이들 사이의 PPP 성립 유무를 검정하였다. 만약 Taylor et al.(2001)처럼 무역이 발생한 경우만 고려하여, PPP 성립 유무를 검정하였다면, 19개 OECD 국가들 중 물가안정목표제를 도입하지 않은 국가들에서도 PPP 성립 근거를 발견할 수 있을 가능성이 존재할 수도 있을 것이라 사료된다.

본 연구는 Ding & Kim (2012) 그리고 Kim (2014)의 연구에 이어, 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤는지 살펴보았다. 하지만 본 연구는 기존의 연구와 달리, 아래와 같은 차별성을 가지고 있다: 첫째, 패널 자료가 아닌, 개별 국가 자료를 대상으로 분석하였다. 이는 19개 OECD 국가들 중에서 물가안정목표제를 도입한 국가들 중 몇 개의 국가 그리고 어떤 국가들과 미국 사이에서 PPP 성립 근거를 발견할 수 있는지 구체적으로 알 수 있게 한다. 둘째, 비선형 시계열 모형 중 하나인 Exponential Smooth Transition Autoregressive (ESTAR) 모형을 사용함으로써, 미국과 다른 OECD 국가들 사이에서 무역이 발생한 경우의 q_t 만을 고려하였다. 다시 말해서, PPP 전제조건이 갖추어진 상황에서, q_t 의 안정성 여부를 살펴봄으로써, PPP 성립 유무를 검정하였다. 셋째, 물가안정

Fig. 1. Different Behavior of Real Exchange Rates: No Trade vs Trade



목표제를 도입한 국가들을 물가안정목표제를 도입하지 않는 국가들과 비교한 것에만 그치는 것이 아니라, 물가안정목표제를 도입하기 이전과 이후, 물가안정목표제를 도입한 국가들의 PPP 성립 유무 차이를 살펴봄으로써, 물가안정목표제가 PPP 성립에 미친 영향을 살펴보았다.

IV. 연구모형 및 자료수집

1. Exponential Smooth Transition Autoregressive (ESTAR) 모형

전통적인 무역 이론들에 따르면, 서로 다른 두 국가 사이에서 동일재화에 대한 가격 차이 (price differential)가 존재하는 경우, 무역이 발생함을 알 수 있다¹⁰⁾. 전통적인 무역 이론들은 두 국가 사이에서 무역이 일어날 때, 발생하는 무역 비용(trade cost)을 0이라고 가정하였다. 이와 같이 무역 비용이 0이라 가정하는 경우, 서로 다른 두 국가 사이에서 동일재화의 가격 차이(price differential)가 0이 될 때까지 무역이 발생함을 알 수 있다. 하지만 현실적으로 서로 다른 두 국가 사이에서 무역이 발생할 때, 운송비용 (transportation cost), 환율의 변동성

(exchange rate volatility), 관세 (tariffs) 및 비관세 장벽 (non-tariffs)과 같은 무역장벽 (trade barriers) 등으로부터 다양한 무역 비용이 발생한다. 이 경우, 두 국가 사이에서 동일재화의 가격 차이가 0이 아니라고 해서, 항상 무역이 발생한다고 보기 어렵다.

서로 다른 두 국가 사이에서, 동일재화의 가격 차이가 무역 비용을 능가할 때, 각 국가에서는 무역으로부터 이득을 얻을 수 있을 것이다. 다시 말해서, 무역 비용이 0이 아닌 경우, 서로 다른 두 국가 사이에서, 동일재화의 가격 차이가 무역 비용보다 훨씬 클 때, 수출국은 무역 비용을 지불함에도 불구하고, 자국에서 판매하는 가격보다 더 높은 가격에 재화를 판매하는 것이 가능하고, 수입국은 무역 비용을 지불함에도 불구하고, 자국에서 구입하는 가격보다 더 저렴한 가격에 재화를 구매하는 것이 가능하다. 이와 같이 두 국가 사이에서 무역 비용이 0이 아닌 경우, 동일재화의 가격 차이가 무역 비용과 같아질 때까지 무역이 일어날 것이다.

Heckscher (1916)는 동일재화의 가격 차이, 즉 실질환율의 행동 패턴이 무역 발생 유무에 따라 차이를 보여주었다. 구체적으로 살펴보면, 무역이 발생하지 않을 때, Fig. (a)와 같이, 실질환율의 행동 패턴은 랜덤워크(random walk) 형태를 따를 것이다. 이와 반대로, 무역이 발생하는 경우, 무역으로부터 어떠한 이득을 얻을 수 없을 때까지, 즉 동일재화의 가격

10) 서로 다른 두 국가 사이에서 동일한 재화의 가격 차이가 발생하는 이유는 기술의 차이, 요소부존도의 차이 등을 들 수 있다.

차이인 실질환율이 무역 비용과 같아질 때까지 발생하기 때문에, Fig. (b)에서 볼 수 있는 것처럼, 실질환율은 무역 비용에 수렴할 것이다. 이와 같이 무역 발생 유무에 따른 실질환율의 행동 패턴 차이를 반영하여, O'Connell (1998), Obstfeld & Taylor (1997)을 포함한 여러 연구자들은 PPP 성립 유무를 검정하였다. 그들은 무역 비용을 실질환율 행동 패턴의 차이를 나타내는 임계점(threshold point)으로 가정하였다. 그리고 하나 혹은 두 개 이상의 임계점에 따라 달라지는 실질환율 행동 패턴을 반영하기 위하여, 비선형 시계열(non-linear time-series) 모형을 적용하였다.

일부 연구자들 (Obstfeld & Taylor, 1997; Blavy & Juvenal, 2009; Lim Eun-Son & Breuer, 2019)은 두 국가 사이에서 무역은 특정 시점에서 발생하여, 실질환율은 무역이 발생하지 않는 영역에서 발생하는 영역으로 갑작스럽게 (abruptly) 이동한다고 주장하였다¹¹⁾. 한 재화의 무역에 관해서는 이러한 주장이 타당할 수 있다고 사료 된다. 하지만 PPP는 한 재화가 아닌 다양한 상품으로 구성된 상품 바스켓으로 확장한 개념이다. 상품 바스켓을 구성하는 상품에 따라, 무역 비용이 서로 다를 것이기 때문에, 각 상품에 따라, 가격 차이가 무역 비용을 넘는 시점이 각각 다를 것이다¹²⁾. 또한, 본 연구는 일부 연구들 (Obstfeld & Taylor, 1997; Sarno et al., 2004)과 마찬가지로, 두 국가 사이에서 무역 거래를 수출 및 수입으로 따로 구분하지 않았다. 다시 말해서, 수출이 일어나는 경우와 수입이 일어나는 경우, 이들 사이에서 실질환율 행동 패턴의 차이는 없음을 가정하였다¹³⁾. 이를 반영하여, 본 연구는 Exponential

Smooth Transition Autoregressive (ESTAR) 모형을 이용하여, 19개 OECD 국가들 중 미국과 나머지 국가들 사이에서 물가안정목표제가 PPP 성립 유무에 미친 영향을 검정하였다. ESTAR 모형의 일반식은 아래 식(5)와 같다:

$$\Delta q_t = \beta_0 + \beta_1 q_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta q_{t-i} + \left(\beta_0^* + \beta_1^* q_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i^* \Delta q_{t-i} \right) F(\cdot) + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서 q_t 는 두 국가에서 상품 바스켓의 가격 차이, 즉 실질환율, p 는 차수, ϵ_t 는 백색 오차 (white noise)를 나타낸다.

$$F(\cdot) = 1 - \exp \left[-\frac{\gamma}{\hat{\sigma}_{q_t}^2} (q_{t-d} - c^*)^2 \right]$$

고, $F(\cdot)$ 에서 q_{t-d} 는 d ($1 \leq d \leq p$) 이전 시점의 실질환율이고, γ 는 q_{t-d} 가 무역이 일어나지 않는 영역에서 무역이 일어나는 영역으로 이전하는 속도를 나타내는 계수를 의미한다. 그리고 $\hat{\sigma}_{q_t}^2$ 는 q_t 의 분산을 의미하고, c^* 는 q_t 의 평균을 의미한다. q_t 의 행동 패턴은 $q_{t-d} - c^*$ 의 값에 영향을 받는다. 즉 q_{t-d} 가 q_t 의 평균인 c^* 와 멀리 떨어져 있을수록, 두 국가 사이에서 상품 바스켓의 가격 차이가 클수록 의미하므로, 이는 상품 바스켓을 구성하고 있는 모든 상품들의 가격 차이가 이들의 무역 비용 크기를 넘어, 모든 상품들에 대해 무역이 발생하는 경우를 의미한다. 즉 $q_{t-d} - c^*$ 의 값이 $-\infty$ 혹은 $+\infty$ 가 되는 경우, $F(\cdot)$ 의 값은 1이 될 것이다. 이 경우, 식 (5)는 아래 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다:

보는 것에 있고, 수출과 수입에 있어서, 물가안정목표제가 PPP 성립 유무에 차별화된 영향을 주는 지 여부를 살펴보는 것에 두지 않았기 때문에, 수출과 수입을 하나의 영역 즉, 무역이 발생하는 영역으로 간주하였다. 따라서 본 연구에서는 실질환율의 행동 패턴을 무역이 일어나는 영역과 무역이 일어나지 않는 영역에서 어떠한 차이를 나타내는지 여부에 중점을 두었다.

11) 이들은 이를 반영하여, 임계값자기회귀모형 (Threshold Autoregressive Model)을 이용하여, LOP 성립 유무를 검정하였다.

12) Dumas (1992), Uppal (1993), Sercu et al. (1995) 그리고 Coleman (1995)는 두 국가 사이에서의 무역은 어느 한 시점에서 갑작스럽게 일어나는 것이 아니라, 시간이 지남에 따라 서서히 일어난다고 주장하였다.

13) 수입과 수출 각각의 경우에 따라, 실질환율이 수입 혹은 수출 비용에 수렴하는 속도는 다를 수 있다. 하지만 본 연구의 초점은 물가안정목표제가 PPP 성립 유무에 긍정적인 영향을 미쳤는지 여부를 살펴

$$\Delta q_t = (\beta_0 + \beta_0^*) + (\beta_1 + \beta_1^*)q_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} (\varphi_i + \varphi_i^*)\Delta q_{t-i} + \epsilon_t \quad (6)$$

이와 반대로, 두 국가 사이에서 상품 바스켓을 구성하고 있는 모든 상품들의 가격 차이가 이들의 무역 비용보다 작으면, 즉 q_{t-d} 가 q_t 의 평균인 c^* 와 가까울수록 무역이 발생하지 않을 것이다. 이 경우, $q_{t-d} - c^*$ 의 값이 0이 되므로, 결국 $F(\cdot)$ 의 값은 0이 될 것이다. 이 경우, 식 (5)는 아래 식 (7)과 같이 나타낼 수 있다:

$$\Delta q_t = \beta_0 + \beta_1 q_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta q_{t-i} + \epsilon_t \quad (7)$$

앞에서 살펴보았듯이, 무역이 일어나는 경우, PPP가 성립한다면, q_t 는 무역 비용에 수렴할 것이다. 즉, q_t 는 안정적(stationary)일 것이다. 따라서 $-1 < \beta_1 + \beta_1^* < 0$ 을 만족할 것이다. 하지만 무역이 일어나지 않는 경우, PPP가 성립할 요건을 만족시키지 못하기 때문에, q_t 는 불안정적(non-stationary)일 것이다. 즉, $\beta_1 = 0$ 을 만족시킬 것이다.

2. ESTAR 모형의 추정절차

ESTAR 모형을 이용하여, PPP 성립 유무를 검정하기 위해, q_t 의 행동 패턴이 비선형(non-linear)을 나타내는지 먼저 살펴보아야 한다. 식 (5)의 $F(\cdot)$ 에서 $\gamma=0$ 이면, q_t 의 행동 패턴이 선형을 나타낸다. 따라서 $\gamma \neq 0$ 여부를 먼저 살펴보아야 한다. Luukkonen, Saikkonen 그리고 Teräsvirta (1988)는 이를 직접적으로 검정할 수 있는 방법이 없기에, 간접적으로 q_t 행동 패턴의 비선형 여부를 살펴보기 위해, 아래의 보조 회귀식(auxiliary regression)을 이용하여, F-검정을 실시하였다:

$$q_t = \sum_{j=1}^p (\theta_{0j} q_{t-j} + \theta_{1j} q_{t-j} q_{t-d} + \theta_{2j} q_{t-j} q_{t-d}^2) + \epsilon_t \quad (8)$$

q_t 행동 패턴의 비선형 여부를 살펴보기 위해, 귀무가설, $H_0 : \theta_{1j} = \theta_{2j} = 0$,을 검정해야 한다. 위의 귀무가설이 기각이 되면, q_t 의 행동 패턴은 비선형임을 나타낸다. q_t 행동 패턴의 비선형 유무 검정과 함께, ESTAR 모형의 추정 절차는 다음과 같다:

1. AIC 혹은 SBIC를 이용하여, q_t 의 시차수 p 를 결정한다¹⁴⁾.
2. $1 \leq d \leq p$ 에서, $\theta_{1j} \neq 0$ 혹은 $\theta_{2j} \neq 0$ 일 때, 식 (8)의 잔차항 제곱의 평균이 최소가 되는 q_{t-d} 의 d 를 선택한다. 즉, $\hat{d} = \arg \min \hat{\sigma}_{\text{비선형}}^2(d)$, 여기서 $\hat{\sigma}_{\text{비선형}}^2(\hat{d}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t(\hat{d})^2$.
3. 아래의 F-검정통계량을 이용하여, q_t 행동 패턴의 비선형 여부를 검정한다.

$$F = T \left(\frac{\hat{\sigma}_{\text{선형}}^2 - \hat{\sigma}_{\text{비선형}}^2(\hat{d})}{\hat{\sigma}_{\text{비선형}}^2(\hat{d})} \right)$$

여기서 $\hat{\sigma}_{\text{선형}}^2$ 는 식(8)에서 $\theta_{1j} = \theta_{2j} = 0$ 을 만족할 때, $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t^2$ 을 의미하고, $\hat{\sigma}_{\text{비선형}}^2(\hat{d})$ 는 $\theta_{1j} \neq 0$ 혹은 $\theta_{2j} \neq 0$ 일 때, $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t(\hat{d})^2$ 을 의미한다. 여기서 $\hat{d} = \arg \min \hat{\sigma}_{\text{비선형}}^2(d)$ 을 만족하고, T 는 전체 관측치 수를 의미한다.

4. 비선형 유무 검정 결과, q_t 의 행동 패턴이

14) AIC과 SBIC에서 제시한 차수들 중 작은 값을 선택하였다.

비선형(nonlinear)을 나타내는 경우, 비선형 최소자승법 (nonlinear least square estimation)을 이용하여, ESTAR의 각 계수를 추정한다.

3. 자료수집

1989년 12월, 뉴질랜드가 물가안정목표제를 도입한 이후, 많은 국가들이 물가안정목표제를 도입하기 시작하였지만, 대부분 2000년대 중반 이후였다. 따라서 물가안정목표제가 PPP 성립에 미친 영향을 살펴보는 데, 충분한 자료를 확보하기 위해, 그리고 Ding & Kim (2012) 그리고 Kim (2014)의 연구 결과와의 차이를 살펴보기 위해, 이들이 분석한 동일한 국가들 즉, 19개 OECD 국가들을 대상으로 분석하였다. 19개 OECD 국가들 가운데, 미국과 나머지 18개 OECD 국가들 사이에서 상품 바스켓의 가격 차이, 즉 실질환율을 계산하기 위해, 이들의 소비자물가지수(2010=100), 그리고 18개 OECD 국가들에 대한 각각의 대미 달러 환율을 이용하였다. 이들 자료는 IMF의 International Financial Statistics (IFS)에서 수집하였다. 본 연구는 1974년 1분기에서 2019년 4분기까지 분기별 자료¹⁵⁾를 이용하였다. 하지만 핀란드와 스페인의 경우, 1999년 1월 유로존에 가입함과 동시에, 물가안정목표제를 더 이상 시행하지 않았다. 따라서 이 두 국가의 경우, 1974년 1분기부터 1998년 4분기까지 분기별 자료를 대상으로 분석하였다. 또한 일본의 경우, 2013년 1월, 물가안정목표제를 도입하였다. 본 연구는 일본을 물가안정목표제를 도입하지 않은 국가들 중 하나로 분류하기 위해, 일본의 경우, 물가안정목표제를 도입하기 이전인 2012년 4분기까지의 자료를 바탕으로 PPP 성립 유무를 살펴보았다.

15) 1973년 이후, 세계 대부분의 나라들은 고정환율제에서 변동환율제로 환율제도를 변경하였고, 미국은 2020년 6월 명시적으로 물가안정목표제를 도입하였다. 환율제도의 변화 역시 PPP 성립에 영향을 미치기 때문에, 분석대상 기간은 세계 대부분의 나라들이 변동환율제를 채택한 이후의 1974년 1분기 자료부터 미국이 물가안정목표제를 도입하기 전년도인 2019년 4분기까지의 자료를 이용하였다.

V. 실증분석 결과

본 연구는 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤는지 여부를 살펴보기 위해, 두 가지 방향으로 실증분석을 하였다. 먼저, ESTAR 모형을 이용하여, Ding & Kim (2012)과 Kim (2014)의 연구와 마찬가지로, 19개 OECD 국가들 가운데, 미국과 나머지 18개 OECD 국가들 사이의 PPP 성립에 있어서, 물가안정목표제를 도입한 국가들과 그렇지 않은 국가들 사이에 차이가 있는지 여부를 살펴보았다. Ding & Kim (2012)과 Kim (2014)은 1974년 1분기 자료부터 이용하여, 물가안정목표제 도입을 시작하기 이전의 분석 기간을 포함하였다. 물가안정목표제 도입 이전, 각 국가가 경험한 다양한 경제 상황으로 인해, 물가안정목표제 도입 이전의 자료를 사용하는 것은 PPP 성립 유무에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 이들과 달리, 본 연구는 물가안정목표제 도입이 일어나기 시작한 1990년 1분기부터의 실질환율을 이용하여, 물가안정목표제를 도입한 국가들과 그렇지 않은 국가들 사이에서 PPP 성립 유무의 차이를 살펴보았다. 이에 더하여, 본 연구는 물가안정목표제를 도입한 국가들을 대상으로, 이들이 물가안정목표제를 도입하기 이전과 이후, PPP 성립 유무에 차이가 있는지 여부를 살펴보았다. 이는 서로 다른 두 국가 사이에서 PPP 성립 유무는 각 국가들이 처해 있는 다양한 경제적 요인들 (e.g. 무역장벽 유무)에 의해 영향을 받을 수 있기 때문이다.

1. 물가안정목표제와 PPP 성립에 관한 사전결과분석 (Preliminary Results)

Ding & Kim (2012)과 Kim (2014)의 연구 결과를 바탕으로, 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤음을 확인할 수 있었다. 하지만 구체적으로 몇 개의 국가 그리고 어떤 국가와 미국 사이에서 PPP가 성립함을 확인하기 어려웠다. 뿐만 아니라, 이들이 사용한 두 종류의 패널 단위근 검정법은 선형 시계열 모

Table 3. Linearity Test Results I (1974:Q1~2009:Q4)

IT targeters	obs	p	d	† F-Statistics	Non-IT targeters	obs	p	d	† F-Statistics
New Zealand	142	2	1	12.49 ***	Austria	140	4	1	2.98 **
Canada	142	2	1	9.31 ***	Belgium	141	3	1	2.41 *
United Kingdom	142	2	2	6.69 ***	Denmark	143	1	1	3.93 **
Sweden	142	2	1	7.97 ***	France	141	3	1	4.24 *
Finland	98	2	1	2.75 *	Germany	141	3	1	5.02 ***
Australia	142	2	1	8.79 ***	Ireland	143	1	1	8.46 ***
Spain	99	1	1	1.23	Italy	141	3	1	2.23 *
Switzerland	142	2	1	4.08 ***	Japan	143	1	1	4.76 **
Norway	143	1	1	8.14 ***	the Netherland	142	2	1	4.55 **

Notes: 1. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.
 2. † $H_0: \theta_{1j} = \theta_{2j} = 0$

형으로서, 무역이 발생한 경우의 실질환율(q_t)만을 고려하여, PPP 성립 유무를 검정하는 데 한계가 있다. 다시 말해서, 무역 발생 유무를 고려하지 않고, PPP 성립 유무를 검정하였기 때문에, 물가안정목표제를 도입하지 않은 국가들과 미국 사이에서 무역이 일어난 경우의 실질환율(q_t)만을 대상으로 PPP 성립 유무를 검정하는 경우, PPP 성립 근거를 발견할 수 있는 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 본 절에서는 ESTAR 모형을 이용하여, Ding & Kim (2012)이 분석한 19개 OECD 국가들과 동일한 분석 기간 (1974:Q1~2009:Q4)을 대상으로 물가안정목표제를 도입한 국가들과 그렇지 못한 국가들 사이에서 PPP 성립 유무의 차이가 존재 하는지 살펴보았다.

ESTAR 모형을 사용하기에 앞서, 19개 국가들 중, 미국과 나머지 OECD 국가들 사이의 실질환율(q_t)의 행동 패턴이 비선형을 나타내는 지 살펴보아야 한다. 이를 위해, F-검정을 이용하여, Luukkonen, Saikkonen & Teräsvirta (1988)이 사용한 보조 회귀식 (식(8))을 이용하여, 비선형 검정(nonlinearity test, $H_0: \theta_{1j} = \theta_{2j} = 0$)을 실시하였다. <Table 3>에서 살펴볼 수 있듯이, 물가안정목표제 도입 여부와 상관없이, 스페인을 제외한 나머지 국가들과 미국 사이의 실질환율(q_t) 행동 패턴

은 대부분 1% 혹은 5% 유의 수준에서 통계적으로 유의하게 비선형임을 나타내었다.

<Table 3>에서 제시된 결과를 바탕으로, 실질환율(q_t)의 행동 패턴이 비선형을 띠는 국가들을 대상으로 비선형 최소 자승법(nonlinear least square)을 적용하여, ESTAR 모형을 추정하였다. 추정 결과는 <Table 4>에 제시된 바와 같다. 물가안정목표제를 도입한 국가들 중 캐나다, 스웨덴 그리고 호주의 경우, 5% 유의 수준에서, 영국과 스위스의 경우, 1% 유의 수준에서 통계적으로 유의하게, 미국과 PPP가 성립함(즉, $\beta_1 + \beta_1^* < 0$)을 나타내었다¹⁶⁾. 물가안정목표제를 도입하지 않은 국가들 중 하나인 아일랜드와 미국 사이에서는 5% 유의 수준에서 통계적으로 유의하게 PPP가 성립함을 발견하였지만, 이를 제외한 나머지 국가들과 미국 사이에서는 PPP가 성립하는 증거를 발견하지 못하였다¹⁷⁾.

16) ESTAR 모형 추정 결과, 무역이 발생하지 않을 때, 18개 OECD 국가들에 대하여, 실질환율(q_t)의 행동 패턴을 나타내는 β_1 은 통계적으로 유의하게 0과 다르지 않았다. 본 연구의 관심은 무역이 발생할 때, 실질환율(q_t)의 안정성 여부이기 때문에, β_1 의 값은 표에 제시하지 않았다. 이후 모든 ESTAR 모형의 추정결과에서도 동일한 결과를 얻었기 때문에, 동일하게 β_1 의 값은 표에 제시하지 않았다.

17) 실질환율(q_t)의 행동 패턴이 선형을 나타내는 스페

Table 4. ESTAR Estimation Results I (1974:Q1~2009:Q4)

IT targeters	obs	$\beta_1 + \beta_1^{*\dagger}$	R^2	Non- IT targeters	obs	$\beta_1 + \beta_1^{*\dagger}$	R^2
New Zealand	142	-0.03	0.08	Austria	140	-0.01	0.02
Canada	142	-0.04 **	0.09	Belgium	141	-0.05	0.02
United Kingdom	142	-0.12 ***	0.11	Denmark	143	-0.003	0.06
Sweden	142	-0.05 **	0.07	Ireland	143	-0.25 **	0.07
Spain	99	N/A		France	141	-0.01	0.03
Finland	98	-0.07	0.02	Italy	141	-0.14	0.02
Australia	142	-0.07 **	0.06	Germany	141	-0.02	0.03
Switzerland	142	-0.14 ***	0.09	Japan	143	-0.32	0.03
Norway	143	-0.60	0.12	the Netherland	142	0.03	0.03

Notes: 1. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

2. $\dagger H_0: \beta_1 + \beta_1^* = 0$ **Table 5.** Linearity Test Results II (IT targeters vs Non-IT targeters)

IT targeters	obs	p	d	\dagger F-Statistics	Non-IT targeters	obs	p	d	\dagger F-Statistic
New Zealand	118	2	2	12.26 ***	Austria	119	1	1	3.94 **
Canada	118	2	1	4.97 ***	Belgium	119	1	1	3.48 *
United Kingdom	118	2	2	7.33 ***	Denmark	119	1	1	4.54 **
Sweden	118	2	1	7.31 ***	France	119	1	1	5.32 **
Finland	24	2	1	6.75 ***	Germany	117	3	1	6.47 ***
Australia	117	3	1	8.88 ***	Ireland	119	1	1	3.37 *
Spain	20	2	1	2.60	Italy	117	3	2	10.77 ***
Switzerland	119	1	1	8.50 ***	Japan	88	4	3	16.91 ***
Norway	118	2	2	7.26 ***	the Netherland	117	3	1	5.22 ***

Notes: 1. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

2. $\dagger H_0: \theta_{1j} = \theta_{2j} = 0$

ESTAR 모형으로부터 추정된 결과를 바탕으로, Ding & Kim (2012)과 Kim (2014)이 주장한 것처럼, 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤음을 확인할 수 있었다.

인의 경우, PPP 성립 유무 검정에 주로 사용되는 단위근 검정법 중 하나인 ADF(p)를 이용하여, 실질환율(q_t)의 안정성(stationarity) 여부를 살펴보았다. 분석 결과, 실질환율(q_t) 불안정적임을 나타내었다. 즉, 스페인과 미국 사이에서는 구매력평가 성립 근거를 발견하지 못하였다.

2. 물가안정목표제와 PPP I : 물가안정목표제 도입 국가들 vs 물가안정목표제 도입하지 않은 국가들

물가안정목표제가 PPP 성립에 미치는 영향을 살펴보기 위해, V.1절에서는 대부분의 PPP 선행연구들이 사용한 변동환율제 도입 이후의 시점, 즉, 1974년을 시점의 실질환율을 대상으로, PPP 성립 유무를 살펴보았다. 물가안정목표제는 1990년 이후, 세계 여러 나라들이 도입

Table 6. ESTAR Model Estimation Results II (IT targeters vs Non-IT targeters)

IT targeters	obs	$\beta_1 + \beta_1^{*\dagger}$	R^2	Non-IT targeters	obs	$\beta_1 + \beta_1^{*\dagger}$	R^2
New Zealand	118	-0.08	0.08	Austria	119	-0.09	0.05
Canada	118	-0.17	0.06	Belgium	119	-0.43	0.05
United Kingdom	118	-0.09 **	0.06	Denmark	119	-0.008	0.08
Sweden	118	-0.05	0.25	Ireland	119	-0.18	0.05
Finland	24	-0.14	0.36	France	119	-0.06	0.08
Australia	117	-0.07	0.07	Germany	117	-0.06	0.10
Spain	20	N/A		Italy	117	-0.03	0.03
Switzerland	119	-0.27 **	0.11	Japan	88	-0.58	0.25
Norway	118	-0.13	0.17	the Netherland	117	-0.08	0.09

Notes: 1. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.
 2. $\dagger H_0: \beta_1 + \beta_1^* = 0$

하기 시작하였다. 물가안정목표제 도입 여부와 상관없이, 각 국가가 처한 경제 상황에 따라, 물가안정목표제 도입 이전 시기의 실질환율(q_t) 이 PPP 성립 유무에 영향을 미칠 수 있기에, 본 절에서는 물가안정목표제가 도입되기 시작한 1990년 이후의 실질환율(q_t)을 대상으로, 물가안정목표제를 도입한 국가들과 그렇지 않은 국가들 사이에서 PPP 성립 유무의 차이를 살펴보았다. <Table 5>에 제시된 분석 결과를 통해서, 스페인을 제외하고, 물가안정목표제를 도입한 국가들과 그렇지 않은 국가들의 실질환율(q_t)는 대부분 1% 혹은 5%의 유의 수준에서 통계적으로 유의하게 비선형 행동패턴을 나타낼 수 있었다.

스페인을 제외한 나머지 17개국들에 대해서 ESTAR 모형을 추정한 결과는 <Table 6>에 제시된 바와 같다. ESTAR 모형 추정 결과, 물가안정목표제를 도입하지 않은 국가들에서는 어느 국가와도 미국과 PPP 성립 근거를 발견하지 못하였다. 물가안정목표제를 도입한 국가들의 경우, 영국과 스위스가 5% 유의 수준에서 통계적으로 유의하게 미국과 PPP가 성립함을 발견하였지만, 나머지 국가들에 대해서는 PPP 성립 근거를 발견하지 못하였다.

3. 물가안정목표제와 PPP II: 물가안정목표제 도입 이전 vs 도입 이후

물가안정목표제 도입 국가들과 도입하지 않은 국가들을 비교한 V.1절과 V.2절과 달리, 본 절에서는 물가안정목표제를 도입한 국가들만을 대상으로 물가안정목표제 도입 이전과 이후, PPP 성립 유무에 차이가 있는지 살펴보았다. 이를 위해, 1974년 1분기부터 2019년 4분기까지의 자료를 대상으로 분석하였다.

<Table 7>에서 제시된 것처럼, 물가안정목표제를 도입한 9개의 OECD 국가들 사이에서, 물가안정목표제 도입 이후의 스페인을 제외하고, 나머지 국가들의 실질환율(q_t) 행동 패턴은 물가안정목표제 도입 이전과 이후 모두 비선형임을 알 수 있었다. <Table 8>은 물가안정목표제 도입 이전과 이후, ESTAR 모형의 추정 결과를 제시하였다. 물가안정목표제 도입 이전, 어느 국가도 미국과 PPP 성립함을 발견할 수 없었다. 하지만 물가안정목표제 도입 이후, 영국과 스위스는 5%, 1% 유의 수준에서 각각 미국과 PPP 성립 근거를 성립함을 발견하였다. 따라서 <Table 8>에서 제시한 ESTAR 모형 추정 결과를 통해, 물가안정목표제는 영국과 스위스 각각 미국과의 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미

Table 7. Linearity Test Results III (pre-IT vs post-IT)

IT targeters	pre-IT(1974:Q1)				post-IT (~2019:Q4)			
	obs	p	d	† F-Statistics	obs	p	d	† F-Statistics
New Zealand	64	2	1	4.87 **	120	2	2	12.26 ***
Canada	68	2	1	6.08 ***	116	2	1	4.97 ***
United Kingdom	75	2	2	4.36 **	109	2	2	17.17 ***
Sweden	84	2	1	7.30 ***	100	2	2	7.23 ***
Finland	76	4	2	16.41 ***	24	2	1	6.75 ***
Australia	78	2	2	4.40 **	106	2	1	5.08 ***
Spain	80	2	2	5.02 ***	20	2	1	2.60
Switzerland	104	1	1	6.84 ***	80	2	2	6.31 **
Norway	108	2	2	7.89 ***	79	1	1	6.01 **

Notes: 1. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

2. †H₀: $\theta_{1j} = \theta_{2j} = 0$ **Table 8. ESTAR Estimation Results III (pre-IT vs post-IT)**

IT targeters	pre-IT(1974:Q1)			post-IT (~2019:Q4)		
	obs	$\beta_1 + \beta_1^{*\dagger}$	R ²	obs	$\beta_1 + \beta_1^{*\dagger}$	R ²
New Zealand	64	-0.02	0.14	120	-0.08	0.08
Canada	68	-0.74	0.10	116	-0.16	0.06
United Kingdom	75	-0.21	0.12	109	-0.10 **	0.09
Sweden	84	0.01	0.36	100	-0.03	0.10
Finland	76	-0.07	0.32	24	-0.14	0.36
Australia	78	-0.45	0.14	106	-0.08	0.06
Spain	80	-0.05	0.12	20		N/A
Switzerland	104	-0.24	0.07	79	-0.28 ***	0.13
Norway	108	-0.30	0.26	76	-0.003	0.13

Notes: 1. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

2. †H₀: $\beta_1 + \beta_1^* = 0$

첫음을 확인할 수 있었다.

V.3절에서 제시한 ESTAR 모형 추정 결과를 통해, 물가안정목표제 도입 이후, PPP 성립 유무의 변화는 물가안정목표제 도입 국가들의 실질환율(q_t) 변동성의 변화와 관계가 있음을 확인할 수 있었다. II장에서 제시한 <Table 1>과

<Table 2>에서 살펴볼 수 있듯이, 물가안정목표제를 도입한 다른 국가들과 달리, 영국과 스위스는 다른 국가들에 비해, 상대적으로 낮은 실질환율(q_t) 변동성을 가짐을 확인할 수 있었고, 물가안정목표제 도입 이후, 이들의 실질환

율(q_t) 변동성은 통계적으로 유의하게 감소 되었다. 반면 캐나다와 영국의 경우, 물가안정목표제 도입 이후, 실질환율(q_t) 변동성은 오히려 증가하였다. 따라서 물가안정목표제 도입 이후, 이들에 대해서는 PPP 성립 근거를 발견하지 못한 것이라 사료된다. 비록 스페인과 스웨덴의 경우, 물가안정목표제 도입 이후, 실질환율(q_t) 변동성이 통계적으로 유의하게 감소하였지만, PPP 성립 근거를 발견하지 못하였다. 이에 대한 이유 중 하나는 이들에 대한 ESTAR 추정계수를 고려해 볼 때, 이들이 1999년 1월 유로존에 가입한 이후, 물가안정목표제를 더 이상 통화정책으로 채택하지 않았기에, 이들에 대한 분석 기간이 짧은 데서 기인 한 것이라 볼 수 있다. 하지만 이에 대해서는 추후 연구가 필요하다.

Ding & Kim (2012)과 Kim (2014)이 주장한 것처럼, 본 연구에서도 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤음을 확인할 수 있었다. 비록 물가안정목표제를 도입하지 않은 OECD 국가들에 비해, 물가안정목표제를 도입한 OECD 국가들과 미국 사이에서 PPP 성립 근거를 발견할 수 있었고, 물가안정목표제 도입 이전과 달리, 도입 이후, 물가안정목표제를 도입한 OECD 국가들과 미국 사이에서 PPP 성립 근거를 발견할 수 있었지만, 이는 일부 국가들-영국과 스위스-에 한해서였다. 즉, 물가안정목표제 도입 이후, 실질환율 변동성이 감소한 국가에 한해, PPP가 성립함을 확인할 수 있었다. 따라서 본 연구 결과를 바탕으로, 물가안정목표제가 PPP 성립에 늘 긍정적인 영향을 미칠 것이라고 주장하기는 어렵다고 사료된다.

VI. 결론

1989년 12월, 뉴질랜드가 물가안정목표제를 도입한 이후, 세계 많은 국가들이 물가안정화를 위해, 물가안정목표제를 도입하기 시작하였다. 물가안정목표제를 도입한 국가들은 물가안정목표제를 도입한 이후, 상대적으로 낮은 평균 물가상승률과 낮은 물가상승률의 변동성,

낮은 명목 및 실질환율의 변동성을 경험하였다. PPP 이론을 바탕으로, 물가안정목표제 도입 이후, 낮은 실질환율의 변동성이 미국과 물가안정목표제를 도입한 국가들 사이의 PPP 성립에 우호적일 것이라 예상할 수 있다. 따라서 본 연구는 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미치는지 여부를 살펴보기 위해, 미국을 포함한 19개 OECD 국가들을 대상으로 ESTAR 모형을 이용하여, PPP 성립 여부를 살펴보았다.

ESTAR 모형 추정 결과를 통해, 본 연구는 영국과 스위스와 같이 물가안정목표제를 도입한 일부 국가들에 대해, 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤음을 확인할 수 있었다. 또한 물가안정목표제가 PPP 성립에 미치는 영향은 물가안정목표제가 실질환율의 변동성에 미치는 영향과 밀접한 관계가 있음을 확인할 수 있었다. 비록 일부 국가들-영국과 스위스-에 한해 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤음을 발견하였지만, 이를 바탕으로, 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적이라고 주장하기에는 무리가 있다고 사료된다.

본 연구에 이어, 물가안정목표제가 PPP에 미친 영향에 관한 향후 연구과제로 아래와 같이 생각해볼 수 있다: 본 연구는 충분한 자료수를 확보하기 위해, 현재 70 여개 이상의 국가들이 물가안정목표제를 도입했음에도 불구하고, 19개 OECD 국가들 중 물가안정목표제를 도입한 9개 국가를 대상으로 물가안정목표제가 PPP 성립에 미친 영향을 살펴보았다. 이를 보완하기 위해, 향후 더 많은 국가들을 대상으로 물가안정목표제가 PPP 성립에 긍정적인 영향을 미쳤는지 살펴볼 필요가 있다.

또한, 비록 미국은 2020년 6월 물가안정목표제를 도입하였지만, 본 연구는 미국이 물가안정목표제를 도입하기 이전 시점(1974년 1분기~2019년 4분기)의 자료를 대상으로 실증분석을 하였다. 다시 말해서, 물가안정목표제를 도입하지 않은 미국을 상대로 물가안정목표제를 도입한 국가들과 도입하지 않은 국가들 각각에 대해 PPP 성립 여부를 살펴보았다. 물가안정목표제가 PPP 성립에 미친 영향을 살펴보기 위해, 물가안정목표제를 도입한 국가들 사

이, 예를 들어 영국과 캐나다의 PPP 성립 유무 그리고 물가안정목표제를 도입하지 않은 국가들, 예를 들어, 오스트리아와 벨기에의 PPP 성립 유무를 비교해보는 것도 의미가 있다고 사료된다.

마지막으로, 물가안정목표제가 이를 도입한

각 국가들의 경제에 미친 영향은 각 국가의 경제 발전의 차이, 즉 선진국과 개발도상국들에 따라 다르다. 따라서 물가안정목표제가 선진국과 개발도상국에 따라 PPP 성립에 미친 영향의 차이를 살펴보는 것도 의미가 있다고 사료된다.

References

- Abuaf, N. and P. Jorion (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run." *The Journal of Finance*, 45(1), 157-174.
- Blavy, R. and L. Juvenal (2009), Mexico's Integration into NAFTA Markets: A View from Sectoral Real Exchange Rates., Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 91(5 Part 1), 441-64. Available from <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.172.8186&rep=rep1&type=pdf>
- Coleman, A. MG (1995), Arbitrage, Storage and the Law of One Price: New Theory for the Time Series Analysis of an Old Problem, Discussion Paper, Princeton University (September).
- Ding, H. and J.B. Kim (2012), "Does Inflation Targeting Matter for PPP? An Empirical Investigation." *Applied Economics Letters*, 19(18), 1777-1780.
- Dumas, B. (1992), "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in a Spatially Separated World." *The Review of Financial Studies* 5(2), 153-180.
- Flood, R. P. & M. P. Taylor (1996), "Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?: The Microstructure of Foreign Exchange Markets", Chicago, IL: University of Chicago Press. Available from <https://www.nber.org/system/files/chapters/c11368/c11368.pdf>
- Frankel, J.A. (1986), *International Capital Mobility and Crowding-out in the US Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 33-67. Available from <https://doi.org/10.20955/r.68.33-67.ynb>
- Froot, K. A., and K. Rogoff (1995), Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates., (NBER working paper No. 4952), Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1647-1688. Available from https://www.nber.org/system/files/working_papers/w4952/w4952.pdf
- Heckscher, E. F. (1916), "Växelkursens grundval vid pappersmyntfot." *Ekonomisk Tidskrift* (1916), 309-312.
- Hyvonen, M. (2004), Inflation Convergence Across Countries, (working paper No. 2004-04), Reserve Bank of Australia, 1-24. Available from <https://www.rba.gov.au/publications/rdp/2004/pdf/rdp2004-04.pdf>
- Kim, J.B. (2014), "Inflation Targeting and Real Exchange Rates: A Bias Correction Approach.", *Economics Letters*, 125(2), 253-256.
- Lothian, J. R. (1986), "Real Dollar Exchange Rate under the Bretton-Woods and Floating Exchange-Rate Regimes." *Journal of International Money and Finance*, 5(4), 429-448.
- Levin, A. T., F. M. Natalucci, and J. M. Piger (2004), The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting., Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis 86(4), 51-80. Available from <https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/review/04/07/LevinNatalucciPiger.pdf>

- Lothian, J.R. (1990), "A Century Plus of Yen Exchange Rate Behavior." *Japan and the World Economy*, 2(1), 47-70.
- Lothian, J. R. and M. P. Taylor (1996), "Real Exchange Rate Behavior: the Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries." *Journal of Political Economy*, 104(3), 488-509.
- Lothian, J. R.(1997), "Real Exchange Rate Behavior: The Problem of Power and Sample Size", *Journal of International Money and Finance*, 16, 945-954.
- Lim, E.S., and J.B. Breuer (2019), "Free Trade Agreements and Market Integration: Evidence from South Korea.", *Journal of International Money and Finance*, 90, 241-256.
- Lim, E.S. (2022), "Does Inflation Targeting Policy Matter for Inflation Performance?." *Journal of Global Business and Trade*, 18, 59-77.
- Luukkonen, Ri., P. Saikkonen, and T. Teräsvirta (1988), "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models." *Biometrika* 75(3), 491-499.
- Michael, P. A. R. Nobay, and D. A. Peel (1997), "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates; An Empirical Investigation.", *Journal of Political Economy*, 105(4), 862-879.
- O'Connell, PGJ (1998), "Market Frictions and Real Exchange Rates.", *Journal of International Money and Finance*, 17(1), 71-95.
- Obstfeld, M. and A. M. Taylor (1997), "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited.", *Journal of the Japanese and International Economies*, 11(4), 441-479.
- Papell, D. H. (1997), "Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Current Float." *Journal of International Economics*, 43(3-4), 313-332.
- Sarno, L. and M. P. Taylor (1998), "Real Exchange Rates under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion.", *Economics Letters*, 60 (2), 131-137.
- Sarno, Lucio, M. P. Taylor, and I. Chowdhury (2004), "Nonlinear Dynamics in Deviations from the Law of One Price: a Broad-Based Empirical Study." *Journal of International Money and Finance*, 23(1), 1-25.
- Sercu, P., R. Uppal, and C. V. Hulle (1995), "The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity.", *The Journal of Finance*, 50(4), 1309-1319.
- Taylor, M. P., D. A. Peel, and L. Sarno (2001), "Nonlinear Mean-reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles.", *International Economic Review*, 42(4), 1015-1042.
- Uppal, R. (1993), "A General Equilibrium Model of International Portfolio Choice.", *The Journal of Finance*, 48(2), 529-553.
- Vega, M. and D. Winkelried (2005), "Inflation Targeting and Inflation Behavior: A Successful Story?.", *International Journal of Central Banking*, 1(3), 153-175.