

บทที่ 5

ผลการศึกษา

ในบทนี้จะครอบคลุมถึงผลการทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อโดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส ในช่วงตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2523 จนถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2552 ซึ่งแบ่งผลการศึกษาออกเป็นสองส่วนด้วยกันคือ

ส่วนที่ 1 แสดงให้เห็นถึงการศึกษเพื่อพิสูจน์ถึงความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (relative PPP) ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ซึ่งเป็นการนำเอาข้อมูลที่รวบรวมได้มาวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติโดยการทดสอบด้วยการทดสอบยูนิตรูทแบบอนุกรมเวลา (time series) โดยใช้การทดสอบของ ADF Test และการทดสอบของ PP Test เปรียบเทียบกับการทดสอบแบบพาแนล (Panel Data) โดยใช้การทดสอบด้วยวิธี LLC test, IPS test, Hadri test และวิธี Fisher-Type tests โดยใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP โดยผลจากการทดสอบจะนำเสนอข้อมูลในรูปของตารางซึ่งแยกออกเป็นผลการทดสอบยูนิตรูทแบบอนุกรมเวลาและแบบพาแนล ด้วยวิธีการทดสอบที่แตกต่างกันแล้วทำการเปรียบเทียบถึงประสิทธิภาพในการทดสอบในแต่ละกลุ่มประเทศ

ส่วนที่ 2 แสดงการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคา โดยมีการทดสอบตามแนวคิดโคอินทิเกรชัน ทั้งในแบบอนุกรมเวลา ด้วยการใช้วิธีทดสอบของ Engle – Granger cointegration และ Johansen Multivariate cointegration เปรียบเทียบกับวิธีการทดสอบแบบพาแนล โดยใช้การทดสอบด้วยวิธี Pedroni test, Kao test และวิธี Fisher test เพื่อเปรียบเทียบถึงประสิทธิภาพในการทดสอบในแต่ละกลุ่มประเทศเช่นเดียวกัน

5.1 ผลการศึกษาความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

การทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเพื่อพิสูจน์ให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (relative PPP) โดยใช้ข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภคเป็นตัวแทนของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง โดยการทดสอบแบ่งออกเป็นสองส่วนคือ การทดสอบตามแนวคิดอนุกรมเวลาและการทดสอบตามแนวคิดพาแนล

5.1.1 การทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงด้วย univariate unit root

ในการศึกษาครั้งนี้ได้ทำการทดสอบหาความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเพื่อทดสอบหาการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ โดยใช้ดัชนีราคาผู้บริโภคแทนอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงในแต่ละประเทศ โดยการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้การทดสอบของ Augmented Dickey-Fuller test (ADF test) โดยใช้ lag length จาก Schwarz Information Criterion (SIC) และการทดสอบของ Phillips-Perron test (PP test) ใช้ lag length จาก Newey – West ตามแนวคิดอนุกรมเวลา แล้วนำค่าสถิติจาก ADF test และ PP test มาเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติจาก MacKinnon critical values ที่ระดับต่างๆ หากค่าสถิติที่ได้จากการทดสอบมีค่ามากกว่าแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง แสดงให้เห็นว่าไม่สามารถแสดงให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ ซึ่งการทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงด้วย univariate unit root แสดงได้ตามตารางที่ 5.1

จากตารางที่ 5.1 แสดงให้เห็นว่าทั้งในกลุ่มประเทศ OECD และกลุ่มประเทศ ASEAN ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ ทั้งในการทดสอบด้วยวิธีการของ ADF test และ PP test ซึ่งค่าสถิติที่ได้จากการทดสอบมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติในทุกๆระดับ ในทุกๆประเทศของทั้งกลุ่มประเทศ OECD และกลุ่มประเทศ ASEAN นั่นคือข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงจากการใช้ดัชนีราคาผู้บริโภคแทนนั้นมีลักษณะ nonstationary (ข้อมูลไม่นิ่ง) แสดงให้เห็นว่าไม่สามารถแสดงให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (relative PPP) ทั้งในกลุ่มประเทศ OECD และกลุ่มประเทศอาเซียน

ตารางที่ 5.1 แสดงผลการทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงด้วย univariate unit root

Country	ADF-statistic	lag	PP-Statistic	lag
OECD				
Australia	2.3707	2	5.1367	8
Japan	0.7101	4	2.3991	9
Korea	3.3513	4	4.9833	8
Switzerland	1.6301	5	4.2785	9
United Kingdom	2.2523	6	5.5336	9
United States	3.5315	7	7.0227	8
ASEAN				
Indonesia	3.2552	1	5.6974	4
Malaysia	10.0106	0	7.0079	6
Myanmar	3.4215	1	4.9224	7
Philippines	2.4943	3	4.1326	7
Singapore	3.1505	1	4.3264	6
	1% level		-2.584	
Critical value	5% level		-1.943	
	10% level		-1.614	

ที่มา : จากการคำนวณ

5.1.2 การทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงด้วยพาแนลยูนิทรูท

จากการทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงด้วยยูนิทรูทแบบอนุกรมเวลา ซึ่งไม่สามารถแสดงให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (relative PPP) จึงได้ทำการทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงด้วยวิธีการของพาแนลยูนิทรูท ให้ผลการศึกษาตามตารางที่ 5.2

ตารางที่ 5.2 แสดงผลการทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงด้วย Panel Unit Root

Trade Partners	LLC	IPS	Fisher - PP	Fisher - ADF	Hadri
OECD					
Individual intercept	-6.3229 (0.5711)	-2.5507 (0.1554)	3.3263 (0.3018)	9.1796 (0.3998)	18.1722 (0.0000)
Individual intercept and trend	-2.5335 (0.1656)	0.4338 (0.6678)	7.2649 (0.5083)	2.3427 (0.1029)	13.5346 (0.0000)
ASEAN					
Individual intercept	-2.1138** (0.0173)	0.8773 (0.8098)	9.82974** (0.0256)	11.0479*** (0.0038)	16.8429 (0.0000)
Individual intercept and trend	-2.4798** (0.0066)	-1.7141** (0.0433)	16.9984** (0.0242)	14.6595 (0.6150)	9.1137 (0.0000)

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ค่า Probability Value แสดงในวงเล็บ

*, **, *** แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.1, 0.05 และ 0.01 ตามลำดับ

จากตารางที่ 5.2 แสดงถึงผลการทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงพาแนลยูนิทรูท ซึ่งพบว่าในกลุ่มประเทศ OECD การทดสอบทุกวิธี ได้แก่ วิธี LLC test , IPS test, Hadri test และวิธี Fisher-Type tests จาก Fisher-ADF และ Fisher-PP ทั้งในระดับ individual intercept model และ individual intercept and trend model ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ นั่นคือข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของกลุ่มประเทศ OECD มีความไม่นิ่ง (nonstationary) ในการทดสอบทุกวิธี ซึ่งแสดงให้เห็นว่า ไม่มีความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบในกลุ่มประเทศ OECD

ส่วนในกลุ่มประเทศอาเซียน พบว่าการทดสอบในบางกรณีที่พบความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ เมื่อพิจารณาในกลุ่มของ individual intercept model จะเห็นได้ว่าการทดสอบโดยใช้วิธี LLC test, Fisher-ADF test, Fisher-PP test สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักคือ ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของกลุ่มประเทศอาเซียน นั้นมีความนิ่ง (stationary) ซึ่งแสดงถึงความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ ในระดับแตกต่างกัน นั่นคือ วิธี LLC และวิธี Fisher-PP สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักในระดับนัยสำคัญที่ 0.05 ส่วนวิธีการทดสอบ Fisher-ADF นั้น สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักในระดับนัยสำคัญที่ 0.01 และการทดสอบด้วยวิธี IPS นั้น ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ในทุกระดับนัยสำคัญ

สำหรับในส่วน individual intercept and trend model ของในกลุ่มประเทศอาเซียน พบว่าการทดสอบโดยใช้วิธี LLC , IPS และ Fisher-ADF สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักคือ ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของกลุ่มประเทศอาเซียน นั้นมีความนิ่ง ซึ่งแสดงถึงความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ ในระดับนัยสำคัญเดียวกันที่ 0.05 ส่วนการทดสอบด้วยวิธี Fisher-ADF นั้น ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ในทุกระดับนัยสำคัญ รวมทั้งวิธีการทดสอบของ Hadri ในกลุ่มประเทศอาเซียนไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ในทุกระดับนัยสำคัญ ทั้งใน individual intercept model และ individual intercept and trend model

จากการทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงด้วยเพื่อหาความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ ในรูปแบบอนุกรมเวลา (univariate unit root) และแบบพาแนล (Panel unit root) นั้นพบว่าการทดสอบด้วยวิธีการแบบพาแนล นั้นสามารถแสดงให้เห็นถึงความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบได้ดีกว่าการทดสอบในรูปแบบอนุกรมเวลา ซึ่งสอดคล้องกับการวิจัยอื่นๆ ที่ได้ทำการทบทวนวรรณกรรมมาได้เสนอว่าการทดสอบแบบพาแนล สามารถแสดงให้เห็นถึงผลการศึกษาความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบที่ชัดเจนกว่า

5.2 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคา

จากส่วนแรกได้ทำการทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเพื่อหาความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ ในส่วนที่สองจะเป็นการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาเพื่อหาความเสมอภาคของอำนาจซื้อที่มีอยู่ว่าอยู่ในรูปแบบ Strong PPP หรือ Weak PPP

การทดสอบอำนาจซื้อระหว่างประเทศโดยการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคา ในการทดสอบนี้ใช้การทดสอบความสัมพันธ์ ใน 2 รูปแบบ คือตามแนวคิดแบบอนุกรมเวลา (time series) โดยใช้วิธีการทดสอบโคอินทิเกรชันของ Engle-Granger two-step method และ Johansen multivariate และการทดสอบแบบพหุแนลโคอินทิเกรชัน

5.2.1 การทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคา (cointegration test)

ในการทดสอบความสัมพันธ์โดยใช้วิธีการทดสอบโคอินทิเกรชัน ในขั้นตอนแรกต้องทำการทดสอบยูนิทรูท ในแต่ละตัวแปรเพื่อแสดงให้ทราบถึง order of integration ซึ่งตัวแปรที่ทำการทดสอบต้องมี order of Integration เท่ากับ 1 หรือ $I(1)$ สำหรับแต่ละตัวแปร ทั้งในการทดสอบ Engle-Granger cointegration test และ Johansen multivariate cointegration test

1. การทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคา ด้วยวิธีการของ Engle-Granger cointegration

เมื่อตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาได้ทำการทดสอบและพบว่า มี order of Integration เท่ากับ 1 แล้ว จึงสามารถทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวโดยใช้วิธีการทดสอบโคอินทิเกรชันของ Engle-Granger two-step method ที่พัฒนาขึ้นโดย Engle-Granger (1997) ในการทดสอบการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ โดยพิจารณาจากค่าสถิติ ADF statistic และพิจารณาค่า Adjusted $-R^2$ ซึ่งการทดสอบให้ผลการศึกษาตามตารางดังนี้

ตารางที่ 5.3 แสดงความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วน
ราคาด้วยวิธี Engle-Granger Cointegration Test ในรูปแบบ restricted model

$$\text{Restricted Model: } \ln E_t = \alpha + \beta \ln (P_t / P_t^*) + u_t$$

Country	α	β	adjusted R^2	ADF
OECD				
	-3.1257	-0.8916	0.2211	-1.5922
Australia	(0.0115)	(1.2035)		
	0.9942	1.6326	0.7977	-1.9673**
Japan	(0.0101)	(0.0328)		
	3.3899	0.2927	0.0464	-1.4305
Korea	(1.1651)	(0.0104)		
	-3.4064	2.0900	0.8256	-1.6076
Switzerland	(0.3040)	(0.2104)		
	-2.9030	0.5354	0.0043	-1.5320
United Kingdom	(0.8347)	(0.2217)		
	-3.5766	-2.7596	0.6675	-1.3395
United States	(0.6218)	(0.4335)		
ASEAN				
	5.5963	1.2699	0.9251	-1.7735**
Indonesia	(0.0394)	(0.0130)		
	-2.3423	-0.2824	0.1420	-1.9752**
Malaysia	(0.0447)	(0.6995)		
	-1.8931	0.2022	0.8602	-1.5132
Myanmar	(2.0426)	(0.8112)		
	0.2771	1.8900	0.9479	-3.6547***
Philippines	(0.0193)	(0.0401)		
	-3.2188	-1.6151	0.9472	-1.5224
Singapore	(0.0634)	(0.7725)		

ที่มา : จากการคำนวณ

- หมายเหตุ :
- * แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.1
 - ** แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05
 - *** แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

จากตารางที่ 5.3 และ 5.4 แสดงถึงการทดสอบความความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาด้วยวิธี Engle-Granger cointegration test ในรูปแบบ restricted model และ unrestricted model ตามลำดับ พบว่า ในกลุ่มประเทศ OECD ไม่พบความสัมพันธ์ในระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาในทุกระดับนัยสำคัญ ในทั้งสองรูปแบบ ยกเว้นประเทศญี่ปุ่น ซึ่งพบว่ามีความสัมพันธ์ในระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาในระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อทำการตรวจสอบเงื่อนไขความสมมาตร (symmetry) พบว่าค่า β_1 และ β_2 มีค่าเป็นบวก ซึ่งตรงกับเงื่อนไขความสมมาตร และเมื่อตรวจสอบเงื่อนไขที่สองคือความได้สัดส่วน (proportionality) พบว่าค่า β ไม่เป็นไปตามเงื่อนไขคือไม่ได้มีค่าเข้าใกล้ 1 ในทางบวก (approach positive unity) และค่า β_1 และ β_2 มีขนาดที่ไม่ตรงกับเงื่อนไขได้สัดส่วน ซึ่งสามารถสรุปได้ว่าในความสัมพันธ์ระยะยาวไม่มีความเสมอภาคของอำนาจซื้อในประเทศต่างๆในกลุ่ม OECD ยกเว้นเพียงประเทศญี่ปุ่นที่ในระยะยาวประเทศไทยและประเทศญี่ปุ่นจะมีความเสมอภาคของอำนาจซื้อในรูปแบบ Weak PPP

ในกลุ่มประเทศอาเซียนการทดสอบความความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาด้วยวิธี Engle-Granger cointegration Test ในรูปแบบ restricted model พบว่า มีประเทศอินโดนีเซีย มาเลเซีย และฟิลิปปินส์ที่พบว่ามีความสัมพันธ์ในระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาในระดับนัยสำคัญ 0.05, 0.05 และ 0.01 ตามลำดับ ซึ่งแสดงให้เห็นว่าในระยะยาวมีความเสมอภาคของอำนาจซื้อในรูปแบบ Weak PPP ในประเทศไทยกับประเทศอินโดนีเซีย ประเทศไทยกับมาเลเซีย และประเทศไทยกับฟิลิปปินส์ เนื่องจากค่า β ของมาเลเซียไม่ตรงกับเงื่อนไขความสมมาตร (symmetry) และค่า β ของทั้งสามประเทศไม่ตรงกับเงื่อนไขความได้สัดส่วน (proportionality) จึงไม่สามารถแสดงถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบ Strong ได้

ส่วนในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาด้วยวิธี Engle-Granger cointegration test ในรูปแบบ unrestricted model ของกลุ่มประเทศอาเซียน พบว่า มีเพียงประเทศพม่าเท่านั้นที่ไม่สามารถพิสูจน์ถึงการมีความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคา ซึ่งในประเทศอินโดนีเซีย มาเลเซียและสิงคโปร์ พบว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาในระดับนัยสำคัญ 0.05 ส่วนในประเทศฟิลิปปินส์พบว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาในระดับนัยสำคัญ 0.01 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าในระยะยาวมีความเสมอภาคของอำนาจซื้อในรูปแบบ Weak เท่านั้น เนื่องจากในประเทศสิงคโปร์มีค่า β_1 ไม่ตรงกับเงื่อนไขความสมมาตร (symmetry) ส่วนในประเทศอินโดนีเซีย มาเลเซีย และฟิลิปปินส์พบว่า

ค่า β_1 และ β_2 เป็นไปตามเงื่อนไขความสมมาตร (symmetry) แต่ไม่ได้เป็นไปตามเงื่อนไขความ
ได้สัดส่วน (proportionality)

ตารางที่ 5.4 แสดงถึงความความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วน
ราคาด้วยวิธี Engle-Granger cointegration ในรูปแบบ unrestricted model

$$\text{Unrestricted Model: } \ln E_t = \alpha + \beta_1 \ln(P_t) + \beta_2 \ln(P_t^*) + u_t$$

Country	α	β_1	β_2	adjusted R^2	ADF
OECD					
	-4.1760	0.1255	0.1312		
Australia	(0.0107)	(0.3281)	(0.2806)	0.3087	-1.4614
	1.0687	2.0581	-2.1256		
Japan	(0.2156)	(0.0993)	(0.0348)	0.9623	-1.9905**
	4.2868	-3.3568	3.1881		
Korea	(0.8623)	(1.0121)	(0.7811)	0.8220	-1.3638
	4.3781	1.0985	-0.5088		
Switzerland	(0.1064)	(0.0253)	(0.2231)	0.9015	-1.1046
	0.9815	-0.2794	-0.5615		
United Kingdom	(0.0311)	(0.2806)	(0.0000)	0.7354	-1.6080
	-1.6985	-0.7754	0.4183		
United States	(0.1373)	(0.0110)	(0.9968)	0.6454	-1.4155
ASEAN					
	-2.1444	1.0976	-0.3776		
Indonesia	(0.1207)	(0.0303)	(0.0164)	0.9245	-2.0176**
	-1.1260	0.3516	-0.0898		
Malaysia	(0.8116)	(0.2121)	(0.0144)	0.6096	-2.0287**
	-7.1904	1.6036	-0.3766		
Myanmar	(0.2402)	(1.7020)	(0.0261)	0.5414	-1.4103
	-7.7958	1.9095	-0.2134		
Philippines	(0.0103)	(0.0011)	(0.0091)	0.9179	-2.9338***
	2.8774	-0.8525	-0.3882		
Singapore	(0.0286)	(0.1680)	(0.0191)	0.9311	-1.9656**

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : * แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

** แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

*** แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

กล่าวได้ว่าการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาด้วยวิธี Engle-Granger cointegration test ไม่สามารถแสดงให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อในรูปแบบ Strong ได้ ซึ่งสามารถแสดงให้เห็นได้เพียงว่ามีความเสมอภาคของอำนาจซื้อในรูปแบบ Weak เท่านั้นในประเทศไทยและกลุ่มประเทศอาเซียน ซึ่งสามารถเปรียบเทียบให้เห็นได้ว่ามีความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบ Weak PPP ในกลุ่มประเทศอาเซียนมากกว่ากลุ่มประเทศ OECD

2) การทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคาด้วยวิธีการของ Johansen Multivariate cointegration

หลังจากทำการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาด้วยวิธี Engle-Granger cointegration ซึ่งแสดงให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบ Weak PPP เพียงบางส่วนเท่านั้น ในส่วนนี้จึงได้ทำการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคาด้วยวิธีการของ Johansen Multivariate cointegration ที่มีแนวคิดมาจาก Johansen (1988) และ Johansen and Juselius (1990)

โดยเริ่มจากการทดสอบตัวแปรเพื่อให้ได้ตัวแปรในการทดสอบที่มี order of cointegration เป็น 1 หลังจากนั้นจึงทำการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินกับระดับราคา โดยให้ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทย และประเทศคู่ค้าเป็นตัวแทนของระดับราคา ซึ่งให้ผลการทดสอบตามตารางที่ 5.5 สำหรับกลุ่มประเทศ OECD และตารางที่ 5.6 สำหรับกลุ่มประเทศอาเซียน

ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคาด้วยวิธีการของ Johansen Multivariate cointegration เพื่อแสดงให้เห็นรูปแบบของความเสมอภาคของอำนาจซื้อในระยะยาวในกลุ่มประเทศ OECD พบว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวในประเทศออสเตรเลีย ญี่ปุ่น และสหรัฐอเมริกา ซึ่งในประเทศออสเตรเลียและสหรัฐอเมริกาพบความสัมพันธ์ในระยะยาวที่ระดับนัยสำคัญ 0.1 จากค่า Trace statistic ในประเทศญี่ปุ่นพบความสัมพันธ์ในระยะยาวที่ระดับนัยสำคัญ 0.1 ทั้งจากค่า Trace statistic และ Maximal Eigenvalue statistic ส่วนการทดสอบในประเทศเกาหลี สวิตเซอร์แลนด์ และสหราชอาณาจักรไม่พบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคา

ตารางที่ 5.5 แสดงความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคาด้วย
วิธีการของ Johansen Multivariate cointegration (OECD)

Country	H_0	H_1	Trace	Max-Eigen	No.of Coin- tegrating vector	Cointegrating vector	
			Statistic	statistic		β_1	β_2
OECD							
Australia	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	31.7795*	18.2794	1	0.8801 (0.3902)	0.08190 (0.4018)
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	13.5002	10.1531			
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	3.3470	3.3470			
Japan	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	32.4717*	21.5562*	1	9.7913 (0.0473)	-9.3128 (0.0906)
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	16.4548	10.3404			
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	6.11429	6.1142			
Korea	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	22.9029	11.2257	0	-	-
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	11.6772	9.1713			
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	2.50590	2.5059			
Switzerland	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	28.1199	15.7529	0	-	-
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	12.3669	14.2646			
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	4.88731	3.8414			
United Kingdom	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	28.6238	12.1691	0	-	-
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	11.9155	10.4465			
United States	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	32.0949*	19.9550	1	-26.659 (1.3095)	36.8848 (2.2318)
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	12.1399	8.6374			
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	3.50245	3.5025			
			Trace Statistic		Max-Eigenstatistic		
			Critical Value0.05		Critical Value0.05		
$H_0: r=0$ $H_1: r>1$			29.7971		21.1316		
$H_0: r\leq 1$ $H_1: r>2$			15.4947		14.2646		
$H_0: r\leq 2$ $H_1: r>3$			3.8415		3.8415		

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : *, **, *** แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.1, 0.05 และ 0.01 ตามลำดับ

ตารางที่ 5.6 แสดงความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคาด้วยวิธีการของ Johansen Multivariate cointegration (ASEAN)

Country	H_0	H_1	Trace Statistic	Max- Eigen statistic	No.of Coin- tegrating vector	Cointegrating vector	
						β_1	β_2
ASEAN							
Indonesia	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	20.9596	12.7387	0	-	-
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	8.2208	6.4533			
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	1.7675	1.7676			
Malaysia	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	27.7712*	13.3791	0	1.1325 (0.0892)	0.4322 (0.5389)
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	4.3921	4.3826			
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	0.0096	0.0096			
Myanmar	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	24.8383	17.9418	0	-	-
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	6.8965	6.3694			
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	0.5270	0.5271			
Philippines	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	32.7715*	16.8400	1	1.5476 (0.0906)	-2.1911 (0.1975)
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	15.3315	13.4713			
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	2.4602	2.4602			
Singapore	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	15.1489	9.4621	0	-	-
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	5.6868	5.5475			
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	0.1392	0.1391			
			Trace Statistic		Max-Eigenstatistic		
			Critical Value0.05		Critical Value0.05		
	$H_0: r=0$	$H_1: r>1$	29.7971		21.1316		
	$H_0: r\leq 1$	$H_1: r>2$	15.4947		14.2646		
	$H_0: r\leq 2$	$H_1: r>3$	3.8415		3.8415		

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : *, **, *** แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.1, 0.05 และ 0.01 ตามลำดับ

เมื่อนำประเทศที่พบความสัมพันธ์ระยะยาวมาพิจารณาเงื่อนไขความสมมาตร (symmetry) และเงื่อนไขความได้สัดส่วน (proportionality) พบว่าในประเทศออสเตรเลียและประเทศสหรัฐอเมริกาไม่มีเงื่อนไขความสมมาตรเนื่องจากค่า β_2 ของประเทศออสเตรเลียมีค่าเป็นบวก และค่า β_1 ของประเทศสหรัฐอเมริกามีค่าเป็นลบ ส่วนในประเทศญี่ปุ่น ค่า β_1 และค่า β_2 เป็นไปตามเงื่อนไขความสมมาตร แต่ไม่เป็นไปตามเงื่อนไขความได้สัดส่วน ดังนั้นจึงไม่สามารถแสดงให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบ Strong ได้ในทุกประเทศในกลุ่ม OECD ซึ่งพบเพียงความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบ Weak เพียงบางส่วนในประเทศออสเตรเลีย ประเทศญี่ปุ่น และประเทศสหรัฐอเมริกาเท่านั้น

เมื่อพิจารณาผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคาด้วยวิธีการของ Johansen Multivariate cointegration เพื่อแสดงให้เห็นรูปแบบของความเสมอภาคของอำนาจซื้อในระยะยาวในกลุ่มประเทศอาเซียน พบว่าไม่สามารถแสดงให้เห็นถึงความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคา ในประเทศอินโดนีเซีย พม่า และสิงคโปร์ พบว่ามีเพียงความสัมพันธ์ในระยะยาวในประเทศมาเลเซีย และประเทศฟิลิปปินส์เท่านั้น

เมื่อนำประเทศที่พบความสัมพันธ์ระยะยาวมาพิจารณาเงื่อนไขความสมมาตร (symmetry) และเงื่อนไขความได้สัดส่วน (proportionality) พบว่าในประเทศมาเลเซีย ค่า β_2 ไม่เป็นไปตามเงื่อนไขความสมมาตร ส่วนในประเทศฟิลิปปินส์พบว่าค่า β_2 เป็นไปตามเงื่อนไขความสมมาตร แต่ค่า β_1 และ β_2 ไม่เป็นไปตามเงื่อนไขความได้สัดส่วน จึงสามารถกล่าวได้ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคาด้วยวิธีการของ Johansen Multivariate cointegration ในกลุ่มประเทศอาเซียน พบเพียงความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบ Weak ในประเทศมาเลเซีย และประเทศฟิลิปปินส์เท่านั้น

เมื่อเปรียบเทียบกับ การทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาด้วยวิธี Engle-Granger cointegration และวิธี Johansen Multivariate cointegration ในกลุ่มประเทศ ASEAN พบว่ามีประเทศมาเลเซีย และประเทศฟิลิปปินส์ที่มีความเป็นไปได้มากที่สุดที่จะมีความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบ Weak

5.2.2 การทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคาของ พาแนล (Panel cointegration test)

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และระดับราคาของ Panel เริ่มจากการทดสอบหา Order of cointegration เช่นเดียวกับการทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาวในรูปแบบ time series ในแต่ละตัวแปร นั่นคือ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และ

อัตราส่วนราคาจะต้องเป็น I(1) จึงสามารถนำมาทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาวในรูปแบบของ พาแนลโคอินทิเกรชันได้

เมื่อทำการทดสอบอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคาที่มี order of cointegration เป็น I(1) แล้ว จึงทำการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคาในรูปแบบพาแนลโคอินทิเกรชัน เพื่อแสดงให้เห็นถึงความเสมอภาคของอำนาจซื้อว่าอยู่รูปแบบ Strong หรือ Weak ด้วยการทดสอบตามวิธี Pedroni test, Kao test และ Fisher test ซึ่งให้ผลการทดสอบตามตารางที่ 5.7

ตารางที่ 5.7 แสดงผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาด้วยพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel cointegration)

Trade Partner	OECD	ASEAN		
Pedroni test				
Panel - v	-1.4327 (0.8082)	-2.9200 (0.7742)		
Panel - rho	-1.4527 (0.1732)	-3.4434*** (0.0013)		
Panel - PP	-1.5821 (0.2568)	-2.2976** (0.0108)		
Panel - ADF	-1.4681 (0.1710)	-2.4140*** (0.0079)		
Kao test				
ADF	-3.0769 (0.1010)	-0.2251** (0.0110)		
Fisher test				
No. of CE(s)	Trace test	Max-eigen Test	Trace Test	Max-eigen Test
None	15.23* (0.0688)	16.79* (0.0578)	9.760** (0.0318)	12.14** (0.0257)
At most 1	5.607 (0.3346)	5.607 (0.3346)	3.256 (0.1747)	3.256 (0.1747)

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : * แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.1
 ** แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05
 *** แสดงถึงการมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

จากตารางที่ 5.7 แสดงผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคาด้วยพาแนล โคอินทิเกรชัน พบว่าในกลุ่มประเทศ OECD การทดสอบด้วยวิธี Pedroni และ Kao ไม่สามารถแสดงให้เห็นถึงการศึกษาค่าความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคา นั่นคือการทดสอบด้วยวิธี Pedroni และวิธี Kao ไม่สามารถแสดงให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อทั้งรูปแบบ Strong PPP และ Weak PPP

ส่วนการทดสอบด้วยวิธี Fisher พบว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคาจากค่า Trace test และ Max-eigen test ที่ระดับนัยสำคัญ 0.1 ในทั้งสองค่าสถิติ แสดงให้เห็นว่าสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก ที่ระดับ none ว่าไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว แต่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับ at most 1 ได้ จึงกล่าวได้ว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคาอยู่หนึ่งความสัมพันธ์

เมื่อทราบว่าอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคามีความสัมพันธ์กันในระยะยาวจึงต้องทำการพิสูจน์ความเป็นเอกภาพของค่าสัมประสิทธิ์ที่เกิดขึ้น ถ้าหากค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์มีค่าเป็น 1 จะสามารถสรุปได้ว่ามีความเสมอภาคของอำนาจซื้ออยู่ในรูปแบบ Strong แต่ถ้าหากค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์มีค่าไม่เท่ากับ 1 หรือเข้าสู่ความเป็นเอกภาพจะสามารถกล่าวได้ว่าการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อจะอยู่ในรูปแบบของ Weak โดยสามารถทดสอบความเป็นเอกภาพของค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ตามแนวคิดของ Swamy (1970) ซึ่งผลการทดสอบโดยใช้วิธีการทดสอบแบบ Chi-square ซึ่งได้ค่าเท่ากับ 616 ซึ่งมากกว่าค่าวิกฤติในทุกุระดับนัยสำคัญ ดังนั้นสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์มีความเป็นเอกภาพได้ ซึ่งแสดงว่าการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้ออยู่ในรูปแบบ Weak

เมื่อพิจารณาแสดงผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคาด้วยพาแนล โคอินทิเกรชัน ในกลุ่มประเทศอาเซียนพบว่าการทดสอบด้วยวิธี Pedroni, Kao และ Fisher สามารถแสดงให้เห็นถึงการศึกษาค่าความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคา นั่นคือการทดสอบด้วยวิธี Pedroni พบว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคา จากค่าสถิติ Panel - rho และ Panel - ADF ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 และจากค่าสถิติ Panel - PP พบความสัมพันธ์ระยะยาวที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ส่วนการทดสอบด้วยวิธี Kao ในกลุ่มประเทศอาเซียน พบว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคา จากค่าสถิติ ADF ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจากการทดสอบด้วยวิธี Fisher พบว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และ

อัตราส่วนราคาจากค่า Trace test และ Max-eigen test ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่งแสดงว่าสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก ที่ระดับ None ว่าไม่มีความสัมพันธ์ระยะยาว แต่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับ at most 1 ได้ จึงกล่าวได้ว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และอัตราส่วนราคาอยู่หนึ่งความสัมพันธ์นั่นเอง

เมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราส่วนราคาจากเพื่อพิสูจน์ความเป็นเอกภาพของค่าสัมประสิทธิ์ที่เกิดขึ้น โดยใช้วิธีการทดสอบแบบ Chi-square ซึ่งได้ค่าเท่ากับ 122 ซึ่งมากกว่าค่าวิกฤติในทุกระดับนัยสำคัญดังนั้นสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์มีความเป็นเอกภาพได้ ซึ่งแสดงว่าการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้ออยู่ในรูปแบบ Weak

เมื่อพิจารณาผลการทดสอบทั้งหมดด้วยการทดสอบจากแนวคิดแบบอนุกรมเวลา (time series) และแนวคิดพาแนล (Panel data) เพื่อการพิสูจน์การมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ พบว่าการทดสอบโดยใช้แนวคิดพาแนล สามารถแสดงให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อทั้งในรูปแบบ relative และ weak ที่ชัดเจนกว่าเมื่อเปรียบเทียบกับ การทดสอบโดยใช้แนวคิดแบบอนุกรมเวลา และเมื่อพิจารณาเปรียบเทียบผลการศึกษาในสองกลุ่มประเทศพบว่าการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อทั้งในรูปแบบ relative และ weak สามารถแสดงให้เห็นอย่างชัดเจนในกลุ่มการค้าจากอาเซียน มากกว่ากลุ่มประเทศการค้า OECD ที่แสดงให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อทั้งในรูปแบบ relative และ weak เพียงเล็กน้อยเท่านั้น