

## บทที่ 5

### ผลการทดสอบเชิงประจักษ์

ในส่วนของบทนี้จะกล่าวถึงผลการทดสอบในเชิงประจักษ์ในเรื่องดังต่อไปนี้ ผลการทดสอบ Unit root ผลการทดสอบ Cointegration และการประมาณการความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาว การประมาณการความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนในระยะสั้นในรูปแบบ Error Correction Model และผลการทดสอบ Chow test

#### 5.1 ผลที่ได้จากการทดสอบ Unit root

ในการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน (S) รายได้ที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ( $y-y^*$ ) ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ ( $m-m^*$ ) อัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ ( $i-i^*$ ) อัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบ ( $\pi-\pi^*$ ) และระดับการค้าระหว่างประเทศ (open) ซึ่งจะครอบคลุมช่วงเวลา 3 ช่วง สำหรับแต่ละกลุ่มประเทศ กล่าวคือ กลุ่มประเทศในยุโรปจะครอบคลุมตั้งแต่ช่วงเดือนมกราคม 1993 ถึงเดือนธันวาคม 1998 ส่วนกลุ่มประเทศในละตินอเมริกาครอบคลุมตั้งแต่เดือนกันยายน 1995 ถึงเดือนธันวาคม 1999 และกลุ่มประเทศในเอเชียครอบคลุมตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน 1997 ถึงเดือนธันวาคม 1999 โดยตัวแปรทุกตัวอยู่ในรูป natural logarithm (ln) ยกเว้น  $i$ ,  $\pi$  และ open

วิธีการทดสอบ Unit root แบบ Augmented Dickey-Fuller (ADF) test จะเป็นการประมาณค่าตามรูปแบบสมการดังนี้

1.  $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
2.  $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
3.  $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

##### 5.1.1 กรณีกลุ่มประเทศในยุโรป

ผลที่ได้จากการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรของกลุ่มประเทศในยุโรปในตารางที่ 5.1 พบว่า อัตราแลกเปลี่ยน (s) รายได้ที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ( $y-y^*$ ) ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ ( $m-m^*$ ) และอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบ ( $\pi-\pi^*$ ) มีคุณสมบัติ Non-stationary ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ ส่วนอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ ( $i-i^*$ ) และระดับการค้าระหว่างประเทศ (open) มีคุณสมบัติ Stationary ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์

### 5.1.2 กรณีกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

ผลการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา ในตารางที่ 5.2 พบว่า อัตราแลกเปลี่ยน (s) และอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ ( $i-i^*$ ) มีคุณสมบัติ Stationary ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ ส่วนอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบ ( $\pi-\pi^*$ ) มีคุณสมบัติ Stationary ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ ในขณะที่ รายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ( $y-y^*$ ) ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ ( $m-m^*$ ) และระดับการค้าระหว่างประเทศ (open) มีคุณสมบัติ Non-stationary ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ แต่เนื่องจากตัวแปรที่จะใช้ในการทดสอบ Error Correction Model ต้องเป็นตัวแปรที่มีคุณสมบัติ Stationary และตัวแปร open เป็นตัวแปรภายนอก (exogeneous) ดังนั้น จึงจำเป็นต้องนำตัวแปร open มาหาผลต่าง 1 ครั้ง ก่อนนำไปทดสอบคุณสมบัติ Stationary อีกครั้ง ซึ่งผลการทดสอบดังแสดงในตารางที่ 5.2 พบว่า ระดับการค้าระหว่างประเทศในรูปผลต่างระดับที่หนึ่ง (first difference) หรือ  $dopen$  มีคุณสมบัติ Stationary ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์

### 5.1.3 กรณีกลุ่มประเทศในเอเชีย

ผลที่ได้จากการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรของกลุ่มประเทศในเอเชียดังตารางที่ 5.3 พบว่า อัตราแลกเปลี่ยน (s) มีคุณสมบัติ Stationary ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ เพียงตัวเดียว ขณะที่ รายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ( $y-y^*$ ) ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ ( $m-m^*$ ) อัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ ( $i-i^*$ ) อัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบ ( $\pi-\pi^*$ ) และระดับการค้าระหว่างประเทศ (open) มีคุณสมบัติ Non-stationary ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ และเนื่องจากตัวแปรที่จะใช้ในการทดสอบ Error Correction Model ต้องเป็นตัวแปรที่มีคุณสมบัติ Stationary และตัวแปร open เป็นตัวแปรภายนอก ดังนั้น จึงจำเป็นต้องนำตัวแปร open มาหาผลต่าง 1 ครั้ง ก่อนนำไปทดสอบคุณสมบัติ Stationary อีกครั้ง ซึ่งผลการทดสอบดังแสดงในตารางที่ 5.3 พบว่า ระดับการค้าระหว่างประเทศในรูปผลต่างระดับที่หนึ่ง หรือ  $dopen$  มีคุณสมบัติ Stationary ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์

ตารางที่ 5.1 ผลการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของกลุ่มประเทศในยุโรป

Model	Hypothesis	Test-statistic						Critical value	
		S (6)	y-y* (7)	m-m*(6)	i - i* (4)	$\pi - \pi^*(2)$	Open(1)	5%	1%
$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	0.19	-1.25	-0.034	-2.65	-1.97	-14.15**	-3.45	-4.04
	$\alpha_2 = 0 \text{ given } \gamma = 0$	-0.162	-0.89	-0.559	-0.94	-0.64		2.79	3.53
	$\alpha_2 = \gamma = 0$	0.0153	1.142	0.157	0.775	0.292		6.49	8.73
$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	0.192	-1.29	-0.044	-2.66	-1.89		-2.89	-3.51
	$\alpha_0 = 0 \text{ given } \gamma = 0$	0.067	-1.22	0.022	-0.81	-0.41		2.54	3.22
	$\alpha_0 = \gamma = 0$	0.0045	1.502	0.0005	0.657	0.169		4.71	6.70
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	0.199	-0.407	-0.12	-3.84**	-1.93		-1.95	-2.60

หมายเหตุ: 1. ค่าที่อยู่ในวงเล็บ คือ จำนวน lag ของตัวแปร

2. เครื่องหมาย (\*\*) คือ ตัวแปรที่มีคุณสมบัติ Stationary อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 1%



ตารางที่ 5.2 ผลการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

Model	Hypothesis	Test-statistic							Critical value	
		S (3)	y-y* (2)	m-m*(5)	i - i* (1)	$\pi - \pi^*(2)$	Open(2)	Dopen(3)	5%	1%
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	-1.598	-0.517	0.578	-4.4**	-3.502**	0.037	-8.69**	-3.45	-4.04
	$a_2 = 0$ given $\gamma = 0$	-1.331	-1.15	-1.03			1.14		2.79	3.53
	$a_2 = \gamma = 0$	5.94	0.864	0.564			0.704		6.49	8.73
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	-1.376	-0.44	0.568			0.076		-2.89	-3.51
	$a_0 = 0$ given $\gamma = 0$	-3.172	-0.63	-0.244			0.325		2.54	3.22
	$a_0 = \gamma = 0$	10.064**	0.4	0.06			0.105		4.71	6.70
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$		0.547	0.639			0.713		-1.95	-2.60

หมายเหตุ: 1. ค่าที่อยู่ในวงเล็บ คือ จำนวน lag ของตัวแปร

2. เครื่องหมาย (\*\*) คือ ตัวแปรที่มีคุณสมบัติ Stationary อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 1%

ตารางที่ 5.3 ผลการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของกลุ่มประเทศในเอเชีย

Model	Hypothesis	Test-statistic							Critical value	
		S (2)	y-y* (2)	m-m*(1)	i - i* (1)	$\pi$ - $\pi$ *(2)	Open(2)	Dopen(3)	5%	1%
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	-4.878**	-1.394	-0.216	-2.172	-1.764	-1.51	-7.781**	-3.45	-4.04
	$a_2 = 0$ given $\gamma = 0$		0.972	0.628	-2.033	-1.998	0.91		2.79	3.53
	$a_2 = \gamma = 0$		1.35	0.216	2.068	2.04	1.432		6.49	8.73
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$		-1.32	-0.214	-0.977	-0.602	-1.45		-2.89	-3.51
	$a_0 = 0$ given $\gamma = 0$		-1.325	0.198	-0.023	-0.288	1.43		2.54	3.22
	$a_0 = \gamma = 0$		1.761	0.039	0.0005	0.083	2.035		4.71	6.70
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$		0.053	-0.095	-1.607	-1.293	-0.286		-1.95	-2.60

หมายเหตุ: 1. ค่าที่อยู่ในวงเล็บ คือ จำนวน lag ของตัวแปร

2. เครื่องหมาย (\*\*) คือ ตัวแปรที่มีคุณสมบัติ Stationary อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 1%

## 5.2 ผลการทดสอบ Cointegration

การทดสอบ Cointegration ของแต่ละกลุ่มประเทศ จะทำการทดสอบแบบจำลอง Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 และ 2 และ Sticky-Price Monetary Model ดังที่ได้กล่าวแล้วในบทที่ 4

ก่อนที่จะทำการทดสอบ Cointegration นั้น จำเป็นต้องทดสอบหาจำนวน lag ที่เหมาะสมก่อน ซึ่งเราสามารถหาจำนวน lag ที่เหมาะสมได้จากฟังก์ชัน VAR ในรูป undifference data โดยเริ่มต้นจากจำนวน lag ที่มากแล้วทดสอบว่าเราสามารถที่จะทำให้จำนวน lag น้อยลงได้หรือไม่ ซึ่งวิธีดังกล่าวเป็นการทดสอบแบบ Likelihood ratio test ของ Sims โดยคำนวณได้จาก

$$LR = (T-c)(\log |\Sigma_r| - \log |\Sigma_u|)$$

โดยที่ T คือ จำนวนข้อมูล

c คือ จำนวน parameters ใน unrestricted model

$\log |\Sigma_r|$  และ  $\log |\Sigma_u|$  คือ log ของ determinant of variance/covariance matrix  $\Sigma$

ใน restricted และ unrestricted model ตามลำดับ

$H_0$ : จำนวน Lag เท่ากับจำนวน Lag ในสมการ restricted model

$H_1$ : จำนวน Lag เท่ากับจำนวน Lag ในสมการ unrestricted model

ค่า LR test statistic มีการกระจายแบบ  $\chi^2$  และมี degree of freedom เท่ากับ จำนวน coefficient ใน restricted model

### 5.2.1 กรณีกลุ่มประเทศในยุโรป

ตารางที่ 5.4 ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ใน Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 ของกลุ่มประเทศในยุโรป

จำนวน lag	ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ของตัวแปร s, (y-y*), (m-m*), (i-i*) และ open
2	0.0000000996
3	0.0000000752
4	0.00000006637

$H_0$ : จำนวน lag = 3

$H_1$ : จำนวน lag = 4

$$LR = (216-18)*(0.0000000752 - 0.00000006637) = 10.735$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,12} = 21.026$  ซึ่งมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก ดังนั้นในขั้นต่อไป ต้องทำการทดสอบว่า จำนวน lag ที่เหมาะสมน้อยกว่า 3 หรือไม่

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 2$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 3$$

$$LR = (216-14) \cdot (0.0000000996 - 0.0000000752) = 24.623$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,8} = 15.5$  ซึ่งมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นจำนวน lag ที่เหมาะสมในการทดสอบความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 เท่ากับ 3

ตารางที่ 5.5 ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ใน Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 ของกลุ่มประเทศในยุโรป

จำนวน lag	ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ของตัวแปร $s$ , $(y-y^*)$ , $(m-m^*)$ , $(\pi-\pi^*)$ และ open
2	0.000000024996
3	0.000000020840
4	0.000000017137

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 3$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 4$$

$$LR = (216-18) \cdot (0.000000020840 - 0.000000017137) = 16.838$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,12} = 21.026$  ซึ่งมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก ดังนั้นในขั้นต่อไป ต้องทำการทดสอบว่า จำนวน lag ที่เหมาะสมน้อยกว่า 3 หรือไม่

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 2$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 3$$

$$LR = (216-14) \cdot (0.000000024996 - 0.00000002084) = 15.934$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,8} = 15.5$  ซึ่งมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นจำนวน lag ที่เหมาะสมในการทดสอบความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 เท่ากับ 3

ตารางที่ 5.6 ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ใน Sticky-Price Monetary Model ของกลุ่มประเทศในยุโรป

จำนวน lag	ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ของตัวแปร $s$ , $(y-y^*)$ , $(m-m^*)$ , $(i-i^*)$ , $(\pi-\pi^*)$ และ open
2	0.000000008577
3	0.000000006289
4	0.000000004920

$H_0$ : จำนวน lag = 3

$H_1$ : จำนวน lag = 4

$$LR = (216-22) \cdot (0.000000006289 - 0.000000004920) = 20.677$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,15} = 24.9958$  ซึ่งมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก ดังนั้นในขั้นต่อไป ต้องทำการทดสอบว่า จำนวน lag ที่เหมาะสมน้อยกว่า 3 หรือไม่

$H_0$ : จำนวน lag = 2

$H_1$ : จำนวน lag = 3

$$LR = (216-17) \cdot (0.000000008577 - 0.000000006289) = 26.8175$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,10} = 18.307$  ซึ่งมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นจำนวน lag ที่เหมาะสมในการทดสอบความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรตาม Sticky-Price Monetary Model เท่ากับ 3

ในส่วนของการทดสอบจำนวน Cointegrating Vector จะใช้วิธีการทดสอบแบบ Trace test ( $\lambda_{\text{trace}}$ )

ตารางที่ 5.7, 5.8 และ 5.9 แสดงผลการทดสอบจำนวน Cointegrating Vector Trace statistic Eigenvalue รวมทั้ง Normalized Cointegrating Coefficients โดยการหารสัมประสิทธิ์ Cointegrating Vector ด้วยสัมประสิทธิ์ของ  $s$  และในส่วน Normalized Cointegrating Coefficients จะนำเสนอเฉพาะสมการที่แสดงความสัมพันธ์ และมีความหมายในเชิงเศรษฐศาสตร์เท่านั้น



ตารางที่ 5.7 ผลการทดสอบ Cointegration โดยวิธีการ Johansen Maximum Likelihood: ตัวแปรในแบบจำลอง Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 ของกลุ่มประเทศในยุโรป

Cointegration LR test based on Trace or Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Eigenvalue	Likelihood ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	0.114236	42.71815	47.21	54.46
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.070421	17.97205	29.68	35.65
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.014919	3.075235	15.41	20.04
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.0000431	0.008786	3.76	6.65

- หมายเหตุ: 1.  $r$  คือ จำนวน Cointegrating Vectors  
 2. (\*\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์  
 3. (\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

ตารางที่ 5.8 ผลการทดสอบ Cointegration โดยวิธีการ Johansen Maximum Likelihood: ตัวแปรในแบบจำลอง Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 ของกลุ่มประเทศในยุโรป

Cointegration LR test based on Trace or Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Eigenvalue	Likelihood ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	0.092796	38.72892	47.21	54.46
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.056728	18.86177	29.68	35.65
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.030970	6.515041	15.41	20.04
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.000477	0.097286	3.76	6.65

- หมายเหตุ: 1.  $r$  คือ จำนวน Cointegrating Vectors  
 2. (\*\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์  
 3. (\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

ตารางที่ 5.9 ผลการทดสอบ Cointegration โดยวิธีการ Johansen Maximum Likelihood: ตัวแปรในแบบจำลอง Sticky-Price Monetary Model ของกลุ่มประเทศในยุโรป

Cointegration LR test based on Trace or Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Eigenvalue	Likelihood ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	0.140997	66.97093**	59.46	66.52
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.089524	35.96639	39.86	45.58
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.068501	16.83364	24.31	29.75
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.010149	2.357844	12.53	16.31
$r \leq 4$	$r \geq 5$	0.001356	0.276796	3.84	6.51

  

Normalized Cointegration Coefficients: 1 Cointegrating Equation				
s	m-m*	y-y*	i - i*	$\pi - \pi^*$
1.00	-16.16075	25.45828	4.873064	-8.142380
	(8.29825)	(12.7308)	(2.32033)	(4.31442)

หรือ the estimated long-run equilibrium relationship

$$S = 16.16075(m-m^*) - 25.45828(y-y^*) - 4.873(i - i^*) + 8.142(\pi - \pi^*)$$

หมายเหตุ: 1. r คือ จำนวน Cointegrating Vectors

2. (\*\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์
3. (\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

จากการประมาณการศึกษาความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวตามวิธีการของ Johansen and Juselius และทดสอบจำนวน Cointegrating Vector ด้วย Trace test หรือ Likelihood ratio ดังในตารางที่ 5.7, 5.8 และ 5.9 พบว่า แนวคิด Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 และแบบที่ 2 ยอมรับสมมติฐานหลักที่ว่า อัตราแลกเปลี่ยนไม่มีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวกับปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับนัยสำคัญ 5 และ 1 เปอร์เซ็นต์ ในขณะที่แนวคิด Sticky-Price Monetary Model ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ซึ่งแสดงว่า อัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวกับปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับนัยสำคัญ 5 และ 1 เปอร์เซ็นต์ โดยมีจำนวน Cointegrating Vector เท่ากับ 1 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ ซึ่งความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยที่มีอิทธิพลกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนใน Sticky-Price Monetary Model มีรายละเอียดดังต่อไปนี้ ผลการประมาณความสัมพันธ์ของตัวแปรใน Sticky-Price Monetary Model ดังตารางที่ 5.9 ในระยะยาว เมื่อกำหนดให้สิ่งอื่น ๆ คงที่ อัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในยุโรป (s) จะอ่อนค่าลง 16.16% ถ้าปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ (m-m\*) เพิ่มขึ้น 1% นอกจากนี้ อัตราแลกเปลี่ยนอาจอ่อนตัวลงได้ 8.14% ถ้าระดับ

ราคาของประเทศในกลุ่มยุโรป ( $\pi - \pi^*$ ) สูงขึ้น 1% อย่างไรก็ตาม อัตราแลกเปลี่ยนจะแข็งค่าขึ้น 25.46% ถ้าระดับรายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ( $y - y^*$ ) สูงขึ้น 1% และอาจแข็งค่าขึ้น 4.87% ถ้าอัตราดอกเบี้ยของกลุ่มประเทศในยุโรปสูงขึ้น 1% ซึ่งจะเห็นได้ว่า ตัวแปรทุกตัวมีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามทฤษฎีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 10% ซึ่งผลการทดสอบความสัมพันธ์ดังกล่าวสอดคล้องกับงานของ Frankel (1984) และ Groen (1998)

### ผลการประมาณการ Error Correction Model (ECM)

จากผลการศึกษา Cointegration ของกลุ่มประเทศในยุโรป พบว่า มีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรใน Sticky-Price Monetary Model ทำให้เราสามารถกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะสั้นในลักษณะ Error Correction Model (ECM) ซึ่งผลประมาณการสมการ ECM ของ Sticky-Price Monetary Model ปรากฏในตารางที่ 5.10

ตารางที่ 5.10 ผลการประมาณการ Error Correction Model ของอัตราแลกเปลี่ยน ( $s$ ) ของกลุ่มประเทศในยุโรปตาม Sticky-Price Monetary Model

Dependent variable $\Delta s$							
ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic	ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic
ECM(-1)	-0.00035	0.00021	-1.6667	$\Delta(y - y^*)(-3)$	0.0987	0.074	1.3338
$\Delta s(-1)$	-0.1632	0.2242	-0.7279	$\Delta(i - i^*)(-1)$	-0.0006	0.0027	-0.2222
$\Delta s(-2)$	-0.1463	0.2113	-0.6924	$\Delta(i - i^*)(-2)$	0.0025	0.003	0.8333
$\Delta s(-3)$	-0.017	0.2083	-0.0816	$\Delta(i - i^*)(-3)$	-0.0011	0.0027	-0.4074
$\Delta(m - m^*)(-1)$	-0.0105	0.2103	-0.0499	$\Delta(\pi - \pi^*)(-1)$	-0.0078	0.0053	-1.4717
$\Delta(m - m^*)(-2)$	-0.0547	0.2038	-0.2684	$\Delta(\pi - \pi^*)(-2)$	-0.0014	0.0054	-0.2593
$\Delta(m - m^*)(-3)$	-0.2657	0.1959	-1.3563	$\Delta(\pi - \pi^*)(-3)$	-0.0018	0.0054	-0.3333
$\Delta(y - y^*)(-1)$	0.0855	0.0743	1.1507	OPEN	-0.00002	0.00002	-1.0000
$\Delta(y - y^*)(-2)$	0.1048	0.0828	1.2657				

หมายเหตุ: ค่า critical value ณ ระดับ 5 และ 10% มีค่าเท่ากับ 1.96 และ 1.645 ตามลำดับ

การประมาณการผลกระทบในระยะสั้น พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correcting Term (ECM (-1)) มีค่าเท่ากับ -0.00035 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 10% แสดงว่า หากมีส่วนเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวแล้ว อัตราแลกเปลี่ยนจะสามารถปรับตัวเพื่อแก้ไขข้อผิดพลาด

พลาดได้ประมาณ 0.035% ภายใน 1 เดือน เมื่อพิจารณาสัมประสิทธิ์ของระดับการค้ำระหว่างประเทศ (open) พบว่า มีค่าเท่ากับ  $-0.00002$  และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 และ 10% แสดงให้เห็นว่า ระดับการค้ำระหว่างประเทศไม่ได้ก่อให้เกิดการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างใน ECM ของ Sticky-Price Monetary Model หรืออาจกล่าวได้ว่าระดับการค้ำระหว่างประเทศไม่ได้เป็นตัวแปรสำคัญที่จะมีส่วนให้อัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวของกลุ่มประเทศในยุโรปเปลี่ยนแปลงไป

## 5.2.2 กรณีกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

ตารางที่ 5.11 ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ใน Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 ของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

จำนวน lag	ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ของตัวแปร $s$ , $(y-y^*)$ , $(m-m^*)$ , $(i-i^*)$ และ $dopen$
2	0.000003733
3	0.000002229
4	0.000002014

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 3$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 4$$

$$LR = (156-18) \cdot (0.000002229 - 0.000002014) = 6.075$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,12} = 21.026$  ซึ่งมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก ดังนั้นในขั้นต่อไป ต้องทำการทดสอบว่า จำนวน lag ที่เหมาะสมน้อยกว่า 3 หรือไม่

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 2$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 3$$

$$LR = (156-14) \cdot (0.000003733 - 0.000002229) = 31.792$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,8} = 15.5$  ซึ่งมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นจำนวน lag ที่เหมาะสมในการทดสอบความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 เท่ากับ 3

ตารางที่ 5.12 ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ใน Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 ของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

จำนวน lag	ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ของตัวแปร $s$ , $(y-y^*)$ , $(m-m^*)$ , $(\pi-\pi^*)$ และ $dopen$
2	0.0000000611
3	0.0000000346
4	0.0000000224
5	0.0000000164

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 4$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 5$$

$$LR = (156-22) \cdot (0.0000000224 - 0.0000000164) = 18.277$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,16} = 26.2962$  ซึ่งมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก ดังนั้นในขั้นต่อไป ต้องทำการทดสอบว่า จำนวน lag ที่เหมาะสมน้อยกว่า 4 หรือไม่

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 3$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 4$$

$$LR = (156-18) \cdot (0.0000000346 - 0.0000000224) = 26.015$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,12} = 21.026$  ซึ่งมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นจำนวน lag ที่เหมาะสมในการทดสอบความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 เท่ากับ 4

ตารางที่ 5.13 ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ใน Sticky-Price Monetary Model ของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

จำนวน lag	ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ของตัวแปร $s$ , $(y-y^*)$ , $(m-m^*)$ , $(i-i^*)$ , $(\pi-\pi^*)$ และ $dopen$
2	0.000001737
3	0.000000916
4	0.000000564
5	0.000000374

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 4$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 5$$

$$LR = (156-27) \cdot (0.000000564 - 0.000000374) = 23.083$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,20} = 31.4104$  ซึ่งมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก ดังนั้นในขั้นต่อไป ต้องทำการทดสอบว่า จำนวน lag ที่เหมาะสมน้อยกว่า 4 หรือไม่

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 3$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 4$$

$$LR = (156-22) \cdot (0.000000916 - 0.000000564) = 28.227$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,15} = 24.9958$  ซึ่งมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นจำนวน lag ที่เหมาะสมในการทดสอบความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรตาม Sticky-Price Monetary Model เท่ากับ 4

ตารางที่ 5.14, 5.15 และ 5.16 แสดงผลการทดสอบจำนวน Cointegrating Vector Trace statistic Eigenvalue รวมทั้ง Normalized Cointegrating Coefficients โดยการหารสัมประสิทธิ์ Cointegrating Vector ด้วยสัมประสิทธิ์ของ s และในส่วน Normalized Cointegrating Coefficients จะนำเสนอเฉพาะสมการที่แสดงความสัมพันธ์ และมีความหมายในเชิงเศรษฐศาสตร์เท่านั้น

ตารางที่ 5.14 ผลการทดสอบ Cointegration โดยวิธีการ Johansen Maximum Likelihood: ตัวแปรในแบบจำลอง Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 ของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

Cointegration LR test based on Trace or Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Eigenvalue	Likelihood ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	0.187189	46.25297	47.21	54.46
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.072191	16.40802	29.68	35.65
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.029401	5.618255	15.41	20.04
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.009132	1.321000	3.76	6.65

หมายเหตุ: 1. r คือ จำนวน Cointegrating Vectors

2. (\*\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์

3. (\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

ตารางที่ 5.15 ผลการทดสอบ Cointegration โดยวิธีการ Johansen Maximum Likelihood: ตัวแปรในแบบจำลอง Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 ของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

Cointegration LR test based on Trace or Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Eigenvalue	Likelihood ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	0.309081	73.14741**	47.21	54.46
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.081399	21.01510	29.68	35.65
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.058687	9.043682	15.41	20.04
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.003654	0.516116	3.76	6.65

  

Normalized Cointegration Coefficients: 1 Cointegrating Equation				
s	m-m*	y-y*	$\pi-\pi^*$	C
1.00	-0.852853 (1.11095)	1.299982 (1.71009)	0.228023 (0.07657)	5.328279

หรือ the estimated long-run equilibrium relationship

$$S = 0.852853(m-m^*) - 1.299982(y-y^*) - 0.228023(\pi-\pi^*) - 5.328279$$

หมายเหตุ: 1. r คือ จำนวน Cointegrating Vectors

2. (\*\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์
3. (\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

ตารางที่ 5.16 ผลการทดสอบ Cointegration โดยวิธีการ Johansen Maximum Likelihood: ตัวแปรในแบบจำลอง Sticky-Price Monetary Model ของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

Cointegration LR test based on Trace or Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Eigenvalue	Likelihood ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	0.327217	100.2837**	68.52	76.07
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.162884	44.40078	74.21	54.46
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.082290	19.33199	29.68	35.65
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.044848	7.223787	15.41	20.04
$r \leq 4$	$r \geq 5$	0.005334	0.754042	3.76	6.65

  

Normalized Cointegration Coefficients: 1 Cointegrating Equation					
s	m-m*	y-y*	i - i*	$\pi - \pi^*$	C
1.00	-0.62677 (1.16279)	0.699966 (1.74401)	0.041743 (0.03821)	0.242490 (0.09143)	1.708592

หรือ the estimated long-run equilibrium relationship

$$S = 0.62677(m-m^*) - 0.699966(y-y^*) - 0.041743(i - i^*) - 0.242490(\pi - \pi^*) - 1.708592$$

หมายเหตุ: 1. r คือ จำนวน Cointegrating Vectors

2. (\*\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์
3. (\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

จากการประมาณการศึกษความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวตามวิธีการของ Johansen and Juselius และทดสอบจำนวน Cointegrating Vector ด้วย Trace test หรือ Likelihood ratio ดังในตารางที่ 5.14, 5.15 และ 5.16 พบว่า แนวคิด Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 ยอมรับสมมติฐานหลักที่ว่า อัตราแลกเปลี่ยนไม่มีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวกับปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับนัยสำคัญ 5 และ 1 เปอร์เซ็นต์ ในขณะที่ แนวคิด Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 และแนวคิด Sticky-Price Monetary Model ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ซึ่งแสดงว่า อัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวกับปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับนัยสำคัญ 5 และ 1 เปอร์เซ็นต์ โดยทั้ง แนวคิด Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 และแนวคิด Sticky-Price Monetary Model ต่างมีจำนวน Cointegrating Vector เท่ากับ 1 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ ซึ่งความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยที่มีอิทธิพลกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนใน Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 และ Sticky-Price Monetary Model มีรายละเอียดดังต่อไปนี้ ผลการประมาณความสัมพันธ์ของตัวแปรใน Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 ดังตารางที่ 5.15 พบว่า ใน



ระยะยาว ถ้ากำหนดให้สิ่งอื่น ๆ คงที่ อัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกาจะอ่อนค่าลงประมาณ 0.85% ถ้าปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบเพิ่มขึ้น 1% และจะแข็งค่าขึ้น 1.3% ถ้าระดับรายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบสูงขึ้น 1% ซึ่งสอดคล้องกับผลการศึกษาของ Bilson (1978) และ Macdonald and Taylor (1992) ที่พบว่าอัตราแลกเปลี่ยนแปรผันตรงกับปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ แต่จะแปรผกผันกับรายได้ที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ นอกจากนี้ อัตราแลกเปลี่ยนจะแข็งค่าขึ้น 0.23% ถ้าอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบเพิ่มขึ้น 1% ซึ่งจะสังเกตได้ว่า ตัวแปรทุกตัวมีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี อย่างไรก็ตาม มีเพียงอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบเพียงตัวเดียวที่มีเครื่องหมายไม่ถูกต้องตามทฤษฎีอย่างมีนัยสำคัญ ณ ระดับ 5 และ 10%

ส่วนผลการศึกษาคovariance ของอัตราแลกเปลี่ยนใน Sticky-Price Monetary Model ดังตารางที่ 5.16 พบว่า อัตราแลกเปลี่ยนจะอ่อนค่าลง 0.63% ถ้าปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบเพิ่มขึ้น 1% สอดคล้องกับงานของ Frankel (1984) Chinn (1997 และ 1998) และ Groen (1998) นอกจากนี้ อัตราแลกเปลี่ยนจะแข็งค่าขึ้น 0.7% ถ้าระดับรายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบสูงขึ้น 1% และอัตราแลกเปลี่ยนยังอาจแข็งค่าขึ้น 0.04% ถ้าอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบเพิ่มขึ้น 1% ซึ่งสอดคล้องกับผลการศึกษาของ Frankel (1984) Nitinant (1995) Chinn (1997 และ 1998) และ Groen (1998) อย่างไรก็ตามอัตราแลกเปลี่ยนอาจแข็งค่าขึ้น 0.24% ถ้าอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบสูงขึ้น 1% โดยขัดแย้งกับงานของ Frankel (1984) Chinn (1997 และ 1998) และ Groen (1998) ซึ่งพบว่าอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนสูงขึ้น นอกจากนี้ จะสังเกตได้ว่า เครื่องหมายของตัวแปรทุกตัวถูกต้องตามทฤษฎี ยกเว้นอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบที่มีเครื่องหมายไม่ตรงตามทฤษฎีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 และ 10%

#### ผลการประมาณการ Error Correction Model (ECM)

จากผลการศึกษา Cointegration ของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา พบว่า มีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรตามแนวคิด Flexible-Price Monetary Model และ Sticky-Price Monetary Model ทำให้เราสามารถกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะสั้นในลักษณะ Error Correction Model (ECM) ซึ่งผลการประมาณการสมการ ECM ของความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนตามแนวคิดทั้งสอง โดยแสดงในตารางที่ 5.17 และ 5.18 ตามลำดับ

ตารางที่ 5.17 ผลการประมาณการ Error Correction Model ของอัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศใน  
ละตินอเมริกาตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2

Dependent variable $\Delta s$							
ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic	ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic
ECM(-1)	0.0026	0.0021	1.2381	$\Delta(y-y^*)(-1)$	0.0579	0.0356	1.6264
$\Delta s(-1)$	0.6921	0.1414	4.8946	$\Delta(y-y^*)(-2)$	0.0042	0.0409	0.1027
$\Delta s(-2)$	-0.4064	0.1500	-2.7093	$\Delta(y-y^*)(-3)$	0.1083	0.041	2.6415
$\Delta s(-3)$	0.1383	0.1420	0.9739	$\Delta(y-y^*)(-4)$	-0.0107	0.0330	-0.3242
$\Delta s(-4)$	-0.2183	0.1254	-1.7408	$\Delta(\pi-\pi^*)(-1)$	0.0039	0.0039	1.0000
$\Delta(m-m^*)(-1)$	-0.158	0.0936	-1.6880	$\Delta(\pi-\pi^*)(-2)$	-0.0015	0.0039	-0.3846
$\Delta(m-m^*)(-2)$	-0.1236	0.0922	-1.3406	$\Delta(\pi-\pi^*)(-3)$	-0.0031	0.0038	-0.8158
$\Delta(m-m^*)(-3)$	-0.0032	0.0943	-0.0339	$\Delta(\pi-\pi^*)(-4)$	0.0032	0.0031	1.0323
$\Delta(m-m^*)(-4)$	0.2056	0.0917	2.2421	c	-0.0059	0.0042	-1.4048
				$\Delta open$	-0.0008	0.0006	-1.3333

หมายเหตุ:  $R^2 = 0.42$       adjusted  $R^2 = 0.33$

ค่า critical value ณ ระดับ 5 และ 10% มีค่าเท่ากับ 1.96 และ 1.645 ตามลำดับ

ตารางที่ 5.18 ผลการประมาณการ Error Correction Model ของอัตราแลกเปลี่ยน ของกลุ่มประเทศใน  
ละตินอเมริกาตาม Sticky-Price Monetary Model

Dependent variable $\Delta s$							
ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic	ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic
ECM(-1)	0.0029	0.0017	1.7059	$\Delta(y-y^*)(-4)$	-0.0088	0.0324	-0.2716
$\Delta s(-1)$	0.6689	0.1402	4.7710	$\Delta(i - i^*)(-1)$	0.00055	0.0004	1.3750
$\Delta s(-2)$	-0.3600	0.148	-2.4324	$\Delta(i - i^*)(-2)$	-0.0005	0.0004	-1.2500
$\Delta s(-3)$	0.1778	0.1398	1.2718	$\Delta(i - i^*)(-3)$	-0.00004	0.00004	-1.0000
$\Delta s(-4)$	-0.2269	0.1222	-1.8568	$\Delta(i - i^*)(-4)$	-0.0010	0.0004	-2.5000
$\Delta(m-m^*)(-1)$	-0.0992	0.0967	-1.0259	$\Delta(\pi-\pi^*)(-1)$	0.005	0.0039	1.2821
$\Delta(m-m^*)(-2)$	-0.179	0.0967	-1.8511	$\Delta(\pi-\pi^*)(-2)$	-0.0004	-0.0038	0.1053
$\Delta(m-m^*)(-3)$	-0.0212	0.0958	-0.2213	$\Delta(\pi-\pi^*)(-3)$	-0.0040	0.0037	-1.0811
$\Delta(m-m^*)(-4)$	0.1496	0.0937	1.5966	$\Delta(\pi-\pi^*)(-4)$	0.0041	0.0030	1.3667
$\Delta(y-y^*)(-1)$	0.0563	0.0346	1.6272	c	-0.0047	0.0041	-1.1463
$\Delta(y-y^*)(-2)$	0.0099	0.0397	0.2494	$\Delta_{open}$	-0.001	0.0006	-1.6667
$\Delta(y-y^*)(-3)$	0.0161	0.034	0.4735				

หมายเหตุ:  $R^2 = 0.47$  adjusted  $R^2 = 0.37$

ค่า critical value ณ ระดับ 5 และ 10% มีค่าเท่ากับ 1.96 และ 1.645 ตามลำดับ

จากการประมาณการผลกระทบในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 พบว่า หากมีการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวแล้ว อัตราแลกเปลี่ยนจะไม่มีการปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวอีกครั้ง ทั้งนี้เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์ของ ECM term มีค่าเท่ากับ 0.003 และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 และ 10% และหากพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศ ( $\Delta_{open}$ ) พบว่ามีค่าเท่ากับ -0.001 และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 และ 10% แสดงว่า อัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศไม่ได้ก่อให้เกิดการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างใน ECM ของ Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2

ส่วนการประมาณการผลกระทบในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model พบว่า หากมีการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวแล้ว อัตราแลกเปลี่ยนจะไม่มีการปรับตัวเพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวอีกครั้ง เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์ของ ECM term มีค่าเท่ากับ 0.003 และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 และ 10% และเมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศ พบว่ามีค่าเท่ากับ -0.001 และไม่มีนัยสำคัญ

ทางสถิติ ณ ระดับ 5% แสดงว่าอัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศไม่มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างใน ECM ของ Sticky-Price Monetary Model

จากผลการศึกษาข้างต้น อาจกล่าวโดยสรุปได้ว่า หากมีสถานะ Disequilibrium เกิดขึ้น ECM term ของอัตราแลกเปลี่ยนทั้งใน Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 และ Sticky-Price Monetary Model จะไม่ตอบสนองต่อสถานะ Disequilibrium นอกจากนี้ยังพบว่า อัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศ ไม่ได้เป็นตัวแปรสำคัญที่ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกาเปลี่ยนแปลงไป

นอกจากนี้ จากผลการทดสอบทั้งหมดของกลุ่มประเทศละตินอเมริกา หากทำการพิจารณาว่า แบบจำลองที่แสดงความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับตัวแปรทางการเงินใดเป็นแบบจำลองที่แท้จริง หรือมีความเหมาะสมที่สุดสำหรับกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา อาจพิจารณาได้จากค่า adjusted  $R^2$  ( $\bar{R}^2$ ) ที่ได้จากการประมาณ ECM ซึ่งจะพบว่า แบบจำลองตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 มีค่า  $\bar{R}^2 = 0.33$  ในขณะที่ แบบจำลองตาม Sticky-Price Monetary Model มีค่า  $\bar{R}^2 = 0.37$  แสดงว่า แบบจำลองตาม Sticky-Price Monetary Model เป็นแบบจำลองที่แท้จริง หรือเหมาะสมที่สุดในการอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวกับปัจจัยทางการเงินในกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

### 5.2.3 กรณีกลุ่มประเทศในเอเชีย

ตารางที่ 5.19 ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ใน Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 ของกลุ่มประเทศในเอเชีย

จำนวน lag	ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ของตัวแปร $s, (y-y^*), (m-m^*), (i-i^*)$ และ $dopen$
2	0.000000017200
3	0.000000002733
4	0.000000000724

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 3$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 4$$

$$LR = (52-18) \cdot (0.000000002733 - 0.000000000724) = 19.6122$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,12} = 21.026$  ซึ่งมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก ดังนั้นในขั้นต่อไป ต้องทำการทดสอบว่า จำนวน lag ที่เหมาะสมน้อยกว่า 3 หรือไม่

$H_0$ : จำนวน lag = 2

$H_1$ : จำนวน lag = 3

$$LR = (52-14) \cdot (0.0000000172 - 0.000000002733) = 30.3603$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,8} = 15.5$  ซึ่งมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นจำนวน lag ที่เหมาะสมในการทดสอบความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 เท่ากับ 3

ตารางที่ 5.20 ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ใน Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 ของกลุ่มประเทศในเอเชีย

จำนวน lag	ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ของตัวแปร $s$ , $(y-y^*)$ , $(m-m^*)$ , $(\pi-\pi^*)$ และ $dopen$
2	0.000000003471
3	0.000000000551
4	0.000000000203

$H_0$ : จำนวน lag = 3

$H_1$ : จำนวน lag = 4

$$LR = (52-18) \cdot (0.000000000551 - 0.000000000203) = 14.7228$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,12} = 21.0261$  ซึ่งมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก ดังนั้นในขั้นต่อไป ต้องทำการทดสอบว่า จำนวน lag ที่เหมาะสมน้อยกว่า 3 หรือไม่

$H_0$ : จำนวน lag = 2

$H_1$ : จำนวน lag = 3

$$LR = (52-14) \cdot (0.0000000034741 - 0.000000000551) = 30.3844$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,8} = 15.5$  ซึ่งมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นจำนวน lag ที่เหมาะสมในการทดสอบความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 เท่ากับ 3

ตารางที่ 5.21 ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ใน Sticky-Price Monetary Model ของกลุ่มประเทศในเอเชีย

จำนวน lag	ค่า log ของ determinant of variance/covariance matrix of residual ของตัวแปร $s$ , $(y-y^*)$ , $(m-m^*)$ , $(i-i^*)$ , $(\pi-\pi^*)$ และ $dopen$
2	0.000000004505
3	0.00000000348
4	0.00000000051
5	0.000000000641

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 4$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 5$$

$$LR = (52-27) \cdot (0.00000000051 - 0.000000000641) = 22.5391$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,20} = 31.4104$  ซึ่งมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก ดังนั้นในขั้นต่อไป ต้องทำการทดสอบว่า จำนวน lag ที่เหมาะสมน้อยกว่า 4 หรือไม่

$$H_0: \text{จำนวน lag} = 3$$

$$H_1: \text{จำนวน lag} = 4$$

$$LR = (52-22) \cdot (0.00000000348 - 0.00000000051) = 25.0186$$

แต่เนื่องจาก  $\chi^2_{0.05,15} = 24.9958$  ซึ่งมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นจำนวน lag ที่เหมาะสมในการทดสอบความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพ ระยะยาวระหว่างตัวแปรตาม Sticky-Price Monetary Model เท่ากับ 4

ตารางที่ 5.22, 5.23 และ 5.24 แสดงผลการทดสอบจำนวน Cointegrating Vector Trace statistic Eigenvalue รวมทั้ง Normalized Cointegrating Coefficients โดยการหารสัมประสิทธิ์ Cointegrating Vector ด้วยสัมประสิทธิ์ของ  $s$  และในส่วน Normalized Cointegrating Coefficients จะนำเสนอเฉพาะสมการที่แสดงความสัมพันธ์ และมีความหมายในเชิงเศรษฐศาสตร์ เท่านั้น

ตารางที่ 5.22 ผลการทดสอบ Cointegration โดยวิธีการ Johansen Maximum Likelihood: ตัวแปรในแบบจำลอง Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 ของกลุ่มประเทศในเอเชีย

Cointegration LR test based on Trace or Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Eigenvalue	Likelihood ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	0.490547	61.81737**	47.21	54.46
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.335553	32.14301*	29.68	35.65
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.220233	14.15580	15.41	20.04
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.070364	3.210335	3.76	6.65

  

Normalized Cointegration Coefficients: 1 Cointegrating Equation				
s	m-m*	y-y*	i - i*	C
1.00	-4.311771 (46.7399)	14.85867 (160.912)	0.553352 (6.04423)	43.19149

หรือ the estimated long-run equilibrium relationship

$$S = 4.311771(m-m^*) - 14.85867(y-y^*) - 0.553352(i - i^*) - 43.19149$$

หมายเหตุ: 1.  $r$  คือ จำนวน Cointegrating Vectors

2. (\*\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์
3. (\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

ตารางที่ 5.23 ผลการทดสอบ Cointegration โดยวิธีการ Johansen Maximum Likelihood: ตัวแปรในแบบจำลอง Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 ของกลุ่มประเทศในเอเชีย

Cointegration LR test based on Trace or Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Eigenvalue	Likelihood ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	0.588377	60.62340**	47.21	54.46
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.260227	21.56694	29.68	35.65
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.149699	8.304806	15.41	20.04
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.026230	1.169534	3.76	6.65

  

Normalized Cointegration Coefficients: 1 Cointegrating Equation				
s	m-m*	y-y*	$\pi-\pi^*$	C
1.00	-0.089694	0.265486	0.001025	-2.836953
	(0.03729)	(0.10394)	(0.00182)	

หรือ the estimated long-run equilibrium relationship

$$S = 0.089694(m-m^*) - 0.265486(y-y^*) - 0.001025(\pi-\pi^*) + 2.836953$$

หมายเหตุ: 1. r คือ จำนวน Cointegrating Vectors

2. (\*\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์

3. (\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์



ตารางที่ 5.24 ผลการทดสอบ Cointegration โดยวิธีการ Johansen Maximum Likelihood: ตัวแปรในแบบจำลอง Sticky-Price Monetary Model ของกลุ่มประเทศในเอเชีย

Cointegration LR test based on Trace or Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Eigenvalue	Likelihood ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	0.694969	107.0048**	68.52	76.07
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.543702	57.13780**	74.21	54.46
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.352302	24.18421	29.68	35.65
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.128078	5.942317	15.41	20.04
$r \leq 4$	$r \geq 5$	0.004419	0.185992	3.76	6.65

  

Normalized Cointegration Coefficients: 1 Cointegrating Equation					
s	m-m*	y-y*	i - i*	$\pi - \pi^*$	C
1.00	-0.080099 (0.02808)	0.284917 (0.08723)	-0.004788 (0.00222)	0.008109 (0.00280)	-2.708444

หรือ the estimated long-run equilibrium relationship

$$S = 0.0880099(m-m^*) - 0.284917(y-y^*) + 0.004788(i - i^*) - 0.008109(\pi - \pi^*) + 2.708444$$

หมายเหตุ: 1. r คือ จำนวน Cointegrating Vectors

2. (\*\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์
3. (\*) หมายถึง ปฏิเสธ Null Hypothesis ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

จากการประมาณการศึกษาค้นคว้าความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวตามวิธีการของ Johansen and Juselius และทดสอบจำนวน Cointegrating Vector ด้วย Trace test หรือ Likelihood ratio ดังในตารางที่ 5.22, 5.23 และ 5.24 พบว่า แนวคิด Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 และแบบที่ 2 และแนวคิด Sticky-Price Monetary Model ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า อัตราแลกเปลี่ยนไม่มีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวกับปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งแสดงว่า อัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวกับปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ โดยที่ แนวคิด Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 มีจำนวน Cointegrating Vector เท่ากับ 2 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ แนวคิด Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 มีจำนวน Cointegrating Vector เท่ากับ 1 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ ส่วนแนวคิด Sticky-Price Monetary Model มีจำนวน Cointegrating Vector เท่ากับ 2 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ ซึ่งความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยที่มีอิทธิพลกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนใน Flexible-Price Monetary Model ทั้งแบบที่ 1 และ 2 และ Sticky-Price Monetary Model มีรายละเอียดดังต่อไปนี้ ผลการประมาณความ

สัมพันธ์ของตัวแปรใน Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 ดังตารางที่ 5.22 พบว่า ในระยะยาว ถ้ากำหนดให้สิ่งต่าง ๆ คงที่ อัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในเอเชียจะอ่อนค่าลง 4.31% ถ้าปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบกับสหรัฐฯ เพิ่มขึ้น 1% แต่จะแข็งค่าขึ้น 14.86% ถ้าระดับรายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบเพิ่มขึ้น 1% ซึ่งสอดคล้องกับงานของ Bilson (1978) และ Macdonald and Taylor (1978) ที่พบว่า ปริมาณเงินที่เพิ่มขึ้นโดยเปรียบเทียบจะมีผลให้อัตราแลกเปลี่ยนสูงขึ้น ขณะที่รายได้ที่แท้จริงสูงขึ้นจะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนลดลง นอกจากนี้ อัตราแลกเปลี่ยนยังอาจแข็งค่าขึ้น 0.55% ถ้าอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบสูงขึ้น 1% โดยขัดแย้งกับผลการศึกษาของ Bilson (1978) ซึ่งจะสังเกตได้ว่า เครื่องหมายของอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบเพียงตัวเดียวที่ไม่ถูกต้องตามทฤษฎี Flexible-Price Monetary Model แต่อย่างไรก็ตาม ก็ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 และ 10%

ส่วนผลการศึกษาความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยทางการเงินตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 ดังตารางที่ 5.23 พบว่า ในระยะยาว อัตราแลกเปลี่ยนจะอ่อนค่าลง 0.09% ถ้าปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบเพิ่มขึ้น 1% แต่อัตราแลกเปลี่ยนจะแข็งค่าขึ้น 0.27% เมื่อระดับรายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบสูงขึ้น 1% โดยผลการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ และรายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบ สอดคล้องกับงานของ Bilson (1978) และ Macdonald and Taylor (1978) นอกจากนี้อัตราแลกเปลี่ยนอาจแข็งค่าขึ้น 0.001% ถ้าอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบสูงขึ้น 1% ทั้งนี้จะสังเกตได้ว่า มีอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบเพียงตัวเดียวที่มีเครื่องหมายไม่ถูกต้องตามทฤษฎี และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 และ 10%

ผลการศึกษาความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยทางการเงินตาม Sticky-Price Monetary Model ดังตารางที่ 5.24 พบว่า อัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในเอเชียจะอ่อนค่าลง 0.08% ถ้าปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบเพิ่มขึ้น 1% เช่นเดียวกับอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบที่เพิ่มขึ้น 1% จะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนอ่อนค่าลง 0.005% แต่อัตราแลกเปลี่ยนจะแข็งค่าขึ้น 0.28% ถ้าระดับรายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบเพิ่มขึ้น 1% และอาจแข็งค่าขึ้น 0.008% ถ้าอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบสูงขึ้น 1% โดยจะสังเกตได้ว่า เครื่องหมายของอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ และอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบ ไม่ถูกต้องตามทฤษฎี Sticky-Price Monetary Model อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 % อย่างไรก็ดีตาม ผลการศึกษาของตัวแปรปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบและรายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบดังกล่าวสอดคล้องกับงานของ Frankel (1984) Chinn (1997 และ 1998) และ Groen (1998) ทั้งนี้ผลของปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบขัดแย้งกับผลการศึกษาของ Nitinant (1995) ที่พบว่า ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบไม่มีผลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน ส่วนผลของอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบและอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบขัดแย้งกับงานของ Frankel (1984) Nitinant (1995) Chinn (1997 และ 1998) และ Groen (1998) ที่พบว่า อัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ

เทียบที่เพิ่มขึ้นจะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนแข็งค่าขึ้น ขณะที่อัตราเงินเฟ้อที่เพิ่มขึ้นจะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนอ่อนค่าลง

### ผลการประมาณการ Error Correction Model (ECM)

จากผลการศึกษา Cointegration ของกลุ่มประเทศในเอเชีย พบว่า มีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรตามแนวคิด Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 และ 2 และ Sticky-Price Monetary Model ทำให้เราสามารถกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะสั้นในลักษณะ Error Correction Model (ECM) ซึ่งผลการประมาณการสมการ ECM ของความสัมพันธ์ตามแนวคิดทั้งสาม แสดงในตารางที่ 5.25 5.26 และ 5.27 ตามลำดับ

ตารางที่ 5.25 ผลการประมาณการ Error Correction Model ของอัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในเอเชียตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1

Dependent variable $\Delta s$							
ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic	ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic
ECM(-1)	-0.0033	0.0021	-1.5714	$\Delta(y-y^*)(-1)$	-0.0101	0.0474	-0.2131
$\Delta s(-1)$	0.8969	0.2286	3.9234	$\Delta(y-y^*)(-2)$	-0.0574	0.0339	-1.6932
$\Delta s(-2)$	-0.1673	0.274	-0.6106	$\Delta(y-y^*)(-3)$	0.0083	0.0292	0.2842
$\Delta s(-3)$	-0.2313	0.2239	-1.0331	$\Delta(i - i^*)(-1)$	-0.0007	0.0024	-0.2917
$\Delta(m-m^*)(-1)$	0.6184	0.2875	2.1510	$\Delta(i - i^*)(-2)$	0.0051	0.0021	2.4286
$\Delta(m-m^*)(-2)$	0.0024	0.2869	0.0084	$\Delta(i - i^*)(-3)$	-0.0001	0.0026	-0.0385
$\Delta(m-m^*)(-3)$	-0.0729	0.2608	-0.2795	C	0.0002	0.0038	0.0526
				$\Delta_{open}$	-0.0049	0.0241	-0.2033

หมายเหตุ:  $R^2 = 0.70$       adjusted  $R^2 = 0.56$

ค่า critical value ณ ระดับ 5 และ 10% มีค่าเท่ากับ 2.007 และ 1.676 ตามลำดับ

ตารางที่ 5.26 ผลการประมาณการ Error Correction Model ของอัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในเอเชียตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2

Dependent variable $\Delta s$							
ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic	ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic
ECM(-1)	-0.4725	0.0924	-5.1136	$\Delta(y-y^*)(-1)$	0.0965	0.0414	2.3309
$\Delta s(-1)$	0.9449	0.1874	5.0422	$\Delta(y-y^*)(-2)$	0.0354	0.0334	1.0599
$\Delta s(-2)$	0.5250	0.2250	2.3333	$\Delta(y-y^*)(-3)$	0.0301	0.0230	1.3087
$\Delta s(-3)$	0.2869	0.2122	1.3520	$\Delta(\pi-\pi^*)(-1)$	0.0038	0.0042	0.9048
$\Delta(m-m^*)(-1)$	0.7067	0.1981	3.5674	$\Delta(\pi-\pi^*)(-2)$	0.0105	0.005	2.1000
$\Delta(m-m^*)(-2)$	0.52996	0.2235	2.3712	$\Delta(\pi-\pi^*)(-3)$	0.0059	0.0046	1.2826
$\Delta(m-m^*)(-3)$	0.3705	0.2218	1.6704	C	0.0025	0.0031	0.8065
				$\Delta_{open}$	-0.0168	0.0185	-0.9081

หมายเหตุ:  $R^2 = 0.80$  adjusted  $R^2 = 0.70$

ค่า critical value ณ ระดับ 5 และ 10% มีค่าเท่ากับ 2.007 และ 1.676 ตามลำดับ

ตารางที่ 5.27 ผลการประมาณการ Error Correction Model ของอัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในเอเชียตาม Sticky-Price Monetary Model

Dependent variable $\Delta s$							
ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic	ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	Std.error	t-statistic
ECM(-1)	-0.6542	0.12497	-5.2349	$\Delta(y-y^*)(-4)$	-0.0092	0.0218	-0.4220
$\Delta s(-1)$	0.7992	0.21299	3.7523	$\Delta(i-i^*)(-1)$	-0.0036	0.0023	-1.5652
$\Delta s(-2)$	0.8575	0.2597	3.3019	$\Delta(i-i^*)(-2)$	-0.0022	0.0019	-1.1579
$\Delta s(-3)$	0.7488	0.2722	2.7509	$\Delta(i-i^*)(-3)$	-0.0023	0.0019	-1.2105
$\Delta s(-4)$	0.0688	0.2152	0.3197	$\Delta(i-i^*)(-4)$	0.0039	0.0016	2.4375
$\Delta(m-m^*)(-1)$	0.6783	0.2032	3.3381	$\Delta(\pi-\pi^*)(-1)$	0.0078	0.0038	2.0526
$\Delta(m-m^*)(-2)$	0.9305	0.2487	3.7415	$\Delta(\pi-\pi^*)(-2)$	0.0109	0.0047	2.3191
$\Delta(m-m^*)(-3)$	0.7812	0.2802	2.7880	$\Delta(\pi-\pi^*)(-3)$	0.0096	0.0051	1.8824
$\Delta(m-m^*)(-4)$	0.2347	0.2386	0.9837	$\Delta(\pi-\pi^*)(-4)$	0.0037	0.0043	0.8605
$\Delta(y-y^*)(-1)$	0.1490	0.0491	3.0346	C	0.00398	0.0028	1.4214
$\Delta(y-y^*)(-2)$	0.0877	0.0544	1.6121	$\Delta_{open}$	-0.0160	0.0165	-0.9697
$\Delta(y-y^*)(-3)$	0.0435	0.0335	1.2985				

หมายเหตุ:  $R^2 = 0.89$  adjusted  $R^2 = 0.76$

ค่า critical value ณ ระดับ 5 และ 10% มีค่าเท่ากับ 2.007 และ 1.676 ตามลำดับ

จากการประมาณการผลกระทบในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 พบว่า หากมีส่วนเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวแล้ว อัตราแลกเปลี่ยนจะปรับตัวเพื่อแก้ไขข้อผิดพลาดได้ประมาณ 0.33% ของส่วนที่เบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพทั้งหมดภายใน 1 เดือน และเมื่อพิจารณาสัมประสิทธิ์ของอัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศ ( $\Delta$ open) พบว่ามีค่าเท่ากับ 0.005 และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 และ 10% แสดงให้เห็นว่า อัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศไม่ได้ก่อให้เกิดการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างใน ECM ของ Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1

ส่วนการประมาณการผลกระทบในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในเอเชียตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 พบว่า ถ้าหากมีส่วนเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวแล้ว อัตราแลกเปลี่ยนจะสามารถปรับตัวเพื่อแก้ไขข้อผิดพลาดได้ประมาณ 47% ของส่วนที่เบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพทั้งหมดภายใน 1 เดือน เมื่อพิจารณาสัมประสิทธิ์ของอัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศพบว่า มีค่าเท่ากับ 0.017 และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 และ 10% แสดงว่า อัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศไม่ได้ก่อให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของโครงสร้างใน ECM ของ Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2

ส่วนการประมาณการผลกระทบในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model พบว่า หากมีการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาว อัตราแลกเปลี่ยนจะปรับตัวเพื่อแก้ไขข้อผิดพลาดได้ประมาณ 65% ภายใน 1 เดือน และเมื่อพิจารณาอัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศ พบว่ามีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.016 และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่า อัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศไม่ได้มีผลให้เกิดการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างใน ECM ของ Sticky-Price Monetary Model

กล่าวโดยสรุปจากผลการศึกษาดังกล่าวข้างต้นได้ว่า หากมีสภาวะ Disequilibrium เกิดขึ้น ECM term ของอัตราแลกเปลี่ยนในทั้ง 3 แนวคิด จะตอบสนองต่อสภาวะ Disequilibrium โดยที่ อัตราแลกเปลี่ยนตามแนวคิด Sticky-Price Monetary Model จะมีการปรับตัวเร็วที่สุด ในขณะที่ อัตราแลกเปลี่ยนตาม Flexible-Price Monetary แบบที่ 1 มีการปรับตัวช้าที่สุด นอกจากนี้แล้ว ยังพบด้วยว่า อัตราการเจริญเติบโตของระดับการค้าระหว่างประเทศ ไม่ได้เป็นตัวแปรสำคัญที่ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวของกลุ่มประเทศในเอเชียเปลี่ยนแปลงไป

ในส่วนของการพิจารณาว่า ความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนตามแบบจำลองใดเป็นแบบจำลองที่แท้จริงสำหรับกลุ่มประเทศในเอเชียนั้น สามารถแยกการพิจารณาได้เป็น 2 ส่วน คือ ส่วนแรก เป็นการพิจารณาถึงแบบจำลองที่แท้จริงระหว่างแบบจำลองตาม Flexible-Price Monetary แบบที่ 1 และแบบที่ 2 ซึ่งสามารถใช้ J-Test ในการทดสอบ ส่วนที่

สอง เป็นการพิจารณาถึงแบบจำลองที่แท้จริงระหว่างแบบจำลองที่ได้จากการทดสอบส่วนแรก กับแบบจำลองตาม Sticky-Price Monetary Model โดยมีรายละเอียดต่างๆ ดังนี้

ส่วนของการทดสอบ J-Test เพื่อใช้ในการเลือกแบบจำลองที่แท้จริงที่ใช้อธิบายความสัมพันธ์อัตราแลกเปลี่ยนกับตัวแปรทางการเงินระหว่างแบบจำลองตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 และแบบที่ 2 โดยทำการประมาณแบบจำลองทั้งสองด้วยวิธี OLS จะได้

$$\ln s_1 = 3.52813 + 0.00025(m - m^*) - 0.02389(y - y^*) + 0.006914(i - i^*) \quad (1)$$

$$t\text{-stat} \quad (28.7758) \quad (0.0124) \quad (-0.6914) \quad (3.7023)$$

$$R^2 = 0.73 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 2.18$$

$$\ln s_2 = 3.52274 - 0.00061(m - m^*) - 0.02592(y - y^*) + 0.00542(\pi - \pi^*) \quad (2)$$

$$t\text{-stat} \quad (23.4893) \quad (-0.0912) \quad (-0.7001) \quad (1.4882)$$

$$R^2 = 0.68 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 2.12$$

จากสมการ (2) สามารถพยากรณ์  $\ln s_2$  เป็น  $\hat{\ln s}_2$  ซึ่งจะใส่กลับเข้าไปในสมการ (1) ในฐานะตัวแปรอิสระตัวหนึ่ง แล้วทำการประมาณสมการ (1) ใหม่ได้เป็นสมการ (3)

$$\ln s_1 = 5.35551 - 0.0068(m - m^*) - 0.03771(y - y^*) + 0.00852(i - i^*) - 0.52494 \hat{\ln s}_2 \quad (3)$$

$$t\text{-stat} \quad (1.9769) \quad (-0.2914) \quad (-0.9194) \quad (2.86699) \quad (-0.6738)$$

$$R^2 = 0.73 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 2.19$$

จากสมการ (3) เมื่อทดสอบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ  $\hat{\ln s}_2$  แตกต่างจากศูนย์หรือไม่ ผลปรากฏว่า ยอมรับสมมติฐานที่ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ  $\hat{\ln s}_2$  แตกต่างจากศูนย์ อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5% เนื่องจากค่า  $t\text{-stat} = -0.6738$  ซึ่งน้อยกว่าค่า  $t_{0.05,45} = 2.016$  แสดงว่า ผลของตัวแปรที่ไม่อยู่ในสมการ (1) ( $\hat{\ln s}_2$ ) ไม่สามารถอธิบายแบบจำลองในสมการ (1) ได้ นั่นหมายความว่าแบบจำลอง Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 ตามสมการ (1) เป็นแบบจำลองที่แท้จริง

อย่างไรก็ตามเพื่อยืนยันผลการทดสอบข้างต้น เราต้องทำการนำ  $\hat{\ln s}_1$  ที่ได้จากสมการ (1) ใส่กลับเข้าไปในสมการ (2) แล้วทำการประมาณใหม่ ได้เป็นสมการ (4)

$$\ln s_2 = -0.83916 - 0.00574(m - m^*) + 0.00532(y - y^*) - 0.00285(\pi - \pi^*) + 1.23166 \ln s_1 \quad (4)$$

t-stat (-0.5439) (-0.2556) (0.1462) (-0.6738) (2.86698)

$R^2 = 0.73$  Durbin-Watson stat = 2.19

จากสมการ (4) เมื่อทดสอบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของ  $\ln s_1$  แตกต่างจากศูนย์หรือไม่ พบว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5% เนื่องจากค่า t-stat = 2.87 ซึ่งมากกว่าค่า  $t_{0.05,45} = 2.016$  แสดงว่า ผลของตัวแปรที่ไม่อยู่ในสมการ (2) หรือ  $\ln s_1$  สามารถอธิบายแบบจำลองในสมการ (2) ได้ นั่นหมายความว่า แบบจำลอง Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 ตามสมการ (2) ไม่ใช่แบบจำลองที่แท้จริง แต่แบบจำลอง Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 เป็นแบบจำลองที่แท้จริง

ผลการทดลองข้างต้น เราสามารถกล่าวได้ว่า แบบจำลองตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 เป็นแบบจำลองที่แท้จริง เมื่อเปรียบเทียบกับแบบจำลองตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 อย่างไรก็ตาม เราต้องทำการทดสอบต่อไปว่า ระหว่างแบบจำลองตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 และแบบจำลอง Sticky-Price Monetary Model แบบจำลองใดเป็นแบบจำลองที่แท้จริงที่สุด ทั้งนี้เนื่องจากทั้งสองแบบจำลองแตกต่างกันตรงที่มีตัวแปร  $(\pi - \pi^*)$  ในแบบจำลองตาม Sticky-Price Monetary Model ในขณะที่ แบบจำลองตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 ไม่มีตัวแปรดังกล่าว ดังนั้น ในการพิจารณาว่า แบบจำลองมีความเหมาะสมเป็นแบบจำลองที่แท้จริง อาจพิจารณาได้จากค่า adjusted  $R^2$  ( $\bar{R}^2$ ) ที่แสดง goodness of fit ของทั้งสองแบบจำลอง โดยทั้งนี้จะพบว่า จากการทดสอบ Error Correction Model แบบจำลอง Sticky-Price Monetary Model มีค่า  $\bar{R}^2 = 0.76$  ในขณะที่ แบบจำลองตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 มีค่า  $\bar{R}^2 = 0.56$  นั่นหมายความว่า แบบจำลองตาม Sticky-Price Monetary Model เป็นแบบจำลองที่แท้จริง เนื่องจากในแบบจำลองตาม Sticky-Price Monetary Model มี goodness of fit มากกว่า แบบจำลองตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1

จากผลการทดสอบทั้งหมดของทั้งกลุ่มประเทศในยุโรป กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชีย แบบจำลองที่แสดงความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวกับปัจจัยทางการเงินที่มีความเหมาะสมที่สุดของทั้งสามกลุ่มประเทศ คือ แบบจำลองตาม Sticky-Price Monetary Model

### 5.3 ผลการทดสอบ Chow test

จากผลที่ได้จากการทดสอบ Cointegration พบว่า กลุ่มประเทศในยุโรป กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชีย ต่างมีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนกับตัวแปรทางการเงิน โดยที่ความสัมพันธ์ตาม Sticky-Price Monetary Model เป็นแนวคิดที่สามารถอธิบายรูปแบบความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนในระยะยาวได้เหมาะสมที่สุด ดังนั้น ในส่วนนี้ เราจะทำการทดสอบ Chow test เพื่อดูว่ารูปแบบโครงสร้างความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยที่มีอิทธิพลกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model ของทั้งสามกลุ่มประเทศมีความแตกต่างกันหรือไม่ โดยผลการทดสอบแสดงดังตารางที่ 5.28

ตารางที่ 5.28 ผลการทดสอบ Chow test กรณี Sticky-Price Monetary Model ระหว่างกลุ่มประเทศในยุโรป กลุ่มประเทศในละตินอเมริกาและกลุ่มประเทศในเอเชีย

Chow Breakpoint Test:			
F-statistic	185.4131	Probability	0
Log likelihood ratio	792.35	Probability	0

ผลการทดสอบรูปแบบโครงสร้างความสัมพันธ์ของตัวแปรต่าง ๆ ตาม Sticky-Price Monetary Model ระหว่างกลุ่มประเทศในยุโรป กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชีย ดังแสดงในตารางที่ 5.28 ปรากฏว่า ค่า F ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ 185.41 โดยมีค่ามากกว่าค่า F ที่เปิดได้จากตาราง ณ degree of freedom (6, 417) ซึ่งมีค่าเท่ากับ 3.683 แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ทั้งสามกลุ่มประเทศมีรูปแบบโครงสร้างตาม Sticky-Price Monetary Model เหมือนกัน ซึ่งหมายความว่า กลุ่มประเทศในยุโรป กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชีย มีรูปแบบโครงสร้างของอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5%

แม้เราจะทราบแล้วว่า รูปแบบโครงสร้างอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวของกลุ่มประเทศในยุโรป กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชีย ตาม Sticky-Price Monetary Model จะมีรูปแบบโครงสร้างที่แตกต่างกันออกไป และเพื่อเป็นการยืนยันผลการทดสอบดังกล่าวอีกครั้ง จึงได้ทำการทดสอบ Chow test ทีละ 2 ประเทศ โดยทดสอบกรณีกลุ่มประเทศในยุโรปและกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา กรณีกลุ่มประเทศในยุโรปและกลุ่มประเทศในเอเชีย และกรณีกลุ่มประเทศในละตินอเมริกาและกลุ่มประเทศในเอเชีย โดยผลการทดสอบแสดงดังตารางที่ 5.29 5.30 และ 5.31 ตามลำดับ



ตารางที่ 5.29 ผลการทดสอบ Chow test กรณี Sticky-Price Monetary Model ระหว่างกลุ่มประเทศในยุโรป และกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา

Chow BreakpointTest:			
F-statistic	327.2567	Probability	0
Log likelihood ratio	693.6845	Probability	0

ตารางที่ 5.30 ผลการทดสอบ Chow test กรณี Sticky-Price Monetary Model ระหว่างกลุ่มประเทศในยุโรป และกลุ่มประเทศในเอเชีย

Chow BreakpointTest:			
F-statistic	129.6854	Probability	0
Log likelihood ratio	374.1605	Probability	0

ตารางที่ 5.31 ผลการทดสอบ Chow test กรณี Sticky-Price Monetary Model ระหว่างกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชีย

Chow BreakpointTest:			
F-statistic	50.64807	Probability	0
Log likelihood ratio	194.7442	Probability	0

ผลการทดสอบ Chow test เพื่อดูว่ารูปแบบโครงสร้างของอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model ระหว่างกลุ่มประเทศในยุโรปและกลุ่มประเทศในละตินอเมริกาดังตารางที่ 5.29 พบว่า ค่า F-stat ที่ได้จากการทดสอบมีค่าเท่ากับ 327.26 โดยมีค่ามากกว่าค่าที่เปิดได้จากตาราง ณ degree of freedom (6, 365) ซึ่งมีค่าเท่ากับ 3.684 แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าทั้งสองกลุ่มประเทศมีรูปแบบโครงสร้างอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model ที่เหมือนกัน หรืออาจกล่าวได้ว่า กลุ่มประเทศในยุโรป และกลุ่มประเทศในละตินอเมริกามีรูปแบบโครงสร้างอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5%

ส่วนผลการทดสอบรูปแบบโครงสร้างของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างกลุ่มประเทศในยุโรปและกลุ่มประเทศในเอเชียดังตารางที่ 5.30 พบว่า ค่า F-stat ที่ได้จากการทดสอบมีค่าเท่ากับ 129.69 ซึ่งมีค่ามากกว่าค่าที่เปิดได้จากตาราง ณ degree of freedom (6, 260) ซึ่งมีค่าเท่ากับ 3.688 แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่ากลุ่มประเทศในยุโรปและกลุ่มประเทศในเอเชียมีรูปแบบโครงสร้างของอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model ที่เหมือนกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5%

ส่วนกรณีการทดสอบรูปแบบโครงสร้างของอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model ระหว่างกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชีย ดังตารางที่ 5.31 ปรากฏผลการทดสอบดังนี้ ค่า F-stat ที่ได้จากการทดสอบมีค่าเท่ากับ 50.65 โดยมีค่ามากกว่าค่าที่เปิดได้จากตาราง ณ degree of freedom (6, 200) ซึ่งมีค่าเท่ากับ 3.69 แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชียมีรูปแบบโครงสร้างตาม Sticky-Price Monetary Model ที่เหมือนกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5%

จากผลการทดสอบ Chow test ทั้ง 3 กรณี ประกอบกับผลการทดสอบ Chow test ในเบื้องต้น เราสามารถสรุปได้ว่า กลุ่มประเทศในยุโรป กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชียมีรูปแบบโครงสร้างอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model ที่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5% ทั้งนี้เนื่องจาก หากเราพิจารณาโครงสร้างแสดงความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model ของแต่ละกลุ่มประเทศดังแสดงในตารางที่ 5.32 จะเห็นได้ว่า ปัจจัยต่าง ๆ ไม่ว่าจะเป็นปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ ( $m-m^*$ ) ราคายาได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ( $y-y^*$ ) อัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ ( $i-i^*$ ) และ อัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบ ( $\pi-\pi^*$ ) ต่างมีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนของแต่ละกลุ่มประเทศแตกต่างกันออกไป โดยมีสาเหตุมาจากระดับการพัฒนาประเทศแตกต่างกัน โดยกลุ่มประเทศในยุโรปเป็นกลุ่มประเทศที่พัฒนาแล้ว ขณะที่กลุ่มประเทศในละตินอเมริกาและกลุ่มประเทศในเอเชียเป็นกลุ่มประเทศกำลังพัฒนา นอกจากนี้สถานการณ์ทางเศรษฐกิจของแต่ละกลุ่มประเทศได้เผชิญ อาทิ วิกฤตเศรษฐกิจต่าง ๆ รวมถึงปรากฏการณ์ธรรมชาติ ซึ่งอาจมีส่วนทำให้โครงสร้างความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวแตกต่างกัน

ตารางที่ 5.32 ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวตาม Sticky-Price Monetary Model ของกลุ่มประเทศในยุโรป กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชีย

Dependent variable (s)				
ตัวแปร	เครื่องหมายตามทฤษฎี	กลุ่มประเทศในยุโรป	กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา	กลุ่มประเทศในเอเชีย
$(m - m^*)$	+	16.16075*	0.62670	0.08010**
$(y - y^*)$	-	-25.45828**	-0.69997	-0.28492**
$(i - i^*)$	-	-4.87306**	-0.04174	0.00479**
$(\pi - \pi^*)$	+	8.14238*	-0.24249*	-0.00811**
c			1.70859	-2.70844

หมายเหตุ: 1. \*\* หมายถึง ความมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 5 และ 10%

2. \* หมายถึง ความมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 10%

จากที่กล่าวมาแล้วข้างต้น จะเห็นได้ว่า เราสามารถหารูปแบบโครงสร้างความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวตามแนวคิดทางการเงินได้ทั้งในกลุ่มประเทศในยุโรป กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชีย นอกจากนี้ยังพบว่า ตัวแปรทางการเงินบางตัว อาทิ ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบของกลุ่มประเทศในเอเชีย สามารถอธิบายความสัมพันธ์กับอัตราแลกเปลี่ยนได้ถูกต้องตามทฤษฎีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งขัดแย้งกับผลการศึกษาของงานวิจัยในอดีตเช่น Nitinant(1995) ที่พบว่าปริมาณเงิน ซึ่งเป็นตัวแปรสำคัญตามแนวคิดทางการเงินกลับไม่มีผลกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนของไทย ทั้งนี้เนื่องจากการศึกษานี้ได้นำข้อมูลประเภท Panel Data มาประยุกต์ใช้ ซึ่งมีส่วนช่วยให้การหารูปแบบความสัมพันธ์ของปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวมีความถูกต้องแม่นยำมากขึ้น ซึ่งสอดคล้องกับความเห็นของ Frankel (1984) และ Groen (1998) อีกทั้งได้สนับสนุนความเห็นของ Oh (1996) ที่ว่าการเพิ่มข้อมูลประเภทภาคตัดขวาง (Cross Section) โดยในที่นี้คือ จำนวนประเทศที่ใช้ในการศึกษา มีส่วนช่วยเพิ่มพลังของการทดสอบความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) ได้ดียิ่งขึ้น

#### 5.4 สรุป

จากผลการทดสอบทั้งหมดข้างต้น สามารถสรุปได้ว่า กลุ่มประเทศในยุโรปมีตัวแปรอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบและระดับการค้าระหว่างประเทศมีคุณสมบัติ Stationary ส่วนตัวแปรอื่น ๆ มีคุณสมบัติ Non-stationary ส่วนกลุ่มประเทศในละตินอเมริกาพบว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ และอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบมีคุณสมบัติ Stationary ในขณะที่ตัวแปรอื่น ๆ มีคุณสมบัติ Non-stationary ขณะที่กลุ่มประเทศในเอเชียพบว่า มีอัตราแลกเปลี่ยนเพียงตัวเดียวที่มีคุณสมบัติ Stationary ส่วนตัวแปรที่เหลือมีคุณสมบัติ Non-stationary

จากการทดสอบ Stationary ของตัวแปรต่าง ๆ ซึ่งพบว่ามีทั้งตัวแปรที่มีคุณสมบัติ Stationary และ Non-stationary ทำให้การหาความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยการใช้วิธี Cointegration จะช่วยขจัดปัญหาความสัมพันธ์ไม่แท้จริงได้ โดยผลการทดสอบ Cointegration ของทั้งสามกลุ่มประเทศพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในยุโรปมีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวกับตัวแปรต่าง ๆ ตาม Sticky-Price Monetary Model เท่านั้น ในขณะที่ความสัมพันธ์ตาม Flexible-Price Monetary Model ทั้งแบบที่ 1 และ 2 กลับไม่พบว่ามีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาว (no cointegration) ส่วนอัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกาพบว่า มีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวกับตัวแปรต่าง ๆ ตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 และ Sticky-Price Monetary Model โดยที่แบบจำลองที่แสดงความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยกำหนดต่าง ๆ ตาม Sticky-Price Monetary Model เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมที่

สุดของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกา เนื่องจากผลการศึกษาโดยใช้ J-Test แสดงให้เห็นว่า ตัวแปรทางการเงินตาม Sticky-Price Monetary Model มีความสัมพันธ์กับอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกามากกว่าความสัมพันธ์ตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 2 ส่วนกลุ่มประเทศในเอเชีย พบว่า อัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวกับปัจจัยที่กำหนดทั้งตาม Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 และ 2 และ Sticky-Price Monetary Model อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษาเปรียบเทียบแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองแสดงความสัมพันธ์ตาม Sticky-Price Monetary Model เป็นแบบจำลองที่มีความเหมาะสมที่สุดสำหรับกลุ่มประเทศในเอเชีย เนื่องจากตัวแปรทางการเงินตาม Sticky-Price Monetary Model มีความสัมพันธ์กับอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวของกลุ่มประเทศในเอเชียมากที่สุด โดยมีค่า  $R^2$  มากที่สุด

ส่วนรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะสั้นที่ได้จากการทดสอบ Error Correction Model นั้น ผลปรากฏว่า หากมีการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวแล้ว อัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในยุโรปจะทำการปรับตัวเพื่อให้กลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวได้ประมาณ 0.035% ภายใน 1 เดือน ส่วนอัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในละตินอเมริกกลับพบว่าอัตราแลกเปลี่ยนมิใช่ตัวแปรตามที่จะปรับตัวหากเกิดการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวขึ้นไม่ว่าจะเป็นความสัมพันธ์ในระยะสั้นที่ประมาณได้จากแบบจำลองใด ในขณะที่ หากเกิดสภาวะ Disequilibrium ขึ้น อัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศในเอเชีย จะมีการปรับตัวเพื่อแก้ไขข้อผิดพลาดที่เกิดขึ้นได้ประมาณ 0.33% 47% และ 65% ภายใน 1 เดือน โดยเรียงตามผลกระทบในระยะสั้นที่ประมาณได้จาก Flexible-Price Monetary Model แบบที่ 1 และ 2 และ Sticky-Price Monetary Model ตามลำดับ ซึ่งจะเห็นได้ว่า อัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model จะมีการปรับตัวเพื่อตอบสนองต่อภาวะ Disequilibrium ได้เร็วที่สุด ส่วนตัวแปรระดับการค้าระหว่างประเทศ ผลการทดสอบพบว่า ระดับการค้าระหว่างประเทศของทั้งสามกลุ่มประเทศไม่มีผลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนของกลุ่มประเทศนั้น ๆ

ดังนั้น เราจึงสามารถกล่าวได้ว่า ความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยที่กำหนดตาม Sticky-Price Monetary Model เป็นความสัมพันธ์ที่มีความเหมาะสมที่สุดของทั้งสามกลุ่มประเทศ และเมื่อทำการทดสอบรูปแบบโครงสร้างของทั้งสามกลุ่มประเทศตามวิธี Chow test ผลปรากฏว่า ทั้งสามกลุ่มประเทศมีรูปแบบโครงสร้างของอัตราแลกเปลี่ยนตาม Sticky-Price Monetary Model แตกต่างกันออกไป

โดยสรุปแล้ว แนวคิดทางการเงินสามารถนำมาใช้ในการหาตัวแปรที่มีอิทธิพลกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวได้ในกลุ่มประเทศในยุโรป กลุ่มประเทศในละตินอเมริกา และกลุ่มประเทศในเอเชีย ในขณะที่ ระดับการค้าระหว่างประเทศไม่มีส่วนเกี่ยวข้องในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัว นอกจากนี้ Sticky-Price Monetary Model ยังเป็นแบบจำลองที่แสดงความสัมพันธ์

ของอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวในระยะยาวได้เหมาะสมที่สุดสำหรับทุกกลุ่มประเทศ โดยสามารถเรียงลำดับจากตัวแปรที่มีอิทธิพลมากไปอย่างน้อย ได้แก่ รายได้แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ปริมาณเงิน โดยเปรียบเทียบ อัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบ และ อัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ ตามลำดับ อย่างไรก็ตาม รูปแบบโครงสร้างความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนของแต่ละกลุ่มประเทศตามแบบจำลองดังกล่าวก็ยังคงมีความแตกต่างกันออกไป ส่วนรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นนั้น หากเกิดการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวแล้ว อัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวของกลุ่มประเทศในยุโรป และกลุ่มประเทศในเอเชียจะทำการปรับตัวเพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพ ซึ่งแสดงให้เห็นว่าอัตราแลกเปลี่ยนในสองกลุ่มประเทศนี้มีแนวโน้มที่จะปรับตามตัวแปรอื่น ๆ ที่อยู่ในแบบจำลอง