บทที่ 4
ผลการศึกษา

การวิจัยขนาดการรวมตลาดการเงินของประไทย สามารถแบ่งผลการศึกษาออกเป็น 2 ส่วน

ส่วนที่ 1 ผลการทดสอบข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลองกำหนดอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทย โดยการทดสอบ Unit Root และผลการทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของ Unit Root ในตัวแปรอัตราผลตอบแทนต่างประเทศ ตามวิธีของ Perron (1989)

ส่วนที่ 2 ผลการทดสอบการรวมตลาดการเงินของประไทย โดยการประมาณค่าแบบจำลองกำหนดอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด และเทคนิค Cointegration and Error Correction Model ตามวิธีของ Engle and Granger (1987) และวิธีของ Johansen and Juselius (1990) ซึ่งสามารถแสดงผลการศึกษาได้ดังต่อไปนี้

4.1 ผลการทดสอบข้อมูล

ทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี Dickey-Fuller Test (DF) และ Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) ซึ่งเป็นการทดสอบตัวแปรจากสมการที่มีรูปแบบทั้งแนวโน้มเวลาและค่าคงที่ สมการที่มีรูปแบบของค่าคงที่ และสมการที่ไม่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ซึ่งมีผลการศึกษาดังนี้

ตาราง 4.1 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรที่ใช้ทำการวิจัย

	I(0) (At Levels)			
Variable	With trend and with intercept	With intercept and no trend	No intercept and no trend	Lagged Dif.
i_t	-3.019278	-2.828194***	-1.722572***	0
$(i_t^* + e_t^0)$	-1.113439	-0.682014	-1.461831	0
$\log y_t$	-0.965278	1.794149	3.335011*	1
$\log m_{t-1}$	-3.032986	-1.093070	2.312272***	0
π	-4.526558*	-4.497021*	-3.064898*	0
i_{t-1}	-3.014912	-2.780589***	-1.612984	0

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.1 (ต่อ) ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรที่ใช้ทำการวิจัย

	I(1) (1st difference)			
Variable	With trend and with intercept	With intercept and no trend	No intercept and no trend	Lagged Dif.
i_t	-16.84752*	-16.89050*	-16.90761*	0
$(i_t^* + e_t^0)$	-12.92578*	-12.95066*	-12.85470*	0
$\log y_t$	-20.05014*	-19.92077*	-19.13831*	0
$\log m_{t-1}$	-15.59582*	-15.61872*	-15.21273*	0
π	-17.56166*	-17.58386*	-17.62429*	0
i_{t-1}	-16.63811*	-16.67912*	-16.70542*	0

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่น 99%

: ** มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่น 95%

: *** มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่น 90%

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลการทดสอบข้อมูลที่ I(0) พบว่าตัวแปร i_t มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับความเชื่อมั่น 10% ในรูปแบบของสมการที่มีค่าคงที่ กับสมการที่ไม่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา และตัวแปร $(i_t^* + e_t^0)$ มีค่า t-test น้อยกว่าค่าวิกฤตของ MacKinnon ที่ระดับความเชื่อมั่น 10% ในสมการทั้งสามรูปแบบ แสดงว่าตัวแปรอัตราผลตอบแทนต่างประเทศมีลักษณะไม่นิ่ง ที่ I(0) สำหรับตัวแปร $\log y_t$ เมื่อทำการแก้ไขปัญหา serial correlation โดยการใส่ Lagged Dif. แล้ว พบว่าตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมีลักษณะนิ่ง ที่ระดับความเชื่อมั่น 1% ในรูปแบบสมการที่ไม่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา และตัวแปร $\log m_{t-1}$ มีค่าสถิติทดสอบมากกว่าค่าวิกฤตของ MacKinnon ที่ระดับความเชื่อมั่น 10% ในรูปแบบสมการที่ไม่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ส่วนตัวแปร π มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับความเชื่อมั่น 1% ในสมการทั้งสามรูปแบบ และตัวแปร i_{t-1} มีค่าสถิติทดสอบมากกว่าค่าวิกฤตของ MacKinnon ที่ระดับความเชื่อมั่น 10% ในรูปแบบสมการที่มีค่าคงที่ สำหรับผลการทดสอบข้อมูลที่ I(1) พบว่าตัวแปรทุกตัวที่ใช้ทำการวิจัยมีลักษณะนิ่งในสมการทั้งสามรูปแบบ ที่ระดับความเชื่อมั่น 1%

จากการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรที่ใช้ทำการวิจัย พบว่าตัวแปรส่วนมากนิ่ง ที่ I(0) มีเพียงตัวแปรอัตราผลตอบแทนต่างประเทศเท่านั้น มีลักษณะนิ่งที่ level of integration เท่ากับ 1 ซึ่งเป็นตัวแปรที่ไม่สามารถแยกออกจากแบบจำลองได้ เพราะใช้สำหรับวัดขนาดการรวมตลาดการเงิน แต่จากงานวิจัยของ Perron (1989) และ Perron (1997) พบว่าความผันผวนทางเศรษฐกิจ อาจชักนำ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ให้มีการเปลี่ยนโครงสร้างของลำดับข้อมูลที่เกี่ยวข้อง ซึ่ง $(i_t^* + e_t^0)$ เป็นตัวแปรที่มีโอกาสได้รับอิทธิพลของการเปลี่ยนแปลงนโยบายการเงินในหลายประเทศ เนื่องจากเป็นอัตราผลตอบแทนในตลาดการเงินของโลก ดังนั้นนำตัวแปร $(i_t^* + e_t^0)$ มาทำการทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างตามวิธีของ Perron (1989) โดยกำหนดจุดเปลี่ยนตรงกับเหตุการณ์ถอนเงินของประเทศอังกฤษในวันที่ 16 กันยาน ค.ศ.1992 หรือ Black Wednesday (Brooks and Rew, 2000) ซึ่งมีผลการศึกษา ดังนี้

ตาราง 4.2 ผลการประมาณค่าตัวแปรอัตราผลตอบแทนต่างประเทศ ตามวิธีของ Perron (1989)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Probability
Intercept	.28328	1.73929	.083
Trend	-.00224	-3.12327	.002
DML	-.28628	-3.16881	.002
AR(1)	1.00487	64.54288	.000

หมายเหตุ : DML คือ ตัวแปรหุ่น ซึ่งกำหนดให้เท่ากับ 1 ณ ช่วงเวลา $t < \tau$ และเท่ากับ 0 ณ ช่วงเวลาอื่น

: τ คือ ช่วงเวลาที่เกิดเหตุการณ์ Black Wednesday ซึ่งตรงกับลำดับข้อมูลที่ 93

: ค่าสถิติ $\overline{R}^2 = 0.97$, $F - Statistic = 2193.878$, $D.W. = 1.91$

ผลการประมาณค่าตัวแปรอัตราผลตอบแทนต่างประเทศตามวิธีของ Perron (1989) พบว่ามีปัญหา serial correlation จึงทำการแก้ปัญหาโดยเพิ่ม AR1(autoregressive process of order one) เข้าไปในสมการ ซึ่งได้ค่าสถิติ D.W. เท่ากับ 1.91 และ $\overline{R}^2$ มีค่าเท่ากับ 0.97 โดยที่ตัวแปร Dummy มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% แสดงว่าวิกฤตการณ์ Black Wednesday มีอิทธิพลทำให้ตัวแปร $(i_t^* + e_t^0)$ เกิดการเปลี่ยนโครงสร้างในลำดับข้อมูลจริง ดังนั้นต้องนำค่าส่วนที่เหลือที่ได้จากการประมาณค่าตัวแปรดังกล่าว มาทดสอบความนิ่งต่อไป เพื่อดู order of integration ของตัวแปรอัตราผลตอบแทนต่างประเทศอีกครั้ง ซึ่งผลการทดสอบแสดงได้ดังนี้

ตาราง 4.3 ผลการทดสอบ Unit Root ของค่าส่วนที่เหลือ

	I(0) Phillips-Perron Statistic		
Variable	With trend and with intercept	With intercept and no trend	No intercept and no trend
residual	-13.62282*	-13.65578*	-13.68963*
	I(1) Phillips-Perron Statistic		
residual	-24.54035*	-24.60188*	-24.66286*

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่น 99%

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการทดสอบ พบว่าค่าสถิติที่คำนวณได้มากกว่าค่าวิกฤตของ MacKinnon ที่ I(0) ณ ระดับความเชื่อมั่น 1% ในสมการทั้งสามรูปแบบ ซึ่งเป็นการแสดงว่าตัวแปร $(i_t^* + e_t^0)$ มีลักษณะนิ่งในการเปลี่ยนโครงสร้าง

ดังนั้นสามารถสรุปผลการทดสอบข้อมูลทั้งหมดได้ว่าตัวแปรที่ใช้ทำการวิจัยมีลักษณะนิ่งที่ level of integration เท่ากับ 0 แสดงว่าค่าสถิติต่างๆ ที่ได้จากการถดถอยสมการกำหนดอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทยมีการแจกแจงแบบมาตรฐาน สามารถเปิดตารางสถิติตามปรกติเพื่อวิเคราะห์ผลได้อย่างถูกต้อง และสามารถทำการทดสอบ Cointegration ตามวิธีของ Johansen and Juselius (1990) ที่ระบุว่าตัวแปรทุกตัวควรมี order of integration เท่ากัน หรือต้องมี I(d) ของตัวแปรอิสระอย่างน้อย 2 ตัว เท่ากันและมากกว่าตัวแปรตาม

4.2 ผลการทดสอบการรวมตลาดการเงินของประเทศไทย

การทดสอบการรวมตลาดการเงินของประเทศไทย ทำการทดสอบโดยใช้วิธีประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด และเทคนิค Cointegration and Error Correction Model ตามวิธีของ Engle and Granger (1987) และวิธีของ Johansen and Juselius (1990) ซึ่งผลการศึกษาทั้งหมดมีดังนี้

4.2.1 ผลการทดสอบการรวมตลาดการเงิน โดยการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด

เมื่อตัวแปรทุกตัวมีลักษณะนิ่งที่ I(d) เดียวกัน ผลการถดถอยของแบบจำลองการกำหนดอัตราดอกเบี้ยในประเทศ ก็สามารถนำไปวิเคราะห์ได้อย่างถูกต้อง โดยทำการทดสอบการรวมตลาดการเงินในระยะสั้นและระยะยาว รวมทั้งความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่การรวมตลาดการเงิน ซึ่งสามารถแสดงผลการศึกษาได้ดังนี้

ตาราง 4.4 ผลการทดสอบการรวมตลาดการเงิน โดยการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด

Variable	Coefficient	t-Statistic	Probability
c	-6.312865	-0.984299	.326
$(i_t^* + e_t^0)$	0.154024	1.695315	.092
$\log y_t$	2.926897	1.311363	.191
$\log m_{t-1}$	-14.50682	-1.256850	.210
π	4.265618	0.588531	.557
i_{t-1}	0.913841	31.24594	.000
AR1	-0.130922	-1.746628	.082

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.4 (ต่อ) ผลการทดสอบการรวมตลาดการเงิน โดยการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.073254	Probability	0.301495
Obs*R-squared	1.111169	Probability	0.291828
Wald Test			
F-statistic	0.632105	Probability	0.427546
Chi-square	0.632105	Probability	0.426584

หมายเหตุ : ค่าสถิติ $\overline{R}^2 = 0.85$, $F - Statistic = 188.7462$

หมายเหตุ : Obs*R-squared is asymptotically distributed as a χ^2

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตาราง 4.4 ทำการแก้ปัญหา serial correlation ของ ε_t โดยใส่ AR1 แล้วทดสอบด้วยวิธี Lagrange multiplier (LM) ที่ lagged Residual เท่ากับ 1 อีกครั้ง พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐาน $(H_0 : E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0)$ ได้ และตัวแปรอิสระในสมการสามารถอธิบายความแปรปรวนของตัวแปรตามได้ดี ซึ่งมีค่าสถิติ $\overline{R}^2$ เท่ากับ 0.85 โดยตัวแปรที่แปลความหมายเป็นขนาดการรวมตลาดการเงิน คือ $(i_t^* + e_t^0)$ และ i_{t-1} มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎีและมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนตัวแปรอื่นแม้มีเครื่องหมายถูกต้องแต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ผลการศึกษาตามวิธีประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของการเปิดเสรีทางการเงินในระยะยาว มีค่าเท่ากับ 1.06 ซึ่งมากกว่าที่ทฤษฎีกำหนดไว้ $(0 \leq \varphi \leq 1)$ แต่ผลการทดสอบข้อจำกัด พบว่าค่าสถิติไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานของการมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 1 ได้ แสดงว่าในระยะยาวตลาดการเงินของประเทศไทยมีการรวมตัวอย่างสมบูรณ์กับตลาดการเงินของโลกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนการรวมตลาดการเงินในระยะสั้นมีค่าเท่ากับ 0.15 และมีค่าความเร็วในการปรับตัวเท่ากับ 0.14 แสดงว่าในระยะสั้นอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทยถูกกำหนดมาจากปัจจัยในประเทศ เช่น ปริมาณเงิน อัตราการขยายตัวทางเศรษฐกิจในประเทศ เป็นสำคัญ และการปรับตัวของอัตราดอกเบี้ยในประเทศให้มีความสมดุลกับตลาดการเงินของโลกทำได้ล่าช้า ซึ่งเป็นการแสดงว่ากลไกของตลาดการเงินในประเทศไทยยังไม่สามารถทำงานได้อย่างอิสระ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

4.2.2 ผลการทดสอบการรวมตลาดการเงินของประเทศไทย โดยเทคนิค Cointegration and Error Correction Model ของ Engle and Granger (1987)

พิจารณาว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์กันในระยะยาวหรือไม่ โดยนำค่าส่วนที่เหลือจากถดถอยแบบจำลองการกำหนดอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทย (สมการระยะยาว) มาทำการทดสอบความนิ่ง ซึ่งมีผลการศึกษาดังนี้

ตาราง 4.5 ผลการทดสอบ Unit Root ของค่าส่วนที่เหลือจากสมการระยะยาว

		I(0)		
Variable	With trend and with intercept	With intercept and no trend	No intercept and no trend	Lagged Dif.
Residual	-14.39961*	-14.43565*	-14.47090*	0
		I(1)		
Residual	-27.72608*	-24.783 18*	-24.84436*	0

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่น 99%

ที่มา : จากการคำนวณ

สถิติทดสอบมีค่ามากกว่าค่าวิกฤตของ MacKinnon ที่ระดับความเชื่อมั่น 99% ในสมการทั้งสามรูปแบบ แสดงว่าส่วนเบี่ยงเบนที่ออกไปจากทางเดินของความสัมพันธ์ระยะยาวมีลักษณะนิ่ง นั่นคือตัวแปรที่ใช้ทำการวิจัยมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว และเมื่อคำนวณหาลักษณะการปรับตัวในระยะสั้น มีผลการศึกษาดังนี้

ตาราง 4.6 ผลการศึกษา ECM ตามวิธีของ Engle and Granger (1987)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Probability
c	-0.11993	-0.91322	.362
residual(-1)	-0.78865	-2.78392	.006
$d i_t$ (-1)	0.54224	1.98386	.049
$d(i_t^* + e_t^0)$ (-2)	1.04480	2.37634	.019
$d \log m_{t-1}$ (-4)	47.99148	2.06878	.040
$d \pi$ (-4)	-22.96455	-2.19048	.030
$d(i_t^* + e_t^0)$ (-5)	-1.01555	-2.18195	.030
$d \log y_t$ (-6)	8.02635	1.75772	.080

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Wald Test

F-statistic	0.010382	Probability	0.918949
Chi-square	0.010382	Probability	0.918841

หมายเหตุ : เลือกรูปแบบสมการ ECM ที่ย้อนไป 6 ช่วงเวลา ทั้งนี้เพราะนักลงทุนจะมีการปรับกลุ่มหลักทรัพย์ตามรายงานผลประกอบการของธุรกิจราย 6 เดือน และทำการแยกตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติออกจากสมการ (Hataiseree and Phipps, 1996)

: ค่าลบในวงเล็บหลังตัวแปร หมายถึง ตัวแปรแต่ละตัวย้อนไป L ช่วงเวลา โดยที่ L = -1, -2...,-n

: ค่าสถิติ $\overline{R}^2 = 0.13$

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตาราง 4.6 พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวระยะสั้นมีค่าเป็นลบ $(-1 < \alpha < 0)$ ที่ระดับความเชื่อมั่น 1% และตัวแปรอัตราผลตอบแทนต่างประเทศในช่วงเวลาที่ t-2 ซึ่งมีความหมายเป็นดัชนีของการเปิดเสรีทางการเงินระยะสั้น มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี แต่ในช่วงเวลาที่ t-5 มีเครื่องหมายผิด โดยมีผลทางสถิติไม่น่าพอใจ คือ มีค่า $\overline{R}^2$ เท่ากับ 0.13

ผลการประมาณค่าแบบจำลอง ECM พบว่าขนาดการรวมตลาดการเงินของประเทศไทยในระยะสั้นมีค่าเท่ากับ 1.04 ซึ่งมากกว่าที่ทฤษฎีกำหนดไว้ แต่ผลการทดสอบข้อจำกัดพบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานของการมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 1 ได้ แสดงว่าในระยะสั้นตลาดการเงินของประเทศไทยมีการรวมตัวอย่างสมบูรณ์กับตลาดการเงินของโลกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยมีค่าสัมประสิทธิ์การปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวเท่ากับ 0.78 แสดงว่าเมื่อมีการเปลี่ยนแปลงของนโยบายทางการเงินที่ทำให้ตลาดการเงินของประเทศไทยแยกตัวออกจากตลาดการเงินของโลก ก็จะมีการปรับตัวเข้าสู่การรวมตลาดอย่างรวดเร็ว

4.2.3 ผลการทดสอบการรวมตลาดการเงินของประเทศไทย โดยเทคนิค Cointegration and Error Correction Model ของ Johansen and Juselius (1990)

ทำการพิจารณาค่าสถิติ λ_{trace} หรือ $\lambda_{\max}$ เพื่อหาจำนวน cointegrating vectors ทั้งหมดที่เป็นไปได้ จากนั้นทำการเลือกสมการที่มีความสัมพันธ์ของตัวแปรเหมาะสมที่สุดตามทฤษฎี มาใช้วิเคราะห์ขนาดการรวมตลาดการเงินของประเทศไทย ซึ่งสามารถแสดงผลการศึกษาได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.7 ผลการทดสอบ Cointegration ตามวิธีของ Johansen and Juselius (1990)

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

Null	Alternative	Statistic	95%Critical Value	90%Critical Value
r = 0	r = 1	78.9257	37.0700	34.1600
r<= 1	r = 2	33.2300	31.0000	28.3200
r<= 2	r = 3	19.8084	24.3500	22.2600
r<= 3	r = 4	5.9565	18.3300	16.2800
r<= 4	r = 5	1.9645	11.5400	9.7500

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

Null	Alternative	Statistic	95%Critical Value	90%Critical Value
r<= 0	r>= 1	139.8852	82.2300	77.5500
r<= 1	r>= 2	60.9595	58.9300	55.0100
r<= 2	r>= 3	27.7294	39.3300	36.2800
r<= 3	r>= 4	7.9211	23.8300	21.2300
r<= 4	r = 5	1.9645	11.5400	9.7500

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

Variable	Vector 1	Vector 2
i_t	.00369	-.02526
	(-1.0000)	(-1.0000)
$(i_t^* + e_t^0)$	.01980	.03076
	(-5.3697)	(1.2179)
$\log y_t$	1.8722	.85376
	(-507.7116)	(33.8049)
$\log m_{t-1}$	-21.4059	-.55001
	(5804.9)	(-21.7780)
π	1.6765	-1.5675
	(-454.6450)	(-62.0643)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.7 (ต่อ) ผลการทดสอบ Cointegration ตามวิธีของ Johansen and Juselius (1990)

Restricted Cointegrated Vectors in Johansen Estimation(Normalized in Brackets)

Variable	Vector 1	Vector 2
i_t	1.0000	1.0000
	(-1.0000)	(-1.0000)
$(i_t^* + e_t^0)$	5.3697	-1.0000
	(-5.3697)	(1.0000)
$\log y_t$	507.7116	-33.8049
	(-507.7116)	(33.8049)
$\log m_{t-1}$)	-5804.9	21.7780
	(5804.9)	(-21.7780)
π	454.6450	62.0643
	(-454.6450)	(-62.0643)

หมายเหตุ : ทำการทดสอบสมมติฐาน โดยใส่ข้อจำกัดของค่าสัมประสิทธิ์ใน cointegrating vectors ทั้งหมด ให้มีขนาดเท่ากับค่า normalized ยกเว้นค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร $(i_t^* + e_t^0)$ ใน Vector 2 ที่กำหนดให้มีค่าเท่ากับ 1

: ค่าสถิติ LR test of restrictions CHSQ(6) = .35773[1.00]

ที่มา : จากการคำนวณ

ตาราง 4.8 ผลการศึกษา ECM ตามวิธีของ Johansen and Juselius (1990)

ECM for dependent variable di estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Variable	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Probability]
Intercept	-69.3012	39.1119	-1.7719[.078]
Trend	-.033706	.022943	-1.4691[.144]
$d\, i_t$ (-1)	-.096184	.075641	-1.2716[.205]
$d(i_t^* + e_t^0)$ (-1)	.052011	.49297	.10550[.916]
$d \log y_t$ (-1)	-13.8941	6.6250	-2.0972[.037]
$d \log m_{t-1}$ (-1)	-26.1873	34.8352	-.75175[.453]
$d\, \pi$ (-1)	-2.2916	12.1204	-.18907[.850]
$d\, i_t$ (-2)	.056662	.073874	.76701[.444]
$d(i_t^* + e_t^0)$ (-2)	.85871	.49314	1.7413[.083]
$d \log y_t$ (-2)	-3.2924	6.9526	-.47356[.636]
$d \log m_{t-1}$ (-2)	-17.9511	32.9926	-.54409[.587]
$d\, \pi$ (-2)	3.8711	12.6929	.30498[.761]

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.8 (ต่อ) ผลการศึกษา ECM ตามวิธีของ Johansen and Juselius (1990)

$d\, i_t$ (-3)	.064061	.073059	.87684[.382]
$d(i_t^* + e_t^0)$ (-3)	.29889	.48266	.61927[.537]
$d \log y_t$ (-3)	-1.8857	6.8924	-.27360[.785]
$d \log m_{t-1}$ (-3)	13.1473	34.1021	.38553[.700]
$d\, \pi$ (-3)	-1.7982	13.1304	-.13695[.891]
$d\, i_t$ (-4)	-.0034563	.072576	-.047623[.962]
$d((i_t^* + e_t^0)$ (-4)	-.13582	.49551	-.27411[.784]
$d \log y_t$ (-4)	-3.6931	6.8106	-.54226[.588]
$d \log m_{t-1}$ (-4)	65.6903	34.7297	1.8915[.060]
$d\, \pi$ (-4)	-19.7996	12.3768	-1.5997[.112]
$d\, i_t$ (-5)	.10290	.070388	1.4618[.146]
$d(i_t^* + e_t^0)$ (-5)	-1.2636	.49109	-2.5731[.011]
$d \log y_t$ (-5)	-16.4251	6.3028	-2.6060[.010]
$d \log m_{t-1}$)(-5)	-27.7735	27.7173	-1.0020[.318]
$d\, \pi$ (-5)	-.56769	11.8653	-.047844[.962]
ecm1(-1)	-.2618E-3	.0065587	-.039920[.968]
ecm2(-1)	-.19430	.044919	-4.3256[.000]

หมายเหตุ : ecm2 = 1.0000*i - 1.2179*($i_t^* + e_t^0$) - 33.8049*log y + 21.7780*log m(-1) + 62.0643*pi

: ค่าลบในวงเล็บหลังตัวแปร หมายถึง ตัวแปรแต่ละตัวย้อนไป L ช่วงเวลา โดยที่ L = -1, -2...,-n

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตาราง 4.7 ทำการเลือกลำดับของ Var Model เท่ากับ 6 เนื่องจากนักลงทุนจะมีการปรับกลุ่มหลักทรัพย์ตามรายงานผลประกอบการของธุรกิจราย 6 เดือน และพบว่าแบบจำลองการกำหนดอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทยมีรูปแบบที่เหมาะสมเป็นแบบจำลองที่ไม่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา โดยค่าสถิติ Max Test (λ_{max}) และ Trace Test (λ_{trace}) ให้ผลสอดคล้องกัน คือไม่สามารถปฏิเสธการมีค่า rank หรือจำนวน cointegrating vectors ทั้งหมดที่เป็นไปได้เท่ากับ 2 ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% และพบว่ามีเพียงเวกเตอร์ที่ 2 เท่านั้น ที่มีความสัมพันธ์ของตัวแปรต่างๆ ในระยะยาวเหมาะสมตามทฤษฎี กล่าวคืออิทธิพลของตัวแปรทั้งอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมีความสัมพันธ์เป็นบวกกับอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทย แสดงว่าอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทยมีการปรับตัวตามอัตราผลตอบแทนต่างประเทศและการขยายตัวของธุรกิจ ส่วนตัวแปรปริมาณเงินที่แท้จริงมีความสัมพันธ์เป็นลบกับอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทย เป็นการอธิบายว่าถ้าสภาพคล่องทางการเงินสูง อัตราดอกเบี้ยจะต่ำ โดยมีค่าการรวมตลาดการเงินระยะยาว

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เท่ากับ 1.22 ซึ่งมากกว่าค่าที่กำหนดไว้ในทฤษฎี แต่ผลการทดสอบสมมติฐานใน cointegrating vectors พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร $(i_t^* + e_t^0)$ ในเวกเตอร์ที่ 2 ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานการมีค่าเท่ากับ 1 ได้ แสดงว่าในระยะยาวตลาดการเงินของประเทศไทยมีการรวมตัวอย่างสมบูรณ์กับตลาดการเงินของโลกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งหมายความว่าปัจจัยต่างประเทศเท่านั้นเป็นตัวกำหนดอัตราผลตอบแทนของสินทรัพย์ทางการเงินในประเทศไทย

แบบจำลอง ECM ได้ผลการประมาณค่าไม่น่าพอใจ คือตัวแปรส่วนมากไม่มีนัยสำคัญทางสถิติและมีเครื่องหมายผิด อย่างไรก็ตาม ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร $(i_t^* + e_t^0)$ ที่ย้อนไป 2 ช่วงเวลากับตัวแปร ecm2 มีเครื่องหมายถูกต้อง และมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยมีค่าการรวมตลาดการเงินในระยะสั้นเท่ากับ 0.86 และมีค่าความเร็วในการปรับตัวเท่ากับ 0.19 แสดงว่าในระยะสั้นยังมีข้อจำกัดในการรวมตลาดการเงินอยู่บ้าง ทำให้ปัจจัยในประเทศมีส่วนกำหนดอัตราผลตอบแทนของสินทรัพย์ทางการเงินในประเทศไทย แต่มีสัดส่วนน้อยเมื่อเทียบกับปัจจัยต่างประเทศ

โดยสามารถเปรียบเทียบผลการทดสอบการรวมตลาดการเงินตามเทคนิคต่างๆ ได้ดังนี้

ตาราง 4.9 เปรียบเทียบขนาดการรวมตลาดการเงิน ตามเทคนิคที่ใช้

เทคนิค	ระยะสั้น	ระยะยาว	ค่าการปรับตัว
การประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด	.15	1.06	.14
Cointegration and Error Correction Model			
Engle and Granger (1987)	1.05	1.06	.78
Johansen and Juselius (1990)	.86	1.22	.19

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตาราง 4.9 จะเห็นว่าผลการศึกษาการรวมตลาดการเงินของประเทศไทยระยะยาว ตามเทคนิคทั้ง 3 มีค่าที่สอดคล้องกัน กล่าวคือเท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าในระยะยาวตลาดการเงินของประเทศไทยมีการรวมตัวอย่างสมบูรณ์กับตลาดการเงินของโลก ส่วนการรวมตลาดการเงินของประเทศไทยระยะสั้น ตามวิธีของ Engle and Granger (1987) มีค่าเท่ากับระยะยาว และการปรับตัวเพื่อเข้าสู่การรวมตลาดมีค่าค่อนข้างเร็ว และวิธีของ Johansen and Juselius (1990) ให้ผลการศึกษาใกล้เคียงกับระยะยาว แต่วิธีการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุดมีค่าการรวมตลาดการเงินระยะสั้นขัดแย้งกับเทคนิคทั้งสองข้างต้น กล่าวคือในระยะสั้นตลาดการเงินของประเทศไทยค่อนข้างแยกตัวออกจากตลาดการเงินของโลก โดยอาจจะมีสาเหตุมาจากเทคนิค Cointegration and Error Correction Model ใช้แบบจำลอง ECM เพื่อดูลักษณะการปรับตัวระยะสั้น ซึ่งแตกต่างจากวิธีการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved