

การศึกษาการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ และความเชื่อมโยงของอัตราผลตอบแทนของ
หลักทรัพย์ของกลุ่มประเทศสมาคมประชาชาติแห่งเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ (ASEAN):
กรณีศึกษา ประเทศไทย มาเลเซีย และสิงคโปร์ โดยใช้แบบจำลอง
VECTOR AUTOREGRESSIVE MODELS



สารนิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร
ปริญญาการจัดการมหาบัณฑิต
วิทยาลัยการจัดการ มหาวิทยาลัยมหิดล
พ.ศ. 2563

ลิขสิทธิ์ของมหาวิทยาลัยมหิดล

สารนิพนธ์

เรื่อง

การศึกษาการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ และความเชื่อมโยงของอัตราผลตอบแทนของ
หลักทรัพย์ของกลุ่มประเทศสมาคมประชาชาติแห่งเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ (ASEAN):

กรณีศึกษา ประเทศไทย มาเลเซีย และสิงคโปร์ โดยใช้แบบจำลอง

VECTOR AUTOREGRESSIVE MODELS

ได้รับการพิจารณาให้นับเป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร

ปริญญาการจัดการมหาบัณฑิต

วันที่ 18 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2563

.....
นายธรรมจักร นันทพงษ์

ผู้วิจัย

.....
ผู้ช่วยศาสตราจารย์นริรัตน์ เตชพิรุณทอง

Ph.D.

อาจารย์ที่ปรึกษาสารนิพนธ์

.....
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ปิยภัทร ชาระวานิช

Ph.D.

ประธานกรรมการสอบสารนิพนธ์

.....
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ดวงพร อากาศศิลป์

Ph.D.

คณบดี

วิทยาลัยการจัดการ มหาวิทยาลัยมหิดล

.....
รองศาสตราจารย์ชาติรี จันทร โคติกา

Ph.D.

กรรมการสอบสารนิพนธ์

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบพระคุณ ผศ. ดร. นริรัตน์ เตชพิรุณทอง ผศ. ดร. ปิยภัทร ธาระวานิช และ รศ. ดร. ชาติร์ จันทรโคติกา ที่ให้คำแนะนำและให้ความช่วยเหลือด้านข้อมูลสำหรับการวิจัยนี้เป็นอย่างดี และขอขอบพระคุณครอบครัวที่ให้การสนับสนุนตลอดระยะเวลาการศึกษาและการทำวิจัยในครั้งนี้

ธรรมขจร นันทพงษ์



การศึกษาการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ และความเชื่อมโยงของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์
 ของกลุ่มประเทศสมาคมประชาชาติแห่งเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ (ASEAN): กรณีศึกษา ประเทศไทย
 มาเลเซีย และสิงคโปร์ โดยใช้แบบจำลอง VECTOR AUTOREGRESSIVE MODELS
 CONTAGION OF ASEAN-3 COUNTRIES' MARKET RETURN USING VECTOR
 AUTOREGRESSIVE MODELS

ชรรมขจร นันทพงษ์

คณะกรรมการที่ปรึกษาสารนิพนธ์ : ผู้ช่วยศาสตราจารย์นริศนันท์ เตชพิรุณทอง, Ph.D., ผู้ช่วย
 ศาสตราจารย์ปิยภัทร ชาระวานิช, Ph.D., รองศาสตราจารย์ชาติร์ จันทร์โคติกา, Ph.D.

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้ศึกษาว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของอาเซียน (ASEAN) มีความเชื่อมโยงและ
 แพร่กระจายของวิกฤตการณ์ (Contagion) ระหว่างกันหรือไม่ โดยมีกรณีศึกษาคือ ประเทศไทย มาเลเซีย และสิงคโปร์ โดยใช้
 แบบจำลอง Vector Autoregressive Models – Granger Causality Test และ Cumulative Orthogonal Impulse Response
 Function นอกจากนี้ยังได้ทดสอบโดย Error Variance Decomposition เพื่อหา Shock ของ Forecast Error ในแต่ละประเทศ
 โดยหากขจัด Shock ออกจากสมการและการแจกแจงของ Forecast Error กลับเป็นการแจกแจงแบบปกติหมายความว่า
 ประเทศนั้น ๆ มีการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ ทำการศึกษาในช่วงปี 2003 ถึง 2018 ซึ่งครอบคลุมช่วงเวลาที่เกิดวิกฤต
 Subprime Crisis ในสหรัฐอเมริกา และส่งผลกระทบต่อภาวะเศรษฐกิจโลกด้วย

ผลการทดสอบ Vector Autoregressive Models – Granger Causality Test และ Cumulative Orthogonal
 Impulse Response Function พบว่าช่วงก่อน Subprime Crisis (2003-2007) อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย
 สามารถอธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศอื่น ๆ ได้ทั้งหมด ขณะที่อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่ม
 ประเทศที่เหลือไม่สามารถอธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซียได้ ช่วงระหว่าง Subprime Crisis (2008-2012)
 อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ศึกษาอธิบายซึ่งกันและกันมากกว่าช่วงก่อน Subprime Crisis ขณะที่ช่วง
 หลัง Subprime Crisis (2013-2018) อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ศึกษาอธิบายซึ่งกันและกันคล้ายกับ
 ช่วงก่อน Subprime Crisis

การทดสอบ Error Variance Decomposition พบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ทุกประเทศเกิด Shock
 ขึ้น แต่เมื่อขจัด Shock ออกจากสมการแล้วพบว่า การแจกแจงของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ทุกประเทศยังคงไม่กลับ
 เป็นการแจกแจงแบบปกติ โดยผู้วิจัยเชื่อว่าด้วยลักษณะข้อมูลที่เป็นข้อมูลรายวันอาจมีตัวรบกวน (Noise) ที่มากเกินไป จึง
 ทำให้ไม่สามารถจำแนก Contagion ระหว่างประเทศต่าง ๆ ได้

คำสำคัญ : ASEAN/ Contagion/ Vector Autoregressive/ Granger Causality Test/ Cumulative
 Orthogonal Impulse Response Function

สารบัญ

	หน้า
กิตติกรรมประกาศ	ข
บทคัดย่อ	ค
สารบัญตาราง	ช
สารบัญรูปภาพ	ญ
บทที่ 1 บทนำ	1
บทที่ 2 ทบทวนวรรณกรรม	5
2.1 ทฤษฎีและแนวคิดที่เกี่ยวข้อง	5
2.2 การศึกษาเชิงประจักษ์ที่เกี่ยวข้อง	15
2.3 สมมติฐาน	26
บทที่ 3 ข้อมูล ตัวแปร และวิธีการทางสถิติ	28
3.1 ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา	28
3.2 ตัวแปร	28
3.3 ลักษณะของข้อมูล	30
3.3.1 ช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis (ปี 2003-2007)	30
3.3.2 ช่วงระหว่างการเกิด Subprime Crisis (ปี 2008-2012)	32
3.3.3 ช่วงหลังการเกิด Subprime Crisis (ปี 2013-2018)	34
3.4 วิธีการทางสถิติ	35
บทที่ 4 ผลการวิจัย	39
4.1 การศึกษาหาความเชื่อมโยงของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของ ประเทศที่ ทำการศึกษา โดยใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive Models	39
4.1.1 ช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis (ปี 2003-2007)	39
4.1.2 ช่วงระหว่างการเกิด Subprime Crisis (ปี 2008-2012)	47
4.1.3 ช่วงหลังการเกิด Subprime Crisis (ปี 2013-2018)	53

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
4.2 การศึกษาหาการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ของประเทศที่ทำการศึกษา โดยใช้ Error Variance Decomposition และ Shapiro-Wilk Test	59
4.2.1 ช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis (ปี 2003-2007)	60
4.2.2 ช่วงระหว่างการเกิด Subprime Crisis (ปี 2008-2012)	63
4.2.3 ช่วงหลังการเกิด Subprime Crisis (ปี 2013-2018)	67
บทที่ 5 สรุปผลการศึกษา	72
บรรณานุกรม	75
ภาคผนวก	79
ภาคผนวก ก Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ช่วงปี 2003-2007	80
ภาคผนวก ข Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ช่วงปี 2008-2012	86
ภาคผนวก ค Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ช่วงปี 2013-2018	92
ภาคผนวก ง Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ ประเทศไทย ช่วงปี 2003-2007	98
ภาคผนวก จ Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ ประเทศไทย ช่วงปี 2008-2012	107
ภาคผนวก ฉ Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ ประเทศไทย ช่วงปี 2013-2018	117
ภาคผนวก ช Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ มาเลเซีย ช่วงปี 2003-2007	126
ภาคผนวก ซ Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ มาเลเซีย ช่วงปี 2008-2012	135
ภาคผนวก ฌ Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ มาเลเซีย ช่วงปี 2013-2018	144

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
ภาคผนวก ญ Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ สิงคโปร์ ช่วงปี 2003-2007	153
ภาคผนวก ฎ Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ สิงคโปร์ ช่วงปี 2008-2012	161
ภาคผนวก ก Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ สิงคโปร์ ช่วงปี 2013-2018	170
ประวัติผู้วิจัย	178



สารบัญตาราง

ตาราง	หน้า	
2.1	คำนิยามของการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ (Contagion Effects)	6
3.1	สรุปตัวแปรที่ใช้ในการทดสอบ	30
3.2	ลักษณะข้อมูลอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษา	31
3.3	ลักษณะข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของประเทศที่ทำการศึกษา	31
3.4	ลักษณะข้อมูลอัตราเงินเฟ้อของประเทศที่ทำการศึกษา	31
3.5	ลักษณะข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศของประเทศที่ทำการศึกษา	31
3.6	ลักษณะข้อมูลอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษา	32
3.7	ลักษณะข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของประเทศที่ทำการศึกษา	32
3.8	ลักษณะข้อมูลอัตราเงินเฟ้อของประเทศที่ทำการศึกษา	33
3.9	ลักษณะข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศของประเทศที่ทำการศึกษา	33
3.10	ลักษณะข้อมูลอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษา	34
3.11	ลักษณะข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของประเทศที่ทำการศึกษา	34
3.12	ลักษณะข้อมูลอัตราเงินเฟ้อของประเทศที่ทำการศึกษา	34
3.13	ลักษณะข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศของประเทศที่ทำการศึกษา	35
4.1	ผลการทดสอบ Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test ของอัตราผลตอบแทนของ หลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง	40
4.2	ผลการทดสอบ SBIC ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง	40
4.3	ผลการทดสอบ Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มประเทศที่ ทำการศึกษา	41
4.4	ค่า Eigen Value ของแบบจำลอง	42
4.5	ผลการทดสอบแบบจำลอง Vector Autoregressive Models	43
4.6	ผลการทดสอบ Granger Causality Test	43
4.7	ผลการทดสอบ Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test ของอัตราผลตอบแทนของ หลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง	47
4.8	ผลการทดสอบ SBIC ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง	47

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตาราง	หน้า
4.9 ผลการทดสอบ Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มประเทศที่ ทำการศึกษา	48
4.10 ค่า Eigen Value ของแบบจำลอง	49
4.11 ผลการทดสอบแบบจำลอง Vector Autoregressive Models	49
4.12 ผลการทดสอบ Granger Causality Test	50
4.13 ผลการทดสอบ Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test ของอัตราผลตอบแทนของ หลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง	53
4.14 ผลการทดสอบ SBIC ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง	53
4.15 ผลการทดสอบ Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มประเทศที่ ทำการศึกษา	54
4.16 ค่า Eigen Value ของแบบจำลอง	55
4.17 ผลการทดสอบแบบจำลอง Vector Autoregressive Models	55
4.18 ผลการทดสอบ Granger Causality Test	56
4.19 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา	60
4.20 ค่า Standard Deviation ของ Forecast Error ในแต่ละประเทศ	60
4.21 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ที่ตัดช่วงเวลาที่ เป็น Shock ออกแล้ว	61
4.22 สรุปค่า Coefficient ของตัวแปรต่าง ๆ และผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test เปรียบ เทียบก่อนและหลังตัดช่วงเวลาที่ เป็น Shock ออกแล้ว	62
4.23 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา	63
4.24 ค่า Standard Deviation ของ Forecast Error ในแต่ละประเทศ	63
4.25 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ที่ตัดช่วงเวลาที่ เป็น Shock ออกแล้ว	65
4.26 สรุปค่า Coefficient ของตัวแปรต่าง ๆ และผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test เปรียบ เทียบก่อนและหลังตัดช่วงเวลาที่ เป็น Shock ออกแล้ว	66
4.27 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา	67

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตาราง	หน้า
4.28 ค่า Standard Deviation ของ Forecast Error ในแต่ละประเทศ	68
4.29 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ที่ตัดช่วงเวลาที่ เป็น Shock ออกแล้ว	69
4.30 สรุปค่า Coefficient ของตัวแปรต่าง ๆ และผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test เปรียบ เทียบก่อนและหลังตัดช่วงเวลาที่ เป็น Shock ออกแล้ว	70



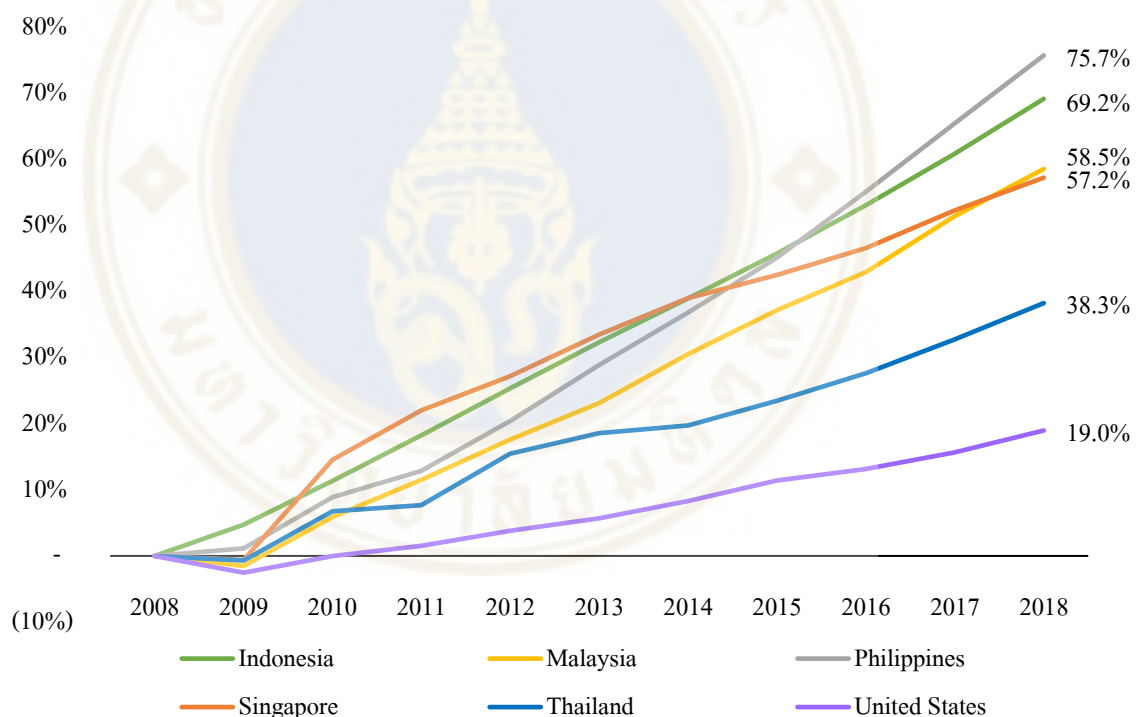
สารบัญรูปลภาพ

รูปลภาพ	หน้า
1.1 อัตราการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (Gross Domestic Product Growth: GDP Growth) ของกลุ่มประเทศอาเซียนเปรียบเทียบกับสหรัฐอเมริกา	1
1.2 อัตราการเติบโตของมูลค่าตามราคาตลาด (Market Capitalization Growth) ของกลุ่มประเทศอาเซียนเปรียบเทียบกับสหรัฐอเมริกาและภาพรวมของตลาดโลก	2
1.3 ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ของประเทศในภูมิภาคอาเซียน	3
4.1 Unit Circle ของแบบจำลอง	42
4.2 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของประเทศไทย	45
4.3 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของมาเลเซีย	45
4.4 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของสิงคโปร์	46
4.5 Unit Circle ของแบบจำลอง	49
4.6 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของประเทศไทย	51
4.7 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของมาเลเซีย	52
4.8 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของสิงคโปร์	52
4.9 Unit Circle ของแบบจำลอง	55
4.10 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของประเทศไทย	57
4.11 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของมาเลเซีย	58
4.12 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของสิงคโปร์	58
4.13 การเปรียบเทียบช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error ในแต่ละประเทศที่มีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่า 2 Standard Deviation	61
4.14 การเปรียบเทียบช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error ในแต่ละประเทศที่มีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่า 2 Standard Deviation	64
4.15 การเปรียบเทียบช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error ในแต่ละประเทศที่มีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่า 2 Standard Deviation	68

บทที่ 1

บทนำ

ในปัจจุบัน การกระจายความเสี่ยงเป็นปัจจัยหนึ่งที่นักลงทุนต้องคำนึงถึงในการวางกลยุทธ์เพื่อจัดพอร์ตโฟลิโอ การลงทุนในภูมิภาคที่มีการเติบโตทางเศรษฐกิจเป็นอีกแนวทางหนึ่งที่ได้รับ ความสนใจ ในช่วง 10 ปีที่ผ่านมาตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ โดยเฉพาะกลุ่มประเทศสมาชิกสมาคมประชาชาติแห่งเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ หรืออาเซียน (Association of South East Asian Nations: ASEAN) ได้รับความสนใจจากนักลงทุนเป็นอย่างมาก เนื่องจากมีอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจ (Economic Growth) อยู่ในระดับสูง



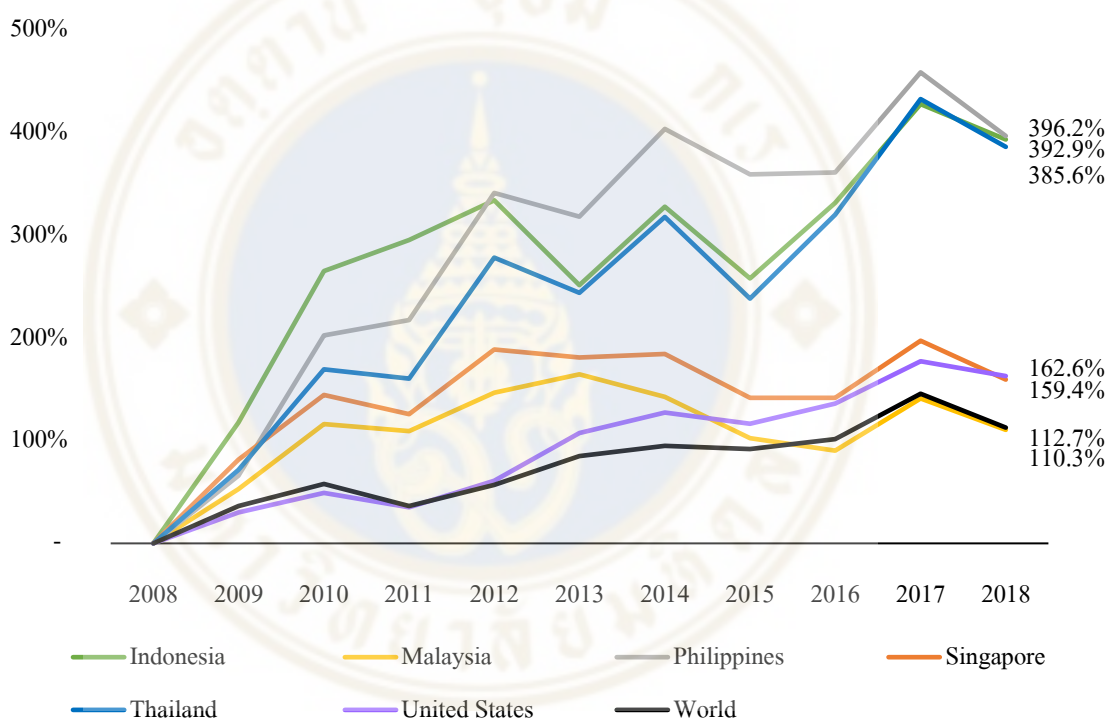
รูปภาพ 1.1 อัตราการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (Gross Domestic Product Growth: GDP Growth) ของกลุ่มประเทศอาเซียนเปรียบเทียบกับสหรัฐอเมริกา

ที่มา: World Economic Outlook Database – International Monetary Fund, April 2019

ข้อมูลจาก World Economic Outlook Database ของ International Monetary Fund (IMF) พบว่ากลุ่มประเทศอาเซียน ได้แก่ อินโดนีเซีย มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และประเทศไทย

ล้วนมีอัตราการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (Gross Domestic Product Growth: GDP Growth) ในปี 2018 เมื่อเปรียบเทียบกับปี 2008 ในอัตราสูง คือ 81.6%, 75.7%, 69.2%, 58.5% และ 57.2% ตามลำดับ และสูงกว่าอัตราการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศของสหรัฐอเมริกาที่ 19.0%

ขณะที่ข้อมูลจาก World Development Indicators ของ World Bank พบว่ากลุ่มประเทศอาเซียนส่วนใหญ่ ได้แก่ อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ และประเทศไทย มีอัตราการเติบโตของมูลค่าตามราคาตลาด (Market Capitalization Growth) ในปี 2018 เมื่อเปรียบเทียบกับปี 2008 คือ 392.9%, 396.2% และ 385.6% ตามลำดับ สูงกว่าอัตราการเติบโตของมูลค่าตามราคาตลาดของสหรัฐอเมริกาและตลาดโลกที่ 162.6% และ 112.7% ตามลำดับ



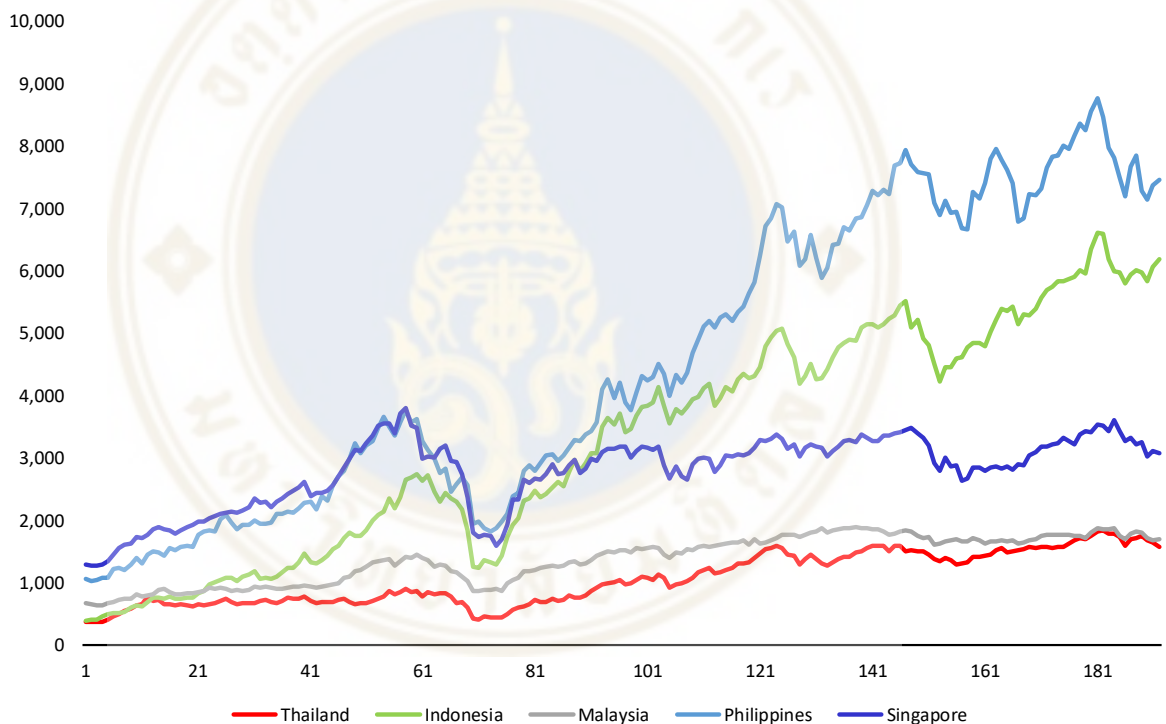
รูปภาพ 1.2 อัตราการเติบโตของมูลค่าตามราคาตลาด (Market Capitalization Growth) ของกลุ่มประเทศอาเซียนเปรียบเทียบกับสหรัฐอเมริกาและภาพรวมของตลาดโลก

ที่มา: World Development Indicators – World Bank, July 2019

นอกจากนี้บริษัทหลักทรัพย์จัดการกองทุนชั้นนำต่างมีมุมมองว่าตลาดหุ้นในอาเซียนจะเป็นแหล่งลงทุนที่ปลอดภัย หากเกิดสงครามการค้าระหว่างจีนและสหรัฐอเมริกา โดยเฉพาะอย่างยิ่งตลาดหุ้นในกลุ่มประเทศที่มีการพึ่งพาการบริโภคในประเทศตนเองและมีสัดส่วนการส่งออกไปสหรัฐอเมริกาน้อย โดยประเทศในภูมิภาคเอเชียคาดว่าจะได้รับผลกระทบจากสงครามทางการค้าใน

ระดับที่แตกต่างกัน โดยญี่ปุ่น ฮองกง และจีนคาดว่าจะได้รับผลกระทบมากที่สุด ในขณะที่ประเทศในภูมิภาคเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ เช่น ประเทศไทย อินโดนีเซีย และมาเลเซียคาดว่าจะได้รับผลกระทบไม่มากนัก เนื่องจากประเทศเหล่านี้มีการส่งออกไปยังสหรัฐอเมริกาต่ำกว่า ญี่ปุ่น ฮองกง และจีน ด้วยเหตุนี้กลุ่มประเทศในภูมิภาคเอเชียตะวันออกเฉียงใต้จึงเป็นกลุ่มประเทศที่มีความน่าสนใจและดึงดูดการลงทุนของนักลงทุนระหว่างประเทศ

จากข้อมูลอัตราการเติบโตของมูลค่าตามราคาตลาด ผู้วิจัยตั้งข้อสังเกตว่ากลุ่มประเทศในอาเซียนมีแนวโน้มการเติบโตของมูลค่าตามราคาตลาดไปในลักษณะเดียวกัน โดยเฉพาะในกลุ่มประเทศไทย อินโดนีเซีย และฟิลิปปินส์ นอกจากนี้หากนำข้อมูลดัชนีตลาดหลักทรัพย์ของประเทศต่าง ๆ ในอาเซียนมาเปรียบเทียบกันจะพบว่า ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ของตลาดต่าง ๆ ในอาเซียนมีการเคลื่อนไหวขึ้นลงส่วนใหญ่ไปในทิศทางและในช่วงระยะเวลาเดียวกัน



รูปภาพ 1.3 ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ของประเทศในภูมิภาคอาเซียน

ที่มา: CEIC, October 2019

ผู้วิจัยจึงสนใจศึกษาว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศอาเซียนนั้น นอกจากจะได้รับผลกระทบจากปัจจัยด้านภาวะเศรษฐกิจหรือวิกฤตการณ์ระดับโลกแล้ว หากมองในระดับภูมิภาค กลุ่มประเทศต่าง ๆ ที่มีประเพณีและวัฒนธรรม วิธีการดำเนินชีวิตของประชากรที่คล้ายคลึงกัน มีรายได้หลักจากการส่งออกสินค้าไปยังภูมิภาคเดียวกัน มีสินค้าส่งออกและสินค้า

นำเข้าเป็นสินค้าประเภทเดียวกัน หรือทำการสนธิสัญญาทางการค้าร่วมกัน อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศอาเซียนจะมีความเชื่อมโยงกัน (Intigration) และมีการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ (Contagion) ระหว่างกันหรือไม่

การศึกษาครั้งนี้เป็นการทดสอบหาการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์และความเชื่อมโยงของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์อื่น โคนีเซีย มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และประเทศไทย โดยใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive Models ในการทดสอบความสัมพันธ์ โดยมีตัวแปรควบคุมด้านเศรษฐกิจระดับมหภาค คือ อัตราดอกเบี้ย (Interest Rate) และอัตราเงินเฟ้อ (Inflation) โดยมีขอบเขตการศึกษาระหว่างปี 2003 ถึง 2018 เพื่อให้เป็นประโยชน์แก่ผู้สนใจลงทุนในกลุ่มประเทศดังกล่าว

งานวิจัยนี้ได้ถูกแบ่งออกเป็นห้าส่วน ได้แก่ ส่วนแรกคือ บทนำ ส่วนที่ 2 ระบุถึงกรอบทบทวนวรรณกรรม ส่วนที่ 3 กล่าวถึงข้อมูล ตัวแปร และวิธีการทางสถิติ ส่วนที่ 4 คือ ผลการวิจัย และส่วนสุดท้าย ส่วนที่ 5 คือ สรุปผลการศึกษา ตามลำดับ



บทที่ 2

ทบทวนวรรณกรรม

2.1 ทฤษฎีและแนวคิดที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาถึงภาวะเศรษฐกิจในระดับโลกและระดับภูมิภาคนับว่าเป็นสิ่งสำคัญสำหรับนักลงทุน รวมถึงการศึกษาถึงปัจจัยอื่น ๆ ที่อาจส่งผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนที่นักลงทุนคาดหวัง เพื่อใช้ในการปรับพอร์ตโฟลิโอการลงทุน โดยการกระจายความเสี่ยง (Risk Diversify) คือ การกระจายการลงทุนไปในภูมิภาคต่าง ๆ เพื่อให้ได้ผลตอบแทนตามที่นักลงทุนคาดหวังในระดับความเสี่ยงที่เหมาะสม อย่างไรก็ตาม การเกิดวิกฤตการณ์ทางการเงินและการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์เป็นปัจจัยที่สำคัญปัจจัยหนึ่งที่มีผลกระทบต่อประสิทธิภาพของการกระจายความเสี่ยงในพอร์ตโฟลิโอ โดยเฉพาะการกระจายความเสี่ยงด้วยการลงทุนในประเทศต่าง ๆ ในภูมิภาคเดียวกัน การวิจัยนี้จึงได้ทำการศึกษาทฤษฎีและแนวคิดที่เกี่ยวข้องกับการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ดังนี้

การแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ หรือที่นักเศรษฐศาสตร์เรียกกันโดยทั่วไปว่า “Contagion Effects” หมายถึง การส่งผ่านวิกฤตการณ์ทางการเงินจากประเทศหนึ่งสู่อีกประเทศหนึ่ง ซึ่งในท้ายที่สุดแล้ววิกฤตการณ์ทางการเงินอาจแปรเปลี่ยนและนำไปสู่วิกฤตทางเศรษฐกิจ (Economic Crisis) ได้ โดยวิกฤตทางเศรษฐกิจจะส่งผลกระทบในแง่ลบต่อระบบเศรษฐกิจของประเทศโดยรวม ตัวอย่างเช่น เมื่อเกิดวิกฤตทางการเงินหรือวิกฤตทางเศรษฐกิจ ภาคธุรกิจหรือภาคอุตสาหกรรมจะเริ่มลดปริมาณของเงินลงทุนและปริมาณการผลิต เนื่องจากนักลงทุนและผู้ผลิตเกิดความกังวลและมีความไม่แน่นอนจากสถานะทางการเงิน จึงส่งผลทำให้ลดปริมาณการจ้างงานลงด้วยเช่นกัน และทำให้เกิดอัตราการว่างงาน (Unemployed Rate) เพิ่มขึ้น ส่งผลให้ภาพรวมของเศรษฐกิจในประเทศนั้น ๆ ชะลอตัวลง ซึ่งโดยปกติจะเห็นได้จาก อัตราการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (Gross Domestic Product: GDP) ที่ลดลงเมื่อเทียบกับก่อนเกิดวิกฤตทางเศรษฐกิจ

อริชาติ (2013) ได้รวบรวมคำนิยามของ “การแพร่กระจายของวิกฤตการณ์” (Contagion Effects) จากงานวิจัยที่หลากหลายและแตกต่างกันออกไป โดยสามารถสรุปดังตารางข้างล่างต่อไปนี้

ตาราง 2.1 คำนิยามของการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ (Contagion Effects)

ชื่อผู้วิจัย	คำนิยาม
King and Wadhvani (1990)	a model in which correlations between markets increase after an idiosyncratic shock to one market because information is imperfectly revealed
Bekaert, Ehrmann, Fratzscher and Mehl (2012)	“the co-movement in excess of that implied by the factor model, i.e. above and beyond what can be explained by fundamentals taking into account their natural evolution over time”
Forbes and Rigobon (2002)	“a significant increase in cross-market linkages after a Shock to one country (or group of countries)”
Kodres and Pritsker (2002)	“a price movement in one market resulting from a Shock in another market ”
Boyer, Kumagai and Yuan (2006)	“ exceed correlation ” between stock markets during periods of high volatility , with “exceed” defined as a significant increase in cross-market correlations for investable Stocks (Relative to less accessible stocks)

ที่มา : Forbes (2012)

โดยงานวิจัย Forbes (2012) ได้สรุปคำนิยามจากงานวิจัยที่หลากหลายไว้ว่า เป็นปรากฏการณ์หรือวิกฤตที่เกิดขึ้นภายในประเทศหนึ่งแล้วถูกส่งผ่านผลกระทบไปยังประเทศอื่น ๆ โดยไม่จำเป็นต้องผ่านช่องทางดั้งเดิมในรูปแบบของช่องทางการค้า (Trade), สินเชื่อ (Bank Loan) หรือ การเคลื่อนย้ายเงินทุน (Investment Flows) ก็ได้ นอกจากนี้ ยังมีนักวิจัยบางส่วนได้ให้คำนิยามคำว่า Contagion Effects ไว้ว่าเป็นกระบวนการส่งผ่านผลกระทบจากวิกฤต (Shock) ที่เกิดขึ้นภายหลังการควบคุมปัจจัยพื้นฐาน (Fundamentals) แล้ว

การส่งผ่านวิกฤต หรือการส่งผ่าน Shock ที่กล่าวไปข้างต้นนั้นสามารถจำแนกสาเหตุของการเกิดได้เป็น 2 ปัจจัย ได้แก่ “ปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจ” (Fundamentals-based Contagion) และ “ปัจจัยที่ไม่สามารถควบคุมหรือคาดการณ์ได้” (Pure Contagion) โดยปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจ (Fundamentals-based Contagion) นั้นสามารถแบ่งย่อยได้เป็น 3 ปัจจัย โดยปัจจัยแรก คือ “ปัจจัยระดับโลก” เป็นปัจจัยพื้นฐานร่วมกันของหลาย ๆ ประเทศ ซึ่งถ้าหากปัจจัยพื้นฐานระดับโลกนั้นเกิดการเปลี่ยนแปลง ไม่ว่าจะเป็นการเปลี่ยนแปลงทั้งในทางที่ดีหรือทางร้ายนั้น ก็จะส่งผล

กระทบต่อทุกประเทศเป็นวงกว้างทั้งกระทบทางตรงและทางอ้อม เช่น ราคาน้ำมัน และอัตราดอกเบี้ย ปัจจัยที่สอง คือ “ปัจจัยทางการค้า” เช่น อัตราแลกเปลี่ยน ความสามารถในการแข่งขัน รายได้ของประเทศคู่ค้า ความสำเร็จของประเทศคู่แข่ง หรือการปรับเปลี่ยนทางเทคโนโลยี และปัจจัยสุดท้าย คือ “ปัจจัยทางการเงิน” เช่น การลงทุนระหว่างประเทศ หรือการกู้ยืมเงินจากต่างประเทศ เป็นต้น ในขณะที่ปัจจัยที่ไม่สามารถควบคุมหรือคาดการณ์ได้ (Pure Contagion) นั้น เป็นปัจจัยที่ไม่สามารถคาดการณ์ล่วงหน้าได้ เช่น การเปลี่ยนแปลงการคาดการณ์ของนักลงทุน พฤติกรรมการลงทุนแบบตามแห่ (Herding Behavior) ของนักลงทุน หรืออาการตื่นตระหนกของนักลงทุนหลังจากได้รับสัญญาณเตือน (Wake-up Call Effects) จากการวิเคราะห์งบการเงิน ข่าวลือหรือข้อมูลจากภายใน การประกาศจ่ายเงินปันผลของบริษัทหรือปัจจัยอื่น ๆ เป็นต้น

จากคำนิยามที่กล่าวมาข้างต้นนั้นสามารถสรุปนิยามของการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ทางการเงินได้ว่า “กลุ่มประเทศที่ตั้งอยู่ในภูมิภาคเดียวกัน มีปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจร่วมกัน ทั้งปัจจัยระดับโลก ปัจจัยทางการค้าและปัจจัยทางการเงิน และมีวัฒนธรรม ประเพณี ศิลปะ และวิถีชีวิตที่คล้ายคลึง สอดคล้องและเกี่ยวโยงกัน” จากการที่กลุ่มประเทศตั้งอยู่ในภูมิภาคเดียวกันนั้น จึงทำให้มีปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจร่วมกันจึงน่าจะเป็นสื่อกลางของการแพร่กระจายวิกฤตการณ์ทางการเงินอย่างหนึ่ง โดยการส่งผ่านวิกฤตทางการเงินจากประเทศหนึ่งไปสู่อีกประเทศหนึ่งในกลุ่มภูมิภาคเดียวกันนั้นจะมีช่วงเวลาส่งผ่านในช่วงเวลาที่ใกล้เคียงและเกิดไม่ห่างกันมากนัก ซึ่งลักษณะสำคัญของประเทศที่ได้รับผลกระทบจากการแพร่กระจายของวิกฤตทางการเงินนั้น อาจจะสามารถสังเกตได้จากความเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์ของประเทศนั้น ๆ ซึ่งจะเกิดการปรับตัวเพิ่มขึ้นอย่างรุนแรงและรวดเร็ว และจะเกิดขึ้นพร้อม ๆ กันกับประเทศอื่น ๆ ในภูมิภาคเดียวกันในช่วงเวลาเดียวกันหรือใกล้เคียงกัน โดยเหตุการณ์ในลักษณะนี้อาจทำให้สรุปได้ว่า ประเทศที่เกิดวิกฤตทางการเงินจะสามารถส่งผลกระทบต่อประเทศที่อยู่ในภูมิภาคเดียวกัน ซึ่งมีปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจที่คล้ายคลึงกัน แต่ถ้าหากประเทศที่ได้รับผลกระทบอยู่คนละภูมิภาคกับประเทศต้นเหตุของวิกฤตการณ์ก็อาจสรุปได้ว่าได้รับผลกระทบมาจากพฤติกรรมของนักลงทุน

จากข้อสรุปในข้างต้นพบว่าสอดคล้องกับผลงานศึกษาของ Dornbusch, Park and Claessens (2000) ที่ได้ทำการศึกษาถึงปัจจัยต่าง ๆ ที่จะทำให้เกิดกลุ่มประเทศเกิดใหม่ (Emerging Economies) เสี่ยงต่อการแพร่กระจายวิกฤตการณ์ ณ เวลาใด ๆ ก็ตาม โดยงานศึกษานี้ได้ทำการแบ่งสมมติฐานของการเกิดการแพร่กระจายของวิกฤตเศรษฐกิจออกเป็น 2 ส่วน คือ เกิดจากปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจ (Fundamental Causes) และเกิดจากพฤติกรรมการลงทุนของนักลงทุน (Investors' Behavior) ซึ่งผลจากการศึกษานี้พบว่า ปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจนั้นมีบทบาทสำคัญเป็นอย่าง

มากในการทำให้เกิดการแพร่กระจายของวิกฤตเศรษฐกิจ แต่การศึกษานี้ไม่สามารถระบุสาเหตุของการเกิดการลุกลามของวิกฤตเศรษฐกิจได้อย่างชัดเจน เนื่องจากพฤติกรรมการลงทุนของนักลงทุนก็มีส่วนทำให้เกิดการแพร่กระจายเช่นกัน

เนื่องจากหัวข้อในงานวิจัยนี้เป็นการทดสอบการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ของประเทศกลุ่มตัวอย่างโดยงานวิจัยของ อภิชาติ (2013) พบว่าตลาดการเงินระหว่างประเทศนั้นมีความเชื่อมโยงระหว่างกันสูง ซึ่งอาจเป็นสาเหตุหนึ่งที่ทำให้เกิดสภาวะการลุกลามของวิกฤต (Contagion) หรือการส่งผ่านผลกระทบ (Spillovers) อันเนื่องมาจากการเกิดเหตุการณ์ร้ายแรง (Extreme Negative Events) ได้

ทฤษฎีการส่งผ่านผลกระทบภายนอก (Spillover Effects)

การศึกษาของ Sang Hoon Kang et al. (2019) พบว่าการแพร่กระจาย (Contagion Effects) มักถูกพิจารณาว่าเป็นปรากฏการณ์ที่มีการถ่ายทอดได้สูง หรือเป็นการส่งผ่านผลกระทบภายนอก (Spillover Effects) ที่ส่งผลกระทบระหว่างตลาดหุ้นทั่วโลกหลังจากเกิดการ Shock ของตลาด (หรือกลุ่มของตลาด) เนื่องจากการเชื่อมโยงระหว่างกันมีปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจ เช่น การค้าต่างประเทศ การกู้ยืมเงินระหว่างประเทศหรือกระแสการลงทุนอื่น ๆ และพฤติกรรมของนักลงทุน การส่งผ่านผลกระทบภายนอกนั้นถูกกำหนดให้เป็นวิกฤตการณ์ขนาดใหญ่ต่อตลาดหุ้นที่เพิ่มอัตราผลตอบแทนและความสัมพันธ์ต่อตลาดหุ้นและตลาดอื่น ๆ โดยตัวอย่างของการส่งผ่านผลกระทบภายนอก เช่น การหดตัวของเศรษฐกิจในกลุ่มประเทศอาเซียนจากสงครามการค้าระหว่างสหรัฐอเมริกาและประเทศจีน

ตามทฤษฎีของ Koop, Pesaran and Potter (1996) กล่าวว่า ทฤษฎีการส่งผ่านผลกระทบภายนอก หรือ Spillover Effects นั้นเป็นทฤษฎีที่ใช้ในการวิเคราะห์ Generalized Impulse Response Analysis ในแบบจำลอง Unrestricted Vector Autoregressive (VAR) และ Cointegrated VAR ซึ่งแบบจำลอง Vector Autoregressive (VARs) นั้นเป็นแบบจำลองที่อธิบายความสัมพันธ์ของตัวแปรทางเศรษฐกิจ ว่ามีแนวโน้มที่จะเกิดลักษณะความสัมพันธ์เชื่อมโยงกัน และสามารถอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างกันได้

Pesaran and Shin (1998) ได้นำเสนอ Generalized Impulse Response Functions ซึ่งเป็นแบบจำลองทางเศรษฐมิติที่ใช้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต่าง ๆ โดยที่ไม่ทราบรูปแบบของความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรมาก่อนล่วงหน้า เพื่อหาปัจจัยคงตัว (Parameter) ที่ใช้ในการทำนาย ซึ่งในการวิจัยดังกล่าวได้นำเทคนิค Impulse Response Function มาทำการศึกษาการเปลี่ยนแปลงที่อาจเกิดขึ้นภายในตัวแปรใด ๆ ซึ่งผลจากแบบจำลองดังกล่าวทำให้แบบจำลอง Vector Autoregressive

เป็นที่นิยมใช้กัน โดยทั่วไป เนื่องจากสามารถนำมาใช้วัดประโยชน์จากการส่งผ่านผลกระทบภายนอก (Spillover Effects) ซึ่งสามารถวัดได้ 4 แบบ คือ วัดในรูปแบบการส่งผ่านความผันผวน (Spillover Index) วัดจากทิศทางการส่งผ่านความผันผวนภายในระบบ (Directional Spillovers) วัดจากขนาดการส่งผ่านความผันผวนของตัวแปรหนึ่งภายในระบบ เปรียบเทียบกับผลรวมของความผันผวนจากตัวแปรอื่น ๆ ที่เหลือ (Net Spillovers) และวัดอิทธิพลของการส่งผ่านความผันผวนแต่ละตัวเปรียบเทียบกับตนเองภายในระบบ (Net Pairwise Spillovers)

Diebold and Yilmaz (2009) ได้ศึกษากระบวนการในการส่งผ่านผลกระทบ (Spillover Effect) อันเนื่องมาจากวิกฤตการณ์ทางการเงินซึ่งดำเนินอยู่ในขณะนั้น และได้ลุกลามเป็นวิกฤตการณ์การเงินโลกในที่สุด โดยวิเคราะห์การเกิดสภาวะ Contagion และความเสี่ยงที่เกิดจากภาวะเชื่อมโยง (Interdependence) ระหว่างตลาดต่าง ๆ ด้วยการใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive มาทำการศึกษาผ่านข้อมูลอัตราผลตอบแทน และความผันผวนที่เกิดขึ้น ใน 10 ตลาดหุ้น ภายในกลุ่มภูมิภาคเอเชียตะวันออก

ทฤษฎีการส่งผ่านผลกระทบภายนอก (Spillover Effects Theory) นั้นสามารถแบ่งออกเป็น

1. Mean Spillover Effects คือ การส่งผ่านผลกระทบระหว่างตลาด กล่าวถึงดัชนีหลักทรัพย์ในตลาดหนึ่งจะได้รับผลกระทบไม่เพียงแต่เฉพาะการเคลื่อนไหวของดัชนีหลักทรัพย์ของตลาดนั้นในช่วงเวลาที่ผ่านมา แต่ยังรวมถึงดัชนีหลักทรัพย์ในช่วงเวลาที่ผ่านมาในตลาดอื่น ๆ ด้วย
2. Return Spillover Effects ผลการกระจายความเสี่ยงระหว่างสองตลาด คือ ข้อมูลในอดีตที่เกี่ยวกับความเสี่ยงสูงในตลาดหนึ่งจะช่วยให้การคาดการณ์การเกิดขึ้นในตลาดอื่น ๆ
3. Volatility Spillover Effects อธิบายว่าความผันผวนของราคาในตลาดต่าง ๆ อาจได้รับผลกระทบร่วมกัน โดยเฉพาะขนาดความผันผวนของราคาในตลาดหนึ่งอาจได้รับผลกระทบไม่เพียงแต่เฉพาะความผันผวนของตลาดนั้นในช่วงเวลาที่ผ่านมา แต่ยังรวมถึงความผันผวนของราคาของตลาดต่างประเทศอีกด้วย นอกจากนี้ ความผันผวนของข้อมูลสามารถถ่ายโอนระหว่างตลาดต่าง ๆ ได้

จากผลของงานศึกษาของการลุกลามของวิกฤตการณ์ทางการเงิน (Contagion effects) นั้นมักจะเกิดจากการเปลี่ยนแปลงปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจแบบไม่ได้คาดการณ์ล่วงหน้าจนถึงขั้นรุนแรงและนำไปสู่วิกฤตการณ์ ซึ่งโดยส่วนใหญ่แล้วนั้นเกิดจากพฤติกรรมของนักลงทุนที่มีพฤติกรรมเปลี่ยนแปลงจากการได้รับข้อมูลข่าวสารการลงทุนที่ไม่เท่าเทียมกัน นอกจากนี้ ยังเกิดได้จากการที่มีปัจจัยพื้นฐานร่วมกัน ดังนั้น จึงคาดการณ์ว่าการลุกลามของวิกฤตการณ์ทางการเงินนั้นอาจจะถูกควบคุม

อีกชั้นหนึ่งจากการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาค โดยในงานทบทวนวรรณกรรมนั้น ได้มีการศึกษาถึงระดับการพึ่งพาซึ่งกันและกันของอัตราผลตอบแทนที่ได้รับอิทธิพลจากปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจ เช่น อัตราดอกเบี้ย (Interest) อัตราเงินเฟ้อ (Inflation) อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศ (Foreign Exchange Rate) ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (GDP), ความเชื่อมโยงทางการค้าระหว่างประเทศ (Trade Integration) และเงินทุนเคลื่อนย้าย (Capital Inflow and Capital Outflow)

อัตราดอกเบี้ย (Interest Rate) มีความสัมพันธ์เป็นลบกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ โดยการลงทุนของบริษัทส่วนใหญ่จะมีแหล่งเงินทุนมาจาก 2 แหล่ง คือ ส่วนของผู้ถือหุ้นและส่วนของการกู้ยืม โดยในส่วนของเงินกู้ยืมบริษัทจะมีค่าใช้จ่ายดอกเบี้ยเกิดขึ้น ดังนั้นอัตราดอกเบี้ยเงินกู้จึงถือเป็นต้นทุนทางการเงินที่สำคัญของบริษัท โดยลักษณะความสัมพันธ์ในช่วงที่อัตราดอกเบี้ยอยู่ในระดับต่ำ การกู้ยืมเงินมาลงทุนมักไม่ค่อยมีปัญหา เนื่องจากบริษัทโดยส่วนใหญ่มีความสามารถในการชำระดอกเบี้ยและเงินต้นให้แก่ผู้ให้กู้ได้ แต่เมื่อใดก็ตามที่อัตราดอกเบี้ยเริ่มปรับตัวสูงขึ้น นั่นหมายถึงภาระดอกเบี้ยจ่ายที่เพิ่มขึ้น ซึ่งจะทำให้กำไรของบริษัทลดลงและส่งผลกระทบต่อราคาหุ้นของบริษัทในที่สุด นอกจากนี้การเพิ่มขึ้นของอัตราดอกเบี้ยจะหมายถึงการเพิ่มต้นทุนทางการเงินของบริษัท ซึ่งจะส่งผลต่อการคาดการณ์กระแสเงินสดในอนาคตและส่งผลต่อการประเมินมูลค่าของบริษัท ในทางกลับกันการลดลงของอัตราดอกเบี้ยจะส่งผลต่อการดึงดูดเงินลงทุนจากนักลงทุนต่างชาติ ส่งผลให้เกิดแรงจูงใจในการเข้ามาลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ของประเทศนั้น ๆ โดยสรุปคืออัตราดอกเบี้ยจะส่งผลในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ กล่าวคือถ้าอัตราดอกเบี้ยอยู่ในระดับต่ำมูลค่าหลักทรัพย์จะสูงขึ้น ขณะที่หากอัตราดอกเบี้ยอยู่ในระดับสูงมูลค่าหลักทรัพย์จะลดลง เนื่องจากต้นทุนการเงินของบริษัทสูงขึ้น ซึ่งสอดคล้องกับแนวคิดของ Abdullah and Hayworth (1993) และผลงานวิจัยของ Chen Roll and Ross (1986) และ Lucey, Nejadmalayeri and Singh (2008) ที่พบว่าอัตราดอกเบี้ยส่งผลในทิศทางลบกับผลตอบแทนของหลักทรัพย์ และ Wongbangpo and Shama (2002) ได้อธิบายว่าเนื่องจากอัตราดอกเบี้ยใช้เป็นอัตราคิดลดเพื่อหามูลค่าปัจจุบันของราคาหลักทรัพย์ เมื่ออัตราดอกเบี้ยเพิ่มสูงขึ้นจะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนที่นักลงทุนต้องการเพิ่มสูงขึ้นด้วย ซึ่งจะส่งผลในทางลบกับมูลค่าของหลักทรัพย์ และเมื่อมองในแง่ของต้นทุนค่าเสียโอกาสแล้ว อัตราดอกเบี้ยจะส่งผลกระทบต่อการตัดสินใจในการถือครองหลักทรัพย์ของนักลงทุน การเพิ่มขึ้นของต้นทุนค่าเสียโอกาสนี้จะกระตุ้นให้นักลงทุนเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการลงทุนไปลงทุนในหลักทรัพย์อื่น ๆ แทน ดังนั้น การเพิ่มขึ้นของอัตราดอกเบี้ยจะส่งผลกระทบต่อราคาหลักทรัพย์ในแง่มุมมองของการจัดสรรการลงทุน นอกจากนี้การเพิ่มขึ้นของอัตราดอกเบี้ยยังบ่งชี้ถึงสภาพคล่องทางการเงินในปัจจุบันที่กำลังลดลงซึ่งจะส่งผลกระทบต่อการตัดสินใจการลงทุน โดยนักลงทุนอาจจะชะลอการลงทุนซึ่งทำให้ราคา

หลักทรัพย์ลดต่ำลง และยังอาจสะท้อนให้เห็นถึงภาวะเศรษฐกิจถดถอย ซึ่งจะส่งผลกระทบต่อผลกำไรของบริษัทในอนาคตได้

อัตราเงินเฟ้อ (Inflation) เป็นภาวะการณ์ที่ระดับราคาสินค้าและบริการโดยทั่วไปเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง โดยการวัดอัตราเงินเฟ้อ นักลงทุนสามารถคำนวณได้จากอัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภค (Consumer Price Index: CPI) กล่าวคือ ช่วงที่ภาวะเงินเฟ้อเพิ่มขึ้นจะเป็นช่วงที่ดัชนีราคาผู้บริโภคมีการปรับตัวเพิ่มขึ้น แสดงว่าราคาสินค้าที่ผู้บริโภคต้องจ่ายมีการปรับตัวสูงขึ้น และช่วงที่ภาวะเงินเฟ้อลดลงจะเป็นช่วงที่ดัชนีราคาผู้บริโภคมีการปรับตัวลดลง แสดงว่าราคาสินค้าที่ผู้บริโภคต้องจ่ายมีการปรับลดลง จากผลงานวิจัยของ Jiranyakul (2009) ที่ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์และปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคของประเทศไทย ผลการทดสอบพบว่า การเปลี่ยนแปลงในอัตราเงินเฟ้อนั้นส่งผลต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไปในทิศทางเดียวกัน นอกจากนี้งานวิจัยของ Chen, Roll and Ross (1986), Azeez and Yonezawa (2006) และ Rjoub, Tursoy, and Gunsul (2009) ที่ได้ศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคกับอัตราผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์ประเทศสหรัฐอเมริกา ตลาดหลักทรัพย์ญี่ปุ่น และตลาดหลักทรัพย์อิสตันบูล ตามลำดับ พบว่า อัตราเงินเฟ้อมีผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์ต่าง ๆ ในทิศทางที่เป็นบวก

อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Foreign Exchange Rate) หากพิจารณาเฉพาะในการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์จะพบว่าอัตราแลกเปลี่ยนเป็นหนึ่งตัวแปรที่มีความสัมพันธ์ การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีผลต่อราคาหลักทรัพย์ ในปัจจุบันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนมีบทบาทมากขึ้นตามการเพิ่มขึ้นของมูลค่าการค้าระหว่างประเทศ การเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนจะส่งผลกระทบต่อบริษัทที่มีการทำธุรกรรมในรูปเงินสกุลต่างประเทศผ่านกระแสเงินสดของบริษัท โดยบริษัทที่ทำธุรกรรมการค้ากับต่างประเทศจะต้องคำนึงถึงความเสี่ยงจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนในการประกอบธุรกิจด้วย เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนจะส่งผลกระทบต่อกระแสเงินสดของบริษัทและส่งผลกระทบต่อความสามารถในการแข่งขันในตลาดโลก ทำให้มูลค่าของบริษัทเพิ่มขึ้นหรือลดลง ซึ่งในท้ายที่สุดความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนก็จะส่งผลกระทบต่อไปถึงนักลงทุนที่ถือตราสารทางการเงินและหลักทรัพย์ของบริษัท กล่าวได้ว่าภาวะเศรษฐกิจการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน และผลตอบแทนจากตลาดหลักทรัพย์มีความสัมพันธ์กัน หากภาวะเศรษฐกิจเป็นไปในทิศทางที่ดีจะส่งผลให้ค่าเงินแข็งตัวขึ้นและทำให้อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สูงขึ้นเป็นไปในทิศทางเดียวกัน แต่หากเกิดภาวะเศรษฐกิจถดถอยและค่าเงินอ่อนค่าลงทำให้นักลงทุนได้รับอัตราผลตอบแทนที่ต่ำลงโดยไม่สามารถพยากรณ์ล่วงหน้าได้ ซึ่งสอดคล้องกับผลจากศึกษาของ Mansor, Mahmood, and Dinnah (2007) ที่ได้ทำการศึกษาถึงความสัมพันธ์ของการ

เปลี่ยนแปลงผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์และอิทธิพลของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ ในภูมิภาคเอเชียแปซิฟิกทั้ง 6 ประเทศ โดยผลจากการทดสอบระบุว่าความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่าง ราคาหลักทรัพย์และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศนั้นให้ผลการทดสอบเป็นความสัมพันธ์ใน ทิศทางที่เป็นบวกในทุกประเทศที่ทำการศึกษา ขณะที่ Bilson, Brailsford, and Hooper (2001) ได้ ศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคของกลุ่มประเทศเกิดใหม่ (Emerging Countries) และอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ ซึ่งจากผลการศึกษาพบว่าปัจจัยทางเศรษฐกิจมห ภาคนั้น ๆ มีความสัมพันธ์กับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ และ Jiranyakul (2009) ศึกษาถึง ความสัมพันธ์ทั้งระยะสั้นและระยะยาวระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์และตัวแปรทางเศรษฐกิจมห ภาคในประเทศไทย โดยพบว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค ได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ปริมาณเงิน และอัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวกกับอัตราผลตอบแทนของ ตลาดหลักทรัพย์

ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (Gross Domestic Product: GDP) คือ มูลค่าตลาดของ สินค้าและบริการขั้นสุดท้ายที่ถูกผลิตภายในประเทศในช่วงระยะเวลาหนึ่ง โดยไม่คำนึงว่าผลผลิต นั้นจะผลิตขึ้นมาด้วยทรัพยากรจากประเทศใด ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศเป็นเครื่องมือวัดการ เปลี่ยนแปลงด้านการผลิต อุตสาหกรรม และแนวโน้มการเติบโตทางเศรษฐกิจ โดยเป็นตัวชี้วัดความ เคลื่อนไหวของเศรษฐกิจอย่างกว้าง ๆ ได้ดีที่สุด เพราะผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศจะเคลื่อนไหว ขึ้นลงในทิศทางเดียวกับวัฏจักรธุรกิจ กล่าวคือ ถ้าผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศเพิ่มขึ้น หมายความว่ามูลค่าของผลผลิตสินค้าและบริการทั้งหมดที่ผลิตขึ้นในประเทศในปีนั้นเพิ่มขึ้น แสดงว่าเศรษฐกิจ ในปีนั้นมีแนวโน้มดีขึ้น ในทางตรงกันข้าม ถ้าผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศลดลง หมายความว่า มูลค่าของผลผลิตสินค้าและบริการทั้งหมดที่ผลิตขึ้นในประเทศปีนั้นลดลง แสดงว่าเศรษฐกิจในปี นั้นมีแนวโน้มแย่ลง ปัจจัยสำคัญที่จะส่งผลกระทบต่อความสามารถในการทำกำไรของธุรกิจ ได้แก่ ภาวะ เศรษฐกิจ ซึ่งในช่วงที่เศรษฐกิจตกต่ำจะทำให้บริษัทต่าง ๆ ดำเนินงานในระดับต่ำกว่าที่ควรจะเป็น เมื่อผลผลิตลดลงในขณะที่ค่าใช้จ่ายคงที่ จึงทำให้กำไรของบริษัทลดลง นักลงทุนจะได้รับกระแส เงินสดรับจากการลงทุนน้อยลงและทำให้การลงทุนมีความเสี่ยงสูงขึ้น การตกต่ำของภาวะเศรษฐกิจ จึงส่งผลให้การดำเนินงานของบริษัทและราคาหุ้นตกต่ำลง ในทางตรงกันข้าม ในช่วงภาวะเศรษฐกิจ มีการเติบโต บริษัทต่าง ๆ จะลงทุนเพิ่มขึ้น มีการผลิตเต็มกำลัง ส่งผลให้ยอดขายและกำไรของบริษัท สูงขึ้น ทำให้นักลงทุนได้รับกระแสเงินสดจากการลงทุนเพิ่มขึ้น จึงทำให้ราคาหุ้นสูงขึ้น จาก หลักการดังกล่าว แสดงว่าผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศนั้นจะส่งผลในทิศทางเดียวกัน หรือมี ความสัมพันธ์เป็นบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ กล่าวคือ ถ้าผลิตภัณฑ์มวลรวมใน ประเทศเพิ่มสูงขึ้น มูลค่าหลักทรัพย์จะสูงขึ้น แต่ถ้าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศลดลง จะทำให้

มูลค่าหลักทรัพย์ลดลง ซึ่งสอดคล้องกับผลวิจัยของ Sriyuknirand and Rujithamrongkul (2013) ได้ทำการศึกษาการเปลี่ยนแปลงของ SET50 Index Futures โดยจากการศึกษาพบว่า มูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับราคา SET50 Index Futures และ Jiranyakul (2009) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์และปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคของประเทศไทย ซึ่งผลจากการทดสอบพบว่า การเปลี่ยนแปลงในมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศนั้นส่งผลอย่างมากต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ และมีความสัมพันธ์ไปในทิศทางบวก

ความเชื่อมโยงด้านการค้าระหว่างประเทศ (Cross-border Trade Connectivity) หรือ การเคลื่อนย้ายสินค้าเสรี (Free Flow of Goods) นับเป็นหนึ่งในหลักการสำคัญในการมุ่งไปสู่การเป็นตลาดและฐานการผลิตเดียวกัน รวมทั้งยังมีส่วนช่วยสนับสนุนให้เกิดการพัฒนาเครือข่ายการผลิตภายในภูมิภาคและส่งเสริมบทบาทของอาเซียนในการเป็นศูนย์กลางการผลิตของโลก หรือเป็นส่วนหนึ่งของห่วงโซ่อุปทานของโลก ทั้งนี้ นับตั้งแต่อาเซียนได้เริ่มเปิดเสรีทางการค้าระหว่างกันภายใต้เขตการค้าเสรีอาเซียน (AFTA) ในปี 1993 เป็นต้นมา อุปสรรคทางการค้าในรูปแบบต่าง ๆ ทั้งที่เป็นภาษีและมิใช่ภาษีได้ถูกทยอยยกเลิกหรือลดลงให้เหลือน้อยที่สุดเป็นลำดับ เพื่อก่อให้เกิดการค้าเสรีและกระชับความร่วมมือทางเศรษฐกิจและการค้าระหว่างกันภายในกลุ่ม การเปิดเสรีทางการค้าและเงินทุนเคลื่อนย้ายส่งผลให้ระบบเศรษฐกิจการเงินของประเทศต่าง ๆ ทั่วโลกมีความเชื่อมโยงกันมากขึ้น ทั้งในแง่ของความเชื่อมโยงทางการค้า (Trade Linkages) ผ่านการนำเข้าและส่งออกสินค้าและบริการ ตลอดจนความเชื่อมโยงทางการเงิน (Financial Linkages) ผ่านการลงทุนทางตรงการลงทุนทางอ้อม และการกู้ยืมระหว่างกัน โดยความเชื่อมโยงทางการค้าระหว่างประเทศหมายถึง การรวมกลุ่มเศรษฐกิจ โดยมีเป้าหมายเพื่อจัดอุปสรรคทางการค้าโดยการลดภาษีศุลกากรระหว่างกันภายในกลุ่มลงให้เหลือน้อยที่สุดและการขจัดอุปสรรคที่นอกเหนือจากภาษี ทั้งนี้ การจัดทำเขตการค้าเสรีในอดีตมุ่งในด้านการเปิดเสรีด้านสินค้า (Trade in Goods) โดยการลดภาษีและอุปสรรคที่ไม่ใช่ภาษีเป็นหลัก แต่เขตการค้าเสรีในระยะหลังมีลักษณะครอบคลุมการเปิดเสรีด้านบริการ (Trade in Services) เพิ่มขึ้น ซึ่งในงานวิจัยนี้ความเชื่อมโยงทางการค้าระหว่างประเทศ (Trade Integration) จะวัดจากผลรวมของมูลค่าส่งออกและนำเข้าสินค้าและบริการต่อมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (GDP) ของประเทศนั้น ๆ โดยความเชื่อมโยงกับภาคต่างประเทศผ่านทางการค้าและเงินทุนเคลื่อนย้ายเสรีนั้น แม้จะมีส่วนช่วยสนับสนุนการขยายตัวของระบบเศรษฐกิจไทยในช่วงหลายทศวรรษที่ผ่านมา แต่อีกนัยหนึ่งความเชื่อมโยงที่เพิ่มขึ้นกับภาคต่างประเทศย่อมส่งผลให้การส่งผ่านความเสี่ยงจากระบบเศรษฐกิจการเงินโลกมาสู่ประเทศไทยเป็นไปได้ง่ายและรวดเร็วมากขึ้น โดยเฉพาะอย่างยิ่งการส่งผ่านความเสี่ยงผ่านความเชื่อมโยงทางการเงิน ความเชื่อมโยงทางการค้าระหว่างประเทศจะส่งผลในทิศทางเดียวกันหรือในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราผลตอบแทนของ

หลักทรัพย์ขึ้นอยู่กับปัจจัยอื่น ๆ ด้วย ซึ่งจากการศึกษาของ Beine and Candelon (2011) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ของการเปิดเสรีทางการค้าและการเงินและดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ใน 25 ประเทศในกลุ่มประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่ (Emerging Economies) ในช่วงเวลา 15 ปี พบว่าดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ใน 25 ประเทศในกลุ่มประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่นั้น มีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวกกับการเปิดเสรีทางการค้าและการเงินในระดับการเชื่อมโยงตลาดหุ้นข้ามประเทศ แต่ในขณะที่ การศึกษาของ Vithessonthi and Kumarasinghe (2016) ที่ได้ทำการวิเคราะห์ถึงอิทธิพลของการพัฒนาทางการเงิน (Financial Development) และการรวมการค้าระหว่างประเทศ (International Trade Integration) ที่มีต่อราคาตลาดหลักทรัพย์ของ 15 ประเทศที่พัฒนาแล้วและกำลังพัฒนาในเอเชียในช่วงปี 1985-2013 ผลการศึกษาแสดงให้เห็นว่าการพัฒนาทางการเงินของประเทศ (Financial Development) มีผลกระทบเชิงบวกต่อราคาตลาดหลักทรัพย์โดยรวม อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษากลับพบว่า การรวมการค้าระหว่างประเทศ (International Trade Integration) นั้น ไม่ได้มีความสัมพันธ์เกี่ยวกับราคาตลาดหลักทรัพย์โดยรวม

เงินทุนเคลื่อนย้าย (Capital Inflow and Capital Outflow) โดยทั่วไปการเคลื่อนย้ายเงินทุน (Capital Flight) หมายถึง เงินทุนที่เคลื่อนย้ายออกนอกประเทศ อันเนื่องมาจากการเก็งกำไรระยะสั้น ซึ่งความหมายดังกล่าวจัดเป็นความหมายในเชิงแคบ อย่างไรก็ตาม การเคลื่อนย้ายเงินทุนอาจมีความหมายในเชิงกว้างที่ครอบคลุมถึงเงินทุนทั้งหมดที่ไหลออกจากระบบเศรษฐกิจ ซึ่งรวมถึงการไหลออกของเงินทุนในภาคเอกชน และการสูญเสียบุคลากรที่มีคุณภาพของประเทศหนึ่งไปยังอีกประเทศหนึ่ง (Human Capital Flight) อีกด้วย สำหรับสาเหตุที่เกิดการไหลออกของเงินทุนจากประเทศใดประเทศหนึ่งมีหลายประการ เช่น การเกิดวิกฤตการณ์ทางการเงินและการเมือง การปรับเพิ่มอัตราภาษีบางประเภท การควบคุมการเข้าออกของเงินทุน (Capital Control) การประกาศลดค่าเงิน (Devaluation) และการเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็วของอัตราเงินเฟ้อในประเทศ (Hyperinflation) เป็นต้น ทั้งนี้การไหลออกของเงินทุนอาจเกิดขึ้นจากการย้ายการลงทุนในกลุ่มหลักทรัพย์ท้องถิ่น (Domestic Portfolio) ไป ลงทุนในสินทรัพย์ต่างประเทศที่มีสภาพคล่องสูงกว่า นอกจากนี้การเปลี่ยนแปลงนโยบายสินเชื่อทางการค้า (Trade Credit) ของบริษัทท้องถิ่นที่ดำเนินธุรกิจซื้อขายระหว่างประเทศ ก็เป็นอีกสาเหตุหนึ่งของการไหลออกของเงินทุน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศต่ำกว่าอัตราดอกเบี้ยของต่างประเทศมาก ๆ บริษัทผู้นำเข้าท้องถิ่นจะรับสินเชื่อทางการค้าจากบริษัทผู้ขายต่างชาติเป็นเงินตราสกุลต่างประเทศลดลง เนื่องจากบริษัทผู้ขายมีต้นทุนทางการเงินสูง ขณะที่บริษัทผู้ส่งออกท้องถิ่นจะให้สินเชื่อทางการค้าแก่บริษัทผู้ซื้อต่างชาติเป็นเงินตราสกุลต่างประเทศได้เพิ่มมากขึ้น เนื่องจากบริษัทผู้ส่งออกมีต้นทุนทางการเงินต่ำ หากปริมาณการให้สินเชื่อสุทธิของประเทศมีมูลค่าสูงมากก็เปรียบเสมือนเกิดการไหลออกของเงินทุน ดังนั้นอาจกล่าว

ได้ว่าหากเงินทุนเคลื่อนย้ายมีอัตราการไหลเข้าหรือออกที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ลดลง ในขณะที่เดียวกันหากเงินทุนเคลื่อนย้ายมีอัตราการไหลเข้าหรือออกน้อยจะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์เพิ่มขึ้น ในทางทฤษฎี การลงทุนในต่างประเทศซึ่งมีสินทรัพย์ทางการเงินที่หลากหลายได้ จะช่วยเพิ่มการกระจายความเสี่ยง (Diversification) และการแบ่งปันความเสี่ยง (Risk Sharing) ทำให้ได้รับความเสียหายลดลงจากความเปลี่ยนแปลงอย่างรุนแรง (Shock) ที่เกิดภายในประเทศ โอกาสทางการลงทุนและการกู้ยืมที่เพิ่มขึ้นจะช่วยรักษาระดับการบริโภคไม่ให้ผันผวนขึ้นลงตามภาวะเศรษฐกิจ (Consumption Smoothing) การเข้าถึงแหล่งเงินทุนในต่างประเทศจะช่วยลดการขาดแคลนแหล่งเงินทุนในประเทศ และช่วยเพิ่มประสิทธิภาพในการจัดสรรเงินทุน แต่ความเชื่อมโยงทางการเงินก็อาจก่อให้เกิดผลเสียคือทำให้เศรษฐกิจของประเทศผันผวนตามตลาดโลกเพิ่มขึ้น การกู้ยืมหรือการลงทุนจากต่างประเทศก่อให้เกิดความเปราะบางต่อการที่เงินทุนไหลออกอย่างฉับพลัน (Sudden Stop) และยังเป็นหนึ่งช่องทางสำคัญที่ทำให้วิกฤตการเงินแพร่กระจายและลุกลามข้ามประเทศได้ (Financial Contagion) โดยเฉพาะอย่างยิ่งเมื่อระบบการเงินในประเทศตลาดเกิดใหม่ยังพัฒนาไม่เพียงพอและมีข้อจำกัดทางการเงินและเชิงโครงสร้างอยู่ ซึ่งจากการศึกษาของ Beine and Candelon (2011) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ของการเปิดเสรีทางการค้าและการเงินและดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ใน 25 ประเทศในกลุ่มประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่ (Emerging Economies) ในช่วงเวลา 15 ปี พบว่าดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ใน 25 ประเทศในกลุ่มประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่นั้น มีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวกกับการเปิดเสรีทางการค้าและการเงินในระดับการเชื่อมโยงตลาดหลักทรัพย์ข้ามประเทศ

2.2 การศึกษาเชิงประจักษ์ที่เกี่ยวข้อง

การลุกลามของวิกฤตการณ์ทางการเงิน (Financial Contagion) เป็นปัญหาสำคัญต่อการบริหารจัดการลงทุนและเสถียรภาพของระบบการเงินทั้งในระดับภูมิภาคและระดับโลก วิกฤตการณ์ทางการเงินที่เกิดขึ้นในประเทศหรือภูมิภาคหนึ่งสามารถลุกลามไปยังอีกประเทศหรือภูมิภาคอื่น ๆ ที่ไม่ใช่ต้นตอของปัญหาได้ ก่อให้เกิดผลกระทบที่ร้ายแรงในวงกว้าง การกระจายความเสี่ยงของพอร์ตโฟลิโอ (Portfolio Diversification) โดยการกระจายการลงทุนในประเทศต่าง ๆ ที่อยู่ภูมิภาคเดียวกันไม่สามารถช่วยลดความเสี่ยงได้มากนัก เนื่องจากวิกฤตการณ์จะลุกลามไปยังประเทศต่าง ๆ สร้างความเสียหายในแต่ละประเทศในช่วงเวลาที่ใกล้เคียงกัน

โดยจากการศึกษาของ Goldstein (2013) ได้ศึกษาวิกฤตการณ์ทางการเงิน โดยได้จำแนกสาเหตุของการเกิดการลุกลามของวิกฤตการณ์ทางการเงินออกเป็น 2 ประเภทหลัก ๆ คือ

สาเหตุที่มาจากปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจ (Fundamentals Contagion) และสาเหตุที่มาจากความตื่นตระหนก (Panic Contagion) โดยการลุกลามของวิกฤตทางการเงินที่เกิดจากปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจนั้น หมายถึง การเกิดการลุกลามจากความสัมพันธ์ของปัจจัยพื้นฐานที่มีอยู่จริงระหว่างประเทศต้นตอของปัญหาและประเทศที่ได้รับผลกระทบ โดยความสัมพันธ์นั้นเป็นช่องทางที่จะทำให้ปัญหาของประเทศต้นตอรั้งลุกลามไปยังประเทศที่ได้รับผลกระทบได้ ในขณะที่การลุกลามของวิกฤตทางการเงินที่เกิดจากความตื่นตระหนกนั้นเกิดจากความเชื่อที่ไม่เกี่ยวกับเหตุผล โดยนักลงทุนเชื่อว่าวิกฤตการณ์ของประเทศต้นตอจะส่งผลลุกลามไปยังประเทศที่ได้รับผลกระทบ และความเชื่อเหล่านั้นนำไปสู่การลุกลามจริง

Kaminsky, Reinhart, and Vegh (2003) ได้ศึกษาถึงการลุกลามของวิกฤตการณ์ทางการเงินที่มีลักษณะรวดเร็วและรุนแรง (Fast and Furious) ซึ่งการลุกลามประเภทนี้จะส่งผลกระทบมากที่สุด เพราะจะทำให้ให้นักลงทุนไม่สามารถปรับเปลี่ยนพฤติกรรมการลงทุนได้ทัน และยังส่งผลกระทบต่อที่เพิ่มขึ้นเป็นทวีคูณด้วย จากการศึกษาพบว่า การไหลเข้าและออกของเงินทุนจำนวนมากนั้นเป็นสาเหตุหนึ่งที่ทำให้เกิดการลุกลามของวิกฤตทางการเงิน ซึ่งวิธีการที่จะลดความเสี่ยงในการเกิดการลุกลามของวิกฤตทางการเงินคือการกำหนดนโยบายการทางการเงินที่รอบคอบ โดยไม่ให้รัฐบาลมีการใช้จ่ายเงินตราต่างประเทศหรือมีการกู้ยืมจากตลาดทุนระหว่างประเทศที่มากเกินไป

Jang and Sul (2002) ได้ทำการวิจัยการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศในกลุ่มประเทศภูมิภาคอาเซียนทั้ง 7 ประเทศ ได้แก่ ประเทศไทย ญี่ปุ่น ไต้หวัน ฮองกง สิงคโปร์และอินโดนีเซีย ในช่วงที่มีวิกฤตการณ์ทางการเงิน โดยทำการแบ่งช่วงเวลาในการสังเกตการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ออกเป็น 3 ช่วง คือ ช่วงก่อนการเกิดวิกฤต ช่วงระหว่างการเกิดวิกฤต และช่วงหลังการเกิดวิกฤต ซึ่งผลการทดสอบพบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศภูมิภาคอาเซียนก่อนเกิดวิกฤตทางการเงินนั้น ทุกประเทศในกรณีศึกษาแทบจะไม่มี การเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์อย่างไรรก็ตาม ในเดือนมิถุนายน 1997 ที่เกิดวิกฤตการณ์ทางการเงินจะสังเกตว่าตลาดทุนในกลุ่มประเทศอาเซียนได้ปรับตัวเพิ่มขึ้นอย่างมาก โดยเฉพาะอย่างยิ่งในฮ่องกง ประเทศไทย อินโดนีเซียและฟิลิปปินส์ และช่วงหลังจากการเกิดวิกฤตการณ์ทางการเงินในเดือนมกราคม 1998 ก็จะพบว่า การเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนในตลาดทุนของกลุ่มประเทศอาเซียนนั้นมีความสัมพันธ์ระหว่างกันมากขึ้น

Valdes (2000) ได้ทำการศึกษาการใช้ราคาตราสารหนี้ในตลาดรอง (Secondary Market) และการจัดอันดับเครดิตประเทศ (Country Credit Rating) ซึ่งการศึกษานี้ได้ชี้ถึงหลักฐานของการลุกลามของวิกฤตเศรษฐกิจระหว่างประเทศหนึ่งไปสู่อีกประเทศหนึ่งในตลาดเกิดใหม่

(Emerging Markets) โดยแสดงให้เห็นว่าปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจ (Fundamental) นั้นไม่สามารถอธิบายได้ถึงความน่าเชื่อถือของการเคลื่อนไหวร่วมกัน (Co-Movement) ของอัตราผลตอบแทนของราคาหลักทรัพย์ระหว่างประเทศในกลุ่มประเทศละตินอเมริกา นอกจากนี้การศึกษายังชี้ให้เห็นว่าวิกฤตทางการเงินนั้นไม่สามารถอธิบายได้ด้วยข่าวลือ (Big News) ของนักลงทุนอีกด้วย เนื่องจากความไม่เท่าเทียมกันของระดับการรับข้อมูลของนักลงทุน ซึ่งข้อมูลในแง่ลบนั้นมักเป็นข้อมูลที่นักลงทุนให้ความสนใจเป็นอย่างมากและแพร่สะพัดไปอย่างรวดเร็ว ในทางตรงกันข้ามกลุ่มประเทศที่ถูกควบคุมราคาหุ้นกู้ภาคเอกชนในสหรัฐอเมริกาและอันดับความน่าเชื่อถือของกลุ่มประเทศขนาดกลางนั้นสามารถอธิบายความสัมพันธ์ด้วยปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจได้ ซึ่งการศึกษานี้แสดงถึงความสัมพันธ์ของการรวมกลุ่มประเทศในกรณีศึกษาที่มีสภาพคล่องต่ำซึ่งนักลงทุนอาจจะต้องการสภาพคล่องเพิ่มขึ้นเพื่อเปลี่ยนพอร์ตโฟลิโอในการลงทุนของตัวเอง ซึ่งโดยสัญชาตญาณของนักลงทุนคือ หากนักลงทุนต้องการสภาพคล่องและไม่สามารถหาได้ในประเทศใดประเทศหนึ่ง นักลงทุนก็จะแสวงหากลุ่มประเทศที่สองเป็นลำดับถัดไป ซึ่งแสดงให้เห็นถึงความเชื่อมโยงของผลกระทบทางลบระหว่างประเทศจากการลุกลามของวิกฤตการณ์ทางการเงินที่เกิดจากการเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการลงทุนของนักลงทุน

Kodres and Pritsker (2002) ได้ศึกษาแบบจำลองทางทฤษฎีที่สมมติว่ามูลค่าของสินทรัพย์ของแต่ละประเทศขึ้นอยู่กับปัจจัยร่วมทางเศรษฐศาสตร์มหภาค (Common Macroeconomic Factors) และปัจจัยเฉพาะของแต่ละประเทศ (Country-specific Factors) พบว่าเมื่อนักลงทุนที่เข้าถึงข้อมูลได้มากกว่า (Informed Investors) ได้รับข้อมูลใหม่เกี่ยวกับประเทศต้นตอของปัญหา ก็จะนำไปสู่การปรับเปลี่ยนการลงทุนในประเทศนั้นตามข้อมูลที่ได้รับมา ซึ่งจะส่งผลให้ระดับความสัมพันธ์ที่มีต่อปัจจัยทางเศรษฐศาสตร์มหภาคของพอร์ตโฟลิโอโดยรวมเปลี่ยนแปลงไป โดยนักลงทุนจะทำการปรับสัดส่วนการลงทุน (Portfolio Rebalancing) ในประเทศอื่น ๆ เพื่อให้ระดับความสัมพันธ์ที่มีต่อปัจจัยทางเศรษฐศาสตร์มหภาคของกลุ่มการลงทุนนั้นอยู่ในระดับที่เหมาะสมอีกครั้ง ในขณะที่นักลงทุนที่เข้าถึงข้อมูลได้น้อยกว่า (Uninformed Investors) จะสังเกตเห็นการไหลเข้าออกของเงินลงทุนในประเทศที่ได้รับผลกระทบเหล่านั้น โดยจะไม่ทราบสาเหตุว่าการไหลเข้าออกของเงินลงทุนในประเทศเหล่านั้นเป็นประเทศต้นตอของวิกฤตการเงินหรือประเทศที่ได้รับผลกระทบ ก็จะปรับการลงทุนตามในทิศทางเดียวกันโดยคาดการณ์ว่า กระแสเงินทุนนั้นสะท้อนการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าที่แท้จริงของสินทรัพย์ในประเทศที่ได้รับผลกระทบ ราคาของสินทรัพย์ของประเทศที่ได้รับผลกระทบจึงเคลื่อนไหวมากขึ้น ส่งผลให้เกิดการลุกลามที่รุนแรงขึ้น ทั้งที่ความจริงแล้วไม่ได้มีข้อมูลใหม่เกี่ยวกับมูลค่าของสินทรัพย์ของประเทศนั้น

ระดับของความแตกต่างของการเข้าถึงข้อมูลของนักลงทุน (Information Asymmetry) ของแต่ละประเทศก็มีผลต่อระดับความรุนแรงของการถูกลามทางทางการเงินเช่นกัน โดยประเทศที่มีความแตกต่างของการเข้าถึงข้อมูลมากจะได้รับผลกระทบที่รุนแรงกว่า เนื่องจากนักลงทุนที่เข้าถึงข้อมูลได้น้อยกว่าทราบว่านักลงทุนที่เข้าถึงข้อมูลได้มากกว่ามีข้อมูลที่มีคุณภาพสูง พฤติกรรมการซื้อขายของนักลงทุนที่เข้าถึงข้อมูลได้มากกว่าจึงเป็นสัญญาณที่ดี ดังนั้นเมื่อนักลงทุนที่เข้าถึงข้อมูลได้น้อยกว่าเห็นการไหลเข้าออกของเงินลงทุนในประเทศหนึ่ง จึงปรับการลงทุนในประเทศนั้นตามไปในขนาดที่มากขึ้นด้วย โดยปกติแล้วระดับของความแตกต่างของการเข้าถึงข้อมูลของนักลงทุนในตลาดกำลังพัฒนา (Emerging Markets) จะอยู่ในระดับที่สูงและจะส่งต่อผลกระทบจากประเทศที่เป็นต้นตอของปัญหาไปยังอีกประเทศหนึ่ง แม้ว่าประเทศกำลังพัฒนาทั้งสองจะไม่ค่อยมีความสัมพันธ์ทางเศรษฐศาสตร์มหภาคกัน ในขณะที่ตลาดที่พัฒนาแล้ว (Developed Markets) จะมีการเข้าถึงข้อมูลได้เสมอภาคกันมากกว่า

แต่อย่างไรก็ตาม Kodres and Pritsker (2002) ได้ยกตัวอย่างที่แสดงให้เห็นว่าการเกิดการถูกลามของวิกฤตการณ์ทางการเงินระหว่างประเทศนั้นสามารถเกิดขึ้นได้ แม้ว่าประเทศทั้งสองจะไม่มีปัจจัยร่วมกันทางเศรษฐศาสตร์มหภาคโดยตรงเลย แต่มีปัจจัยร่วมทางเศรษฐศาสตร์มหภาคกับประเทศที่สาม เช่นเดียวกับงานวิจัยของ Frankel and Schmukler (1998) ที่ได้ศึกษาการถูกลามของวิกฤตการณ์ในประเทศเม็กซิโกในกลุ่มนักลงทุนในนิวยอร์กของประเทศสหรัฐอเมริกาในปี 1994 ส่งผลกระทบต่อตลาดเงินลงทุนภูมิภาคเอเชีย โดยได้ใช้ข้อมูลเงินลงทุนประเทศ ณ สิ้นงวด (Closed-end Country Funds) ในการทดสอบและสังเกตผลของการเคลื่อนไหว (Co-movement) ของมูลค่าสินทรัพย์สุทธิ (Net Asset Value: NAV) ของประเทศในภูมิภาคเอเชียและละตินอเมริกา ซึ่งผลจากการทดสอบนั้นพบว่า การลดมูลค่าเงินเปโซในประเทศเม็กซิโกช่วงเดือนธันวาคมในปี 1994 นั้นส่งผลกระทบต่อประเทศกำลังพัฒนาในภูมิภาคเอเชีย ทั้ง ๆ ที่สองภูมิภาคไม่ค่อยมีความเกี่ยวข้องกันทางเศรษฐศาสตร์มหภาค โดยพบว่าวิกฤตการณ์ของประเทศเม็กซิโกส่งผ่านไปยังภูมิภาคเอเชียโดยผ่านทางตลาดนิวยอร์กของประเทศสหรัฐอเมริกา

Carsamer (2015) ได้ทำการศึกษาความเคลื่อนไหวร่วมกันของอัตราแลกเปลี่ยนและความผันผวนส่วนเกิน (Volatility Spill Over) ในกลุ่มประเทศแอฟริกา โดยผลจากการศึกษาพบว่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีความสัมพันธ์เชิงบวกสูงระหว่างสกุลเงินท้องถิ่นต่อดอลลาร์สหรัฐอเมริกา ซึ่งจากผลการศึกษาสามารถแบ่งได้เป็น 2 เรื่อง ได้แก่ ประการแรก คือ ความแปรปรวนของอัตราแลกเปลี่ยนทั่วโลกมีอิทธิพลอย่างมากต่อความผันผวนที่เกิดขึ้นในแอฟริกาซึ่งสนับสนุนแนวคิดที่ว่าตลาดแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศในแอฟริกามีแนวโน้มที่จะมีผลกระทบตรงข้ามกับกลุ่มประเทศเศรษฐกิจที่พัฒนาแล้ว (Developed Economies) และประการที่สอง คือ

ความผันผวนในภูมิภาคที่เกิดขึ้นนั้นมีความสำคัญอย่างยิ่งต่อกลุ่มประเทศแอฟริกา จากการวิเคราะห์ข้อมูลแบบ Panel ถึงความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนทวิภาคี (Bilateral) แสดงให้เห็นว่าตลาดอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศในแอฟริกาได้รับอิทธิพลอย่างมากจากการกระแกระดับโลก โดยเรื่องนี้จะเกี่ยวข้องกับอัตราดอกเบี้ยทั่วโลกโดยเฉลี่ยและการเปิดกว้างของบัญชีทุน ในทำนองเดียวกัน การเชื่อมโยงทางการค้าดูเหมือนจะมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันในระยะยาวต่อการเคลื่อนไหวร่วมใด ๆ ในขณะที่ อัตราดอกเบี้ยและการพัฒนาทางการเงิน (Financial Development) ในภูมิภาคมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกันต่อการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน ผลจากการค้นพบครั้งสำคัญนี้บ่งบอกว่าตลาดอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศในแอฟริกามีแนวโน้มที่จะผันผวนจากตลาดโลกมากกว่าความผันผวนจากตลาดในภูมิภาคทั้งในเรื่องความผันผวนและค่าเฉลี่ย

งานศึกษาของ Iriana and Sjöholm (2002) ได้ทำการตั้งข้อสังเกตถึงความสัมพันธ์ระหว่างการลุกลามของวิกฤตเศรษฐกิจและปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐศาสตร์มหภาคของประเทศอินโดนีเซียในปี 1997 ซึ่งเกิดวิกฤตทางการเงินในเอเชีย (Asian Financial Crisis) ส่งผลกระทบต่อหลายประเทศในภูมิภาคเอเชีย จนก่อให้เกิดความกังวลว่าจะเกิดการล่มสลายทางเศรษฐกิจทั่วโลก เนื่องมาจากการแพร่ระบาดของทางการเงิน (Contagion Financial Crisis) โดยวิกฤตดังกล่าวนั้นเริ่มขึ้นในประเทศไทย เมื่อค่าเงินบาทลดลงอย่างมาก ซึ่งเป็นผลจากการตัดสินใจของรัฐบาลไทยที่ตัดสินใจลดตัวค่าเงินบาท ตัดกับการอิงเงินสกุลดอลลาร์สหรัฐ หลังจากที่รัฐบาลไทยพยายามสนับสนุนค่าเงินบาทเมื่อเผชิญกับการแผ่ขยายแบบเกินเลยทางการเงิน (Financial Overextension) อย่างรุนแรง โดยในเวลานั้น ประเทศไทยมีภาระหนี้สาธารณะซึ่งทำให้ประเทศอยู่ในสภาวะล้มละลายก่อนหน้าการล่มสลายของค่าเงิน และเมื่อวิกฤตดังกล่าวขยายออกนอกประเทศ ค่าเงินของประเทศส่วนใหญ่ในภูมิภาคเอเชียตะวันออกเฉียงใต้และประเทศญี่ปุ่นก็ได้ทรุดตัวลงเช่นกัน ตลาดหลักทรัพย์ปรับตัวลดลงและรวมไปถึงราคาสินทรัพย์อื่น ๆ และทำให้หนี้ภาคเอกชนเพิ่มสูงขึ้น ซึ่งในขณะนั้นอินโดนีเซียก็เป็นหนึ่งในประเทศที่ได้รับผลกระทบจากวิกฤตทางการเงินจากประเทศไทยด้วยเช่นกัน โดยงานศึกษานี้ได้ศึกษาถึงปัจจัยร่วมทางเศรษฐกิจมหภาคของประเทศไทยที่ส่งผลกระทบต่อประเทศอินโดนีเซีย โดยตั้งสมมติฐานว่าพฤติกรรมการลงทุนแบบตามแห่ของนักลงทุนจะส่งผลให้เกิดการลุกลามมากกว่าปัจจัยร่วมทางเศรษฐกิจมหภาคระหว่างสองประเทศนี้ ซึ่งพฤติกรรมการลงทุนนั้นเป็นหนึ่งในปัจจัยสำคัญที่ก่อให้เกิดการลุกลามของวิกฤตการณ์ในครั้งนี้ ผลการศึกษาได้ข้อสรุปว่าการเกิดวิกฤตการณ์ในอินโดนีเซียนั้นเกิดจากการลุกลามมาจากประเทศไทยที่เป็นประเทศต้นตอ ซึ่งความไม่มั่นคงทางการเงินของอินโดนีเซียนั้นเป็นสาเหตุหนึ่งที่ทำให้อินโดนีเซียอ่อนแอ ถึงแม้ว่าความไม่สมดุลของเศรษฐกิจมหภาคของอินโดนีเซียนั้นจะเพียงพอต่อการอธิบายถึง

วิกฤตการณ์ได้ แต่ถ้าหากรวมสาเหตุอื่น ๆ ของวิกฤตการณ์ที่เกิดขึ้นเพิ่มในภูมิภาค เช่น การขาดดุลบัญชีเดินสะพัด และการไหลเข้า-ออกของเงินทุนในระยะสั้น ซึ่งสาเหตุเหล่านี้ส่งผลกระทบต่อความน่าเชื่อถือของนักลงทุนทั้งในและนอกอินโดนีเซีย นอกจากนี้การศึกษายังพบอีกว่าพฤติกรรมของนักลงทุนนั้นส่งผลให้เกิดการลุกลามของวิกฤตการณ์มากกว่าปัจจัยร่วมของเศรษฐกิจมหภาค เช่น วิกฤตการณ์ในช่วงเริ่มต้นในประเทศไทยนั้นได้ส่งผลให้ธนาคารในอินโดนีเซียนั้นทำการขายสินทรัพย์เพื่อชดเชยผลขาดทุนที่เกิดขึ้น โดยการลุกลามของวิกฤตทางการเงินของประเทศไทยนั้นถือเป็นสัญญาณเตือนขั้นแรกให้กับนักลงทุนชาวต่างชาติเพื่อประเมินศักยภาพทางเศรษฐกิจของอินโดนีเซีย นอกจากนี้ยังเห็นได้ชัดว่าปัจจัยทางการเมือง เช่น ความไม่แน่นอนของการสืบทอดตำแหน่งประธานาธิบดี ส่งผลกระทบต่อความกังวลของนักลงทุนในอินโดนีเซีย ดังนั้นจึงสรุปได้ว่าวิกฤตการณ์ในอินโดนีเซียนั้นเกิดจากความไม่สมดุลทางเศรษฐกิจและปัจจัยทางการเมืองภายในร่วมกับผลกระทบของวิกฤตการณ์ทางเศรษฐกิจจากประเทศไทย จึงส่งผลให้เกิดการแพร่กระจายข้ามพรมแดนผ่านความเชื่อมั่นของนักลงทุนระหว่างประเทศที่เปลี่ยนแปลงไป

จากการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาหุ้นสหรัฐอเมริกากับกิจกรรมทางเศรษฐกิจที่แท้จริง (Real Economic Activities) โดยใช้แบบจำลองประเภทต่าง ๆ นั้น Fama (1981) ได้ศึกษาถึงความสัมพันธ์เชิงบวกระหว่างผลตอบแทนของหุ้นสามัญและตัวแปรที่แท้จริงจากกิจกรรมทางเศรษฐกิจ เช่น รายจ่ายฝ่ายทุน (Capital Expenditure), การผลิตภาคอุตสาหกรรม (Industrial Production), ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ (Gross National Product: GNP), ปริมาณเงิน (Money Supply), อัตราเงินเฟ้อที่ชะลอตัว (Lagged Inflation) และอัตราดอกเบี้ย (Interest Rate) ในขณะที่ Geske and Roll (1983) และ Huang and Kracaw (1984) ได้ทำการศึกษาความเชื่อมโยงที่สำคัญระหว่างการเปลี่ยนแปลงในผลตอบแทนของตลาดหุ้นในสหรัฐอเมริกาและกิจกรรมทางเศรษฐกิจที่แท้จริง นอกจากนี้ Chen, Roll, and Ross (1986) ได้วิเคราะห์ผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคจากการผลิตภาคอุตสาหกรรม, ปริมาณเงิน, เงินเฟ้อ (Inflation), อัตราแลกเปลี่ยน และอัตราดอกเบี้ยระยะยาวและระยะสั้น (Long and Short Term Interest Rate) และผลตอบแทนของตลาดหุ้นในสหรัฐอเมริกา โดยใช้ Arbitrage-Pricing Model (APM) ซึ่งตัวแปรเหล่านี้เป็นปัจจัยพื้นฐานที่มีอิทธิพลต่อกระแสเงินสดในอนาคตหรืออัตราคิดลด (Discount Rate) ตามรูปแบบการประเมินราคาหุ้นมาตรฐาน โดยราคาหุ้นจะถูกตีความอย่างกว้างว่าเป็นการแสดงถึงมูลค่าปัจจุบันของกระแสเงินสดที่คาดหวังในอนาคต Dhakal, Kandil, and Sharma (1993) ได้ศึกษาถึงปฏิสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินและราคาหุ้นในสหรัฐอเมริกว่าขึ้นอยู่กับสภาพดุลยภาพของตลาดเงิน (The Money Market Equilibrium Condition) และจากการทดสอบด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) ผลที่ได้ระบุว่า การเปลี่ยนแปลงในปริมาณเงินมีนัยสำคัญทั้งทางตรงและทางอ้อมเป็นเหตุให้เกิดการ

เปลี่ยนแปลงในราคาหุ้นของสหรัฐอเมริกา นอกจากนี้ Abdullah and Hayworth (1993) ได้ตั้งข้อสังเกตว่าอัตราผลตอบแทนของหุ้นในสหรัฐอเมริกานั้นมีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราเงินเฟ้อและการเติบโตของปริมาณเงิน (Growth in Money Supply) แต่มีความสัมพันธ์ในทางลบกับการขาดดุลงบประมาณและการค้า (Budget and Trade Deficits) รวมถึงอัตราดอกเบี้ยระยะสั้นและระยะยาว

ขณะที่การศึกษาในกลุ่มประเทศเกิดใหม่ (Emerging Countries) และกลุ่มประเทศที่พัฒนาแล้ว (Developed Countries) นั้น Mansor, Mahmood, and Dinnah (2007) ได้ทำการศึกษาถึงความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงระหว่างผลตอบแทนราคาตลาดหลักทรัพย์และอิทธิพลของเศรษฐกิจมหภาคในภูมิภาคเอเชียแปซิฟิก โดยศึกษาทั้งหมด 6 ประเทศ ได้แก่ มาเลเซีย, เกาหลีใต้, ประเทศไทย, ฮองกง, ญี่ปุ่น และออสเตรเลีย และตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค 4 ตัวแปร คือ ดัชนีราคาหุ้น (Stock Price Index), อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Foreign Exchange Rate), ดัชนีราคาผู้บริโภค (Consumer Price Index: CPI) และดัชนีการผลิตรายอุตสาหกรรม (Industrial Production Index) โดยใช้ Engle-Granger และ Johansen-Juselius เพื่ออธิบายความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างราคาหุ้นและตัวแปรทางเศรษฐกิจ และใช้แบบจำลองการแก้ไขข้อผิดพลาด (Error Correction Model: ECM) ใช้เพื่อตรวจสอบความสัมพันธ์ระยะสั้นระหว่างราคาหุ้นและตัวแปรอื่น ๆ ซึ่งผลการทดสอบระบุว่า ความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างราคาหุ้นและตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคนั้นให้ผลการทดสอบเป็นความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวกในทุกประเทศที่ทำการศึกษา ยกเว้นมาเลเซีย และจากการศึกษาความสัมพันธ์ระยะสั้นระหว่างราคาหุ้นและตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค ให้ผลการทดสอบเป็นความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวกในทุกประเทศ ยกเว้นอัตราแลกเปลี่ยนกับราคาหุ้นในฮ่องกงและดัชนีการผลิตรายอุตสาหกรรมกับราคาหุ้นในประเทศไทย ซึ่งมีผลในทิศทางตรงกันข้าม

Bilson, Brailsford, and Hooper (2001) ได้ทำการศึกษาว่าปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคของกลุ่มประเทศเกิดใหม่ (Emerging Countries) จะสามารถอธิบายอัตราผลตอบแทนของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ได้ดีกว่าปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคของโลกหรือไม่ โดยได้ใช้คำนิยาม “กลุ่มประเทศเกิดใหม่” (Emerging Countries) จาก International Finance Corporation (IFC) (1997) ในการเลือกกลุ่มประเทศเกิดใหม่จำนวน 20 ประเทศ โดยมาจาก 6 ประเทศในกลุ่มละตินอเมริกา ได้แก่ อาร์เจนตินา, บราซิล, ชิลี, โคลัมเบีย, เม็กซิโก และเวเนซุเอล่า 8 ประเทศในกลุ่มเอเชีย ได้แก่ อินเดีย, อินโดนีเซีย, มาเลเซีย, ปากีสถาน, ฟิลิปปินส์, เกาหลีใต้, ไต้หวัน และประเทศไทย 3 ประเทศในกลุ่มยุโรป ได้แก่ กรีซ, โปรตุเกส และตุรกี 1 ประเทศในกลุ่มตะวันออกกลาง ได้แก่ จอร์แดน และ 2 ประเทศในกลุ่มแอฟริกา ได้แก่ ไนจีเรียและซิมบับเว และปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคที่นำมาทดสอบความสัมพันธ์ ได้แก่ ปริมาณเงิน, ราคาสินค้า (Goods Price), ดัชนีการผลิตรายอุตสาหกรรม ที่เกี่ยวกับเหมืองแร่

เหมืองหิน การผลิตไฟฟ้า ก๊าซและน้ำ และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ โดยใช้ Dickey-Fuller และ Philips-Perron Unit Root Test เพื่อทดสอบความนิ่งของข้อมูลแต่ละชุด (Stationary) และใช้การทดสอบ Panel Data ในการวิเคราะห์ผลลัพท์ ซึ่งจากผลการศึกษพบว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคนั้น ๆ มีความสัมพันธ์กับอัตราผลตอบแทนของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ โดยงานศึกษานี้ได้นำเสนอแบบจำลองหลายปัจจัย (Multifactor Model) ที่รวมเอาทั้งปัจจัยระดับโลก (Global Factors) และปัจจัยระดับท้องถิ่น (Local Factors) เข้าด้วยกัน เพื่อเข้าถึงลักษณะของกลุ่มประเทศเกิดใหม่ ซึ่งจากการศึกษานั้นพบว่า ปริมาณเงิน (Money Supply), ราคาสินค้า (Goods prices), ดัชนีการผลิตภาคอุตสาหกรรม (Real Activities) และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Exchange rate) คือ ปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคที่สำคัญที่ส่งผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนในตลาดหลักทรัพย์ของกลุ่มประเทศเกิดใหม่ ผลจากการศึกษาพบว่า ความอ่อนไหวของปัจจัยร่วมเหล่านี้จะส่งผลกระทบต่อนักลงทุนต่างประเทศ เนื่องจากเป็นข้อจำกัดในการกระจายความเสี่ยง โดยเฉพาะอย่างยิ่งในระดับภูมิภาค ซึ่งผลลัพท์เหล่านี้มีความเกี่ยวข้องกันเมื่อมีการพิจารณาว่านักลงทุนจำนวนมากสามารถเข้าถึงกลุ่มตลาดของประเทศเกิดใหม่ (Emerging Markets) ผ่านการลงทุนในพอร์ตโฟลิโอ (Portfolio) โดยผลการศึกษาชี้ให้เห็นว่านักลงทุนควรกระจายการลงทุนในกองทุน (Mutual funds) ให้หลากหลายในระดับภูมิภาคเพื่อเป็นการกระจายความเสี่ยง

Zukarnain and Sofian (2012) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของผลตอบแทนของราคาตลาดหลักทรัพย์และตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคของประเทศมาเลเซีย โดยตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่ศึกษา ได้แก่ ดัชนีการผลิตภาคอุตสาหกรรมเป็นตัวแทนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (Gross Domestic Product: GDP), ดัชนีราคาผู้บริโภคเป็นตัวแทนอัตราเงินเฟ้อ, อัตราแลกเปลี่ยนมาเลเซียริงกิตต่อดอลลาร์สหรัฐอเมริกา (Malaysia Ringgit/US Dollar), อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมระยะสั้น และปริมาณเงินแบบกว้าง (Broad Money: M2) คือ ธนบัตรและเหรียญกษาปณ์ (Currency) เงินฝากเพื่อเรียก (Demand Deposit) เงินฝากออมทรัพย์ (Saving Deposit) และเงินฝากประจำ (Time Deposit) โดยใช้แบบจำลอง GARCH(1,1) และการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลของความผันผวนระหว่างผลตอบแทนของราคาตลาดหลักทรัพย์และตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคของ Granger ในรูปแบบ Bi-variate VAR และ Multivariate VAR และการวิเคราะห์ขั้นสุดท้ายคือ การวิเคราะห์การถดถอยพหุคูณ (Multiple Regression Analysis) เพื่อประเมินทิศทางและวัดผลกระทบของความผันผวนทางเศรษฐกิจมหภาคต่อความผันผวนของผลตอบแทนราคาตลาดหลักทรัพย์ จากผลการทดสอบความสัมพันธ์ของ VAR Ganger ในรูปแบบ Bi-variate VAR แสดงให้เห็นว่าความผันผวนของตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคทั้ง 5 ตัวแปรนั้น มีเพียงความผันผวนของดัชนีราคาผู้บริโภคและอัตราแลกเปลี่ยนเท่านั้นที่มีความผันผวนอย่างมีนัยสำคัญต่อความผันผวน

ของผลตอบแทนราคาตลาดหลักทรัพย์ และจากผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงสาเหตุของ VAR Ganger ในรูปแบบ Multivariate VAR นั้นแสดงให้เห็นว่าความผันผวนของตัวแปรเศรษฐกิจมหภาค ทั้ง 5 ตัวแปรนั้น ไม่มีความสัมพันธ์ต่อความผันผวนของผลตอบแทนราคาตลาดหลักทรัพย์ ขณะที่ผลจากการวิเคราะห์การถดถอยพหุคูณพบว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคทั้ง 5 ตัวแปรนั้นมีเพียงตัวแปรเพียงตัวเดียวที่มีความสัมพันธ์อย่างมากกับความผันผวนของผลตอบแทนราคาตลาดหลักทรัพย์นั้น คือ ความผันผวนของปริมาณเงิน โดยมีขนาดของค่าสัมประสิทธิ์ค่อนข้างสูง แสดงให้เห็นถึงความมีอิทธิพลที่สำคัญของความผันผวนของปริมาณเงินต่อความผันผวนของผลตอบแทนราคาตลาดหลักทรัพย์ในประเทศไทย

Jiranyakul (2009) ศึกษาถึงความสัมพันธ์ทั้งระยะสั้นและระยะยาวระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์และตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคในประเทศไทย โดยตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยเป็นหนึ่งในกลุ่มตลาดประเทศเกิดใหม่ในแถบภูมิภาคเอเชีย ตั้งแต่การเปิดตลาดการค้าเสรีในปี 1992 ทำให้เงินทุนเป็นจำนวนมากไหลเข้าสู่ตลาดการลงทุนของประเทศไทย ส่งผลให้ตลาดการลงทุนของประเทศไทยขยายใหญ่ขึ้นภายใต้นโยบายระบบอัตราแลกเปลี่ยนคงที่ อย่างไรก็ตาม หลังจากเกิดการขาดดุลบัญชีเดินสะพัดครั้งใหญ่ของประเทศไทยอันเนื่องมาจากการขาดดุลทางการค้า ประเทศไทยก็เข้าสู่วิกฤตการณ์ทางการเงินในเดือนกรกฎาคม 1997 และเกิดอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัว จึงทำให้เกิดความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเป็นอย่างมากในช่วงแรกและความผันผวนนั้นก็ค่อย ๆ ลดลงหลังจากผ่านไปหนึ่งหรือสองปี ซึ่งความผันผวนนี้อาจจะบิดเบือนการตัดสินใจการลงทุนของนักลงทุนต่างชาติ ซึ่งคิดเป็นสัดส่วนสูงในการซื้อขายหลักทรัพย์ในประเทศไทย โดยตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่ทำการศึกษา ได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ, ดัชนีราคาผู้บริโภค, ปริมาณเงินแบบแคบ (Narrow Money Market: M1) คือ ธนบัตรและเหรียญกษาปณ์ (Currency) และเงินฝากเพื่อเรียก (Demand Deposit) และอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้การทดสอบ Unit Root test โดยใช้แบบจำลองของ Dickey-Fuller และ Augmented Dickey-Fuller เพื่อทดสอบความนิ่งของข้อมูลแต่ละชุด (Stationary) และการทดสอบแยกตัวแปร โดยใช้ EG Cointegration Test และ Johansen Cointegration Test และการทดสอบความสัมพันธ์ที่เกิดในช่วงวิกฤตเศรษฐกิจจะใช้ Dummy Variable ซึ่งผลจากการทดสอบพบว่า ตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคมีความสัมพันธ์ทั้งในทิศทางที่เป็นบวกและเป็นลบกับดัชนีตลาดหลักทรัพย์ โดยตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่มีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวก ได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ, ปริมาณเงิน และอัตราแลกเปลี่ยน และตัวแปรที่มีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นลบ ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคหรืออัตราเงินเฟ้อ นอกจากนี้ การศึกษาพบว่าวิกฤตทางการเงินไม่มีผลกระทบต่อความสัมพันธ์ในระยะยาวต่อผลตอบแทนของราคาหลักทรัพย์ในประเทศไทย

Miseman et al. (2013) ศึกษาถึงผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของตลาดหลักทรัพย์ใน ASEAN โดยเลือกศึกษามาเลเซีย, อินโดนีเซีย, ประเทศไทย, สิงคโปร์ และฟิลิปปินส์ โดยสาเหตุในการเลือกศึกษากลุ่มประเทศดังกล่าว เนื่องจากมีการพัฒนาอย่างรวดเร็วในช่วง 2 ทศวรรษที่ผ่านมา และในกลุ่มประเทศที่เลือกศึกษานั้นมีการค้าขายระหว่างภูมิภาคด้วยตนเอง และเป็นประเทศการค้าที่สำคัญทำให้เป็นที่สนใจในการเข้ามาลงทุนเพื่อกระจายความเสี่ยง ตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่ทำการศึกษาผลกระทบได้แก่ อัตราดอกเบี้ยเงินกู้พื้นฐาน (BLR), ปริมาณเงินแบบกว้าง, ผลผลิตภายในประเทศ และอัตราเงินเฟ้อ โดยได้เลือกใช้วิธี Generalized Least Square (GLS) โดยจัดข้อมูลเป็นแบบ Panel Data และทดสอบความเหมาะสมของข้อมูลโดยวิธี Hausman Test ว่าเป็น Random Walk หรือ Fixed Panel Regression ซึ่งผลจากการทดสอบพบว่า การเคลื่อนไหวของตลาดหลักทรัพย์ได้รับอิทธิพลมาจากทุกปัจจัยที่ทำการศึกษายกเว้นผลผลิตภายในประเทศ นอกจากนี้ยังพบว่าอัตราดอกเบี้ยเงินกู้พื้นฐานมีผลต่อตลาดหลักทรัพย์เป็นอย่างมาก จะเห็นได้ว่าธนาคารกลางใช้ดอกเบี้ยเป็นเครื่องมือทางการเงินในการกำหนดนโยบายแบบผ่อนคลายเป็นแบบเข้มงวด และการปรับดอกเบี้ยยังส่งผลกระทบต่อผลตอบแทนที่คาดหวังของนักลงทุน จึงส่งผลให้เกิดการเคลื่อนย้ายเงินทุนซึ่งปรับเปลี่ยนไปตามพฤติกรรมของนักลงทุน

Wongbangpo and Sharma (2002) ทำการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระยะยาวและระยะสั้นระหว่างตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคกับดัชนีตลาดหลักทรัพย์ของประเทศใน ASEAN โดยประเทศที่เลือกศึกษา ได้แก่ อินโดนีเซีย, มาเลเซีย, ฟิลิปปินส์, สิงคโปร์ และประเทศไทย จากการศึกษพบว่าปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคมีความสัมพันธ์กับราคาหลักทรัพย์ในระยะยาวในทิศทางที่แตกต่างกันคือ

- ราคาหลักทรัพย์กับผลิตภัณฑ์ประชาชาติมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวก
- ราคาหลักทรัพย์กับดัชนีผู้บริโภคมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นลบ
- ราคาหลักทรัพย์กับอัตราดอกเบี้ยมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นลบในฟิลิปปินส์, สิงคโปร์ และประเทศไทย ขณะที่อินโดนีเซียและมาเลเซียมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวก
- ราคาหลักทรัพย์กับปริมาณเงินในระบบมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นลบในอินโดนีเซียและฟิลิปปินส์ ขณะที่ในมาเลเซีย, สิงคโปร์ และประเทศไทยมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวก
- ราคาหลักทรัพย์กับอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวกในอินโดนีเซีย มาเลเซีย และฟิลิปปินส์ ขณะที่ในสิงคโปร์ และประเทศไทยมีความสัมพันธ์เป็นลบ

Mayasami, Howe, and Hamzah (2004) ได้ศึกษาถึงความสัมพันธ์ของความสมดุลทั้งในระยะสั้นและระยะยาวของตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคกับดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ของประเทศ

สิงคโปร์ ซึ่งในการศึกษานี้ได้เลือกศึกษาเฉพาะกลุ่มธุรกิจหลักของตลาดหลักทรัพย์ของประเทศสิงคโปร์ (The Stock Exchange of Singapore: SES) ทั้งหมด 3 กลุ่มธุรกิจ ได้แก่ กลุ่มธุรกิจสถาบันการเงิน (The Finance Index), กลุ่มธุรกิจอสังหาริมทรัพย์ (The Property Index) และกลุ่มธุรกิจโรงแรมและการให้บริการอื่น ๆ (The Hotel Index) ซึ่งเป็นกลุ่มธุรกิจที่มีมูลค่าหลักทรัพย์ตามราคาตลาดสูงสุด โดยทดสอบความสัมพันธ์ในระยะสั้นและยาวของแต่ละตัวแปรกับผลตอบแทนของราคาตลาดหลักทรัพย์ของแต่ละกลุ่มธุรกิจโดยใช้แบบจำลอง VECM (Vector Error Correlation Model) จากการศึกษาพบว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคทุกตัวแปรนั้นมีความสัมพันธ์กับผลตอบแทนของราคาตลาดหลักทรัพย์ในทิศทางบวก ยกเว้นอัตราดอกเบี้ย โดยอัตราดอกเบี้ยนั้นสามารถแยกได้เป็นระยะสั้นและระยะยาว ซึ่งความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยในระยะสั้นกับผลตอบแทนของราคาตลาดหลักทรัพย์นั้นมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นลบ ส่วนความสัมพันธ์กับอัตราดอกเบี้ยในระยะยาวเป็นไปในทิศทางที่เป็นลบ นอกจากนี้ ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคกับผลตอบแทนของราคาตลาดหลักทรัพย์ของแต่ละกลุ่มธุรกิจ ยังให้ความสัมพันธ์ในทิศทางที่แตกต่างกันในแต่ละตัวแปรอีกด้วย ได้แก่

- ผลตอบแทนของราคาตลาดหลักทรัพย์ในกลุ่มธุรกิจที่เกี่ยวข้องกับอสังหาริมทรัพย์จะมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวกกับทุกตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค
- ผลตอบแทนของราคาตลาดหลักทรัพย์ในกลุ่มธุรกิจที่เกี่ยวข้องกับสถาบันการเงินจะมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวกกับทุกตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค ยกเว้นดัชนีการผลิตภาคอุตสาหกรรมและปริมาณเงินที่ไม่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ
- ผลตอบแทนของราคาตลาดหลักทรัพย์ในกลุ่มธุรกิจที่เกี่ยวข้องกับโรงแรมและการให้บริการอื่น ๆ จะมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นบวกกับทุกตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค ยกเว้นปริมาณเงินและอัตราดอกเบี้ยทั้งระยะสั้นและระยะยาวที่ไม่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ

Brahmasrene and Jiranyakul (2007) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์และตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคในช่วงก่อนวิกฤตเศรษฐกิจทางการเงิน และหลังวิกฤตเศรษฐกิจของประเทศไทย เนื่องจากวิกฤตทางการเงินในปี 1997 ส่งผลกระทบร้ายแรงต่อเศรษฐกิจไทย โดยผลกระทบที่สำคัญนั้นเกี่ยวกับความเสี่ยงจากการเปลี่ยนแปลงระบบอัตราแลกเปลี่ยนจากระบบอัตราแลกเปลี่ยนคงที่ก่อนวิกฤตเศรษฐกิจเป็นระบบอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวในเดือนกรกฎาคมของปี 1997 นอกจากนี้ตัวแปรอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้อง เช่น ผลผลิตมวลรวมภายในประเทศ หรือดัชนีการผลิตภาคอุตสาหกรรม (Industrial Production Index) ก็อาจจะส่งผลต่อการตัดสินใจลงทุนในหุ้นสามัญ โดยความเสี่ยงที่เกิดจากอัตราแลกเปลี่ยนและความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยอาจจะบิดเบือนการตัดสินใจลงทุนของนักลงทุน ซึ่งการทดสอบนี้ได้แบ่งช่วงเวลาใน

การทดสอบออกเป็น 2 ช่วง โดยช่วงแรกคือ ช่วงก่อนเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ (เดือนมกราคมปี 1992 จนถึงเดือนมิถุนายนปี 1997) และช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ (เดือนกรกฎาคมปี 1992 จนถึงเดือนธันวาคมปี 2003) ซึ่งตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่ใช้ทดสอบความสัมพันธ์ คือ ดัชนีการผลิตภาคอุตสาหกรรม, ดัชนีราคาผู้บริโภค (Consumer Price Index) โดยใช้เป็นฐานราคาที่ปรับปรุงแล้วในปี 1998, ปริมาณเงิน, อัตราดอกเบี้ย และอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้แบบจำลอง Error Correlation Mechanism (ECM) เพื่อทดสอบความสัมพันธ์ระยะสั้นและระยะยาวระหว่างผลตอบแทนราคาตลาดหลักทรัพย์และตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค จากการทดสอบพบว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคทุกตัวแปรมีความสัมพันธ์กับผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์ในทิศทางบวก ยกเว้นอัตราเงินเฟ้อที่มีความสัมพันธ์ในทิศทางที่เป็นลบ นอกจากนี้การศึกษารังนี้ก็ได้พบความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์และตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่สำคัญในช่วงก่อนเกิดวิกฤตการณ์ทางการเงินเท่านั้น

2.3 สมมติฐาน

ประเทศสมาชิกในกลุ่มอาเซียนมีความร่วมมือในด้านต่าง ๆ ทั้งด้านการเมืองและความมั่นคง ด้านสังคมและวัฒนธรรมและด้านเศรษฐกิจ เพื่อมุ่งขยายตัวการค้าของแต่ละประเทศเพื่อความเติบโตทางเศรษฐกิจและมีศักยภาพทางเศรษฐกิจที่มั่นคงยิ่งขึ้น ดังนั้นอาเซียนจึงมีข้อตกลงและโครงการความร่วมมือทางเศรษฐกิจเพื่อบรรลุเป้าหมายต่าง ๆ เช่น ข้อตกลงว่าด้วยความเท่าเทียมด้านอัตราภาษีศุลกากร (Agreement on the Common Effective Preferential Tariff: CEPT) การก่อตั้งเขตการค้าเสรีอาเซียน (ASEAN Free Trade Area: AFTA), กรอบความตกลงว่าด้วยเขตการลงทุนอาเซียน (ASEAN Investment Area: AIA) กรอบความตกลงด้านการค้าบริการของอาเซียน (The ASEAN Framework Agreement on Services: AFAS) เป็นต้น และยังรวมถึง ความตกลงการค้าสินค้าของอาเซียน (ASEAN Trade in Goods Agreement: ATIGA) ด้วย โดยในปี 2015 ได้เกิดความร่วมมือของตลาดหลักทรัพย์อาเซียน (ASEAN Capital Market Integration) ซึ่งเป็นความร่วมมือกันของตลาดหลักทรัพย์ 7 แห่ง ใน 6 ประเทศ คือ ตลาดหลักทรัพย์ Bursa Malaysia (MYX) ในประเทศมาเลเซีย ตลาดหลักทรัพย์อินโดนีเซีย (Indonesia Stock Exchange: IDX) ในประเทศอินโดนีเซีย ตลาดหลักทรัพย์ฟิลิปปินส์ (The Philippine Stock Exchange: PSE) ในประเทศฟิลิปปินส์ ตลาดหลักทรัพย์สิงคโปร์ (Singapore Exchange: SGX) ในประเทศสิงคโปร์ ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (Stock Exchange of Thailand: SET) ในประเทศไทย ตลาดหลักทรัพย์โฮจิมินห์ (Ho Chi Minh Stock Exchange: HOSE) และตลาดหลักทรัพย์ฮานอย (Hanoi Stock Exchange: HNX) ในประเทศเวียดนาม โดยความร่วมมือนี้จะส่งเสริมให้หลักทรัพย์ในอาเซียนเป็นที่ยอมรับ (Asset Class) ของนัก

ลงทุนทั่วโลก ส่งเสริมให้บริษัทจดทะเบียนในอาเซียนสามารถระดมทุนด้วยต้นทุนที่ต่ำลงและแข่งขันได้ และลดต้นทุนในการซื้อขายหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์อาเซียนให้แก่นักลงทุนทั้งในและนอกภูมิภาคอาเซียน งานวิจัยนี้จึงได้ตั้งข้อสังเกตว่าความร่วมมือทางเศรษฐกิจระหว่างกลุ่มประเทศสมาชิกอาเซียนนั้นอาจเป็นหนึ่งในสาเหตุสำคัญของการเชื่อมโยงกันของอัตราผลตอบแทนตลาดหลักทรัพย์และการแพร่กระจายวิกฤตการณ์จากประเทศหนึ่งไปยังอีกประเทศหนึ่งในกลุ่มประเทศอาเซียนด้วยกัน

ผู้วิจัยตั้งสมมติฐานว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย และมาเลเซีย จะมีความเชื่อมโยงกันและมีการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ระหว่างกัน เนื่องจากมีสภาพเศรษฐกิจสังคมและวัฒนธรรมที่คล้ายคลึงกัน มีมูลค่าการส่งออกระหว่างกันเมื่อเทียบกับมูลค่าการส่งออกไปยังตลาดโลกในสัดส่วนที่ใกล้เคียงกัน และนักลงทุนมองประเทศเหล่านี้เป็นกลุ่มประเทศเดียวกันในการจัดพอร์ตโฟลิโอการลงทุนระหว่างประเทศ ขณะที่อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์จะส่งผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศอื่น ๆ เท่านั้น และไม่ได้รับผลจากอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศอื่น เนื่องจากสิงคโปร์มีนโยบายเสรีทางการเงินที่ค่อนข้างสูง โดยมีเงินทุนเคลื่อนย้าย (Capital Inflow and Capital Outflow) ในปริมาณสูงกว่าประเทศอื่น ๆ ที่ทำการศึกษา

บทที่ 3

ข้อมูล ตัวแปร และวิธีการทางสถิติ

3.1 ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

งานวิจัยนี้ใช้ข้อมูลอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์และข้อมูลปัจจัยทางเศรษฐกิจระดับมหภาคของประเทศไทย มาเลเซีย และสิงคโปร์ จากฐานข้อมูล CEIC ในระหว่างเดือนมกราคม 2003 ถึงเดือนธันวาคม 2018 โดยใช้ข้อมูลรายวัน ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษามีทั้งสิ้น 3,418 ช่วงเวลา โดยช่วงเวลาดังกล่าวครอบคลุมวิกฤตทางการเงินของสหรัฐอเมริกา (Subprime Crisis) ในช่วงเดือนตุลาคม 2008 ที่ส่งผลกระทบต่อภาวะเศรษฐกิจทั่วโลก เพื่อใช้ข้อมูลในช่วงเวลาดังกล่าวในการศึกษาการลุกลามของวิกฤตการณ์ทางการเงินของประเทศกลุ่มตัวอย่างที่ทำการศึกษา โดยแบ่งการศึกษาออกเป็นช่วงเวลาย่อย (Sub Period) 3 ช่วงเวลา ได้แก่

- ช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis – ครอบคลุมตั้งแต่ปี 2003 ถึง 2007 หรือช่วงเวลาที่ 1 ถึง 1,074
- ช่วงระหว่างการเกิด Subprime Crisis – ครอบคลุมตั้งแต่ปี 2008 ถึง 2012 หรือช่วงเวลาที่ 1,075 ถึง 2,149
- ช่วงหลังการเกิด Subprime Crisis – ครอบคลุมตั้งแต่ปี 2013 ถึง 2018 หรือช่วงเวลาที่ 2,150 ถึง 3,418

3.2 ตัวแปร

เพื่อทำการทดสอบความเชื่อมโยงของตลาดหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ผู้วิจัยได้เลือกตัวแปรทางเศรษฐกิจระดับมหภาคที่ส่งผลต่ออัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ และได้ทำการทดสอบหาตัวแปรที่เหมาะสม โดยใช้ Vector Autoregressive Models (VAR) – Granger Causality Test และการวิเคราะห์ทิศทางของความสัมพันธ์ระหว่างอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษา โดยใช้ Cumulative Orthogonal Impulse Response Function โดยตัวแปรทางเศรษฐกิจระดับมหภาคควบคุมที่นำมาใช้ในการวิจัย ดังนี้

1. อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ (Market Return) ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา โดยคำนวณจาก

- ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ประเทศไทย (Stock Exchange of Thailand Index) – ดัชนี โดยรวมของหลักทรัพย์ทั้งหมดในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (ไม่รวมหลักทรัพย์ในตลาด MAI) จากฐานข้อมูล CEIC โดยใช้ข้อมูลรายวันในการศึกษา

- ดัชนีตลาดหลักทรัพย์มาเลเซีย (Kuala Lumpur Composite Index) – ดัชนี โดยรวมของหลักทรัพย์ทั้งหมดในตลาดหลักทรัพย์มาเลเซีย จากฐานข้อมูล CEIC โดยใช้ข้อมูลรายวันในการศึกษา

- ดัชนีตลาดหลักทรัพย์สิงคโปร์ (FTSE ST All-Share) – ดัชนี โดยรวมของหลักทรัพย์ทั้งหมดในตลาดหลักทรัพย์สิงคโปร์ จากฐานข้อมูล CEIC โดยใช้ข้อมูลรายวันในการศึกษา

2. อัตราดอกเบี้ย (Interest Rate) ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ได้แก่

- ประเทศไทย – อัตราดอกเบี้ย Overnight Bangkok Interbank Offered Rate จากฐานข้อมูล CEIC ซึ่งรวบรวมจาก Bank of Thailand โดยใช้ข้อมูลรายวันในการศึกษา

- มาเลเซีย – อัตราดอกเบี้ย Overnight Interbank Money Market Rate จากฐานข้อมูล CEIC ซึ่งรวบรวมจาก Bank Negara Malaysia โดยใช้ข้อมูลรายวันในการศึกษา

- สิงคโปร์ – อัตราดอกเบี้ย Overnight SIBOR-Deposit จากฐานข้อมูล CEIC ซึ่งรวบรวมจาก Singapore Business Times โดยใช้ข้อมูลรายวันในการศึกษา

3. อัตราเงินเฟ้อ (Inflation) ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา โดยคำนวณจาก

- ประเทศไทย – อัตราการเติบโตของ CPI รายวัน จากฐานข้อมูล CEIC ซึ่งรวบรวมจาก Bureau of Trade & Economic Indices Ministry of Commerce

- มาเลเซีย – อัตราการเติบโตของ CPI รายวัน จากฐานข้อมูล CEIC ซึ่งรวบรวมจาก Department of Statistics Malaysia

- สิงคโปร์ – อัตราการเติบโตของ CPI รายวัน จากฐานข้อมูล CEIC ซึ่งรวบรวมจาก Department of Statistics Singapore

4. อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Foreign Exchange Rate) ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ได้แก่

- ประเทศไทย – อัตราแลกเปลี่ยน Real Effective Exchange Rate: REER รายวัน จากฐานข้อมูล CEIC

- มาเลเซีย – อัตราแลกเปลี่ยน REER รายวัน จากฐานข้อมูล CEIC

- สิงคโปร์ – อัตราแลกเปลี่ยน REER รายวัน จากฐานข้อมูล CEIC

ตาราง 3.1 สรุปตัวแปรที่ใช้ในการทดสอบ

ตัวแปร	ตัวย่อ	ความถี่	ปี
● อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา	MR	รายวัน	2003-2018
● อัตราดอกเบี้ย	INR	รายวัน	2003-2018
● อัตราเงินเฟ้อ	INF	รายวัน	2003-2018
● อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศ	FX	รายวัน	2003-2018

3.3 ลักษณะของข้อมูล

จากการเก็บข้อมูลของประเทศที่ทำการศึกษา พบว่ามีลักษณะข้อมูลต่าง ๆ ดังนี้

3.3.1 ช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis (ปี 2003-2007)

ตาราง 3.2 ลักษณะข้อมูลอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,074	0.09%	0.05%	1.39%	0.11	-0.15
มาเลเซีย	1,074	0.08%	0.01%	1.31%	0.08	-0.08
สิงคโปร์	1,074	0.09%	0.12%	1.06%	0.05	-0.04

ข้อมูลอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของประเทศไทย และมาเลเซียมีแนวโน้มเบ้ขวา (Skew to the Right) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Mean สูงกว่าค่า Median หมายถึงอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์มีแนวโน้มเป็นค่าลบ ขณะที่ข้อมูลของสิงคโปร์มีแนวโน้มเบ้ซ้าย (Skew to the Left) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Median สูงกว่าค่า Mean หมายถึงอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์มีแนวโน้มเป็นค่าบวก ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 1.06% ถึง 1.39% จากค่าเฉลี่ย

ตาราง 3.3 ลักษณะข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,074	2.76%	2.51%	1.47%	0.05	0.01
มาเลเซีย	1,074	3.01%	2.74%	0.37%	0.04	0.03
สิงคโปร์	1,074	1.55%	1.56%	1.03%	0.04	0.00

ข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของประเทศไทย และมาเลเซียมีแนวโน้มเบ้ขวา (Skew to the Right) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Mean สูงกว่าค่า Median หมายถึงอัตราดอกเบี้ยมีแนวโน้มต่ำ ขณะที่ข้อมูลของสิงคโปร์มีแนวโน้มเบ้ซ้าย (Skew to the Left) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Median สูงกว่าค่า Mean หมายถึงอัตราดอกเบี้ยมีแนวโน้มสูง ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 0.37% ถึง 1.47% จากค่าเฉลี่ย

ตาราง 3.4 ลักษณะข้อมูลอัตราเงินเฟ้อของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,074	0.28%	0.26%	0.44%	0.02	-0.01
มาเลเซีย	1,074	0.20%	0.19%	0.26%	0.01	0.00
สิงคโปร์	1,074	0.12%	0.12%	0.61%	0.02	-0.02

ข้อมูลอัตราเงินเฟ้อของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของประเทศไทย และมาเลเซียมีแนวโน้มเบ้ขวา (Skew to the Right) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Mean สูงกว่าค่า Median หมายถึงอัตราเงินเฟ้อมีแนวโน้มต่ำ ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 0.26% ถึง 0.61% จากค่าเฉลี่ย

ตาราง 3.5 ลักษณะข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,074	102.40%	99.98%	7.34%	1.17	0.93
มาเลเซีย	1,074	102.71%	102.92%	2.68%	1.07	0.97
สิงคโปร์	1,074	101.55%	101.31%	1.33%	1.06	0.99

ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของประเทศไทย และสิงคโปร์มีแนวโน้มเบ้ขวา (Skew to the Right) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Mean สูงกว่าค่า Median หมายถึงอัตราแลกเปลี่ยนมีแนวโน้มค่อนข้างต่ำ ขณะที่ข้อมูลของมาเลเซียมีแนวโน้มเบ้ซ้าย (Skew to the Left) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Median สูงกว่าค่า Mean หมายถึงอัตราแลกเปลี่ยนมีแนวโน้มค่อนข้างสูง ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 1.33% ถึง 7.34% จากค่าเฉลี่ย

3.3.2 ช่วงระหว่างการเกิด Subprime Crisis (ปี 2008-2012)

ตาราง 3.6 ลักษณะข้อมูลอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,075	0.06%	0.11%	1.56%	0.09	-0.08
มาเลเซีย	1,075	-0.02%	0.01%	1.39%	0.07	-0.16
สิงคโปร์	1,075	0.00%	0.04%	1.54%	0.11	-0.12

ข้อมูลอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของทุกประเทศมีแนวโน้มเบ้ซ้าย (Skew to the Left) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Median สูงกว่าค่า Mean หมายถึงอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์มีแนวโน้มเป็นค่าบวก ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 1.39% ถึง 1.56% จากค่าเฉลี่ย

ตาราง 3.7 ลักษณะข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,075	2.45%	2.75%	0.89%	0.04	0.01
มาเลเซีย	1,075	2.79%	2.96%	0.51%	0.04	0.02
สิงคโปร์	1,075	0.14%	0.03%	0.26%	0.02	0.00

ข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของสิงคโปร์มีแนวโน้มเบ้ขวา (Skew to the Right) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Mean สูงกว่าค่า Median หมายถึงอัตราดอกเบี้ยมีแนวโน้มต่ำ ขณะที่ข้อมูลของประเทศไทย และมาเลเซียมีแนวโน้มเบ้ซ้าย (Skew to the Left) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Median สูงกว่าค่า Mean

หมายถึงอัตราดอกเบี้ยมีแนวโน้มสูง ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 0.26% ถึง 0.89% จากค่าเฉลี่ย

ตาราง 3.8 ลักษณะข้อมูลอัตราเงินเฟ้อของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,075	0.24%	0.33%	0.71%	0.02	-0.03
มาเลเซีย	1,075	0.20%	0.18%	0.60%	0.04	-0.01
สิงคโปร์	1,075	0.31%	0.35%	0.57%	0.02	-0.01

ข้อมูลอัตราเงินเฟ้อของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของประเทศไทย และสิงคโปร์มีแนวโน้มเบ้ซ้าย (Skew to the Left) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Median สูงกว่าค่า Mean หมายถึงอัตราเงินเฟ้อมีแนวโน้มสูง ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 0.57% ถึง 0.71% จากค่าเฉลี่ย

ตาราง 3.9 ลักษณะข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,075	114.53%	115.00%	3.49%	1.20	1.06
มาเลเซีย	1,075	105.73%	105.93%	2.48%	1.10	1.01
สิงคโปร์	1,075	113.44%	112.16%	6.26%	1.27	1.04

ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของสิงคโปร์มีแนวโน้มเบ้ขวา (Skew to the Right) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Mean สูงกว่าค่า Median หมายถึงอัตราแลกเปลี่ยนมีแนวโน้มค่อนข้างต่ำ ขณะที่ข้อมูลของประเทศไทย และมาเลเซียมีแนวโน้มเบ้ซ้าย (Skew to the Left) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Median สูงกว่าค่า Mean หมายถึงอัตราแลกเปลี่ยนมีแนวโน้มค่อนข้างสูง ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 2.48% ถึง 6.26% จากค่าเฉลี่ย

3.3.3 ช่วงหลังการเกิด Subprime Crisis (ปี 2013-2018)

ตาราง 3.10 ลักษณะข้อมูลอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,269	0.01%	0.06%	0.97%	0.05	-0.06
มาเลเซีย	1,269	-0.03%	0.01%	1.18%	0.11	-0.12
สิงคโปร์	1,269	0.00%	0.00%	0.80%	0.04	-0.06

ข้อมูลอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของทุกประเทศมีแนวโน้มเบ้ซ้าย (Skew to the Left) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Median สูงกว่าค่า Mean หมายถึงอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์มีแนวโน้มเป็นค่าบวก ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 0.80% ถึง 1.18% จากค่าเฉลี่ย

ตาราง 3.11 ลักษณะข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,269	1.80%	1.50%	0.42%	0.03	0.01
มาเลเซีย	1,269	3.09%	3.00%	0.12%	0.03	0.03
สิงคโปร์	1,269	0.24%	0.05%	0.37%	0.02	0.00

ข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของทุกประเทศมีแนวโน้มเบ้ขวา (Skew to the Right) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Mean สูงกว่าค่า Median หมายถึงอัตราดอกเบี้ยมีแนวโน้มต่ำ ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 0.12% ถึง 0.42% จากค่าเฉลี่ย

ตาราง 3.12 ลักษณะข้อมูลอัตราเงินเฟ้อของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,269	0.05%	0.10%	0.25%	0.01	-0.01
มาเลเซีย	1,269	0.21%	0.18%	0.42%	0.01	-0.01
สิงคโปร์	1,269	0.03%	0.01%	0.38%	0.01	-0.01

ข้อมูลอัตราเงินเฟ้อของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของมาเลเซีย และสิงคโปร์มีแนวโน้มเบ้ขวา (Skew to the Right) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Mean สูงกว่าค่า Median หมายถึงอัตราเงินเฟ้อมีแนวโน้มต่ำ ขณะที่ข้อมูลของประเทศไทยมีแนวโน้มเบ้ซ้าย (Skew to the Left) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Median สูงกว่าค่า Mean หมายถึงอัตราเงินเฟ้อมีแนวโน้มสูง ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 0.25% ถึง 0.42% จากค่าเฉลี่ย

ตาราง 3.13 ลักษณะข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศของประเทศที่ทำการศึกษา

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Max	Min
ประเทศไทย	1,269	121.07%	120.91%	3.41%	1.30	1.16
มาเลเซีย	1,269	99.13%	97.02%	6.31%	1.12	0.90
สิงคโปร์	1,269	122.71%	122.73%	2.23%	1.27	1.19

ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศของประเทศที่ทำการศึกษามีค่า Mean และค่า Median ในแต่ละประเทศใกล้เคียงกัน โดยข้อมูลของประเทศไทย และมาเลเซียมีแนวโน้มเบ้ขวา (Skew to the Right) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Mean สูงกว่าค่า Median หมายถึงอัตราแลกเปลี่ยนมีแนวโน้มค่อนข้างต่ำ ขณะที่ข้อมูลของสิงคโปร์มีแนวโน้มเบ้ซ้าย (Skew to the Left) เล็กน้อย เนื่องจากมีค่า Median สูงกว่าค่า Mean หมายถึงอัตราแลกเปลี่ยนมีแนวโน้มค่อนข้างสูง ขณะที่ค่า Standard Deviation อยู่ในช่วง 2.23% ถึง 6.31% จากค่าเฉลี่ย

3.4 วิธีการทางสถิติ (Methodologies)

จากลักษณะของข้อมูลซึ่งมีแนวโน้มที่จะมีความสัมพันธ์ในลักษณะอธิบายซึ่งกันและกัน (Interdependence) ผู้วิจัยเลือกทำการศึกษาโดยใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive Models ซึ่งแบบจำลองดังกล่าวจะพิจารณาข้อมูลแบบอนุกรมเวลา (Time Series) หรือข้อมูลที่มีจำนวน (Observation) และมีช่วงระยะเวลา (Period) ที่เท่ากัน โดยแบบจำลองจะพิจารณาตัวแปร Endogenous Variables หลายตัวพร้อมกัน และมีการควบคุมความล่าช้า (Lag) ของการเกิดผลของตัวแปร สามารถเขียนให้อยู่ในรูปแบบสมการได้ดังนี้

$$Y_{it} = A_{i0} + \sum_{j=1}^{S_i} A_{ij} Y_{it-j} + \epsilon_{it}$$

โดยที่ Y_{it} คือ ตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลอง
 A_{ij} คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่ต้องมีการประมาณค่าในแบบจำลอง
 ϵ_{it} คือ ตัวรบกวน
 $i = 1, 2, 3, \dots, 5$

โดยมีขั้นตอนในการศึกษาดังนี้

1. กำหนดตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง

ผู้วิจัยเลือกใช้อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ อัตราดอกเบี้ย อัตราเงินเฟ้อ และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศในการศึกษา

2. ทดสอบความคงที่ (Stationary) ของตัวแปรที่ใช้ ด้วย Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

ข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) นั้นมีลักษณะที่ควรพิจารณาคือ ความคงที่ของข้อมูลที่น่ามาใช้ทดสอบ โดยผู้วิจัยเลือกใช้วิธี Augmented Dickey-Fuller ในการทดสอบความคงที่ของข้อมูล ซึ่งข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง (Stationary) หมายถึง ข้อมูลที่อยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (Statistical Equilibrium) นั่นคือ ข้อมูลอนุกรมเวลาจะไม่มีการเปลี่ยนแปลง แม้เวลาจะเปลี่ยนแปลงไป ซึ่งมีแนวโน้มที่ความแปรปรวนของข้อมูลจะมุ่งเข้าหาค่าเฉลี่ยเมื่อระยะเวลาผ่านไป แต่หากข้อมูลไม่มีความคงที่ (Non-stationary) หมายถึง แนวโน้มที่ค่าความแปรปรวนของข้อมูลจะห่างออกจากเดิมมากขึ้นเรื่อย ๆ เมื่อระยะเวลาผ่านไป และอาจไม่มีจุดสิ้นสุดของการเคลื่อนไหว โดยถ้าหากนำข้อมูลมาใช้โดยไม่มีการทดสอบความนิ่งก่อนของข้อมูลก่อน จะทำให้ค่าสถิติ (t-statistics) มีการแจกแจงแบบไม่มาตรฐาน (Nonstandard Distributions) ซึ่งอาจนำสู่การลงความเห็นที่ผิด และนำไปสู่การถดถอยที่ไม่ถูกต้อง (Spurious Regression) ดังนั้น ข้อมูลที่ใช้ในแบบจำลอง Vector Autoregressive Models นั้นจะต้องเป็นข้อมูลที่มีลักษณะ Stationary เพื่อไม่ให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่เป็นจริง (Spurious Relationship) ในแบบจำลอง ซึ่งสามารถเขียนในรูปแบบสมการได้ดังนี้

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 T + \gamma Y_{it-1} + \sum_{j=1}^P \theta_{ij} Y_{it-j} + \epsilon_{it}$$

โดยที่ Y_{it} คือ ตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลอง
 α คือ ค่าคงที่

β คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ Time Trend

T คือ Time Trend

γ คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรล่าช้าในแบบจำลอง

ϵ_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

$i = 1, 2, 3, \dots, 5$

3. กำหนดจำนวนความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสมที่ใช้ในแบบจำลอง

การเลือกจำนวน Lag ที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลอง โดยใช้ค่าดัชนี Information Criteria ที่มีค่าต่ำที่สุด และใช้จำนวน Lag เท่ากันในทุกประเทศที่ทำการศึกษา โดยผู้วิจัยเลือกใช้ Swartz Information Criteria (SBIC) ในการพิจารณาเลือกจำนวน Lag

4. วิเคราะห์หา Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา

การทดสอบ Cointegration คือ การทดสอบความนิ่งของค่าเบี่ยงเบนที่ได้จากการประมาณค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Long-run Equilibrium Relationship) ของตัวแปรที่ไม่คงที่ หากตัวแปรมี Cointegration แสดงว่าตัวแปรดังกล่าวมีความสัมพันธ์ร่วมกันในระยะยาว

5. ทดสอบความ Stability ของแบบจำลอง

เป็นการทดสอบว่าแบบจำลองมีค่า Eigen Value น้อยกว่า 1 หรือไม่

6. ทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุผลของตัวแปรด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive Models และ Granger Causality Test

เป็นการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุและผล เป็นการทดสอบเพื่อหาทิศทางของการเกิดการเปลี่ยนแปลงว่าตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลอง Vector Autoregressive Models มีความสัมพันธ์กันหรือไม่ โดยหากอัตราดอกเบี้ยมีความสัมพันธ์กับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ โดยหากตัวแปรสามารถอธิบายซึ่งกันและกันได้ การใช้ข้อมูลของตัวแปรนั้น ๆ ในอดีตมาพยากรณ์ตัวแปรที่ผู้วิจัยสนใจจะมีความแม่นยำมากขึ้น ในกรณีที่ข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (Stationary) สามารถนำมาวิเคราะห์เพื่อหาลักษณะและทิศทางของความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่เชื่อมโยงกันด้วยการทดสอบหาความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างตัวแปร

7. วิเคราะห์ความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วย Cumulative Orthogonal Impulse Response Function

เป็นการวิเคราะห์การตอบสนองของตัวแปรหนึ่งต่อการเปลี่ยนแปลงที่ผิดปกติ (Shock) ของตัวแปรอื่น ๆ โดยวิเคราะห์ทิศทางของการตอบสนองในระยะสั้นและระยะยาว สามารถเขียนให้อยู่ในรูปสมการได้ดังนี้

$$Z_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i u_{t-i}$$

โดยที่ μ คือ ค่าคงที่
 ϕ คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์
 u คือ Shocks

8. วิเคราะห์การแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ (Contagion) ด้วย Error Variance Decomposition และ Shapiro-Wilk Test

เป็นการวิเคราะห์การแยกส่วนความแปรปรวน (Variance Decomposition Analysis: VDA) เป็นเทคนิคเพื่อพยากรณ์ความเสี่ยง (Forecast Error) จากตัวแปรทุกตัวที่มีอิทธิพลต่อตัวแปรอื่น ๆ โดยเป็นผลจาก Shock ของตัวเองเทียบกับ Shock ที่ส่งผลกระทบต่อตัวแปรอื่น หากตัวแปรใดมีความแปรปรวนสูง (Variance Proportion) แสดงให้เห็นถึงความสามารถในการกำหนดหรือทำนายการเคลื่อนไหวของตัวแปรได้มาก และทดสอบการแจกแจงของ Forecast Error ด้วย Shapiro-Wilk Test โดยหาก Forecast Error ในชุดแรกมีการแจกแจงที่ไม่ใช่การแจกแจงปกติ (Normal Distribution) ผู้วิจัยจะตรวจสอบหา Shock ที่มีค่าสูงและเกิดขึ้นในช่วงเวลาเดียวกันในหลายประเทศและตัดช่วงเวลาดังกล่าวออกจากแบบจำลอง และหากตัด Shock นั้นออกแล้ว Forecast Error กลับมีการแจกแจงปกติแสดงว่าประเทศนั้น ๆ มีการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ระหว่างกัน

บทที่ 4

ผลการวิจัย

จากการทดสอบหาความเชื่อมโยงของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์และการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ของประเทศที่ทำการศึกษา ได้ผลการทดสอบดังนี้

4.1 การศึกษาหาความเชื่อมโยงของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศที่ทำการศึกษา โดยใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive Models (VAR)

ผู้วิจัยได้ใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive Models (VAR) เพื่อทดสอบอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศต่าง ๆ ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามีความเชื่อมโยงกันหรือไม่ โดยมีขั้นตอนการทดสอบดังนี้

- ทดสอบความคงที่ (Stationary) ของตัวแปรที่ใช้ ด้วย Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test
- กำหนดจำนวนความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสมที่ใช้ในแบบจำลอง
- วิเคราะห์หา Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา
- ทดสอบความ Stability ของแบบจำลอง
- ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างกันของตัวแปรด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive Models และ Granger Causality Test
- วิเคราะห์ความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วย Cumulative Orthogonal Impulse Response Function

4.1.1 ช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis (ปี 2003-2007)

การทดสอบความคงที่ (Stationary) ของตัวแปร ด้วย Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

ผู้วิจัยทำการทดสอบความหยุดนิ่ง (Stationary) ของข้อมูลเพื่อป้องกันไม่ให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่เป็นจริง (Spurious Relationship) โดยใช้การทดสอบ Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test หากได้ค่า p-value ที่มีนัยสำคัญทางสถิติแสดงว่าข้อมูลนั้นเป็น Stationary แต่หากไม่ได้ค่า p-value ที่มีนัยสำคัญทางสถิติแสดงว่าข้อมูลนั้นเป็น Nonstationary จะต้องปรับใช้ข้อมูลที่เป็น 1st Difference แทน โดยได้ผลการทดสอบดังนี้

ตาราง 4.1 ผลการทดสอบ Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง

Variable	y1	y2	y3
Order	I(0)	I(0)	I(0)

โดยที่
 y1 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย
 y2 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซีย
 y3 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของสิงคโปร์

จากผลการทดสอบ Unit Root Test โดย Augmented Dickey-Fuller Test พบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของทุกประเทศมีความหยุดนิ่ง (Stationary) จึงไม่เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่เป็นจริง (Spurious Relationship) ในแบบจำลอง

กำหนดจำนวนความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสมที่ใช้ในแบบจำลอง

ผู้วิจัยเลือกใช้ Swartz Information Criteria (SBIC) ในการพิจารณาเลือกจำนวน Lag และจะใช้จำนวน Lag เท่ากันในทุกประเทศที่ทำการศึกษา โดยได้ผลการทดสอบดังนี้

ตาราง 4.2 ผลการทดสอบ SBIC ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง
 Endogenous Variables: y2 y1 y3

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	9,788.46		2.2e-12	-18.3248	-18.3195*	-18.3109*
1	9,802.54	28.1630*	2.2e-12*	-18.3343*	-18.3132	-18.2785
2	9,805.79	6.4973	2.2e-12	-18.3236	-18.2865	-18.2258
3	9,811.62	11.6670	2.2e-12	-18.3176	-18.2647	-18.1779

ตาราง 4.2 ผลการทดสอบ SBIC ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง
Endogenous Variables: y2 y1 y3 (ต่อ)

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
4	9,819.16	15.0740	2.2e-12	-18.3149	-18.2461	-18.1333
5	9,824.62	10.9370	2.2e-12	-18.3083	-18.2236	-18.0848
6	9,829.69	10.1320	2.3e-12	-18.3009	-18.2004	-18.0355

* Indicates lag order selected by the criterion

LR: Sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final Prediction Error

AIC: Akaike Information Criterion

HQIC: Hannon-Quinn Information Criterion

SBIC: Schwarz Information Criterion

ผลการทดสอบพบว่าแบบจำลองที่มีค่า SBIC น้อยที่สุดมีจำนวน Lag เท่ากับศูนย์
ช่วงเวลา แต่เนื่องจากผลการทดสอบค่า SBIC ของกลุ่มประเทศส่วนใหญ่มีค่าน้อยที่สุดมีจำนวน Lag
เท่ากับหนึ่งช่วงเวลา (1 วัน) ผู้วิจัยจึงใช้ Lag 1 ในการทดสอบแบบจำลอง

วิเคราะห์หา Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์

ผู้วิจัยทำการทดสอบหา Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ด้วย
Engle Granger Cointegration Test หากค่า Residual มีนัยสำคัญทางสถิติแสดงว่าอัตราผลตอบแทน
หลักทรัพย์กลุ่มประเทศมี Cointegration ระหว่างกัน แต่หากค่า Residual ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ
แสดงว่าอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของกลุ่มประเทศไม่มี Cointegration ระหว่างกัน โดยได้ผลการ
ทดสอบดังนี้

ตาราง 4.3 ผลการทดสอบ Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มประเทศที่
ทำการศึกษา

Number of observations: 1,073

	p<0.01	p<0.05
t-statistics of Residual	0.013	0.016

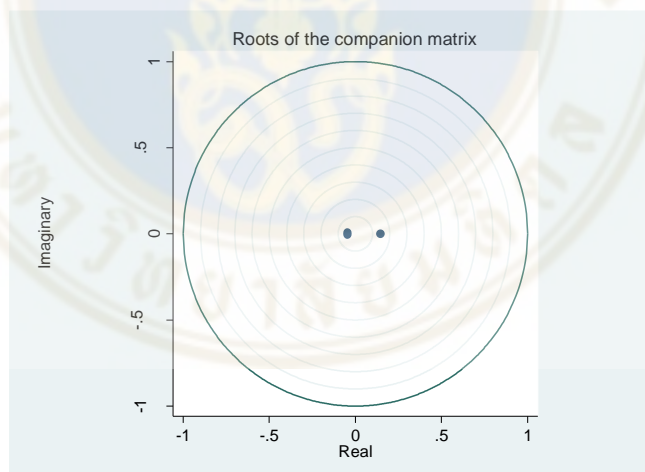
จากผลการทดสอบ Engle Granger Cointegration Test พบว่าค่า Residual มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่น 99% แสดงว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามี Cointegration ที่ระดับความเชื่อมั่น 99% จึงมีแนวโน้มที่จะมีการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ระหว่างกัน

ทดสอบความ Stability ของแบบจำลอง

ทดสอบว่าแบบจำลองมีค่า Eigen Value น้อยกว่า 1 หรือค่า Eigen Value ทั้งหมดอยู่ใน Unit Circle หรือไม่

ตาราง 4.4 ค่า Eigen Value ของแบบจำลอง

Eigen Value	Modulus
0.1451819	0.145182
-0.0448508 + 0.00692i	0.045381
-0.0448508 - 0.00692i	0.045381



รูปภาพ 4.1 Unit Circle ของแบบจำลอง

ผลการทดสอบพบว่าแบบจำลองมีค่า Eigen Value ทั้งหมดอยู่ใน Unit Circle แสดงว่าแบบจำลองมีความ Stability

ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างกันของตัวแปรด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive Models และ Granger Causality Test

การทดสอบด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive Models และ Granger Causality Test จะทำการหาความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลอง โดยหาค่า p-value ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศใดมีนัยสำคัญทางสถิติจะหมายถึงอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศนั้นสามารถอธิบายผลตอบแทนของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ของประเทศอื่น ๆ ได้ โดยได้ผลการทดสอบดังนี้

ตาราง 4.5 ผลการทดสอบแบบจำลอง Vector Autoregressive Models

Number of observations: 1,073

	y2	y1	y3
y2 _{t-1}	0.131	0.096	0.735
y1 _{t-1}	0.017	-0.037	0.009
y3 _{t-1}	0.013	-0.027	-0.039
Cons	0.001	0.001	0.001
RMSE	0.013	0.014	0.011
R-sq	0.021	0.006	0.007
Chi-sq	23.147	6.888	7.255

Legend: ■ p<0.1; ■ p<0.05; ■ p<0.01

โดยที่ y1 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย
 y2 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซีย
 y3 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของสิงคโปร์

ตาราง 4.6 ผลการทดสอบ Granger Causality Test

Dependent Variable: y2

Excluded	Chi-sq	df	Prob
y1	0.2971	1	0.586
y3	0.0885	1	0.766
ALL	0.5283	2	0.768

ตาราง 4.6 ผลการทดสอบ Granger Causality Test (ต่อ)

Dependent Variable: y1			
Excluded	Chi-sq	df	Prob
y2	6.4185	1	0.011
y3	0.3019	1	0.583
ALL	6.7202	2	0.035

Dependent Variable: y3			
Excluded	Chi-sq	df	Prob
y2	6.3730	1	0.012
y1	0.1145	1	0.735
ALL	7.0958	2	0.029

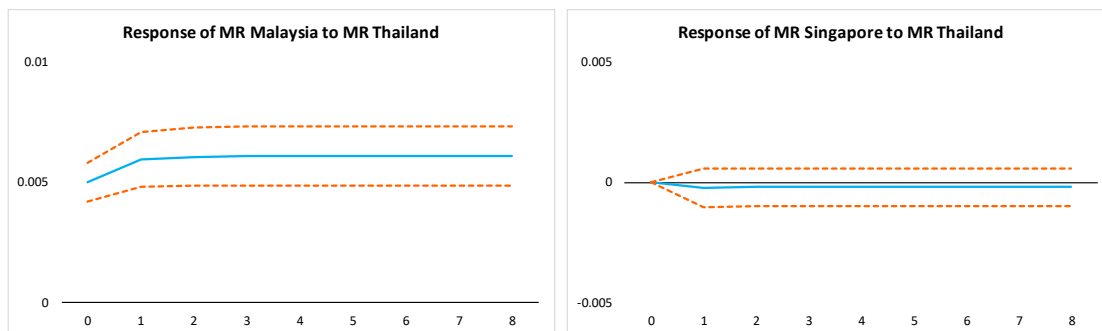
โดยที่
 y1 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย
 y2 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซีย
 y3 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของสิงคโปร์

การทดสอบด้วย Granger Causality Test พบว่า

- ไม่มีอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทยอธิบายอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซีย
- อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซียอธิบายอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย
- อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซียอธิบายอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของสิงคโปร์

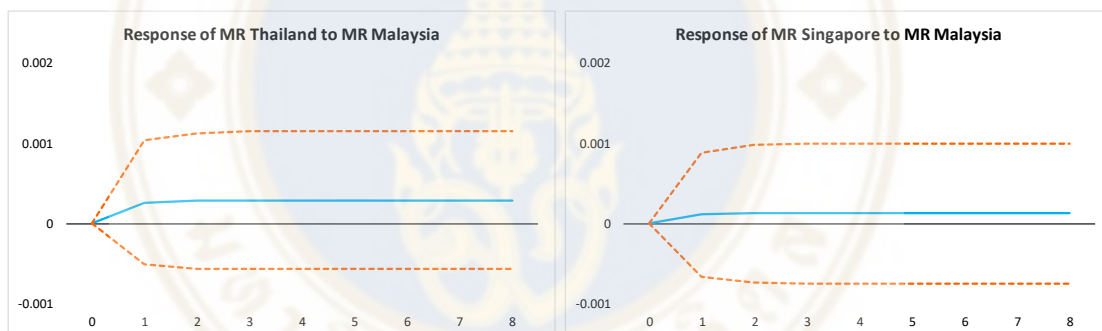
วิเคราะห์ความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วย Cumulative Orthogonal Impulse Response Function

ทำการวิเคราะห์โดยใช้ Cumulative Orthogonal Impulse Response Function (COIRF) เพื่อดูทิศทางของความสัมพันธ์ระหว่างอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศต่าง ๆ ที่ทำการศึกษาว่ามีความสัมพันธ์ในเชิงบวกหรือลบ โดยได้ผลการวิเคราะห์ดังนี้



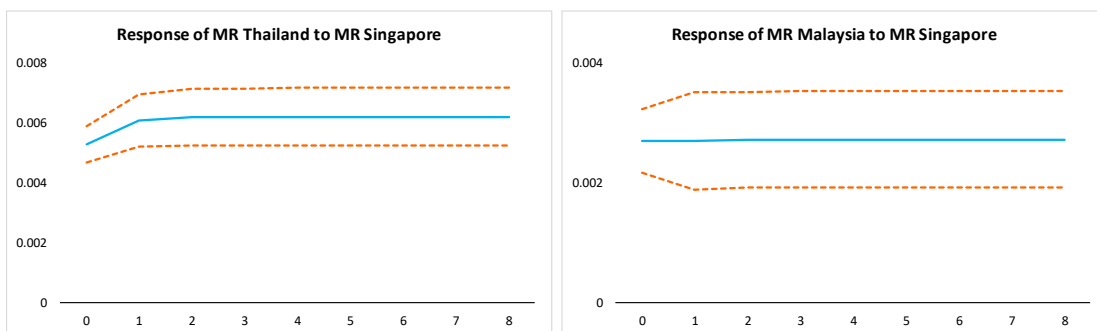
รูปภาพ 4.2 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของประเทศไทย

- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย
- คือ อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์ จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่าไม่อธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย



รูปภาพ 4.3 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของมาเลเซีย

- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่าไม่อธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย
- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์ จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่าไม่อธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย



รูปภาพ 4.4 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของสิงคโปร์

- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์

- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์

จากการวิเคราะห์ Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซียมีผลต่อหลักทรัพย์ประเทศอื่น แต่ไม่มีหลักทรัพย์ประเทศใดส่งผลต่ออัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย เนื่องจากตลาดหลักทรัพย์มาเลเซียเป็นตลาดที่มีขนาดใหญ่กว่าประเทศอื่น ๆ ที่ทำการศึกษา การเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์มาเลเซียจึงเป็นตัวนำ (Lead) และส่งผลต่ออัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในประเทศอื่น ๆ และเนื่องมาจากมาเลเซียมีปริมาณเงินทุนไหลเข้าในประเทศ (Capital Inflow) สูง การเคลื่อนไหวของหลักทรัพย์มาเลเซียจึงอาจขึ้นอยู่กับนักลงทุนต่างชาติมากกว่าการได้รับอิทธิพลจากหลักทรัพย์ประเทศอื่นในอาเซียน

ขณะที่อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทยมีผลต่ออัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์ ในขณะที่อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์ไม่มีผลต่ออัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย สาเหตุอาจเนื่องมาจากตลาดหลักทรัพย์สิงคโปร์เพิ่งก่อตั้งในปี 1999 จึงนับว่าเป็นตลาดเกิดใหม่ และยังไม่ส่งผลต่อตลาดหลักทรัพย์ของประเทศอื่นมากนัก

ในภาพรวมพบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามีความสัมพันธ์เชิงบวกซึ่งกันและกัน หมายความว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศอาเซียนจะเคลื่อนไหวไปในทิศทางเดียวกัน เนื่องจากมีสภาพเศรษฐกิจ สังคมและวัฒนธรรมที่คล้ายคลึงกัน และมีมูลค่าการส่งออกระหว่างกันเมื่อเทียบกับมูลค่าการส่งออกไปยังตลาดโลกใน

สัดส่วนที่ใกล้เคียงกัน จึงทำให้นักลงทุนมองประเทศเหล่านี้เป็นกลุ่มประเทศเดียวกันในการจัดพอร์ตโฟลิโอการลงทุนระหว่างประเทศ

4.1.2 ช่วงระหว่างการเกิด Subprime Crisis (ปี 2008-2012)

การทดสอบความหยุดนิ่ง (Stationary) ของตัวแปร ด้วย Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

ตาราง 4.7 ผลการทดสอบ Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง

Variable	y1	y2	y3
Order	I(0)	I(0)	I(0)

โดยที่ y1 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย

y2 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซีย

y3 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของสิงคโปร์

จากผลการทดสอบ Unit Root Test โดย Augmented Dickey-Fuller Test พบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของทุกประเทศมีความหยุดนิ่ง (Stationary) จึงไม่เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่เป็นจริง (Spurious Relationship) ในแบบจำลอง

กำหนดจำนวนความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสมที่ใช้ในแบบจำลอง

ตาราง 4.8 ผลการทดสอบ SBIC ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง
Endogenous Variables: y2 y1 y3

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	9,421.76		4.5e-12	-17.6216	-17.6163	-17.6077*
1	9,449.26	54.9870	4.3e-12	-17.6562	-17.6351*	-17.6004
2	9,462.34	26.1700	4.3e-12	-17.6639	-17.6269	-17.5662
3	9,482.37	40.0560	4.2e-12	-17.6845	-17.6316	-17.5449
4	9,496.34	27.9410	4.2e-12	-17.6938	-17.6251	-17.5123
5	9,509.91	27.1450*	4.1e-12*	-17.7024*	-17.6177	-17.4790

ตาราง 4.8 ผลการทดสอบ SBIC ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง
Endogenous Variables: y2 y1 y3 (ต่อ)

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
6	9,517.27	14.7120	4.1e-12	-17.6993	-17.5988	-17.4340

* Indicates lag order selected by the criterion

LR: Sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final Prediction Error

AIC: Akaike Information Criterion

HQIC: Hannon-Quinn Information Criterion

SBIC: Schwarz Information Criterion

ผลการทดสอบพบว่าแบบจำลองที่มีค่า SBIC น้อยที่สุดมีจำนวน Lag เท่ากับศูนย์
ช่วงเวลา แต่เนื่องจากผลการทดสอบค่า SBIC ของกลุ่มประเทศส่วนใหญ่มีค่าน้อยที่สุดมีจำนวน Lag
เท่ากับหนึ่งช่วงเวลา (1 วัน) ผู้วิจัยจึงใช้ Lag 1 ในการทดสอบแบบจำลอง

วิเคราะห์หา Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์

ตาราง 4.9 ผลการทดสอบ Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มประเทศที่
ทำการศึกษา

Number of observations: 1,074

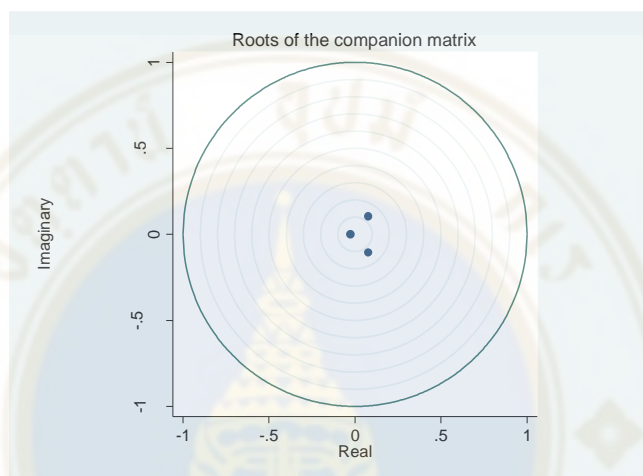
	p<0.01	p<0.05
t-statistics of Residual	0.926	-0.063

จากผลการทดสอบ Engle Granger Cointegration Test พบว่าค่า Residual มีนัยสำคัญที่
ระดับความเชื่อมั่น 95% แสดงว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามี
Cointegration ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% จึงมีแนวโน้มที่จะมีการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์
ระหว่างกัน

ทดสอบความ Stability ของแบบจำลอง

ตาราง 4.10 ค่า Eigen Value ของแบบจำลอง

Eigen Value	Modulus
0.0777071 + 0.10582i	0.131289
0.0777071 - 0.10582i	0.131289
-0.0277909	0.027791



รูปภาพ 4.5 Unit Circle ของแบบจำลอง

ผลการทดสอบพบว่าแบบจำลองมีค่า Eigen Value ทั้งหมดอยู่ใน Unit Circle แสดงว่าแบบจำลองมีความ Stability

ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างกันของตัวแปรด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive

Models และ Granger Causality Test

ตาราง 4.11 ผลการทดสอบแบบจำลอง Vector Autoregressive Models

Number of observations: 1,074

	y2	y1	y3
y2 _{t-1}	-0.055	-0.029	-0.125
y1 _{t-1}	0.079	0.056	-0.015
y3 _{t-1}	0.097	0.103	0.127
Cons	-0.000	0.001	0.000

ตาราง 4.11 ผลการทดสอบแบบจำลอง Vector Autoregressive Models (ต่อ)

Number of observations: 1,074

	y2	y1	y3
RMSE	0.014	0.015	0.015
R-sq	0.023	0.017	0.012
Chi-sq	25.027	18.596	13.422

Legend: ■ p<0.1; ■ p<0.05; ■ p<0.01

โดยที่ y1 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย
 y2 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซีย
 y3 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของสิงคโปร์

ตาราง 4.12 ผลการทดสอบ Granger Causality Test

Dependent Variable: y2

Excluded	Chi-sq	df	Prob
y1	4.9980	1	0.025
y3	6.7573	1	0.009
ALL	22.5260	2	0.000

Dependent Variable: y1

Excluded	Chi-sq	df	Prob
y2	0.4906	1	0.484
y3	6.0742	1	0.014
ALL	6.1292	2	0.047

Dependent Variable: y3

Excluded	Chi-sq	df	Prob
y2	9.0132	1	0.003
y1	0.1419	1	0.706
ALL	10.1350	2	0.006

โดยที่ y1 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย

y_2 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพ์ของมาเลเซีย

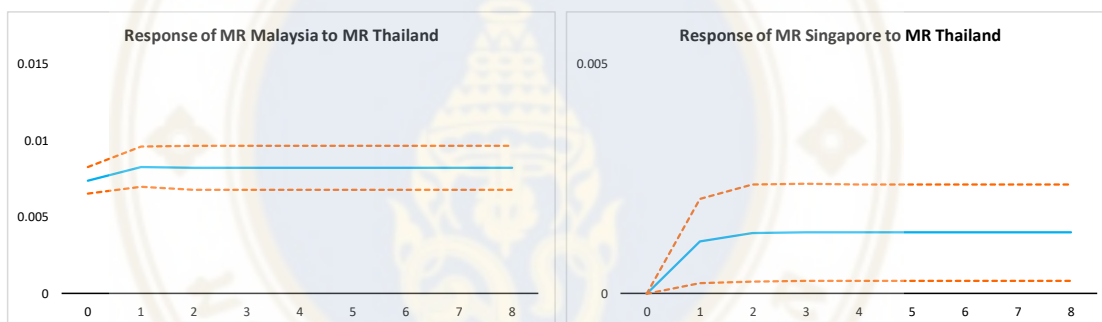
y_3 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพ์ของสิงคโปร์

การทดสอบด้วย Granger Causality Test พบว่า

- อัตราผลตอบแทนหลักทรัพ์ของประเทศไทย และสิงคโปร์อธิบายอัตราผลตอบแทนหลักทรัพ์ของมาเลเซีย
- อัตราผลตอบแทนหลักทรัพ์ของสิงคโปร์อธิบายอัตราผลตอบแทนหลักทรัพ์ของประเทศไทย
- อัตราผลตอบแทนหลักทรัพ์ของมาเลเซียอธิบายอัตราผลตอบแทนหลักทรัพ์สิงคโปร์

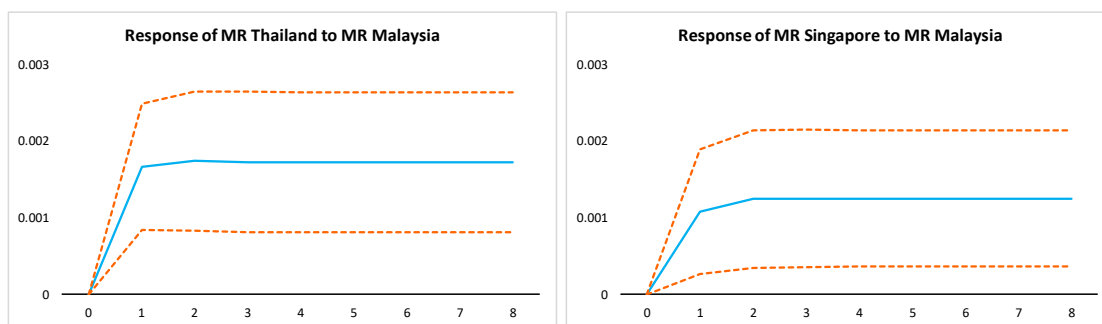
วิเคราะห์ความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วย Cumulative Orthogonal Impulse Response

Function



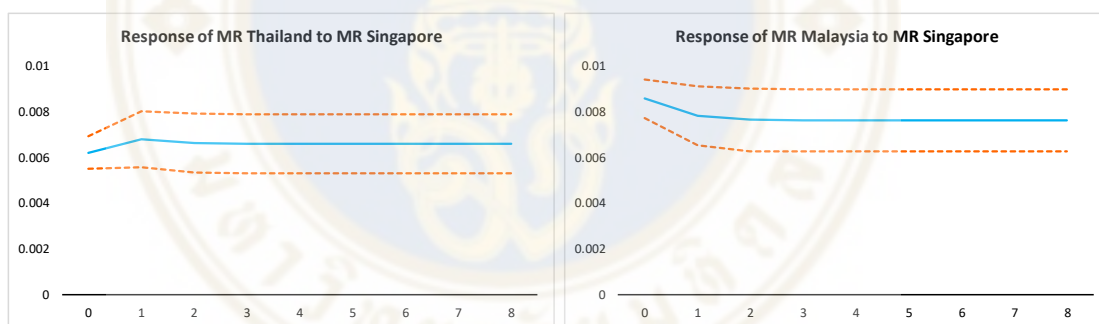
รูปภาพ 4.6 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของประเทศไทย

- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพ์มาเลเซีย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพ์ประเทศไทย
- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพ์สิงคโปร์ จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่าความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพ์ประเทศไทย



รูปภาพ 4.7 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของมาเลเซีย

- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย
- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์ จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย



รูปภาพ 4.8 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของสิงคโปร์

- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์
- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์

จากการวิเคราะห์ Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ในภาพรวม พบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามีความสัมพันธ์เชิงบวกซึ่งกันและกันมากกว่าช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis ซึ่งอาจเกิดจากการที่ตลาดหลักทรัพย์ในกลุ่ม

ประเทศ ASEAN ได้รับผลกระทบจากวิกฤต Subprime ซึ่งเป็นวิกฤตการณ์ทางการเงินระดับโลก รวมถึงอาจเกิดการแพร่กระจายวิกฤตการณ์ภายในกลุ่มประเทศ ASEAN ด้วยตัวเอง

4.1.3 ช่วงหลังการเกิด Subprime Crisis (ปี 2013-2018)

การทดสอบความหยุดนิ่ง (Stationary) ของตัวแปร ด้วย Augmented Dickey-Fuller

Unit Root Test

ตาราง 4.13 ผลการทดสอบ Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง

Variable	y1	y2	y3
Order	I(0)	I(0)	I(0)

โดยที่
 y_1 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย
 y_2 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซีย
 y_3 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของสิงคโปร์

จากผลการทดสอบ Unit Root Test โดย Augmented Dickey-Fuller Test พบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของทุกประเทศมีความหยุดนิ่ง (Stationary) จึงไม่เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่เป็นจริง (Spurious Relationship) ในแบบจำลอง

กำหนดจำนวนความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสมที่ใช้ในแบบจำลอง

ตาราง 4.14 ผลการทดสอบ SBIC ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง
 Endogenous Variables: y_2 y_1 y_3

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	12,434.10		5.7e-13*	-19.6851*	-19.6805*	-19.6729*
1	12,440.50	12.7960	5.7e-13	-19.6809	-19.6626	-19.6321
2	12,447.10	13.2150	5.7e-13	-19.6772	-19.6450	-19.5921
3	12,453.70	13.0900	5.7e-13	-19.6733	-19.6274	-19.5512
4	12,457.10	6.9181	5.8e-13	-19.6645	-19.6048	-19.5057
5	12,463.50	12.6880	5.8e-13	-19.6603	-19.5869	-19.4649

ตาราง 4.14 ผลการทดสอบ SBIC ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของประเทศกลุ่มตัวอย่าง
Endogenous Variables: y2 y1 y3 (ต่อ)

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
6	12,466.30	5.6273	5.9e-13	-19.6505	-19.5633	-19.4185

* Indicates lag order selected by the criterion

LR: Sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final Prediction Error

AIC: Akaike Information Criterion

HQIC: Hannon-Quinn Information Criterion

SBIC: Schwarz Information Criterion

ผลการทดสอบพบว่าแบบจำลองที่มีค่า SBIC น้อยที่สุดมีจำนวน Lag เท่ากับศูนย์
ช่วงเวลา แต่เนื่องจากผลการทดสอบค่า SBIC ของกลุ่มประเทศส่วนใหญ่มีค่าน้อยที่สุดมีจำนวน Lag
เท่ากับหนึ่งช่วงเวลา (1 วัน) ผู้วิจัยจึงใช้ Lag 1 ในการทดสอบแบบจำลอง

วิเคราะห์หา Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์

ตาราง 4.15 ผลการทดสอบ Cointegration ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มประเทศที่
ทำการศึกษา

Number of observations: 1,268

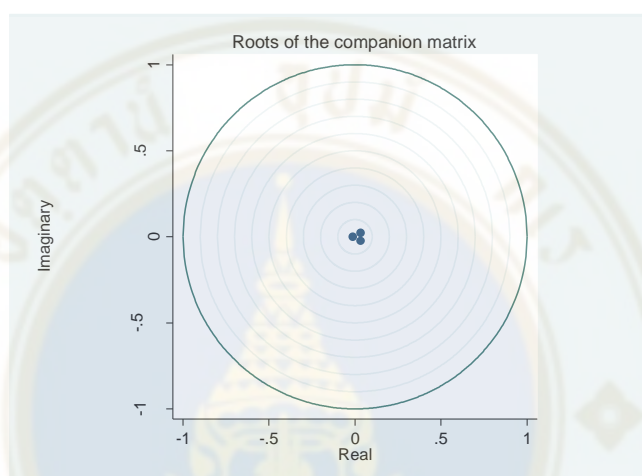
	p<0.01	p<0.05
t-statistics of Residual	0.785	-0.048

จากผลการทดสอบ Engle Granger Cointegration Test พบว่าค่า Residual มีนัยสำคัญที่
ระดับความเชื่อมั่น 95% แสดงว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามี
Cointegration ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% จึงมีแนวโน้มที่จะมีการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์
ระหว่างกัน

ทดสอบความ Stability ของแบบจำลอง

ตาราง 4.16 ค่า Eigen Value ของแบบจำลอง

Eigen Value	Modulus
0.0317116 + 0.02383i	0.039669
0.0317116 - 0.02383i	0.039669
-0.0127114	0.012711



รูปภาพ 4.9 Unit Circle ของแบบจำลอง

ผลการทดสอบพบว่าแบบจำลองมีค่า Eigen Value ทั้งหมดอยู่ใน Unit Circle แสดงว่าแบบจำลองมีความ Stability

ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างกันของตัวแปรด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive Models และ Granger Causality Test

ตาราง 4.17 ผลการทดสอบแบบจำลอง Vector Autoregressive Models

Number of observations: 1,268

	y2	y1	y3
y2 _{t-1}	0.024	0.017	0.031
y1 _{t-1}	0.078	0.046	0.063
y3 _{t-1}	-0.010	-0.032	-0.019
Cons	-0.000	0.000	-0.000

ตาราง 4.17 ผลการทดสอบแบบจำลอง Vector Autoregressive Models (ต่อ)

Number of observations: 1,268

	y2	y1	y3
RMSE	0.012	0.009	0.008
R-sq	0.005	0.002	0.008
Chi-sq	6.465	2.817	10.473

Legend: ■ p<0.1; ■ p<0.05; ■ p<0.01

โดยที่ y1 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย
 y2 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซีย
 y3 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของสิงคโปร์

ตาราง 4.18 ผลการทดสอบ Granger Causality Test

Dependent Variable: y2

Excluded	Chi-sq	df	Prob
y1	4.0419	1	0.044
y3	0.0445	1	0.833
ALL	4.4893	2	0.106

Dependent Variable: y1

Excluded	Chi-sq	df	Prob
y2	0.4528	1	0.501
y3	0.6353	1	0.425
ALL	0.8521	2	0.653

Dependent Variable: y3

Excluded	Chi-sq	df	Prob
y2	2.2329	1	0.135
y1	5.8138	1	0.016
ALL	9.0812	2	0.011

โดยที่ y_1 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย

y_2 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซีย

y_3 = อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของสิงคโปร์

การทดสอบด้วย Granger Causality Test พบว่า

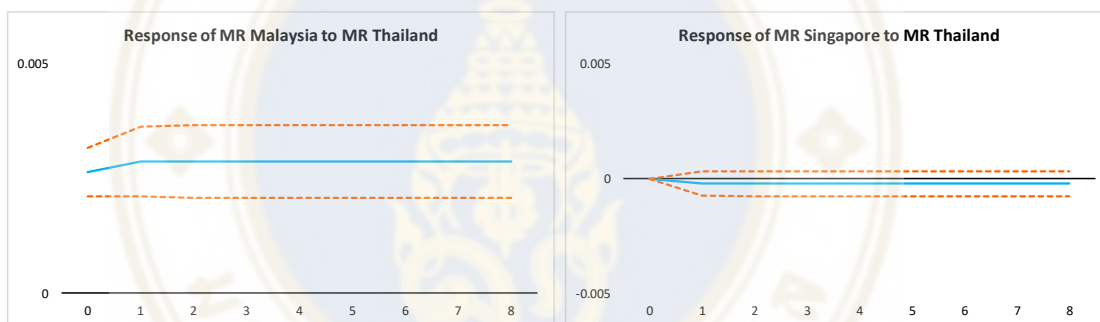
- อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทยอธิบายอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของมาเลเซีย

- ไม่มีอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทยอธิบายอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทย

- อัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของประเทศไทยอธิบายอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์สิงคโปร์

วิเคราะห์ความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วย Cumulative Orthogonal Impulse Response

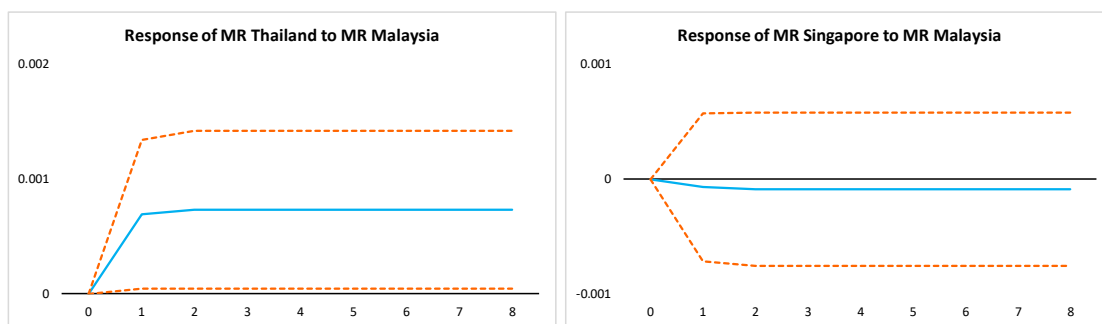
Function



รูปภาพ 4.10 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของประเทศไทย

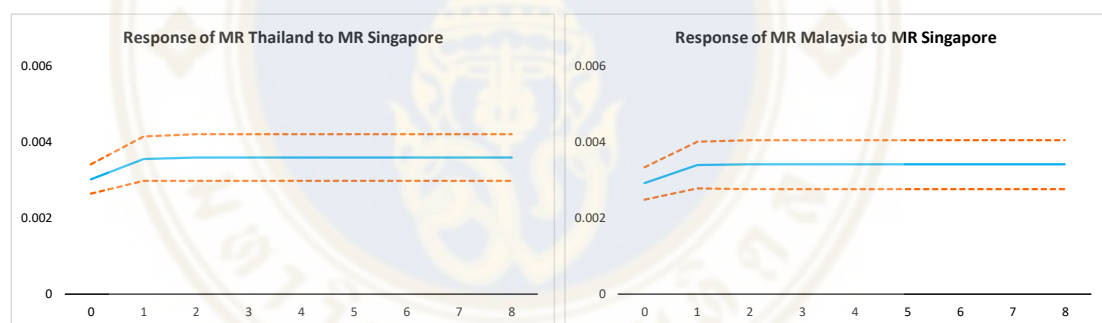
- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย

- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์ จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่าไม่อธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย



รูปภาพ 4.11 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของมาเลเซีย

- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย
- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์ จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่าไม่อธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย



รูปภาพ 4.12 Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ของสิงคโปร์

- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์
- อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซีย จาก Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์สิงคโปร์

จากการวิเคราะห์ Cumulative Orthogonal Impulse Response Function ในภาพรวมพบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามีความสัมพันธ์ซึ่งกันและกันคล้ายกับช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis ซึ่งอาจเกิดจากตลาดหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศ ASEAN ได้รับผลกระทบจากวิกฤต Subprime ซึ่งเป็นวิกฤตการณ์ทางการเงินระดับโลก บางส่วน

อาจเกิดการแพร่กระจายวิกฤตการณ์ภายในกลุ่มประเทศ ASEAN ด้วยตัวเอง และอาจมีบางประเทศที่หยุดการแพร่กระจายดังกล่าวหลังจากสภาพเศรษฐกิจในประเทศของตนเองเริ่มฟื้นตัว

4.2 การศึกษาหาการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ของประเทศที่ทำการศึกษา โดยใช้ Error Variance Decomposition และ Shapiro-Wilk Test

ผู้วิจัยทำการทดสอบหาความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยทางเศรษฐกิจระดับมหภาคที่ควบคุมและส่งผลต่ออัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ ได้แก่ อัตราดอกเบี้ย (INR) อัตราเงินเฟ้อ (INF) และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (FX) โดยทำการทดสอบด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive Models (VAR) โดยมีขั้นตอนการทดสอบเช่นเดียวกันกับการศึกษาหาความเชื่อมโยงของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ ดังนี้

- ทดสอบความความหยุดนิ่ง (Stagionary) ของตัวแปรที่ใช้ ด้วย Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test
- กำหนดจำนวนความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสมที่ใช้ในแบบจำลอง
- ทดสอบความ Stability ของแบบจำลอง
- ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างกันของตัวแปรด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive Models และ Granger Causality Test
- วิเคราะห์ความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วย Cumulative Orthogonal Impulse Response Function

จากนั้นจึงวิเคราะห์การแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ (Contagion) ด้วย Error Variance Decomposition เพื่อพยากรณ์ค่า Forecast Error ที่ได้ในสมการ และทดสอบว่า Forecast Error ที่พยากรณ์ได้นี้มีการแจกแจงแบบปกติ (Normal Distribution) หรือไม่ โดยใช้การทดสอบ Shapiro-Wilk Test หรือ Normality Test โดยหากค่า p-value ของ Forecast Error ที่ได้ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่า Forecast Error นั้นมีการแจกแจงแบบปกติหรือหมายความว่าไม่มีความผิดปกติ (Shock) ใน Forecast Error โดยผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษาในแต่ละช่วงเวลามีดังนี้

4.2.1 ช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis (ปี 2003-2007)

ตาราง 4.19 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา

Number of observations: 1,072

	Prob
ประเทศไทย	0.000
มาเลเซีย	0.000
สิงคโปร์	0.000

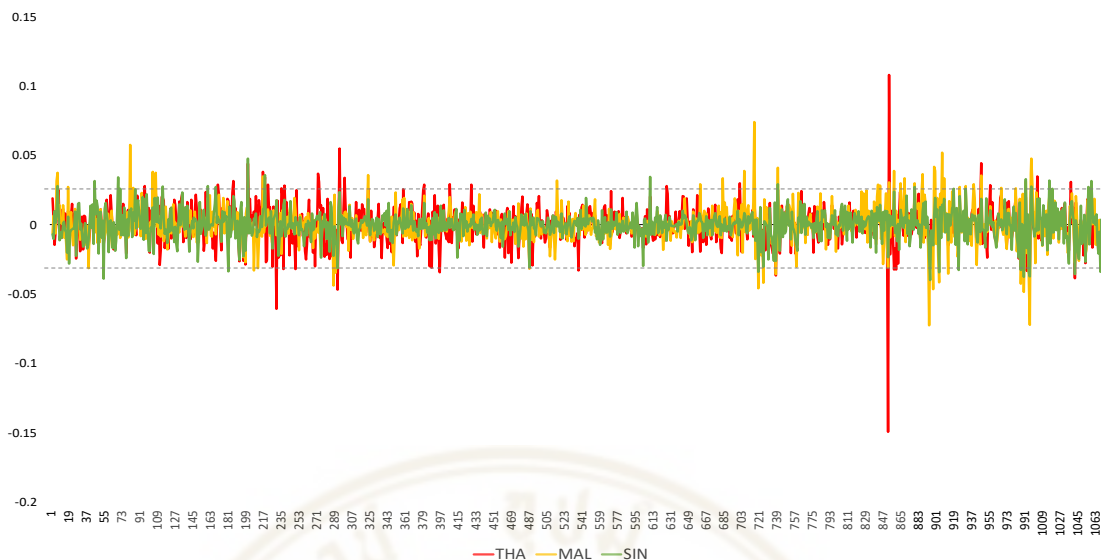
จากผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test พบว่า Forecast Error ของทุกประเทศในกลุ่มตัวอย่างมี Shock เกิดขึ้น

เพื่อเปรียบเทียบช่วงเวลาที่เกิดความผิดปกติ (Shock) ในแต่ละประเทศ ทำการเปรียบเทียบค่า Forecast Error ที่มีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่า 2 Standard Deviation โดยค่า Standard Deviation ของ Forecast Error ในแต่ละประเทศมีค่าดังนี้

ตาราง 4.20 ค่า Standard Deviation ของ Forecast Error ในแต่ละประเทศ

	ประเทศไทย	มาเลเซีย	สิงคโปร์	Average
Mean	0.00%	0.00%	0.00%	
Median	-0.04%	-0.09%	0.02%	
SD	1.39%	1.30%	1.06%	1.25%
2SD	2.77%	2.59%	2.12%	2.50%

ผู้วิจัยพบว่าค่าเฉลี่ย Standard Deviation ของกลุ่มประเทศมีค่า 1.25% ผู้วิจัยจึงนับช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error มีค่ามากกว่า 2.50% หรือน้อยกว่า -2.50% (2 Standard Deviation) เป็นช่วงเวลาที่เกิด Shock และเปรียบเทียบช่วงเวลาดังกล่าวของทุกประเทศ ได้ผลการทดสอบดังนี้



รูปภาพ 4.13 การเปรียบเทียบช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error ในแต่ละประเทศที่มีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่า 2 Standard Deviation

จากการทดสอบพบว่า ช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error ในแต่ละประเทศเกิด Shock ในช่วงเวลาเดียวกันทั้ง 3 ประเทศมีทั้งสิ้น 2 ช่วงเวลา โดยมีเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นในช่วงเวลาดังกล่าว ได้แก่

1. เดือนพฤษภาคม 2006 (วันที่ 22 พฤษภาคม 2006)

ราคาสินค้าโภคภัณฑ์ พลังงาน ปีโตรเคมี เหล็ก สินค้าเกษตร ยางพาราในประเทศไทยปรับตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง (“นเรศ เหล่าพรณราย,” 2007)

2. เดือนพฤศจิกายน 2006 (วันที่ 30 พฤศจิกายน 2006)

ไม่พบข้อมูลสาเหตุของการเกิด Shock นำช่วงเวลาที่เกิด Shock ของค่า Forecast Error ทั้งหมดมาสร้างเป็น Dummy Variables (CRISIS) และทำการทดสอบด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive Models อีกครั้งหนึ่ง โดยให้ Dummy Variabels ที่สร้างขึ้นใหม่เป็น Exogenous Variables และทดสอบ Shapiro-Wilk Test อีกครั้ง

ตาราง 4.21 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษาที่ตัดช่วงเวลาที่เป็ Shock ออกแล้ว

Number of observations: 1,072

	Prob
ประเทศไทย	0.000
มาเลเซีย	0.000
สิงคโปร์	0.000

จากผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test หลังจากตัดช่วงเวลาที่เป็น Crisis ออกแล้ว พบว่า Forecast Error ของทุกประเทศยังมี Shock เกิดขึ้น

ตาราง 4.22 สรุปค่า Coefficient ของตัวแปรต่าง ๆ และผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test เปรียบเทียบก่อนและหลังตัดช่วงเวลาที่เป็น Shock ออกแล้ว

Variable	Thailand		Malaysia		Singapore	
	With Shock	W/O Shock	With Shock	W/O Shock	With Shock	W/O Shock
Y_{1t}						
Y _{1t-1}	-0.016	-0.017	0.143	0.139	0.011	0.010
Y _{2t-1}	-0.435	-0.431	0.512	0.550	0.019	0.021
Y _{3t-1}	-0.050	-0.043	-0.074	-0.078	-0.065	-0.067
Y _{4t-1}	0.214	0.213	0.010	0.012	0.080	0.080
N	1,072	1,072	1,072	1,072	1,072	1,072
RMSE_1	0.014	0.014	0.013	0.013	0.011	0.011
Chi ² _1	2.647	7.450	22.888	39.000	2.042	10.345
R ² _1	0.002	0.007	0.021	0.035	0.002	0.010
Y_{2t}						
Y _{1t-1}	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.002
Y _{2t-1}	0.160	0.160	-0.092	-0.092	0.913	0.913
Y _{3t-1}	0.001	0.001	0.000	0.000	-0.009	-0.010
Y _{4t-1}	0.002	0.002	0.002	0.002	0.011	0.012
N	1,072	1,072	1,072	1,072	1,072	1,072
RMSE_2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.004
Chi ² _2	28.457	28.457	9.916	10.256	5,347.013	5,449.350
R ² _2	0.026	0.026	0.009	0.009	0.833	0.836
Y_{3t}						
Y _{1t-1}	-0.003	-0.003	0.000	0.000	0.005	0.005
Y _{2t-1}	-0.006	-0.006	-0.083	-0.082	-0.002	-0.002
Y _{3t-1}	0.962	0.962	0.944	0.944	0.932	0.932
Y _{4t-1}	0.003	0.003	0.005	0.005	0.037	0.037
N	1,072	1,072	1,072	1,072	1,072	1,072
RMSE_3	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002
Chi ² _3	13,588.810	13,589.205	8,790.516	8,790.531	7,205.681	7,205.727
R ² _3	0.927	0.927	0.891	0.891	0.870	0.870
Y_{4t}						
Y _{1t-1}	0.003	0.003	0.002	0.002	0.009	0.009
Y _{2t-1}	-0.056	-0.056	-0.983	-0.984	0.006	0.006
Y _{3t-1}	-0.016	-0.016	-0.004	-0.004	-0.024	-0.024
Y _{4t-1}	-0.005	-0.005	0.002	0.002	0.013	0.013
N	1,072	1,072	1,072	1,072	1,072	1,072
RMSE_4	0.003	0.003	0.002	0.002	0.002	0.002
Chi ² _4	1.049	1.059	8.914	8.923	10.034	10.048
R ² _4	0.001	0.001	0.008	0.008	0.009	0.009
SW Test	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

y_{1t} = Market Return, y_{2t} = Interest Rate, y_{3t} = Inflation Rate, y_{4t} = Foreign Exchange Rate

Legend: ■ p<0.1; ■ p<0.05; ■ p<0.01

จากการทดสอบโดยใช้ Vector Autoregressive Models – Granger Causality Test กับตัวแปรในประเทศที่ทำการศึกษพบว่า

ก่อนการขจัด Shock ที่เกิดร่วมกันของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ไม่มีตัวแปรใดสามารถอธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของแต่ละประเทศได้ และเมื่อขจัด Shock ที่เกิดร่วมกันของกลุ่มประเทศออกแล้วยังคงพบว่าไม่มีตัวแปรใดสามารถอธิบายผลตอบแทนของหลักทรัพย์ของแต่ละประเทศได้ ขณะที่ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ทั้งก่อนและหลังขจัด Shock ที่เกิดร่วมกันออกไปแล้วไม่มีการแจกแจงปกติในทุกประเทศ โดยผู้วิจัยเชื่อว่าลักษณะข้อมูลที่มีความถี่เป็นรายวันอาจมีตัวรบกวน (Noise) ที่มากเกินไป จึงทำให้ไม่สามารถจำแนกการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ (Contagion) ระหว่างประเทศต่าง ๆ ได้ ส่งผลให้ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ทั้งก่อนและหลังขจัด Shock ไม่เกิดการเปลี่ยนแปลง

4.2.2 ช่วงระหว่างการเกิด Subprime Crisis (ปี 2008-2012)

ตาราง 4.23 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา

Number of observations: 1,073

	Prob
ประเทศไทย	0.000
มาเลเซีย	0.000
สิงคโปร์	0.000

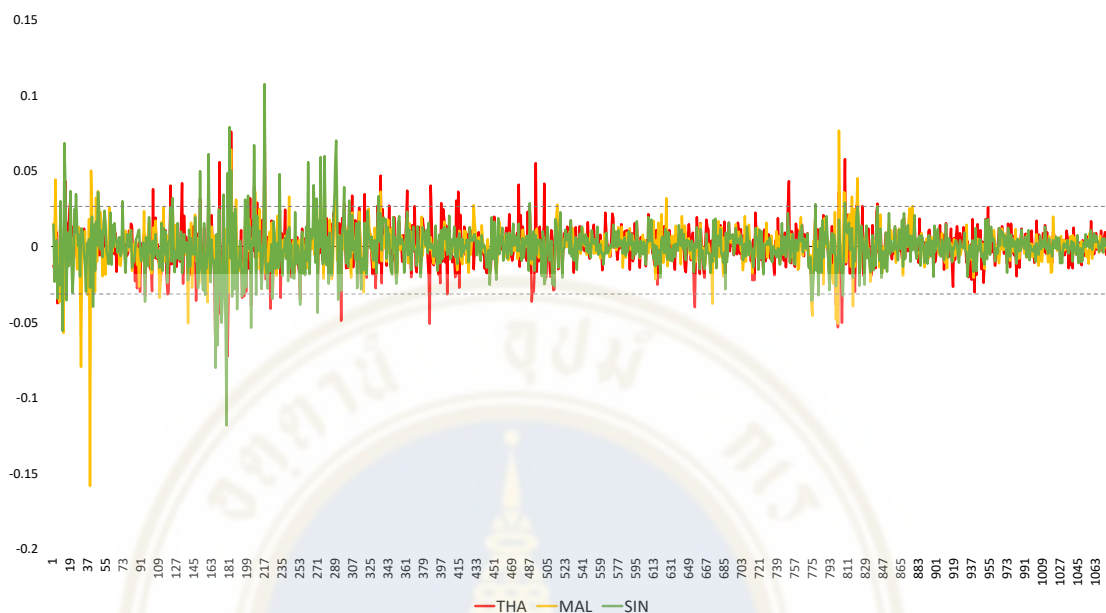
จากผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test พบว่า Forecast Error ของทุกประเทศในกลุ่มตัวอย่างมี Shock เกิดขึ้น

เพื่อเปรียบเทียบช่วงเวลาที่เกิดความผิดปกติ (Shock) ในแต่ละประเทศ ทำการเปรียบเทียบค่า Forecast Error ที่มีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่า 2 Standard Deviation โดยค่า Standard Deviation ของ Forecast Error ในแต่ละประเทศมีค่าดังนี้

ตาราง 4.24 ค่า Standard Deviation ของ Forecast Error ในแต่ละประเทศ

	ประเทศไทย	มาเลเซีย	สิงคโปร์	Average
Mean	0.00%	0.00%	0.00%	
Median	0.04%	0.03%	0.02%	
SD	1.54%	1.39%	1.54%	1.49%
2SD	3.07%	2.77%	3.08%	2.97%

ผู้วิจัยพบว่าค่าเฉลี่ย Standard Deviation ของกลุ่มประเทศมีค่า 1.49% ผู้วิจัยจึงนับช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error มีค่ามากกว่า 2.97% หรือน้อยกว่า -2.97% (2 Standard Deviation) เป็นช่วงเวลาที่เกิด Shock และเปรียบเทียบช่วงเวลาดังกล่าวของทุกประเทศ ได้ผลการทดสอบดังนี้



รูปภาพ 4.14 การเปรียบเทียบช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error ในแต่ละประเทศที่มีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่า 2 Standard Deviation

จากการทดสอบพบว่า ช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error ในแต่ละประเทศเกิด Shock ในช่วงเวลาเดียวกันทั้ง 3 ประเทศมีทั้งสิ้น 7 ช่วงเวลา โดยมีเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นในช่วงเวลาดังกล่าว ได้แก่

1. เดือนมิถุนายน 2008 (วันที่ 10 มิถุนายน 2008)

ไม่พบข้อมูลสาเหตุของการเกิด Shock

2. เดือนกันยายน 2008 (วันที่ 8 และ 19 กันยายน 2008)

Lehman Brother ซึ่งเป็นบริษัทวาณิชธนกิจขนาดใหญ่ในสหรัฐอเมริกายื่นล้มละลาย ส่งผลให้เกิดภาวะสภาพคล่องตึงตัวและเกิดการขายสินทรัพย์ในตลาดหุ้นเอเชีย (“Positioning Mag,” 2008)

3. เดือนตุลาคม 2008 (วันที่ 8, 16, 28 และ 30 ตุลาคม 2008)

ธนาคารกลางเอเชียหลายแห่งได้ประกาศปรับลดอัตราดอกเบี้ยนโยบายลง โดยธนาคารกลางได้หวั่นประกาศปรับลดอัตราดอกเบี้ยนโยบายลงเป็นครั้งที่ 2 ในรอบ 2 สัปดาห์ ธนาคารกลางเกาหลีได้ประกาศปรับลดอัตราดอกเบี้ยลงเป็นครั้งแรกนับตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน 2004 ขณะที่ธนาคารกลางฮ่องกงประกาศปรับลดอัตราดอกเบี้ยขำ้มคืบลง 0.50% ทั้งนี้มาตรการปรับลดอัตรา

ดอกระเบียงนโยบายร่วมกันของธนาคารกลางชั้นนำดังกล่าว นับเป็นความร่วมมือกันครั้งแรกในประวัติศาสตร์ของธนาคารกลางทั่วโลกเพื่อแก้ไขปัญหาสภาพคล่องของระบบเศรษฐกิจ (“Positioning Mag,” 2008)

นำช่วงเวลาที่เกิด Shock ของค่า Forecast Error ทั้งหมดมาสร้างเป็น Dummy Variables (CRISIS) และทำการทดสอบด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive Models อีกครั้งหนึ่ง โดยให้ Dummy Variables ที่สร้างขึ้นใหม่เป็น Exogenous Variables และทดสอบ Shapiro-Wilk Test อีกครั้ง

ตาราง 4.25 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษาที่ตัดช่วงเวลาที่ Shock ออกแล้ว

Number of observations: 1,073

	Prob
ประเทศไทย	0.000
มาเลเซีย	0.000
สิงคโปร์	0.000

จากผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test หลังจากตัดช่วงเวลาที่ Shock ออกแล้วพบว่า Forecast Error ของทุกประเทศยังคงมี Shock เกิดขึ้น

ตาราง 4.26 สรุปค่า Coefficient ของตัวแปรต่าง ๆ และผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test
เปรียบเทียบก่อนและหลังตัดช่วงเวลาที่ เป็น Shock ออกแล้ว

Variable	Thailand		Malaysia		Singapore	
	With Shock	W/O Shock	With Shock	W/O Shock	With Shock	W/O Shock
Y_{1t}						
Y _{1t-1}	0.106	0.088	0.043	0.049	0.050	0.070
Y _{2t-1}	-4.135	-4.068	-0.202	-0.212	-0.302	-0.476
Y _{3t-1}	0.038	0.024	-0.146	-0.136	-0.065	-0.048
Y _{4t-1}	-0.035	-0.032	0.309	0.305	0.111	0.102
N	1,073	1,073	1,073	1,073	1,073	1,073
RMSE_1	0.015	0.015	0.014	0.014	0.015	0.015
Chi ² _1	27.866	110.540	9.597	47.074	7.045	116.531
R ² _1	0.025	0.093	0.009	0.042	0.007	0.098
Y_{2t}						
Y _{1t-1}	-0.002	-0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
Y _{2t-1}	0.129	0.129	-0.223	-0.223	0.894	0.899
Y _{3t-1}	0.002	0.002	0.002	0.002	0.008	0.009
Y _{4t-1}	0.000	0.000	-0.008	-0.008	-0.012	-0.012
N	1,073	1,073	1,073	1,073	1,073	1,073
RMSE_2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001
Chi ² _2	22.642	23.060	58.502	58.676	4,423.991	4,496.357
R ² _2	0.021	0.021	0.052	0.052	0.805	0.807
Y_{3t}						
Y _{1t-1}	0.000	-0.001	-0.006	-0.006	0.000	0.000
Y _{2t-1}	0.019	0.021	-0.014	-0.014	0.004	0.004
Y _{3t-1}	0.963	0.962	0.972	0.97	0.934	0.934
Y _{4t-1}	0.003	0.003	0.006	0.007	0.025	0.025
N	1,073	1,073	1,073	1,073	1,073	1,073
RMSE_3	0.002	0.002	0.001	0.001	0.002	0.002
Chi ² _3	13,949.018	13,954.473	18,715.707	18,736.092	7,697.289	7,700.348
R ² _3	0.929	0.929	0.946	0.946	0.878	0.878
Y_{4t}						
Y _{1t-1}	0.002	0.002	-0.004	-0.004	0.002	0.002
Y _{2t-1}	-0.003	-0.003	0.089	0.089	0.012	0.013
Y _{3t-1}	0.013	0.013	0.011	0.011	-0.009	-0.009
Y _{4t-1}	-0.002	-0.002	-0.001	-0.001	-0.005	-0.005
N	1,073	1,073	1,073	1,073	1,073	1,073
RMSE_4	0.005	0.005	0.002	0.002	0.002	0.002
Chi ² _4	0.480	0.491	1.658	1.692	0.863	0.929
R ² _4	0.000	0.000	0.002	0.002	0.001	0.001
SW Test	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

y_{1t} = Market Return, y_{2t} = Interest Rate, y_{3t} = Inflation Rate, y_{4t} = Foreign Exchange Rate

Legend: ■ p<0.1; ■ p<0.05; ■ p<0.01

จากการทดสอบ โดยใช้ Vector Autoregressive Models – Granger Causality Test กับ ตัวแปรในประเทศที่ทำการศึกษาพบว่า

ประเทศไทยสามารถใช้อัตราดอกเบี้ยอธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ได้ที่ ระดับความเชื่อมั่น 99% ทั้งก่อนและหลังการขจัด Shock ขณะที่ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ทั้งก่อนและหลังขจัด Shock ออกไปแล้วพบว่าไม่มีการแจกแจงปกติ

มาเลเซียสามารถใช้อัตราเงินเฟ้อและอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศอธิบาย อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ได้ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90% ตามลำดับก่อนการขจัด Shock และเมื่อขจัด Shock ออกแล้วยังคงสามารถใช้อัตราเงินเฟ้อและอัตราแลกเปลี่ยนเงินตรา ระหว่างประเทศอธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ได้ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% ขณะที่ผลการ ทดสอบ Shapiro-Wilk Test ทั้งก่อนและหลังขจัด Shock ออกไปแล้วพบว่าไม่มีการแจกแจงปกติ

สิงคโปร์สามารถใช้อัตราดอกเบี้ยอธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ได้ที่ระดับ ความเชื่อมั่น 99% หลังการขจัด Shock ขณะที่ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ทั้งก่อนและหลัง ขจัด Shock ออกไปแล้วพบว่าไม่มีการแจกแจงปกติ

ผู้วิจัยเชื่อว่าลักษณะข้อมูลที่มีความถี่เป็นรายวันอาจมีตัวรบกวน (Noise) ที่มากเกินไป จึงทำให้ไม่สามารถจำแนกการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ (Contagion) ระหว่างประเทศต่าง ๆ ได้ ส่งผลให้ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ทั้งก่อนและหลังขจัด Shock ไม่เกิดการเปลี่ยนแปลง

4.2.3 ช่วงหลังการเกิด Subprime Crisis (ปี 2013-2018)

ตาราง 4.27 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา

Number of observations: 1,267

	Prob
ประเทศไทย	0.000
มาเลเซีย	0.000
สิงคโปร์	0.000

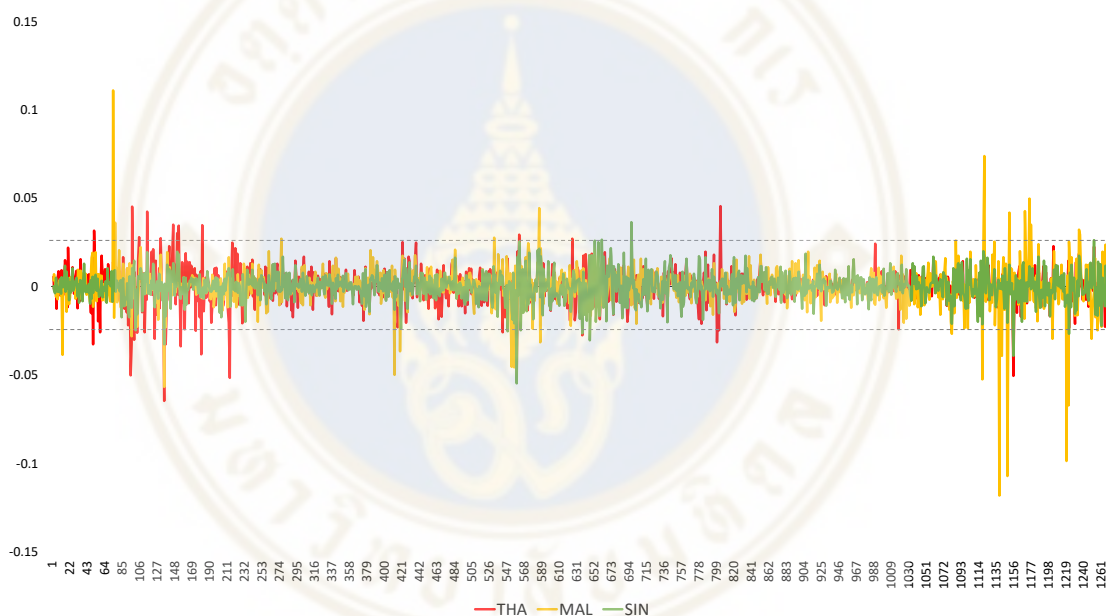
จากผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test พบว่า Forecast Error ของทุกประเทศในกลุ่ม ตัวอย่างมี Shock เกิดขึ้น

เพื่อเปรียบเทียบช่วงเวลาที่เกิดความผิดปกติ (Shock) ในแต่ละประเทศ ทำการ เปรียบเทียบค่า Forecast Error ที่มีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่า 2 Standard Deviation โดยค่า Standard Deviation ของ Forecast Error ในแต่ละประเทศมีค่าดังนี้

ตาราง 4.28 ค่า Standard Deviation ของ Forecast Error ในแต่ละประเทศ

	ประเทศไทย	มาเลเซีย	สิงคโปร์	Average
Mean	0.00%	0.00%	0.00%	
Median	0.03%	0.04%	0.00%	
SD	0.57%	1.17%	0.80%	0.98%
2SD	1.94%	2.34%	1.60%	1.96%

ผู้วิจัยพบว่าค่าเฉลี่ย Standard Deviation ของกลุ่มประเทศมีค่า 0.98% ผู้วิจัยจึงนับช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error มีค่ามากกว่า 1.96% หรือน้อยกว่า -1.96% (2 Standard Deviation) เป็นช่วงเวลาที่เกิด Shock และเปรียบเทียบช่วงเวลาดังกล่าวของทุกประเทศ ได้ผลการทดสอบดังนี้



รูปภาพ 4.15 การเปรียบเทียบช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error ในแต่ละประเทศที่มีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่า 2 Standard Deviation

จากการทดสอบพบว่า ช่วงเวลาที่ค่า Forecast Error ในแต่ละประเทศเกิด Shock ในช่วงเวลาเดียวกันทั้ง 3 ประเทศมีทั้งสิ้น 2 ช่วงเวลา โดยมีเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นในช่วงเวลาดังกล่าว ได้แก่ เดือนมิถุนายน 2013 (วันที่ 11 และ 14 มิถุนายน 2013)

เศรษฐกิจอเมริกาเริ่มฟื้นตัวและธนาคารกลางสหรัฐส่งสัญญาณว่าจะเริ่มลดสภาพคล่องทางการเงิน (Quantitative Easing: QE) ในช่วงครึ่งหลังของปี 2013 เป็นปัจจัยสำคัญที่ส่งผลกระทบต่อ การเคลื่อนย้ายเงินทุน เนื่องจากการปรับเพิ่มอัตราดอกเบี้ยนโยบายของธนาคารกลางสหรัฐจะทำให้

อัตราผลตอบแทนโดยเปรียบเทียบของประเทศในภูมิภาคเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ลดลง นักลงทุนต่างชาติจึงมีแนวโน้มลดการลงทุนในภูมิภาคลง (“ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย,” 2013)

นำช่วงเวลาที่เกิด Shock ของค่า Forecast Error ทั้งหมดมาสร้างเป็น Dummy Variables (CRISIS) และทำการทดสอบด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive Models อีกครั้งหนึ่ง โดยให้ Dummy Variables ที่สร้างขึ้นใหม่เป็น Exogenous Variables และทดสอบ Shapiro-Wilk Test อีกครั้ง

ตาราง 4.29 ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ของ Forecast Error ของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษาที่ตัดช่วงเวลาที่เป็ Shock ออกแล้ว

Number of observations: 1,267

	Prob
ประเทศไทย	0.000
มาเลเซีย	0.000
สิงคโปร์	0.000

จากผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test หลังจากตัดช่วงเวลาที่เป็ Crisis ออกแล้วพบว่า Forecast Error ของทุกประเทศยังคงมี Shock เกิดขึ้น

ตาราง 4.30 สรุปค่า Coefficient ของตัวแปรต่าง ๆ และผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test เปรียบเทียบก่อนและหลังตัดช่วงเวลาที่ เป็น Shock ออกแล้ว

Variable	Thailand		Malaysia		Singapore	
	With Shock	W/O Shock	With Shock	W/O Shock	With Shock	W/O Shock
Y_{1t}						
Y _{1t-1}	0.038	0.054	0.031	0.034	0.029	0.032
Y _{2t-1}	0.766	0.760	-0.875	-0.869	-0.009	-0.009
Y _{3t-1}	0.173	0.171	-0.081	-0.081	-0.104	-0.104
Y _{4t-1}	-0.018	-0.022	-0.010	-0.010	0.264	0.264
N	1,267	1,267	1,267	1,267	1,267	1,267
RMSE_1	0.010	0.010	0.012	0.012	0.008	0.008
Chi ² _1	4.699	55.734	12.185	13.642	7.525	10.611
R ² _1	0.004	0.042	0.010	0.011	0.006	0.008
Y_{2t}						
Y _{1t-1}	0.000	0.000	-0.001	-0.001	-0.008	-0.008
Y _{2t-1}	-0.007	-0.007	0.936	0.936	0.951	0.951
Y _{3t-1}	-0.004	-0.004	-0.002	-0.002	-0.005	-0.005
Y _{4t-1}	0.000	0.000	0.002	0.002	0.012	0.012
N	1,267	1,267	1,267	1,267	1,267	1,267
RMSE_2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001
Chi ² _2	4.438	4.463	9052.628	9053.650	11,699.983	11,700.550
R ² _2	0.003	0.004	0.877	0.877	0.902	0.902
Y_{3t}						
Y _{1t-1}	-0.001	-0.001	0.001	0.001	-0.003	-0.003
Y _{2t-1}	-0.125	-0.125	-0.022	-0.022	0.004	0.004
Y _{3t-1}	0.971	0.971	0.951	0.951	0.927	0.927
Y _{4t-1}	0.000	0.000	0.003	0.003	0.021	0.021
N	1,267	1,267	1,267	1,267	1,267	1,267
RMSE_3	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
Chi ² _3	19,048.681	19,048.772	12,356.629	12,356.693	7,977.569	7,977.688
R ² _3	0.938	0.938	0.907	0.907	0.863	0.863
Y_{4t}						
Y _{1t-1}	-0.002	-0.002	0.004	0.004	0.007	0.007
Y _{2t-1}	2.929	2.929	-0.202	-0.202	0.012	0.012
Y _{3t-1}	-0.023	-0.023	-0.031	-0.031	-0.010	-0.010
Y _{4t-1}	0.000	0.000	-0.003	-0.003	0.001	0.001
N	1,267	1,267	1,267	1,267	1,267	1,267
RMSE_4	0.003	0.003	0.004	0.004	0.002	0.002
Chi ² _4	37.494	37.495	6.436	6.438	3.209	3.221
R ² _4	0.029	0.029	0.005	0.005	0.003	0.003
SW Test	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

y_{1t} = Market Return, y_{2t} = Interest Rate, y_{3t} = Inflation Rate, y_{4t} = Foreign Exchange Rate

Legend: ■ p<0.1; ■ p<0.05; ■ p<0.01

จากการทดสอบ โดยใช้ Vector Autoregressive Models – Granger Causality Test กับ ตัวแปรในประเทศที่ทำการศึกษาพบว่า

ไม่มีตัวแปรใดสามารถใช้อธิบายการอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศไทยได้ ทั้งก่อนและหลังการขจัด Shock ขณะที่ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ทั้งก่อนและหลังขจัด Shock ออกไปแล้วพบว่าไม่มีการแจกแจงปกติ

มาเลเซียสามารถใช้อัตราอัตราดอกเบี้ยอธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ได้ที่ ระดับความเชื่อมั่น 99% ทั้งก่อนและหลังการขจัด Shock ขณะที่ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ทั้งก่อนและหลังขจัด Shock ออกไปแล้วพบว่าไม่มีการแจกแจงปกติ

สิงคโปร์สามารถใช้อัตราเงินเฟ้อ และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศอธิบาย อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ได้ที่ระดับความเชื่อมั่น 99% ทั้งก่อนและหลังการขจัด Shock ขณะที่ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ทั้งก่อนและหลังขจัด Shock ออกไปแล้วพบว่าไม่มีการ แจกแจงปกติ

ผู้วิจัยเชื่อว่าลักษณะข้อมูลที่มีความถี่เป็นรายวันอาจมีตัวรบกวน (Noise) ที่มากเกินไป จึงทำให้ไม่สามารถจำแนกการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ (Contagion) ระหว่างประเทศต่าง ๆ ได้ ส่งผลให้ผลการทดสอบ Shapiro-Wilk Test ทั้งก่อนและหลังขจัด Shock ไม่เกิดการเปลี่ยนแปลง

บทที่ 5

สรุปผลการศึกษา

งานวิจัยนี้ต้องการศึกษาว่าประเทศกลุ่มตัวอย่างมีความเชื่อมโยงของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์และมีการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ระหว่างกันหรือไม่ โดยใช้ตัวแปรเศรษฐกิจระดับมหภาคเป็นตัวแปรควบคุม ได้แก่ อัตราดอกเบี้ย (Interest Rate) อัตราเงินเฟ้อ (Inflation) และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศ (Foreign Exchange Rate) เก็บข้อมูลจากประเทศกลุ่มตัวอย่างในอาเซียน ได้แก่ ประเทศไทย มาเลเซีย และสิงคโปร์ ในช่วงระยะเวลาระหว่างเดือนมกราคม 2003 ถึงเดือนธันวาคม 2018 รวม 3,148 ช่วงเวลา และแบ่งช่วงเวลออกเป็น 3 ช่วงเวลาย่อย ได้แก่ ช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis (2003-2007) ช่วงระหว่างการเกิด Subprime Crisis (2008-2012) และช่วงหลังการเกิด Subprime Crisis (2013-2018) ทดสอบโดยใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive Models – Granger Causality Test และ Cumulative Orthogonal Impulse Response Function และทำการ Error Variance Decomposition เพื่อพยากรณ์ค่า Forecast Error เพื่อนำมาเปรียบเทียบกับกันในแต่ละช่วงเวลา และสร้างตัวแปร Dummy เพื่อขจัด Forecast Error ที่มีความผิดปกติ (Shock) ออก เพื่อนำมาทดสอบ Shapiro-Wilk Test ว่าหลังจากขจัด Shock ต่าง ๆ ออกไปแล้วค่า Forecast Error ของประเทศต่าง ๆ มีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ หากขจัด Shock ต่าง ๆ ออกไปแล้วค่า Forecast Error ของประเทศต่าง ๆ มีการแจกแจงแบบปกติแสดงว่า Shock ที่เกิดขึ้นในประเทศหนึ่งสามารถส่งผลกระทบต่อประเทศอื่นได้

ผลการศึกษาโดย Vector Autoregressive Models – Granger Causality Test และ Cumulative Orthogonal Impulse Response Function พบว่า

- ช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis (2003-2007) อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซียสามารถอธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ประเทศอื่น ๆ ที่ทำการศึกษาได้ทั้งหมด แต่ไม่มีหลักทรัพย์ประเทศใดสามารถอธิบายอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเลเซียได้ เนื่องจากตลาดหลักทรัพย์มาเลเซียเป็นตลาดที่มีมูลค่าตามราคาตลาด (Market Capitalization) และมีปริมาณเงินทุนไหลเข้าในประเทศ (Capital Inflow) สูงกว่าประเทศอื่น ๆ ที่ทำการศึกษา การเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์มาเลเซียจึงเป็นตัวนำ (Lead) ของตลาดหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษา ในภาพรวมพบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามีความสัมพันธ์เชิงบวกซึ่งกันและกัน หมายความว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศ

อาเซียนจะเคลื่อนไหวไปในทิศทางเดียวกัน เนื่องจากมีสภาพเศรษฐกิจ สังคมและวัฒนธรรมที่คล้ายคลึงกัน และมีมูลค่าการส่งออกระหว่างกันเมื่อเทียบกับมูลค่าการส่งออกไปยังตลาดโลกในสัดส่วนที่ใกล้เคียงกัน จึงทำให้นักลงทุนมองประเทศเหล่านี้เป็นกลุ่มประเทศเดียวกันในการจัดพอร์ตโฟลิโอการลงทุนระหว่างประเทศ

- ช่วงระหว่างการเกิด Subprime Crisis (2008-2012) อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามีความสัมพันธ์เชิงบวกซึ่งกันและกันมากกว่าช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis ซึ่งอาจเกิดจากการที่ตลาดหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศ ASEAN ได้รับผลกระทบจากวิกฤต Subprime ซึ่งเป็นวิกฤตการณ์ทางการเงินระดับโลก รวมถึงอาจเกิดการแพร่กระจายวิกฤตการณ์ภายในกลุ่มประเทศ ASEAN ด้วยกันเอง

- ช่วงหลังการเกิด Subprime Crisis (2013-2018) อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามีความสัมพันธ์ซึ่งกันและกันคล้ายกับช่วงก่อนการเกิด Subprime Crisis ซึ่งอาจเกิดจากตลาดหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศ ASEAN ได้รับผลกระทบจากวิกฤต Subprime ซึ่งเป็นวิกฤตการณ์ทางการเงินระดับโลก บางส่วนอาจเกิดการแพร่กระจายวิกฤตการณ์ภายในกลุ่มประเทศ ASEAN ด้วยกันเอง และอาจมีบางประเทศที่หยุดการแพร่กระจายดังกล่าวหลังจากสภาพเศรษฐกิจในประเทศของตนเองเริ่มฟื้นตัว

ขณะที่ผลการทดสอบ Normality Test ของค่า Forecast Error พบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ทุกประเทศเกิด Shock ขึ้น แต่เมื่อทำการขจัด Shock ออกจากสมการและทดสอบใหม่อีกครั้งพบว่า การแจกแจงของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ทุกประเทศยังคงไม่กลับเป็นการแจกแจงแบบปกติ โดยผู้วิจัยเชื่อว่าด้วยลักษณะข้อมูลที่มีความถี่เป็นรายวันอาจมีตัวรบกวน (Noise) ที่มากเกินไป จึงทำให้ไม่สามารถจำแนกการแพร่กระจายของวิกฤตการณ์ (Contagion) ระหว่างประเทศต่าง ๆ ได้ ส่งผลให้ผลการทดสอบ Normality Test ทั้งก่อนและหลังขจัด Shock ไม่เกิดการเปลี่ยนแปลง จึงไม่สามารถสรุปได้อย่างแน่ชัดว่ากลุ่มประเทศใน ASEAN มี Contagion ระหว่างกันหรือไม่

อย่างไรก็ดี ในภาพรวมพบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษามีความสัมพันธ์กันมากขึ้นหลังจากเกิดวิกฤต Subprime ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Jang and Sul (2002) ที่พบว่า หลังเกิดวิกฤตการณ์ทางการเงินในเอเชียในปี 1997 ตลาดหุ้นในกลุ่มประเทศอาเซียนได้ปรับตัวเพิ่มขึ้นอย่างมาก โดยเฉพาะอย่างยิ่งในฮ่องกง ประเทศไทย อินโดนีเซีย และฟิลิปปินส์ และพบการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนในตลาดหุ้นของกลุ่มประเทศอาเซียนที่มีความสัมพันธ์ระหว่างกันมากขึ้น

งานวิจัยนี้มีข้อจำกัดในด้านความสามารถในการเข้าถึงข้อมูลของปัจจัยทางเศรษฐกิจระดับมหภาคในแต่ละประเทศ เนื่องจากแต่ละประเทศมีการเปิดเผยข้อมูลไม่เท่ากัน ทั้งในแง่ของลักษณะของข้อมูล การปรับปรุงข้อมูล และสกุลเงินที่นำเสนอ ซึ่งล้วนแต่ส่งผลต่อการพิจารณานำปัจจัยนั้น ๆ มาใช้ในการทดสอบ

ข้อเสนอแนะในการศึกษาครั้งต่อไป ผู้วิจัยมีความเห็นว่าควรขยายขอบเขตการศึกษาออกไปให้ครอบคลุมประเทศอื่นนอกเหนือภูมิภาคเอเชีย เพื่อให้ผลการทดสอบสมบูรณ์และเป็นประโยชน์มากยิ่งขึ้นต่อนักลงทุนสำหรับปรับพอร์ตโฟลิโอการลงทุนได้ในภูมิภาคอื่น ๆ ของโลก อย่างไรก็ตามการขยายขอบเขตการศึกษาไปในภูมิภาคอื่นอาจมีข้อจำกัดของการศึกษาในบางประการ เช่น เขตเวลา (Time Zone) ของภูมิภาคต่าง ๆ มีความแตกต่างกัน ซึ่งจะส่งผลให้ระยะเวลาในการเปิดทำการ (Day Trade) ของตลาดหลักทรัพย์ในแต่ละภูมิภาคมีความแตกต่างกันด้วย เป็นต้น



บรรณานุกรม

- ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. (23 กรกฎาคม 2013). สรุปภาวะตลาดหลักทรัพย์และการซื้อขาย
หลักทรัพย์ประจำไตรมาส 2 และเดือนมิถุนายน 2013. สืบค้นจาก
[https://www.set.or.th/th/setresearch/information/files_press_release/201306_SETPre
ss.pdf](https://www.set.or.th/th/setresearch/information/files_press_release/201306_SETPress.pdf)
- นเรศ เหล่าพรรณราย. (4 มกราคม 2007). ตลาดหุ้นปี 2007 vs 2017 ถึงเวลาของวิกฤต?. สืบค้นจาก
<https://mgronline.com/stockmarket/detail/9600000000880>
- อภิชาติ วิศิษฐ์กิจการ, (2013). การวิเคราะห์ความเสี่ยงภายในกลุ่มตลาดหลักทรัพย์เอเชียตะวันออก.
สถาบันวิจัยตลาดเพื่อการลงทุน Scholarship Project Paper, 1-182.
- Abdullah, D.A., & Hayworth, S.C. (1993). Macroeconometrics of Stock Price Fluctuations. *Journal
of Business and Economics*, 32.
- Azeez, A.A., & Yonezawa, Y. (2006). Macroeconomic factors and the empirical content of the
Arbitrage pricing theory in the Japanese stock market. *Japan and the world economy*,
18, 568-591.
- Beine, Michel & Candelon, Bertrand. (2011). Liberalisation and stock market co-movement
between emerging economics. *Quantitative Finance*, 11(2), 299-312.
- Bekaert, M., Ehrmann, M., Fratzscher, & A, Mehl. (2012). Global Crises and Equity Market
Contagion. *National Bureau of Economic Research*, 17-121.
- Bilson, Christopher M., Brailsford, Timothy J. & Hooper, Vincent J. (2001). Selecting
macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns.
Pacific-Basin Finance Journal, 9, 401-426.
- Boyer B.H., Kumagai T., & Yuan K. (2006). How Do Crises Spread? Evidence from Accessible
and Inaccessible Stock Indies. *The Journal of Finance*, 61(2), 957-1003.
- Brahmasrene, T. & Jiranyakul, K. (2007). Cointegration and causality between stock index and
macroeconomic variables in an emerging market. *Academy of Accounting and
Financial Studies Journal*, 11, 17-30.

บรรณานุกรม (ต่อ)

- Carsamer, Emmanuel. (2015). Exchange Rate Co-Movement and Volatility Spill Over in Africa. *School of Development Economics National Institute of Development Administration*, 3-159.
- Chen, N.F., Roll, R., & Ross, S.A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Dhakal, D., Kandiland, M., & Shama, S., (1993). Causality between money supply and share prices: A VAR investigation. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32, 52-74.
- Diebold F.X., & Yilmaz K., (2012). Better to give than to receive: predictive directional measurement of volatility spillovers, *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
- Dornbusch, R., Park, Y.C., & Claessens, S. (2000). Contagion: Understanding how it spreads. *The World Bank Research Observer*, 15, 177-197.
- Fama, E.F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *American Economic Review*. 71(4), 545-565.
- Forbes, J. (2012). The “Big C”: Identifying and Mitigating Contagion. *NBER Working Paper No.18465*.
- Forbes K.J., & Rigobon R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movement. *The Journal of Finance*.
- Frankel, J.A. & S.L. Schmukler (1998). Crises, Contagion, and Country Funds: Effects on East Asia and Latin America. *Managing Capital Flows and Exchange Rates: Perspectives from the Pacific Basin*, 232-266.
- Geske, R. & Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *Journal of Finance*, 38, 1-33.
- Goldstein, I. (2013). Empirical Literature on Financial Crises: Fundamentals vs. Panic, *The Evidence and Impact of Financial Globalization*, Elsevier, 523-534.

บรรณานุกรม (ต่อ)

- Huang, R. D. & Kracaw, W.A. (1984). Stock market returns and real activity: A note. *Journal of Finance*, 39, 267-273.
- Iriana, Reiny, & Sjöholm, Fredrik. (2002). Indonesia's economic crisis: Contagion and fundamentals. *The Developing Economics*, 135-151.
- Jang, Hoyoon. & Sul, Wonsik. (2002). The Asian financial crisis and the co-movement of Asian stock markets, *Journal of Asian Economics*, 13, 94-104.
- Jiranyakul, K. (2009). Economic forces and the Thai stock market. *NIDA Economic Review*, 4, 1-12.
- Kaminsky, G.L., C.M. Reinhart & C.A. Vegh (2003). The Unholy Trinity of Financial Contagion, *Journal of Economic Perspectives*, 17(4), 51-74.
- Kodres, L.E., & Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion. *Journal of Finance*, 57, 769-799.
- Koop, G., Pesaran, M.H., Potter, S.M., (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Economic*. 74(1), 119-147.
- Lucey, B., Nejadmalayeri, A., & Singh, M. (2008). Impact of US Macroeconomic Surprises on Stock Market Returns in Developed Economies. *The Institute for International Integration Studies Discussion Paper Series*, 240.
- Mansor, Wan, Mahmood, Wan. Ph. D. & Dinnah, Nazihah Mohd. (2007). Stock returns and macroeconomic influences: Evidence from the Six Asian-Pacific countries. *Financial Economics and Futures Market Research Paper*, 2-21.
- Maysami, R.C., Howe, L.C. & Hamzah, M.A. (2004). Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore's All-S sector indices. *Journal Pengurusan*, 24, 47-77.
- Mervyn A. & King, S.W. (1990). Transmission of Volatility between Stock Markets. *The Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
- Miseman, M.R. et al. (2013). The impact of macroeconomic forces on the ASEAN stock market movements. *World Applied Sciences Journal*, 23, 61-66.

บรรณานุกรม (ต่อ)

- Pesaran, H.H. & Shin Y., (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29.
- Positioning Mag. (5 ตุลาคม 2008). ต่างชาติทิ้งแสนล้าน หุ้นไทยดิ่ง 300 จุด. สืบค้นจาก <https://positioningmag.com/11224>
- Positioning Mag. (13 ตุลาคม 2008). ธนาคารกลางทั่วโลกปรับลดอัตราดอกเบี้ย: ตอกย้ำความรุนแรงของวิกฤตการเงินโลก... ไทยควรเร่งรับมือ. สืบค้นจาก <https://positioningmag.com/43986>
- Rjoub, H., Tursoy, T. & Gunsel, N. (2009). The effects of macroeconomic factors on stock returns Istanbul stock market. *Studies in economics and finance*, 26(1), 36-45.
- Sriyuknirand, P. & Rujithamrongkul, K. (2013). The Impact of Economic Factors in the SET50 Index Future Price. *Journal of Finance, Investment*, 3(2), 355-375.
- Sang H.K., Gazi S.U., Victor T., & Seong M.Y. (2019). Directional spillover effects between ASEAN and world stock markets. *Journal of Multinational Financial Management*, 1-20.
- Valdes, Rodrigo. (2000). Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory. *SSRN*, 1-67.
- Vithessonthi, Chaiporn & Kumarasinghe, Sriyalatha. (2016). Financial development, international trade integration, and stock market integration: Evidence from Asia. *Journal of Multinational Financial Management*, 35, 79-92.
- Wongbangpo, Praphan & Sharma, Subhash C. (2002). Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries. *Journal of Asian Economics*, 13, 27-51.
- Zukarnain, Z. & Sofian, S. (2012). Empirical evidence on the relationship between stock market volatility and macroeconomics volatility in Malaysia. *Journal of Business Studies Quarterly*, 4, 61-71.



ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

**Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของกลุ่มประเทศที่
ทำการศึกษา ช่วงปี 2003-2007**

```


  14.2 Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
  StataCorp
  4905 Lakeway Drive
  College Station, Texas 77845 USA
  800-STATA-PC http://www.stata.com
  979-696-4600 stata@stata.com
  979-696-4601 (fax)

  Single-user Stata perpetual license:
  Serial number: 10699393
  Licensed to: Andrey

  Notes:
  1. Unicode is supported; see help unicode advice.

  1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
  > MR 2003-2007.dta"
  2 . capture drop y*
  3 .
  4 . capture drop x*
  5 .
  6 . tsset T
      time variable: T, 1 to 1074
      delta: 1 unit
  7 .
  8 . set more off
  9 .
  10 . g y1=THA
  11 .
  12 . g y2=MAL
  13 .
  14 . g y3=SIN
  15 . forvalue i=1(1)3 {
  16 .   display "Test y`i'"
  17 .   dfuller y`i', trend lag(1)
  18 .   display "Test d.y`i'"
  19 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
  20 . }
  Test y1

  Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      1072

              Test Statistic          Interpolated Dickey-Fuller
              -----+-----+-----+-----
              1% Critical Value      5% Critical Value      10% Critical Value
  Z(t)          -22.103              -3.960              -3.410              -3.120

  MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
  Test d.y1

  Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      1071

```

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-38.549	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **1072**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-21.328	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y2Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **1071**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-39.826	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **1072**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-23.364	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y3Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **1071**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-40.018	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

21 . varsoc y2 y1 y3, maxlag(6)

Selection-order criteria
Sample: 7 - 1074Number of obs = **1068**

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	9788.46				2.2e-12	-18.3248	-18.3195*	-18.3109*
1	9802.54	28.163*	9	0.001	2.2e-12*	-18.3343*	-18.3132	-18.2785
2	9805.79	6.4973	9	0.689	2.2e-12	-18.3236	-18.2865	-18.2258
3	9811.62	11.667	9	0.233	2.2e-12	-18.3176	-18.2647	-18.1779
4	9819.16	15.074	9	0.089	2.2e-12	-18.3149	-18.2461	-18.1333
5	9824.62	10.937	9	0.280	2.2e-12	-18.3083	-18.2236	-18.0848
6	9829.69	10.132	9	0.340	2.3e-12	-18.3009	-18.2004	-18.0355

Endogenous: y2 y1 y3

Exogenous: _cons

22 . reg y2 y1 y3

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,074
Model	.052104469	2	.026052234	F(2, 1071)	=	211.43
Residual	.131965254	1,071	.000123217	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.2831
				Adj R-squared	=	0.2817
Total	.184069723	1,073	.000171547	Root MSE	=	.0111

y2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
y1	.1767517	.0269377	6.56	0.000	.123895 .2296085
y3	.5244158	.0352247	14.89	0.000	.4552984 .5935331
_cons	.0001115	.0003402	0.33	0.743	-.0005561 .000779

23 .
24 . predict s1, residual

25 .
26 . reg y2 y1 y3 l.s1

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,073
Model	.052817642	3	.017605881	F(3, 1069)	=	143.45
Residual	.131197183	1,069	.000122729	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.2870
				Adj R-squared	=	0.2850
Total	.184014825	1,072	.000171656	Root MSE	=	.01108

y2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
y1	.1732835	.0269287	6.43	0.000	.1204445 .2261226
y3	.5201124	.0351971	14.78	0.000	.4510492 .5891757
s1	.0763944	.0306262	2.49	0.013	.0163 .1364887
L1.	.0763944	.0306262	2.49	0.013	.0163 .1364887
_cons	.000121	.0003397	0.36	0.722	-.0005456 .0007876

27 . var y2 y1 y3, lag(1)

Vector autoregression

Sample: 2 - 1074
 Log likelihood = 9849.681
 FPE = 2.18e-12
 Det(Sigma_ml) = 2.13e-12

Number of obs = 1,073
 AIC = -18.33678
 HQIC = -18.31569
 SBIC = -18.2811

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y2	4	.012981	0.0211	23.14689	0.0000
y1	4	.013855	0.0064	6.888197	0.0755
y3	4	.010598	0.0067	7.254733	0.0642

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y2					
y2					
L1.	.1313277	.0356695	3.68	0.000	.0614168 .2012385
y1					
L1.	.0174855	.0320786	0.55	0.586	-.0453875 .0803585
y3					
L1.	.0134507	.0452057	0.30	0.766	-.0751508 .1020522
_cons	.0006417	.0003973	1.61	0.106	-.0001371 .0014204

y1	y2						
	L1.	.0964557	.0380726	2.53	0.011	.0218348	.1710767
	y1						
	L1.	-.0372947	.0342399	-1.09	0.276	-.1044036	.0298143
y3	y3						
	L1.	-.0265133	.0482513	-0.55	0.583	-.1210841	.0680576
	_cons	.0009144	.0004241	2.16	0.031	.0000832	.0017456
y3	y2						
	L1.	.0735207	.0291231	2.52	0.012	.0164406	.1306008
	y1						
	L1.	.008862	.0261913	0.34	0.735	-.042472	.0601959
y3	y3						
	L1.	-.0385527	.0369091	-1.04	0.296	-.1108932	.0337878
	_cons	.000912	.0003244	2.81	0.005	.0002762	.0015478

28 .

29 . varstable, graph

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.1451819	.145182
-.0448508 + .00691929i	.045381
-.0448508 - .00691929i	.045381

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

30 .

31 . vargranger

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y2	y1	.29711	1	0.586
y2	y3	.08853	1	0.766
y2	ALL	.52832	2	0.768
y1	y2	6.4185	1	0.011
y1	y3	.30193	1	0.583
y1	ALL	6.7202	2	0.035
y3	y2	6.373	1	0.012
y3	y1	.11449	1	0.735
y3	ALL	7.0958	2	0.029

```

32 . irf create order2, o(y2 y1 y3) set(irf2)
    (file irf2.irf created)
    (file irf2.irf now active)
    (file irf2.irf updated)

33 . irf graph coirf, impulse(y2 y3) response(y1)

34 .
35 . irf table coirf, impulse(y2 y3) response(y1)

```

Results from order2

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	.00502	.00422	.00582	0	0	0
1	.005942	.004812	.007073	-.000232	-.00106	.000596
2	.006066	.004852	.007281	-.000203	-.000992	.000586
3	.006085	.004853	.007317	-.000204	-.001	.000592
4	.006088	.004853	.007322	-.000204	-.001	.000592
5	.006088	.004853	.007323	-.000204	-.001	.000592
6	.006088	.004853	.007323	-.000204	-.001	.000592
7	.006088	.004853	.007323	-.000204	-.001	.000592
8	.006088	.004853	.007323	-.000204	-.001	.000592

95% lower and upper bounds reported

(1) irfname = order2, impulse = y2, and response = y1
(2) irfname = order2, impulse = y3, and response = y1

```

36 .
37 . irf graph coirf, impulse(y1 y3) response(y2)

38 .
39 . irf table coirf, impulse(y1 y3) response(y2)

```

Results from order2

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	.000262	-.000512	.001036	.000118	-.000658	.000893
2	.000287	-.00056	.001133	.000125	-.000733	.000983
3	.000291	-.000568	.00115	.000126	-.000745	.000997
4	.000291	-.000569	.001152	.000126	-.000747	.000999
5	.000291	-.000569	.001152	.000126	-.000747	.001
6	.000291	-.000569	.001152	.000126	-.000747	.001
7	.000291	-.000569	.001152	.000126	-.000747	.001
8	.000291	-.000569	.001152	.000126	-.000747	.001

95% lower and upper bounds reported

(1) irfname = order2, impulse = y1, and response = y2
(2) irfname = order2, impulse = y3, and response = y2

```

40 .
41 . irf graph coirf, impulse(y2 y1) response(y3)

42 .

```

```
43 . irf table coirf, impulse(y2 y1) response(y3)
```

Results from order2

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	.005295	.004703	.005887	.002703	.002167	.003238
1	.006088	.005228	.006947	.002713	.001897	.003528
2	.006202	.005266	.007138	.002727	.001927	.003526
3	.006219	.005267	.00717	.002728	.001924	.003532
4	.006221	.005267	.007175	.002728	.001924	.003533
5	.006221	.005267	.007176	.002728	.001924	.003533
6	.006221	.005267	.007176	.002728	.001924	.003533
7	.006221	.005267	.007176	.002728	.001924	.003533
8	.006221	.005267	.007176	.002728	.001924	.003533

95% lower and upper bounds reported

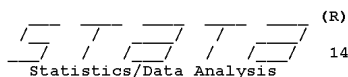
(1) irfname = order2, impulse = y2, and response = y3
 (2) irfname = order2, impulse = y1, and response = y3

```
44 .
45 . irf drop order2
   (order2 dropped)
   file irf2.irf updated
46 .
```



ภาคผนวก ข

Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของกลุ่มประเทศที่ ทำการศึกษา ช่วงปี 2008-2012



(R)

14.2

Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata perpetual license:
Serial number: 10699393
Licensed to: Andrey

Notes:

1. Unicode is supported; see [help unicode advice](#).

```
1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGMG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
> MR 2008-2012.dta"
2 . capture drop y*
3 .
4 . capture drop x*
5 .
6 . tsset T
   time variable: T, 1 to 1075
   delta: 1 unit
7 .
8 . set more off
9 .
10 . g y1=THA
11 .
12 . g y2=MAL
13 .
14 . g y3=SIN
15 .
16 .
17 .
18 . forvalue i=1(1)3 {
19 .   display "Test y`i'"
20 .   dfuller y`i', trend lag(1)
21 .   display "Test d.y`i'"
22 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
23 . }
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-20.842	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-35.257	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-21.381	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-37.342	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-22.727	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-35.949	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

24 . varsoc y2 y1 y3, maxlag(6)

Selection-order criteria
Sample: 7 - 1075

Number of obs = 1069

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	9421.76				4.5e-12	-17.6216	-17.6163	-17.6077*
1	9449.26	54.987	9	0.000	4.3e-12	-17.6562	-17.6351*	-17.6004
2	9462.34	26.17	9	0.002	4.3e-12	-17.6639	-17.6269	-17.5662
3	9482.37	40.056	9	0.000	4.2e-12	-17.6845	-17.6316	-17.5449
4	9496.34	27.941	9	0.001	4.2e-12	-17.6938	-17.6251	-17.5123
5	9509.91	27.145*	9	0.001	4.1e-12*	-17.7024*	-17.6177	-17.479
6	9517.27	14.712	9	0.099	4.1e-12	-17.6993	-17.5988	-17.434

Endogenous: y2 y1 y3

Exogenous: _cons

25 .
26 . reg y2 y1 y3

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,075
Model	.071517832	2	.035758916	F(2, 1072)	=	281.19
Residual	.136328296	1,072	.000127172	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.3441
				Adj R-squared	=	0.3429
Total	.207846128	1,074	.000193525	Root MSE	=	.01128

y2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
y1	.2066366	.0281646	7.34	0.000	.1513726 .2619006
y3	.3734362	.0284101	13.14	0.000	.3176904 .4291819
_cons	-.0002992	.0003443	-0.87	0.385	-.0009748 .0003763

27 .
28 . predict s1, residual

29 .
30 . reg y2 y1 y3 l.s1

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,074
Model	.071554137	3	.023851379	F(3, 1070)	=	187.32
Residual	.136239811	1,070	.000127327	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.3444
				Adj R-squared	=	0.3425
Total	.207793948	1,073	.000193657	Root MSE	=	.01128

y2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
y1	.2079802	.0282494	7.36	0.000	.1525496 .2634108
y3	.3722445	.028591	13.02	0.000	.3161437 .4283454
s1					
L1.	-.0028515	.0307204	-0.09	0.926	-.0631305 .0574275
_cons	-.0003086	.0003447	-0.90	0.371	-.000985 .0003677

31 . var y2 y1 y3, lag(1)

Vector autoregression

Sample: 2 - 1075
Log likelihood = 9484.905
FPE = 4.38e-12
Det(Sigma_ml) = 4.28e-12

Number of obs = 1,074
AIC = -17.64042
HQIC = -17.61935
SBIC = -17.58479

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y2	4	.013776	0.0228	25.02716	0.0000
y1	4	.015458	0.0170	18.596	0.0003
y3	4	.01537	0.0123	13.42238	0.0038

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y2					
L1.	-.0553773	.0372414	-1.49	0.137	-.1283691 .0176144
y1					
L1.	.0786879	.0351974	2.24	0.025	.0097022 .1476735
y3					
L1.	.0970388	.0373301	2.60	0.009	.0238731 .1702045

	_cons	-.0002288	.0004201	-0.54	0.586	-.0010523	.0005946
y1	y2						
	L1.	-.0292692	.0417882	-0.70	0.484	-.1111726	.0526342
	y1						
	L1.	.0560599	.0394947	1.42	0.156	-.0213483	.1334681
	y3						
	L1.	.1032363	.0418878	2.46	0.014	.0211377	.1853349
	_cons	.0005465	.0004714	1.16	0.246	-.0003775	.0014705
y3	y2						
	L1.	-.1247426	.0415504	-3.00	0.003	-.2061798	-.0433054
	y1						
	L1.	-.0147959	.0392699	-0.38	0.706	-.0917634	.0621717
	y3						
	L1.	.1269407	.0416494	3.05	0.002	.0453094	.2085719
	_cons	.0000259	.0004688	0.06	0.956	-.0008929	.0009447

32 .

33 . varstable, graph

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.07770706 + .1058224i	.131289
.07770706 - .1058224i	.131289
-.02779091	.027791

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

34 . vargranger

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y2	y1	4.998	1	0.025
y2	y3	6.7573	1	0.009
y2	ALL	22.526	2	0.000
y1	y2	.49058	1	0.484
y1	y3	6.0742	1	0.014
y1	ALL	6.1292	2	0.047
y3	y2	9.0132	1	0.003
y3	y1	.14196	1	0.706
y3	ALL	10.135	2	0.006

```

35 . irf create order2, o(y2 y1 y3) set(irf2)
    (file irf2.irf now active)
    (file irf2.irf updated)

```

```

36 .
37 . irf graph coirf, impulse(y2 y3) response(y1)
38 .
39 . irf table coirf, impulse(y2 y3) response(y1)

```

Results from order2

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	.007396	.006528	.008264	0	0	0
1	.008292	.006966	.009618	.001147	.000234	.002061
2	.008247	.006811	.009683	.001326	.000268	.002384
3	.008226	.006784	.009668	.001334	.000275	.002393
4	.008223	.006783	.009664	.001332	.000277	.002387
5	.008223	.006784	.009663	.001332	.000278	.002385
6	.008223	.006784	.009663	.001332	.000278	.002385
7	.008223	.006784	.009663	.001332	.000278	.002385
8	.008223	.006784	.009663	.001332	.000278	.002385

95% lower and upper bounds reported

(1) irfname = order2, impulse = y2, and response = y1
(2) irfname = order2, impulse = y3, and response = y1

```

40 .
41 . irf graph coirf, impulse(y1 y3) response(y2)
42 .
43 . irf table coirf, impulse(y1 y3) response(y2)

```

Results from order2

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	.001668	.000843	.002493	.001079	.000264	.001893
2	.001742	.000834	.002651	.001246	.000346	.002146
3	.00173	.000816	.002645	.001253	.000359	.002148
4	.001727	.000814	.00264	.001252	.000361	.002143
5	.001727	.000814	.002639	.001251	.000361	.002142
6	.001727	.000814	.002639	.001251	.000361	.002142
7	.001727	.000814	.002639	.001251	.000361	.002142
8	.001727	.000814	.002639	.001251	.000361	.002142

95% lower and upper bounds reported

(1) irfname = order2, impulse = y1, and response = y2
(2) irfname = order2, impulse = y3, and response = y2

```

44 .
45 . irf graph coirf, impulse(y2 y1) response(y3)
46 .

```

```
47 . irf table coirf, impulse(y2 y1) response(y3)
```

Results from order2

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	.008563	.00772	.009406	.006204	.00549	.006919
1	.007825	.006537	.009113	.006791	.005575	.008008
2	.007637	.006279	.008995	.006637	.005349	.007926
3	.007618	.006266	.008971	.006607	.005319	.007895
4	.007619	.006269	.008969	.006605	.00532	.00789
5	.007619	.00627	.008969	.006605	.00532	.00789
6	.007619	.00627	.008969	.006605	.00532	.00789
7	.007619	.00627	.008969	.006605	.00532	.00789
8	.007619	.00627	.008969	.006605	.00532	.00789

95% lower and upper bounds reported

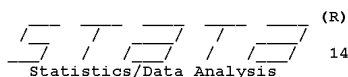
(1) irfname = order2, impulse = y2, and response = y3
 (2) irfname = order2, impulse = y1, and response = y3

```
48 .
49 . irf drop order2
   (order2 dropped)
   file irf2.irf updated
50 .
```



ภาคผนวก ค

Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ของกลุ่มประเทศที่ ทำการศึกษา ช่วงปี 2013-2018



Statistics/Data Analysis

14.2 Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata perpetual license:
Serial number: 10699393
Licensed to: Andrey

Notes:

1. Unicode is supported; see [help unicode advice](#).

```
1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
> MR 2013-2018.dta"
```

```
2 . capture drop y*
```

```
3 .
```

```
4 . capture drop x*
```

```
5 .
```

```
6 . tsset T
      time variable: T, 1 to 1269
      delta: 1 unit
```

```
7 .
```

```
8 . set more off
```

```
9 .
```

```
10 . g y1=THA
```

```
11 .
12 . g y2=MAL
```

```
13 .
```

```
14 . g y3=SIN
```

```
15 .
```

```
16 .
```

```
17 .
```

```
18 . forvalue i=1(1)3 {
```

```
2 .
```

```
19 . display "Test y`i'"
```

```
3 .
```

```
20 . dfuller y`i', trend lag(1)
```

```
4 .
```

```
21 . display "Test d.y`i'"
```

```
5 .
```

```
22 . dfuller d.y`i', trend lag(1)
```

```
6 .
```

```
23 . }
```

```
Test y1
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-24.282	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-42.344	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-22.742	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-43.385	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-24.321	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-43.823	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

24 . varsoc y2 y1 y3, maxlag(6)

Selection-order criteria

Sample: 7 - 1269

Number of obs = 1263

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	12434.1				5.7e-13*	-19.6851*	-19.6805*	-19.6729*
1	12440.5	12.796	9	0.172	5.7e-13	-19.6809	-19.6626	-19.6321
2	12447.1	13.215	9	0.153	5.7e-13	-19.6772	-19.645	-19.5917
3	12453.7	13.09	9	0.159	5.7e-13	-19.6733	-19.6274	-19.5512
4	12457.1	6.9181	9	0.646	5.8e-13	-19.6645	-19.6048	-19.5057
5	12463.5	12.688	9	0.177	5.8e-13	-19.6603	-19.5869	-19.4649
6	12466.3	5.6273	9	0.777	5.9e-13	-19.6505	-19.5633	-19.4185

Endogenous: y2 y1 y3

Exogenous: _cons

25 .
26 . reg y2 y1 y3

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,269
Model	.026382468	2	.013191234	F(2, 1266)	=	111.85
Residual	.149305697	1,266	.000117935	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.1502
				Adj R-squared	=	0.1488
Total	.175688165	1,268	.000138555	Root MSE	=	.01086

y2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
y1	.1583382	.0354758	4.46	0.000	.0887402 .2279361
y3	.4531912	.0429837	10.54	0.000	.368864 .5375184
_cons	-.0002735	.0003049	-0.90	0.370	-.0008717 .0003246

27 .
28 . predict s1, residual

29 .
30 . reg y2 y1 y3 l.s1

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,268
Model	.026340595	3	.008780198	F(3, 1264)	=	74.36
Residual	.149255343	1,264	.000118082	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.1500
				Adj R-squared	=	0.1480
Total	.175595938	1,267	.000138592	Root MSE	=	.01087

y2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
y1	.1577078	.0355142	4.44	0.000	.0880347 .227381
y3	.4528679	.0430408	10.52	0.000	.3684285 .5373072
s1					
L1.	.0076654	.0281486	0.27	0.785	-.0475576 .0628884
_cons	-.0002785	.0003052	-0.91	0.362	-.0008773 .0003203

31 . var y2 y1 y3, lag(1)

Vector autoregression

Sample: 2 - 1269
Log likelihood = 12495.42
FPE = 5.64e-13
Det(Sigma_ml) = 5.54e-13

Number of obs = 1,268
AIC = -19.68994
HQIC = -19.67164
SBIC = -19.64124

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y2	4	.011757	0.0051	6.46541	0.0910
y1	4	.009719	0.0022	2.816824	0.4207
y3	4	.008001	0.0082	10.47274	0.0149

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y2					
L1.	.024334	.0303794	0.80	0.423	-.0352085 .0838764
y1					
L1.	.077719	.0386577	2.01	0.044	.0019513 .1534867
y3					
L1.	-.0102193	.0484575	-0.21	0.833	-.1051943 .0847557

	_cons	-0.0002643	.0003298	-0.80	0.423	-0.0009106	.0003821
y1	y2						
	L1.	.0169004	.025115	0.67	0.501	-.0323241	.0661249
	y1						
	L1.	.0459943	.0319588	1.44	0.150	-.0166438	.1086324
y3	y3						
	L1.	-.0319304	.0400604	-0.80	0.425	-.1104474	.0465866
	_cons	.0001287	.0002726	0.47	0.637	-.0004057	.000663
	y2						
y3	L1.	.0308947	.0206753	1.49	0.135	-.0096281	.0714176
	y1						
	L1.	.0634362	.0263093	2.41	0.016	.011871	.1150015
	y3						
y3	L1.	-.0196165	.0329787	-0.59	0.552	-.0842536	.0450206
	_cons	-5.61e-06	.0002244	-0.03	0.980	-.0004455	.0004343

32 .
33 . varstable, graph

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.03171158 + .02383247i	.039669
.03171158 - .02383247i	.039669
-.01271139	.012711

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

34 . vargranger

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y2	y1	4.0419	1	0.044
y2	y3	.04448	1	0.833
y2	ALL	4.4893	2	0.106
y1	y2	.45282	1	0.501
y1	y3	.6353	1	0.425
y1	ALL	.85211	2	0.653
y3	y2	2.2329	1	0.135
y3	y1	5.8138	1	0.016
y3	ALL	9.0812	2	0.011

```

35 . irf create order2, o(y2 y1 y3) set(irf2)
    (file irf2.irf now active)
    (file irf2.irf updated)
36 .
37 . irf graph coirf, impulse(y2 y3) response(y1)
38 .
39 . irf table coirf, impulse(y2 y3) response(y1)

```

Results from order2

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	.002642	.002118	.003166	0	0	0
1	.002869	.002107	.00363	-.000217	-.00075	.000316
2	.002872	.00208	.003664	-.000224	-.000774	.000327
3	.002872	.002078	.003666	-.000224	-.000774	.000326
4	.002872	.002078	.003666	-.000224	-.000774	.000326
5	.002872	.002078	.003666	-.000224	-.000774	.000326
6	.002872	.002078	.003666	-.000224	-.000774	.000326
7	.002872	.002078	.003666	-.000224	-.000774	.000326
8	.002872	.002078	.003666	-.000224	-.000774	.000326

95% lower and upper bounds reported

(1) irfname = order2, impulse = y2, and response = y1
(2) irfname = order2, impulse = y3, and response = y1

```

40 .
41 . irf graph coirf, impulse(y1 y3) response(y2)
42 .
43 . irf table coirf, impulse(y1 y3) response(y2)

```

Results from order2

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	.000695	.000048	.001341	-.000069	-.000714	.000575
2	.000732	.000045	.001419	-.000087	-.000753	.00058
3	.000733	.000044	.001422	-.000087	-.000754	.00058
4	.000733	.000044	.001422	-.000087	-.000754	.00058
5	.000733	.000044	.001422	-.000087	-.000754	.00058
6	.000733	.000044	.001422	-.000087	-.000754	.00058
7	.000733	.000044	.001422	-.000087	-.000754	.00058
8	.000733	.000044	.001422	-.000087	-.000754	.00058

95% lower and upper bounds reported

(1) irfname = order2, impulse = y1, and response = y2
(2) irfname = order2, impulse = y3, and response = y2

```

44 .
45 . irf graph coirf, impulse(y2 y1) response(y3)
46 .

```

```
47 . irf table coirf, impulse(y2 y1) response(y3)
```

Results from order2

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	.002922	.002497	.003347	.003033	.002641	.003425
1	.003395	.002777	.004014	.003566	.002977	.004155
2	.003414	.002772	.004057	.003598	.00299	.004206
3	.003415	.00277	.00406	.003599	.002991	.004208
4	.003415	.00277	.00406	.003599	.002991	.004208
5	.003415	.00277	.00406	.003599	.002991	.004208
6	.003415	.00277	.00406	.003599	.002991	.004208
7	.003415	.00277	.00406	.003599	.002991	.004208
8	.003415	.00277	.00406	.003599	.002991	.004208

95% lower and upper bounds reported

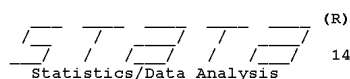
(1) irfname = order2, impulse = y2, and response = y3
 (2) irfname = order2, impulse = y1, and response = y3

```
48 .
49 . irf drop order2
   (order2 dropped)
   file irf2.irf updated
50 .
```



ภาคผนวก ง

Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ประเทศไทย ช่วงปี 2003-2007



14.2

Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata perpetual license:
Serial number: 10699393
Licensed to: Andrey

Notes:

1. Unicode is supported; see [help unicode advice](#).

```

1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGMG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
  > THA 2003-2007.dta"
2 . capture drop y*
3 .
4 . capture drop x*
5 .
6 . tsset T
   time variable: T, 1 to 1074
   delta: 1 unit
7 .
8 . set more off
9 .
10 . g y1=MR
11 .
12 . g y2=FX
13 .
14 . g y3=INR
15 .
16 . g y4=INF
17 .
18 .
19 .
20 . forvalue i=1(1)4 {
21 .   display "Test y`i'"
22 .   dfuller y`i', trend lag(1)
23 .   display "Test d.y`i'"
24 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
25 . }

```

25 . }

Test y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-22.103	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1071

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-38.549	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.950	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6282

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1071

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-23.237	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-0.202	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9915

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1071

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-21.411	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

```

                Interpolated Dickey-Fuller
                -----
                Test      1% Critical   5% Critical   10% Critical
                Statistic Value         Value         Value
-----
Z(t)          -4.616         -3.960         -3.410         -3.120
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0010
Test d.y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =    1071

                Interpolated Dickey-Fuller
                -----
                Test      1% Critical   5% Critical   10% Critical
                Statistic Value         Value         Value
-----
Z(t)          -23.099         -3.960         -3.410         -3.120
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

26 . g y5=d.y2
    (1 missing value generated)

27 . g y6=d.y3
    (1 missing value generated)

28 . varsoc y1 y6 y4 y5, maxlag(6)

    Selection-order criteria
    Sample: 8 - 1074      Number of obs   =    1067



| lag | LL      | LR      | df | p     | FPE      | AIC       | HQIC      | SBIC      |
|-----|---------|---------|----|-------|----------|-----------|-----------|-----------|
| 0   | 18950   |         |    |       | 4.4e-21  | -35.5126  | -35.5055  | -35.494   |
| 1   | 20390.5 | 2881.1* | 16 | 0.000 | 3.1e-22* | -38.1827* | -38.1474* | -38.0895* |
| 2   | 20395.1 | 9.3051  | 16 | 0.900 | 3.1e-22  | -38.1615  | -38.0979  | -37.9937  |
| 3   | 20397.6 | 4.9073  | 16 | 0.996 | 3.2e-22  | -38.1361  | -38.0443  | -37.8937  |
| 4   | 20400.7 | 6.22    | 16 | 0.986 | 3.3e-22  | -38.1119  | -37.9919  | -37.795   |
| 5   | 20407.9 | 14.36   | 16 | 0.572 | 3.4e-22  | -38.0954  | -37.9471  | -37.7039  |
| 6   | 20413.3 | 10.848  | 16 | 0.819 | 3.4e-22  | -38.0756  | -37.899   | -37.6095  |



    Endogenous: y1 y6 y4 y5
    Exogenous: _cons

29 .
30 . var y1 y6 y4 y5, lag(1)

Vector autoregression

Sample: 3 - 1074      Number of obs   =    1,072
Log likelihood =    20494.28      AIC              =   -38.19829
FPE              =    3.03e-22      HQIC             =   -38.16312
Det(Sigma_ml)   =    2.91e-22      SBIC             =   -38.10543



| Equation | Parms | RMSE    | R-sq   | chi2     | P>chi2 |
|----------|-------|---------|--------|----------|--------|
| y1       | 5     | .013888 | 0.0025 | 2.64652  | 0.6186 |
| y6       | 5     | .000387 | 0.0259 | 28.45672 | 0.0000 |
| y4       | 5     | .001205 | 0.9269 | 13588.81 | 0.0000 |
| y5       | 5     | .002784 | 0.0010 | 1.048681 | 0.9023 |


```

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1	y1						
	L1.	-.0159312	.0306338	-0.52	0.603	-.0759723	.0441099
	y6						
	L1.	-.43506	1.091613	-0.40	0.690	-2.574583	1.704463
	y4						
	L1.	-.0498232	.0953397	-0.52	0.601	-.2366856	.1370392
	y5						
	L1.	.2139537	.1543861	1.39	0.166	-.0886374	.5165448
	_cons	.0010402	.0005017	2.07	0.038	.0000568	.0020235
y6	y1						
	L1.	.0001753	.0008547	0.21	0.837	-.0014999	.0018505
	y6						
	L1.	.1604058	.0304562	5.27	0.000	.1007128	.2200988
	y4						
	L1.	.001453	.00266	0.55	0.585	-.0037605	.0066665
	y5						
	L1.	.0022212	.0043074	0.52	0.606	-.0062211	.0106636
	_cons	9.00e-06	.000014	0.64	0.520	-.0000184	.0000364
y4	y1						
	L1.	-.0028489	.0026578	-1.07	0.284	-.0080581	.0023603
	y6						
	L1.	-.0058678	.0947083	-0.06	0.951	-.1914928	.1797571
	y4						
	L1.	.9620703	.0082717	116.31	0.000	.9458582	.9782825
	y5						
	L1.	.0034624	.0133945	0.26	0.796	-.0227904	.0297152
	_cons	.000101	.0000435	2.32	0.020	.0000156	.0001863
y5	y1						
	L1.	.0028808	.006141	0.47	0.639	-.0091554	.0149169
	y6						
	L1.	-.0559368	.2188303	-0.26	0.798	-.4848363	.3729626
	y4						
	L1.	-.0160931	.0191123	-0.84	0.400	-.0535525	.0213663
	y5						
	L1.	-.0052663	.030949	-0.17	0.865	-.0659252	.0553927
	_cons	.0002145	.0001006	2.13	0.033	.0000173	.0004116


```
31 .
32 . varstable, graph
```

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.9621594	.962159
.1590121	.159012
-.03587458	.035875
.01598176	.015982

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

```
33 .
34 . vargranger
```

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y1	y6	.15884	1	0.690
y1	y4	.2731	1	0.601
y1	y5	1.9205	1	0.166
y1	ALL	2.5072	3	0.474
y6	y1	.04207	1	0.837
y6	y4	.29839	1	0.585
y6	y5	.26592	1	0.606
y6	ALL	.65096	3	0.885
y4	y1	1.149	1	0.284
y4	y6	.00384	1	0.951
y4	y5	.06682	1	0.796
y4	ALL	1.1791	3	0.758
y5	y1	.22006	1	0.639
y5	y6	.06534	1	0.798
y5	y4	.70901	1	0.400
y5	ALL	1.0336	3	0.793

```
35 .
36 . irf create order4, o(y1 y6 y4 y5) set(irf2)
    (file irf2.irf now active)
    (file irf2.irf updated)
37 .
38 . irf graph coirf, impulse(y6 y4 y5) response(y1)
39 .
40 . irf table coirf, impulse(y6 y4 y5) response(y1)
```

Results from order4

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	-.00025	-.00107	.00057	.000078	-.000214	.000371
2	-.000283	-.001223	.000658	.000013	-.000455	.000482
3	-.000293	-.001254	.000668	-.000046	-.000706	.000615
4	-.000299	-.001264	.000666	-.000103	-.000953	.000748
5	-.000304	-.00127	.000662	-.000157	-.001194	.000879
6	-.000309	-.001277	.000659	-.00021	-.001426	.001006
7	-.000314	-.001283	.000656	-.000261	-.001651	.00113
8	-.000318	-.00129	.000653	-.00031	-.001868	.001249

step	(3) coirf	(3) Lower	(3) Upper
0	0	0	0
1	.00057	-.000237	.001377
2	.000555	-.000238	.001348
3	.000555	-.00024	.001349
4	.000554	-.00024	.001349
5	.000554	-.000241	.001349
6	.000554	-.000241	.001348
7	.000553	-.000241	.001348
8	.000553	-.000242	.001348

95% lower and upper bounds reported

(1) irfname = order4, impulse = y6, and response = y1

(2) irfname = order4, impulse = y4, and response = y1

(3) irfname = order4, impulse = y5, and response = y1

```

41 .
42 . irf drop order4
    (order4 dropped)
    file irf2.irf updated
43 .
44 .
45 .
46 . predict u1, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
47 .
48 .
49 .
50 . swilk u1

```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u1	1,072	0.91481	57.244	10.051	0.00000

```

51 .
52 .
53 .
54 . list T u1 if u1<-.025 | u1>.025

```

T	u1
1.	1
2.	2
9.	9
97.	97
107.	107
112.	112
169.	169
171.	171
187.	187
193.	193
197.	197
199.	199
202.	202
217.	217
219.	219
220.	220
221.	221
222.	222
227.	227
231.	231

236.	236	.0262402
238.	238	-.0321925
239.	239	.0281794
250.	250	-.0319284
251.	251	.0251387
261.	261	-.0251593
270.	270	-.0301288
273.	273	.0370822
274.	274	.0311378
289.	289	-.0301355
293.	293	-.0469826
295.	295	.0549433
300.	300	.0340199
324.	324	.0264182
360.	360	.0256075
380.	380	.0250481
381.	381	.0289687
387.	387	-.0299983
389.	389	-.0311959
397.	397	-.0345039
407.	407	.0292162
429.	429	.0291394
470.	470	-.0274199
488.	488	-.0312435
491.	491	-.0294015
538.	538	-.0330921
628.	628	.0280431
702.	702	.03015
726.	726	-.0300198
739.	739	-.0365391
741.	741	.0253439
853.	853	-.1495594
854.	854	.1081677
859.	859	-.032242
861.	861	-.0323872
863.	863	-.0280098
948.	948	.0446354
957.	957	.0286342
988.	988	-.0316982
991.	991	-.0272876
994.	994	-.0332243
996.	996	-.0266167
997.	997	-.031746
999.	999	.0251585
1005.	1005	.0348085
1039.	1039	.0311458
1043.	1043	-.0385363
1054.	1054	-.0279024
1060.	1060	.0287378
1072.	1072	.0437747

```

55 .
56 .
57 .
58 . capture drop u2

59 .
60 . capture drop c1

61 .
62 . capture drop c2

63 .
64 .
65 .
66 . g c1=(T==726)

67 .
68 . g c2=(T==843)

69 .
70 .
71 .
72 . var y1 y6 y4 y5, lag(1) exog(c1 c2)

```

Vector autoregression

```

Sample: 3 - 1074
Log likelihood = 20496.71
FPE = 3.06e-22
Det(Sigma_ml) = 2.90e-22
Number of obs = 1,072
AIC = -38.18789
HQIC = -38.13865
SBIC = -38.05789

```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	7	.01387	0.0069	7.449897	0.2812
y6	7	.000388	0.0259	28.45724	0.0001
y4	7	.001206	0.9269	13589.21	0.0000
y5	7	.002787	0.0010	1.05892	0.9833

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1	y1						
	L1.	-.0166018	.0305748	-0.54	0.587	-.0765272	.0433237
	y6						
	L1.	-.4310795	1.089184	-0.40	0.692	-2.56584	1.703681
	y4						
	L1.	-.0427764	.0952079	-0.45	0.653	-.2293805	.1438278
	y5						
L1.	.2134169	.1540432	1.39	0.166	-.0885022	.5153361	
	c1	-.030079	.013838	-2.17	0.030	-.0572011	-.0029569
	c2	.0035803	.01384	0.26	0.796	-.0235457	.0307062
	_cons	.0010457	.000501	2.09	0.037	.0000637	.0020277
y6	y1						
	L1.	.0001753	.0008549	0.20	0.838	-.0015004	.0018509
	y6						
	L1.	.1604046	.0304562	5.27	0.000	.1007115	.2200977
	y4						
L1.	.0014519	.0026622	0.55	0.585	-.003766	.0066698	
y5							
L1.	.0022215	.0043074	0.52	0.606	-.0062209	.0106639	

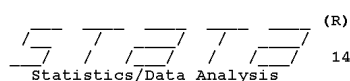
```

      c1      8.06e-06      .0003869      0.02      0.983      -.0007503      .0007665
      c2      3.22e-06      .0003887      0.01      0.993      -.0007553      .0007617
      _cons   9.00e-06      .000014      0.64      0.521      -.0000185      .0000365
y4
      y1
      Ll.     -.0028403      .0026586      -1.07      0.285      -.0080509      .0023704
      y6
      Ll.     -.0058876      .0947072      -0.06      0.950      -.1915103      .1797351
      y4
      Ll.      .962013      .0082786      116.21      0.000      .9457873      .9782387
      y5
      Ll.      .0034622      .0133944      0.26      0.796      -.0227904      .0297149
      c1      .0001698      .0012033      0.14      0.888      -.0021885      .0025281
      c2     -.000114      .0012034      -0.09      0.925      -.0024726      .0022447
      _cons   .0001011      .0000436      2.32      0.020      .0000157      .0001865
y5
      y1
      Ll.      .0028933      .0061428      0.47      0.638      -.0091464      .014933
      y6
      Ll.     -.0559174      .2188296      -0.26      0.798      -.4848156      .3729807
      y4
      Ll.     -.0161252      .0191284      -0.84      0.399      -.0536161      .0213658
      y5
      Ll.     -.0052773      .0309491      -0.17      0.865      -.0659364      .0553817
      c1     -.0000857      .0027802      -0.03      0.975      -.0055348      .0053635
      c2     -.0002679      .0027806      -0.10      0.923      -.0057178      .0051821
      _cons   .0002149      .0001007      2.13      0.033      .0000176      .0004122
73 .
74 . predict u2, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
75 .
76 . swilk u2
      Shapiro-Wilk W test for normal data
      Variable |      Obs      W      V      z      Prob>z
      -----+-----
      u2       |    1,072    0.91424    57.625    10.068    0.00000
77 .

```

ภาคผนวก จ

Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ประเทศไทย ช่วงปี 2008-2012



14.2

Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata perpetual license:
Serial number: 10699393
Licensed to: Andrey

Notes:

1. Unicode is supported; see [help unicode advice](#).

```

1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGMG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
  > THA 2008-2012.dta"
2 . capture drop y*
3 .
4 . capture drop x*
5 .
6 . tsset T
   time variable: T, 1 to 1075
   delta: 1 unit
7 .
8 . set more off
9 .
10 . g y1=MR
11 .
12 . g y2=FX
13 .
14 . g y3=INR
15 .
16 . g y4=INF
17 .
18 .
19 .
20 . forvalue i=1(1)4 {
21 .   display "Test y`i'"
22 .   dfuller y`i', trend lag(1)
23 .   display "Test d.y`i'"
24 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
  
```

25 . }

Test y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-20.842	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-35.257	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.309	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4292

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-23.125	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.278	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8932

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-21.850	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

```

                Interpolated Dickey-Fuller
                -----
                Test          1% Critical   5% Critical   10% Critical
                Statistic    Value         Value         Value
-----
Z(t)          -4.541         -3.960         -3.410         -3.120
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0013
Test d.y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =   1072

                Interpolated Dickey-Fuller
                -----
                Test          1% Critical   5% Critical   10% Critical
                Statistic    Value         Value         Value
-----
Z(t)          -23.110         -3.960         -3.410         -3.120
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

26 . g y5=d.y2
    (1 missing value generated)

27 . g y6=d.y3
    (1 missing value generated)

28 . varsoc y1 y6 y4 y5, maxlag(6)

    Selection-order criteria
    Sample: 8 - 1075          Number of obs   =   1068

    lag    LL      LR      df    p      FPE      AIC      HQIC      SBIC
    ---    -
    0      17683.1
    1      19122.5  2878.9   16    0.000  3.4e-21  -33.1069  -33.0999  -33.0883
    2      19143.2  41.251*  16    0.001  3.4e-21* -35.7725  -35.7373* -35.6794*
    3      19153.5  20.686   16    0.191  3.4e-21  -35.7706  -35.6789  -35.5285
    4      19158    9.0253   16    0.912  3.5e-21  -35.7491  -35.6291  -35.4324
    5      19165    13.899   16    0.606  3.6e-21  -35.7322  -35.584   -35.341
    6      19168.7  7.4887   16    0.963  3.6e-21  -35.7092  -35.5328  -35.2435

    Endogenous: y1 y6 y4 y5
    Exogenous: _cons

29 .
30 . var y1 y6 y4 y5, lag(1)

    Vector autoregression

    Sample: 3 - 1075          Number of obs   =   1,073
    Log likelihood = 19217.85          AIC              = -35.78351
    FPE              = 3.38e-21        HQIC             = -35.74837
    Det(Sigma_ml)   = 3.26e-21        SBIC             = -35.69072

    Equation    Parms    RMSE    R-sq    chi2    P>chi2
    -----
    y1          5        .015402  0.0253  27.8655  0.0000
    y6          5        .000439  0.0207  22.64244  0.0001
    y4          5        .001892  0.9286  13949.02  0.0000
    y5          5        .004549  0.0004  .4800466  0.9754

```


		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		
y1	y1							
	L1.	.1060419	.0301648	3.52	0.000	.04692	.1651637	
	y6							
	L1.	-4.134958	1.060182	-3.90	0.000	-6.212876	-2.05704	
	y4							
	L1.	.0380072	.0665413	0.57	0.568	-.0924114	.1684258	
y5	y5							
	L1.	-.0354883	.1035615	-0.34	0.732	-.238465	.1674884	
	_cons	.000428	.0004961	0.86	0.388	-.0005444	.0014004	
	y6	y1						
		L1.	-.001507	.0008602	-1.75	0.080	-.0031928	.0001789
		y6						
L1.		.1294165	.0302315	4.28	0.000	.0701638	.1886692	
y4								
L1.		.0019033	.0018975	1.00	0.316	-.0018156	.0056223	
y5	y5							
	L1.	-.0000121	.0029531	-0.00	0.997	-.0058001	.0057759	
	_cons	-7.92e-06	.0000141	-0.56	0.576	-.0000356	.0000198	
	y4	y1						
		L1.	-.0003048	.0037059	-0.08	0.934	-.0075682	.0069586
		y6						
L1.		.0194936	.130248	0.15	0.881	-.2357877	.2747749	
y4								
L1.		.9630748	.0081749	117.81	0.000	.9470523	.9790973	
y5	y5							
	L1.	.0030762	.012723	0.24	0.809	-.0218604	.0280128	
	_cons	.0000843	.000061	1.38	0.167	-.0000352	.0002037	
	y5	y1						
		L1.	.0020844	.008909	0.23	0.815	-.015377	.0195457
		y6						
L1.		-.0028614	.3131191	-0.01	0.993	-.6165636	.6108408	
y4								
L1.		.0126909	.0196526	0.65	0.518	-.0258275	.0512094	
y5	y5							
	L1.	-.00156	.0305863	-0.05	0.959	-.0615081	.0583881	
	_cons	.0000381	.0001465	0.26	0.795	-.0002491	.0003253	

```
31 .
32 . varstable, graph
```

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.9631487	.963149
.1973363	.197336
.03681639	.036816
-.00032822	.000328

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

```
33 .
34 . vargranger
```

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y1	y6	15.212	1	0.000
y1	y4	.32625	1	0.568
y1	y5	.11743	1	0.732
y1	ALL	15.492	3	0.001
y6	y1	3.0693	1	0.080
y6	y4	1.0062	1	0.316
y6	y5	1.7e-05	1	0.997
y6	ALL	3.9889	3	0.263
y4	y1	.00676	1	0.934
y4	y6	.0224	1	0.881
y4	y5	.05846	1	0.809
y4	ALL	.08599	3	0.993
y5	y1	.05474	1	0.815
y5	y6	8.4e-05	1	0.993
y5	y4	.41701	1	0.518
y5	ALL	.47999	3	0.923

```
35 .
36 . irf create order4, o(y1 y6 y4 y5) set(irf2)
    (file irf2.irf now active)
    (file irf2.irf updated)
37 .
38 . irf graph coirf, impulse(y6 y4 y5) response(y1)
39 .
40 . irf table coirf, impulse(y6 y4 y5) response(y1)
```

Results from order4

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	-.00181	-.002723	-.000897	.000052	-.000214	.000317
2	-.002235	-.003371	-.001099	.000111	-.000408	.00063
3	-.002321	-.003513	-.001128	.000167	-.000606	.000939
4	-.002337	-.003543	-.001131	.000221	-.0008	.001241
5	-.002339	-.003549	-.001129	.000272	-.000988	.001532
6	-.002339	-.00355	-.001128	.000322	-.001169	.001813
7	-.002338	-.00355	-.001127	.00037	-.001344	.002085
8	-.002337	-.003549	-.001125	.000416	-.001513	.002346

step	(3) coirf	(3) Lower	(3) Upper
0	0	0	0
1	-.00016	-.001073	.000754
2	-.000176	-.001188	.000837
3	-.000178	-.001209	.000853
4	-.000178	-.001212	.000856
5	-.000178	-.001213	.000858
6	-.000177	-.001213	.000858
7	-.000177	-.001213	.000859
8	-.000177	-.001212	.000859

95% lower and upper bounds reported

(1) irfname = order4, impulse = y6, and response = y1

(2) irfname = order4, impulse = y4, and response = y1

(3) irfname = order4, impulse = y5, and response = y1

```
41 .
42 . irf drop order4
    (order4 dropped)
    file irf2.irf updated
43 .
44 .
45 .
46 . predict u1, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
47 .
48 .
49 .
50 . swilk u1
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u1	1,073	0.95476	30.426	8.482	0.00000

```
51 .
52 .
53 .
54 . list T u1 if ul<-0.03 | ul>0.03
```

	T	u1
1.	1	.
2.	2	.
7.	7	-.0376671
13.	13	-.0302268
15.	15	.0434994
20.	20	.031183
96.	96	-.0328535
104.	104	.0380297
119.	119	-.0316033
120.	120	-.0308489
122.	122	.0404412
134.	134	.0420987
148.	148	-.0359853
152.	152	.0317475
161.	161	.0410877
168.	168	-.0797997
169.	169	-.03174
170.	170	-.0637378
172.	172	.0559474
173.	173	-.0444045

179.	179	-.0665358
180.	180	-.0727862
182.	182	.0667361
184.	184	.0763151
195.	195	-.0338593
197.	197	-.0329468
203.	203	.0320875
204.	204	-.0393541
207.	207	.0400952
218.	218	.090312
224.	224	-.0410244
226.	226	-.0342427
233.	233	.0348263
234.	234	-.0339926
254.	254	-.0351304
296.	296	-.0492628
307.	307	.0336287
320.	320	.0348034
336.	336	.0469829
363.	363	.036986
386.	386	-.0512878
387.	387	.0403701
404.	404	-.031512
413.	413	.0304151
415.	415	.0363689
477.	477	.0410638
490.	490	-.0365235
492.	492	-.0300171
494.	494	.0551482
503.	503	.0416101
656.	656	-.040353
752.	752	.0434525
800.	800	-.0385212
802.	802	-.0532908
803.	803	.0361499
806.	806	-.0503443
809.	809	.0578086
941.	941	-.0301821

55 .
56 .
57 .
58 . capture drop u2
59 .
60 . capture drop c1
61 .
62 . capture drop c2
63 .

```

64 . capture drop c3
65 .
66 . capture drop c4
67 .
68 . capture drop c5
69 .
70 . capture drop c6
71 .
72 . capture drop c7
73 .
74 .
75 .
76 . g c1=(T==96)
77 .
78 . g c2=(T==152)
79 .
80 . g c3=(T==161)
81 .
82 . g c4=(T==170)
83 .
84 . g c5=(T==174)
85 .
86 . g c6=(T==180)
87 .
88 . g c7=(T==182)
89 .
90 .
91 .
92 . var y1 y6 y4 y5, lag(1) exog(c1 c2 c3 c4 c5 c6 c7)

```

Vector autoregression

Sample: 3 - 1075 Number of obs = 1,073
Log likelihood = 19257.3 AIC = -35.80484
FPE = 3.31e-21 HQIC = -35.72049
Det(Sigma_ml) = 3.03e-21 SBIC = -35.58214

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	12	.014903	0.0934	110.5396	0.0000
y6	12	.000441	0.0210	23.06005	0.0173
y4	12	.001898	0.9286	13954.47	0.0000
y5	12	.004564	0.0005	.4914422	1.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1						
y1						
L1.	.087998	.0296535	2.97	0.003	.0298781	.1461179
y6						
L1.	-4.068451	1.022601	-3.98	0.000	-6.072713	-2.064189
y4						
L1.	.023719	.0647237	0.37	0.714	-.1031371	.1505751
y5						
L1.	-.0319608	.0998882	-0.32	0.749	-.2277382	.1638165

c1	-.0326252	.0148367	-2.20	0.028	-.0617046	-.0035458
c2	.0314331	.0148333	2.12	0.034	.0023605	.0605058
c3	.0408808	.0148292	2.76	0.006	.0118162	.0699455
c4	-.0647591	.0149122	-4.34	0.000	-.0939865	-.0355317
c5	-.0047368	.0149029	-0.32	0.751	-.033946	.0244725
c6	-.0743028	.0150035	-4.95	0.000	-.1037091	-.0448966
c7	.0658478	.0148952	4.42	0.000	.0366538	.0950418
_cons	.000509	.0004818	1.06	0.291	-.0004353	.0014532
y6						
y1						
L1.	-.001536	.0008766	-1.75	0.080	-.0032541	.000182
y6						
L1.	.1293715	.0302293	4.28	0.000	.0701232	.1886197
y4						
L1.	.0018717	.0019133	0.98	0.328	-.0018783	.0056218
y5						
L1.	-5.96e-06	.0029528	-0.00	0.998	-.0057934	.0057814
c1	3.35e-06	.0004386	0.01	0.994	-.0008563	.000863
c2	-.0000156	.0004385	-0.04	0.972	-.000875	.0008438
c3	-6.48e-06	.0004384	-0.01	0.988	-.0008657	.0008527
c4	.0001876	.0004408	0.43	0.670	-.0006764	.0010516
c5	-.0000134	.0004405	-0.03	0.976	-.0008769	.00085
c6	-.0001279	.0004435	-0.29	0.773	-.0009972	.0007414
c7	-.0001636	.0004403	-0.37	0.710	-.0010266	.0006994
_cons	-7.70e-06	.0000142	-0.54	0.589	-.0000356	.0000202
y4						
y1						
L1.	-.0007364	.0037767	-0.19	0.845	-.0081386	.0066658
y6						
L1.	.020533	.1302394	0.16	0.875	-.2347315	.2757976
y4						
L1.	.9624063	.0082433	116.75	0.000	.9462498	.9785628
y5						
L1.	.0031833	.0127219	0.25	0.802	-.0217511	.0281177
c1	.0002921	.0018896	0.15	0.877	-.0034115	.0039957
c2	-.0000562	.0018892	-0.03	0.976	-.0037589	.0036465
c3	-.0000518	.0018887	-0.03	0.978	-.0037535	.0036499
c4	-.0005849	.0018992	-0.31	0.758	-.0043073	.0031375
c5	-.0005792	.0018981	-0.31	0.760	-.0042993	.0031409
c6	-.0006038	.0019109	-0.32	0.752	-.004349	.0031414
c7	-.0005774	.0018971	-0.30	0.761	-.0042956	.0031407
_cons	.0000882	.0000614	1.44	0.151	-.0000321	.0002084
y5						
y1						
L1.	.0022557	.0090809	0.25	0.804	-.0155425	.0200539
y6						
L1.	-.0032716	.3131538	-0.01	0.992	-.6170417	.6104985
y4						
L1.	.0129578	.0198205	0.65	0.513	-.0258897	.0518053
y5						
L1.	-.0016032	.030589	-0.05	0.958	-.0615566	.0583501
c1	-.0001863	.0045435	-0.04	0.967	-.0090914	.0087187
c2	-.0000201	.0045424	-0.00	0.996	-.0089231	.0088829
c3	-.0000335	.0045412	-0.01	0.994	-.008934	.008867
c4	.0002177	.0045666	0.05	0.962	-.0087326	.0091681
c5	.0002096	.0045638	0.05	0.963	-.0087352	.0091545

c6	.0002801	.0045945	0.06	0.951	-.0087251	.0092852
c7	.0002017	.0045614	0.04	0.965	-.0087384	.0091418
_cons	.0000367	.0001475	0.25	0.803	-.0002525	.0003259

```
93 .
94 . predict u2, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
```

```
95 .
96 . swilk u2
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u2	1,073	0.96066	26.455	8.135	0.00000


```
97 .
```



ภาคผนวก จ

Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์ประเทศไทย ช่วงปี 2013-2018

```


  (R)
  Statistics/Data Analysis 14.2 Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
                               StataCorp
                               4905 Lakeway Drive
                               College Station, Texas 77845 USA
                               800-STATA-PC      http://www.stata.com
                               979-696-4600     stata@stata.com
                               979-696-4601 (fax)

Single-user Stata perpetual license:
  Serial number: 10699393
  Licensed to: Andrey

Notes:
  1. Unicode is supported; see help unicode advice.

1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGMG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
  >   THA 2013-2018.dta"
2 . capture drop y*
3 .
4 . capture drop x*
5 .
6 . tssset T
   time variable: T, 1 to 1269
   delta: 1 unit
7 .
8 . set more off
9 .
10 . g y1=MR
11 .
12 . g y2=FX
13 .
14 . g y3=INR
15 .
16 . g y4=INF
17 .
18 .
19 .
20 . forvalue i=1(1)4 {
21 .   display "Test y`i'"
22 .   dfuller y`i', trend lag(1)
23 .   display "Test d.y`i'"
24 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
  }
  
```


25 . }

Test y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-24.282	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-42.344	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.264	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8965

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-25.161	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-0.585	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9797

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-25.410	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

```

                Interpolated Dickey-Fuller
          Test      1% Critical   5% Critical   10% Critical
          Statistic Value         Value         Value
-----
Z(t)          -4.198         -3.960         -3.410         -3.120
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0045
Test d.y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      1266

          Test      1% Critical   5% Critical   10% Critical
          Statistic Value         Value         Value
-----
Z(t)          -25.130         -3.960         -3.410         -3.120
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

26 . g y5=d.y2
    (1 missing value generated)

27 . g y6=d.y3
    (1 missing value generated)

28 . varsoc y1 y6 y4 y5, maxlag(6)

      Selection-order criteria
      Sample: 8 - 1269      Number of obs =      1262

      +-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      | lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
      +-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      | 0 | 24498.2 | | | | 1.6e-22 | -38.818 | -38.8119 | -38.8017 |
      | 1 | 26274.4 | 3552.5 | 16 | 0.000 | 1.0e-23 | -41.6076 | -41.577 | -41.5262* |
      | 2 | 26311.2 | 73.609 | 16 | 0.000 | 9.7e-24* | -41.6406* | -41.5855* | -41.494 |
      | 3 | 26317.7 | 13.01 | 16 | 0.672 | 9.8e-24 | -41.6256 | -41.546 | -41.4138 |
      | 4 | 26322.4 | 9.2603 | 16 | 0.902 | 1.0e-23 | -41.6075 | -41.5035 | -41.3306 |
      | 5 | 26328.5 | 12.361 | 16 | 0.719 | 1.0e-23 | -41.592 | -41.4634 | -41.2498 |
      | 6 | 26345.8 | 34.418* | 16 | 0.005 | 1.0e-23 | -41.5939 | -41.4408 | -41.1866 |
      +-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

      Endogenous: y1 y6 y4 y5
      Exogenous: _cons

29 .
30 . var y1 y6 y4 y5, lag(1)

      Vector autoregression

      Sample: 3 - 1269      Number of obs =      1,267
      Log likelihood = 26387.38      AIC = -41.62175
      FPE = 9.86e-24      HQIC = -41.59125
      Det(Sigma_ml) = 9.56e-24      SBIC = -41.54055

      +-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      | Equation | Parms | RMSE | R-sq | chi2 | P>chi2 |
      +-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      | y1 | 5 | .00972 | 0.0037 | 4.698503 | 0.3197 |
      | y6 | 5 | .000172 | 0.0035 | 4.43843 | 0.3499 |
      | y4 | 5 | .000629 | 0.9376 | 19048.68 | 0.0000 |
      | y5 | 5 | .002978 | 0.0287 | 37.49407 | 0.0000 |
      +-----+-----+-----+-----+-----+-----+

```

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y1	y1					
	L1.	.0378959	.0281448	1.35	0.178	-.0172668 .0930587
	y6					
	L1.	.7658543	1.584845	0.48	0.629	-2.340385 3.872093
	y4					
	L1.	.1733188	.1089378	1.59	0.112	-.0401952 .3868329
	y5					
L1.	-.017847	.0905979	-0.20	0.844	-.1954157 .1597217	
	_cons	.0000398	.0002788	0.14	0.887	-.0005066 .0005861
y6	y1					
	L1.	.0004052	.0004988	0.81	0.417	-.0005724 .0013827
	y6					
	L1.	-.0066291	.0280861	-0.24	0.813	-.0616769 .0484187
	y4					
	L1.	-.0038039	.0019306	-1.97	0.049	-.0075877 -.00002
	y5					
L1.	-.0001099	.0016055	-0.07	0.945	-.0032567 .0030369	
	_cons	-5.97e-06	4.94e-06	-1.21	0.227	-.0000156 3.72e-06
y4	y1					
	L1.	-.0013159	.0018223	-0.72	0.470	-.0048875 .0022557
	y6					
	L1.	-.1247344	.1026121	-1.22	0.224	-.3258504 .0763815
	y4					
	L1.	.9709629	.0070533	137.66	0.000	.9571387 .984787
	y5					
L1.	.0001252	.0058658	0.02	0.983	-.0113716 .0116221	
	_cons	8.17e-06	.000018	0.45	0.651	-.0000272 .0000435
y5	y1					
	L1.	-.00179	.0086228	-0.21	0.836	-.0186905 .0151105
	y6					
	L1.	2.929109	.4855566	6.03	0.000	1.977435 3.880782
	y4					
	L1.	-.023494	.0333758	-0.70	0.481	-.0889093 .0419213
	y5					
L1.	.0000648	.0277569	0.00	0.998	-.0543378 .0544674	
	_cons	.0000621	.0000854	0.73	0.467	-.0001053 .0002295

```
31 .
32 . varstable, graph
```

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.9711925	.971192
.03229129	.032291
-.01669274	.016693
.0155035	.015503

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

```
33 .
34 . vargranger
```

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y1	y6	.23352	1	0.629
y1	y4	2.5312	1	0.112
y1	y5	.03881	1	0.844
y1	ALL	2.7355	3	0.434
y6	y1	.65987	1	0.417
y6	y4	3.8822	1	0.049
y6	y5	.00469	1	0.945
y6	ALL	4.4226	3	0.219
y4	y1	.52147	1	0.470
y4	y6	1.4777	1	0.224
y4	y5	.00046	1	0.983
y4	ALL	2.0135	3	0.570
y5	y1	.04309	1	0.836
y5	y6	36.391	1	0.000
y5	y4	.49551	1	0.481
y5	ALL	37.494	3	0.000

```
35 .
36 . irf create order4, o(y1 y6 y4 y5) set(irf2)
    (file irf2.irf now active)
    (file irf2.irf updated)
37 .
38 . irf graph coirf, impulse(y6 y4 y5) response(y1)
39 .
40 . irf table coirf, impulse(y6 y4 y5) response(y1)
```

Results from order4

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	.000131	-.000403	.000665	.000104	-.000038	.000247
2	.000122	-.000435	.00068	.000212	-.000061	.000485
3	.000118	-.000441	.000677	.000317	-.000085	.00072
4	.000114	-.000445	.000673	.00042	-.000109	.000949
5	.00011	-.00045	.000669	.000519	-.000133	.001171
6	.000106	-.000454	.000666	.000616	-.000156	.001388
7	.000102	-.000458	.000663	.000709	-.000179	.001598
8	.000099	-.000463	.00066	.000801	-.000201	.001802

step	(3) coirf	(3) Lower	(3) Upper
0	0	0	0
1	-.000053	-.000577	.000472
2	-.000055	-.000599	.000489
3	-.000055	-.0006	.00049
4	-.000055	-.000599	.00049
5	-.000055	-.000599	.00049
6	-.000055	-.000599	.00049
7	-.000055	-.000599	.00049
8	-.000055	-.000599	.00049

95% lower and upper bounds reported
 (1) irfname = order4, impulse = y6, and response = y1
 (2) irfname = order4, impulse = y4, and response = y1
 (3) irfname = order4, impulse = y5, and response = y1

```
41 .
42 . irf drop order4
    (order4 dropped)
    file irf2.irf updated
43 .
44 .
45 .
46 . predict u1, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
47 .
48 .
49 .
50 . swilk u1
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u1	1,267	0.93202	53.192	9.935	0.00000

```
51 .
52 .
53 .
54 . list T u1 if u1<-0.02 | u1>0.02
```

	T	u1
1.	1	.
2.	2	.
21.	21	.021922
51.	51	-.0328476
52.	52	.0315201
59.	59	-.0259892
93.	93	-.0218865
96.	96	-.0502782
97.	97	-.0324001
98.	98	.0451676
100.	100	-.0301043
102.	102	-.0252747
104.	104	-.0262548
106.	106	.0278348
113.	113	-.0259471
116.	116	.0422292
123.	123	.0211587
125.	125	-.0296751
132.	132	.0272559
136.	136	-.0648148

138.	138	-.0326401
142.	142	.0226408
147.	147	.0349902
152.	152	.0300709
154.	154	.0344972
156.	156	-.0339449
161.	161	-.0243449
174.	174	-.0251078
181.	181	-.0384056
182.	182	.0346182
193.	193	-.020617
214.	214	-.0204996
215.	215	-.051813
218.	218	.0246464
222.	222	.0217053
230.	230	-.0207597
417.	417	-.0231472
420.	420	-.0229356
423.	423	.0250779
427.	427	-.0205431
439.	439	.0247603
543.	543	-.0260412
557.	557	-.0291397
560.	560	-.0515565
563.	563	.0292104
627.	627	.0269853
639.	639	-.0277393
693.	693	-.0200304
782.	782	-.0212592
801.	801	-.0315302
803.	803	-.0249102
805.	805	.0453636
991.	991	.0240712
1019.	1019	-.0243777
1120.	1120	-.0232558
1157.	1157	-.0505139
1205.	1205	.022645
1224.	1224	-.0233131
1231.	1231	-.0211459
1254.	1254	.0225159
1267.	1267	-.0229615

```

55 .
56 .
57 .
58 . capture drop u2
59 .
60 . capture drop c1

```

```

61 .
62 . capture drop c2

63 .
64 .
65 .
66 . g c1=(T==96)

67 .
68 . g c2=(T==98)

69 .
70 .
71 .
72 . var y1 y6 y4 y5, lag(1) exog(c1 c2)

```

Vector autoregression

```

Sample: 3 - 1269          Number of obs   =      1,267
Log likelihood = 26412.47      AIC          = -41.64874
FPE           = 9.60e-24      HQIC         = -41.60603
Det(Sigma_ml) = 9.19e-24      SBIC         = -41.53505

```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	7	.009538	0.0421	55.73379	0.0000
y6	7	.000172	0.0035	4.463157	0.6143
y4	7	.00063	0.9376	19048.77	0.0000
y5	7	.00298	0.0287	37.49499	0.0000

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1	y1						
	L1.	.0544108	.0277411	1.96	0.050	.0000392 .1087823	
	y6						
	L1.	.7602353	1.553978	0.49	0.625	-2.285505 3.805976	
	y4						
	L1.	.1713775	.1068332	1.60	0.109	-.0380119 .3807668	
	y5						
	L1.	-.0215953	.0888352	-0.24	0.808	-.1957091 .1525184	
_cons	c1	-.0504121	.0095184	-5.30	0.000	-.0690678 -.0317564	
	c2	.045729	.0095633	4.78	0.000	.0269852 .0644727	
	_cons	.0000425	.0002735	0.16	0.876	-.0004936 .0005786	
	y6	y1					
		L1.	.000412	.0005014	0.82	0.411	-.0005707 .0013947
		y6					
L1.		-.0066425	.028086	-0.24	0.813	-.06169 .048405	
y4							
L1.		-.0038092	.0019309	-1.97	0.049	-.0075936 -.0000248	
_cons	y5						
	L1.	-.0001114	.0016056	-0.07	0.945	-.0032583 .0030355	
	c1	8.42e-06	.000172	0.05	0.961	-.0003288 .0003456	
	c2	.0000258	.0001728	0.15	0.881	-.000313 .0003645	
	_cons	-5.99e-06	4.94e-06	-1.21	0.226	-.0000157 3.70e-06	
	y4	y1					
L1.		-.0013216	.0018318	-0.72	0.471	-.0049118 .0022687	

y6							
L1.	-.1247435	.1026123	-1.22	0.224	-.32586	.076373	
y4							
L1.	.9709591	.0070544	137.64	0.000	.9571326	.9847855	
y5							
L1.	.0001266	.005866	0.02	0.983	-.0113705	.0116237	
c1	.0000466	.0006285	0.07	0.941	-.0011852	.0012785	
c2	-9.01e-06	.0006315	-0.01	0.989	-.0012467	.0012287	
_cons	8.14e-06	.0000181	0.45	0.652	-.0000273	.0000435	
<hr/>							
y5							
y1							
L1.	-.0018147	.008668	-0.21	0.834	-.0188037	.0151744	
y6							
L1.	2.92915	.4855589	6.03	0.000	1.977472	3.880828	
y4							
L1.	-.0234777	.0333813	-0.70	0.482	-.0889039	.0419485	
y5							
L1.	.0000702	.0277576	0.00	0.998	-.0543337	.0544742	
c1	-.0000119	.0029741	-0.00	0.997	-.0058411	.0058173	
c2	-.0000883	.0029882	-0.03	0.976	-.005945	.0057684	
_cons	.0000622	.0000855	0.73	0.467	-.0001053	.0002297	

73 .
74 . predict u2, r equation(#1)
(2 missing values generated)

75 .
76 . swilk u2

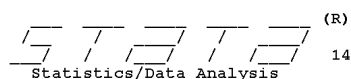
Shapiro-Wilk W test for normal data					
Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u2	1,267	0.93920	47.579	9.656	0.00000

77 .

ภาคผนวก ข

Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์มาเลเซีย

ช่วงปี 2003-2007



(R)

14.2

Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
 StataCorp
 4905 Lakeway Drive
 College Station, Texas 77845 USA
 800-STATA-PC <http://www.stata.com>
 979-696-4600 stata@stata.com
 979-696-4601 (fax)

Single-user Stata perpetual license:
 Serial number: 10699393
 Licensed to: Andrey

Notes:

1. Unicode is supported; see [help unicode advice](#).

```

1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGMG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
  > MAL 2003-2007.dta"
2 . capture drop y*
3 .
4 . capture drop x*
5 .
6 . tsset T
   time variable: T, 1 to 1074
   delta: 1 unit
7 .
8 . set more off
9 .
10 . g y1=MR
11 .
12 . g y2=FX
13 .
14 . g y3=INR
15 .
16 . g y4=INF
17 .
18 .
19 .
20 . forvalue i=1(1)4 {
21 .   display "Test y`i'"
22 .   dfuller y`i', trend lag(1)
23 .   display "Test d.y`i'"
24 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
25 . }

```

25 . }

Test y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-21.328	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1071

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-39.826	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.052	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5729

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1071

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-23.166	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.824	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6928

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1071

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-26.573	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

Z(t)	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.728	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
Test d.y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **1071**

Z(t)	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-23.098	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

26 . g y5=d.y2
(1 missing value generated)

27 . g y6=d.y3
(1 missing value generated)

28 . varsoc y1 y6 y4 y5, maxlag(6)

Selection-order criteria
Sample: 8 - 1074 Number of obs = **1067**

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	20461.7				2.6e-22	-38.3462	-38.3392	-38.3276
1	21690.9	2458.4	16	0.000	2.7e-23*	-40.6202*	-40.5849*	-40.527*
2	21700.8	19.782	16	0.230	2.7e-23	-40.6088	-40.5452	-40.441
3	21707.4	13.208	16	0.658	2.8e-23	-40.5912	-40.4994	-40.3488
4	21731.3	47.85*	16	0.000	2.7e-23	-40.606	-40.486	-40.2891
5	21740	17.366	16	0.362	2.8e-23	-40.5923	-40.444	-40.2008
6	21743.3	6.5774	16	0.981	2.8e-23	-40.5685	-40.3919	-40.1025

Endogenous: y1 y6 y4 y5
Exogenous: _cons

29 .
30 . var y1 y6 y4 y5, lag(1)

Vector autoregression

Sample: 3 - 1074 Number of obs = **1,072**
Log likelihood = 21798.76 AIC = -40.63202
FPE = 2.65e-23 HQIC = -40.59685
Det(Sigma_ml) = 2.56e-23 SBIC = -40.53916

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	5	.012994	0.0209	22.88831	0.0001
y6	5	.000206	0.0092	9.915857	0.0419
y4	5	.000872	0.8913	8790.516	0.0000
y5	5	.002245	0.0082	8.913592	0.0633

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		
y1	y1							
	L1.	.1432889	.0302664	4.73	0.000	.0839679	.2026099	
	y6							
	L1.	.5124772	1.917547	0.27	0.789	-3.245846	4.2708	
	y4							
	L1.	-.0736345	.1504215	-0.49	0.624	-.3684553	.2211862	
y5	y5							
	L1.	.0104355	.1767629	0.06	0.953	-.3360135	.3568845	
	_cons	.0008079	.0005006	1.61	0.107	-.0001733	.0017892	
	y6	y1						
		L1.	.0003202	.0004802	0.67	0.505	-.000621	.0012614
		y6						
L1.		-.0920263	.0304238	-3.02	0.002	-.1516558	-.0323967	
y4								
L1.		-.0003537	.0023866	-0.15	0.882	-.0050313	.0043239	
y5	y5							
	L1.	.0018746	.0028045	0.67	0.504	-.0036222	.0073713	
	_cons	8.55e-06	7.94e-06	1.08	0.282	-7.02e-06	.0000241	
	y4	y1						
		L1.	-.0000489	.0020313	-0.02	0.981	-.0040302	.0039324
		y6						
L1.		-.0825519	.1286963	-0.64	0.521	-.3347921	.1696883	
y4								
L1.		.9436932	.0100956	93.48	0.000	.9239062	.9634801	
y5	y5							
	L1.	.0046454	.0118635	0.39	0.695	-.0186066	.0278973	
	_cons	.0001155	.0000336	3.44	0.001	.0000497	.0001814	
	y5	y1						
		L1.	.0019012	.0052285	0.36	0.716	-.0083465	.012149
		y6						
L1.		-.9830541	.3312578	-2.97	0.003	-1.632307	-.3338008	
y4								
L1.		-.004328	.0259854	-0.17	0.868	-.0552586	.0466025	
y5	y5							
	L1.	.0019202	.0305359	0.06	0.950	-.0579291	.0617695	
	_cons	-.0000105	.0000865	-0.12	0.903	-.0001801	.000159	

```
31 .
32 . varstable, graph
```

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.9437085	.943708
.1440255	.144025
-.06557862	.065579
-.02527929	.025279

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

```
33 .
34 . vargranger
```

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y1	y6	.07143	1	0.789
y1	y4	.23963	1	0.624
y1	y5	.00349	1	0.953
y1	ALL	.31837	3	0.957
y6	y1	.44466	1	0.505
y6	y4	.02197	1	0.882
y6	y5	.44678	1	0.504
y6	ALL	.95054	3	0.813
y4	y1	.00058	1	0.981
y4	y6	.41145	1	0.521
y4	y5	.15333	1	0.695
y4	ALL	.55248	3	0.907
y5	y1	.13223	1	0.716
y5	y6	8.8069	1	0.003
y5	y4	.02774	1	0.868
y5	ALL	8.9136	3	0.030

```
35 .
36 . irf create order4, o(y1 y6 y4 y5) set(irf2)
    (file irf2.irf now active)
    (file irf2.irf updated)
37 .
38 . irf graph coirf, impulse(y6 y4 y5) response(y1)
39 .
40 . irf table coirf, impulse(y6 y4 y5) response(y1)
```

Results from order4

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	.00011	-.000663	.000882	-.000059	-.000353	.000235
2	.000119	-.000697	.000935	-.000128	-.000682	.000427
3	.000126	-.000702	.000954	-.000195	-.001007	.000618
4	.000132	-.000699	.000963	-.000258	-.001319	.000803
5	.000137	-.000696	.00097	-.000318	-.001616	.000979
6	.000141	-.000694	.000977	-.000375	-.001897	.001147
7	.000146	-.000692	.000984	-.000429	-.002163	.001305
8	.00015	-.00069	.000991	-.000479	-.002414	.001455

step	(3) coirf	(3) Lower	(3) Upper
0	0	0	0
1	.000023	-.000734	.00078
2	.000027	-.000839	.000894
3	.000027	-.000854	.000908
4	.000027	-.000856	.000909
5	.000026	-.000857	.000909
6	.000025	-.000858	.000908
7	.000025	-.000858	.000907
8	.000024	-.000858	.000906

95% lower and upper bounds reported
 (1) irfname = order4, impulse = y6, and response = y1
 (2) irfname = order4, impulse = y4, and response = y1
 (3) irfname = order4, impulse = y5, and response = y1

```
41 .
42 . irf drop order4
    (order4 dropped)
    file irf2.irf updated
43 .
44 .
45 .
46 . predict u1, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
47 .
48 .
49 .
50 . swilk u1
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u1	1,072	0.93500	43.675	9.379	0.00000

```
51 .
52 .
53 .
54 . list T u1 if u1<-.025 | u1>.025
```

	T	u1
1.	1	.
2.	2	.
7.	7	.0316703
8.	8	.0377347
18.	18	-.0250742
19.	19	.0274847
40.	40	-.0314689
82.	82	.0578039
85.	85	.0268007
105.	105	.0383832
107.	107	.0323583
108.	108	.0374766
199.	199	-.0270329
208.	208	-.032908
212.	212	-.0314787
217.	217	.0348479
289.	289	-.0440881
291.	291	-.0346272
293.	293	-.0276597
324.	324	.0358388

350.	350	-.0294984
488.	488	-.0317961
514.	514	-.0251217
516.	516	.032108
662.	662	.0293501
685.	685	.0336037
707.	707	.038901
717.	717	.0743129
721.	721	-.0459773
726.	726	-.0420216
739.	739	-.0358394
741.	741	.0410774
760.	760	-.0303983
843.	843	.0290262
845.	845	.0285041
848.	848	-.0283931
853.	853	-.0308743
854.	854	.0307568
859.	859	.0390227
866.	866	.0299679
870.	870	.033623
880.	880	.0300355
888.	888	.0364664
895.	895	-.0725149
899.	899	-.0466031
900.	900	.0420356
901.	901	.038853
905.	905	-.0417834
908.	908	.0521515
910.	910	.0337357
914.	914	-.0353637
926.	926	.027362
932.	932	.0281367
940.	940	.0292909
943.	943	-.0291346
948.	948	.0354526
968.	968	.0268001
983.	983	.02633
988.	988	-.0426618
991.	991	-.0485974
993.	993	.0312707
996.	996	-.0392401
997.	997	-.0724052
998.	998	.0366544
999.	999	.0477344
1000.	1000	.0302649
1003.	1003	-.02785
1043.	1043	-.0275528
1047.	1047	-.0262254
1072.	1072	.046702

```

55 .
56 .
57 .
58 . capture drop u2
59 .
60 . capture drop c1
61 .
62 . capture drop c2
63 .
64 .
65 .
66 . g c1=(T==726)
67 .
68 . g c2=(T==843)
69 .
70 .
71 .
72 . var y1 y6 y4 y5, lag(1) exog(c1 c2)

```

Vector autoregression

```

Sample: 3 - 1074
Log likelihood = 21806.77
FPE = 2.65e-23
Det(Sigma_ml) = 2.52e-23
Number of obs = 1,072
AIC = -40.63204
HQIC = -40.5828
SBIC = -40.50204

```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	7	.012912	0.0351	39.00029	0.0000
y6	7	.000206	0.0095	10.25568	0.1143
y4	7	.000873	0.8913	8790.531	0.0000
y5	7	.002247	0.0083	8.923386	0.1779

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y1	y1					
	L1.	.1385539	.0300797	4.61	0.000	.0795988 .1975091
	y6					
	L1.	.5499119	1.904752	0.29	0.773	-3.183334 4.283158
	y4					
	L1.	-.0776421	.1493338	-0.52	0.603	-.370331 .2150467
	y5					
L1.	.0121438	.1754771	0.07	0.945	-.3317849 .3560725	
y6	c1	-.0420671	.0128793	-3.27	0.001	-.0673099 -.0168242
	c2	.0291128	.0128945	2.26	0.024	.00384 .0543855
	_cons	.0008316	.0004973	1.67	0.094	-.000143 .0018062
	y1					
	L1.	.0003187	.0004807	0.66	0.507	-.0006234 .0012608
	y6					
	L1.	-.09244	.0304376	-3.04	0.002	-.1520965 -.0327834
y4						
L1.	-.0003523	.0023863	-0.15	0.883	-.0050294 .0043248	
y5						
L1.	.0018766	.0028041	0.67	0.503	-.0036193 .0073725	


```

      c1      -.000115      .0002058      -0.56      0.576      -.0005184      .0002884
      c2      -.0000323      .0002061      -0.16      0.875      -.0004361      .0003716
      _cons   8.69e-06      7.95e-06      1.09      0.274      -6.89e-06      .0000243
y4
      y1
      Ll.     -.0000528      .0020336      -0.03      0.979      -.0040386      .003933
      y6
      Ll.     -.0824418      .1287747      -0.64      0.522      -.3348356      .1699519
      y4
      Ll.     .9436894      .010096      93.47      0.000      .9239015      .9634772
      y5
      Ll.     .0046465      .0118635      0.39      0.695      -.0186055      .0278985
      c1      -.0000156      .0008707      -0.02      0.986      -.0017222      .001691
      c2      .0000316      .0008718      0.04      0.971      -.001677      .0017403
      _cons   .0001155      .0000336      3.44      0.001      .0000496      .0001814
y5
      y1
      Ll.     .00192      .0052344      0.37      0.714      -.0083392      .0121792
      y6
      Ll.     -.98418      .3314582      -2.97      0.003      -1.633826      -.3345338
      y4
      Ll.     -.0043059      .0259865      -0.17      0.868      -.0552386      .0466267
      y5
      Ll.     .0019167      .0305359      0.06      0.950      -.0579325      .061766
      c1      -.0000663      .0022412      -0.03      0.976      -.0044589      .0043264
      c2      -.000211      .0022439      -0.09      0.925      -.0046089      .0041869
      _cons   -.0000103      .0000865      -0.12      0.905      -.0001799      .0001593
73 .
74 . predict u2, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
75 .
76 . swilk u2
      Shapiro-Wilk W test for normal data
      Variable |      Obs      W      V      z      Prob>z
      -----|-----
      u2      |    1,072    0.93435    44.111    9.404    0.00000
77 .

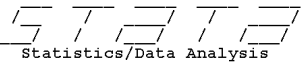
```

ภาคผนวก ข

Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์มาเลเซีย

ช่วงปี 2008-2012

```


  (R)
  14.2 Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
  StataCorp
  4905 Lakeway Drive
  College Station, Texas 77845 USA
  800-STATA-PC      http://www.stata.com
  979-696-4600     stata@stata.com
  979-696-4601 (fax)

  Single-user Stata perpetual license:
  Serial number: 10699393
  Licensed to: Andrey

  Notes:
  1. Unicode is supported; see help unicode advice.

  1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGMG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
  > MAL 2008-2012.dta"
  2 . capture drop y*
  3 .
  4 . capture drop x*
  5 .
  6 . tsset T
      time variable: T, 1 to 1075
      delta: 1 unit
  7 .
  8 . set more off
  9 .
 10 . g y1=MR
 11 .
 12 . g y2=FX
 13 .
 14 . g y3=INR
 15 .
 16 . g y4=INF
 17 .
 18 .
 19 .
 20 . forvalue i=1(1)4 {
 21 .   display "Test y`i'"
 22 .   dfuller y`i', trend lag(1)
 23 .   display "Test d.y`i'"
 24 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
 25 . }

```

25 . }

Test y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-21.381	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-37.342	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.914	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6474

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-23.112	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.497	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8301

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-26.650	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.930	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0110
Test d.y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-23.109	-3.960	-3.410

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

26 . g y5=d.y2
(1 missing value generated)

27 . g y6=d.y3
(1 missing value generated)

28 . varsoc y1 y6 y4 y5, maxlag(6)

Selection-order criteria
Sample: 8 - 1075 Number of obs = 1068

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	18577.4				9.2e-21	-34.7816	-34.7746	-34.763
1	20189.6	3224.4*	16	0.000	4.6e-22*	-37.7707*	-37.7355*	-37.6776*
2	20194.3	9.4805	16	0.892	4.7e-22	-37.7497	-37.6861	-37.582
3	20202.1	15.564	16	0.484	4.8e-22	-37.7343	-37.6425	-37.4921
4	20209.5	14.752	16	0.543	4.9e-22	-37.7181	-37.5981	-37.4015
5	20215.1	11.226	16	0.795	5.0e-22	-37.6987	-37.5505	-37.3075
6	20219.8	9.4121	16	0.895	5.1e-22	-37.6775	-37.5011	-37.2118

Endogenous: y1 y6 y4 y5
Exogenous: _cons

29 .
30 . var y1 y6 y4 y5, lag(1)

Vector autoregression

Sample: 3 - 1075 Number of obs = 1,073

Log likelihood = 20287.98 AIC = -37.77815

FPE = 4.61e-22 HQIC = -37.743

Det(Sigma_ml) = 4.44e-22 SBIC = -37.68536

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	5	.013882	0.0089	9.597106	0.0478
y6	5	.00045	0.0517	58.50194	0.0000
y4	5	.001408	0.9458	18715.71	0.0000
y5	5	.002479	0.0015	1.658217	0.7983

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		
y1	y1							
	L1.	.0432028	.03044	1.42	0.156	-.0164585	.1028642	
	y6							
	L1.	-.2018334	.9175293	-0.22	0.826	-2.000158	1.596491	
	y4							
	L1.	-.1464948	.0703867	-2.08	0.037	-.2844502	-.0085394	
y5	y5							
	L1.	.3086837	.1714389	1.80	0.072	-.0273302	.6446977	
	_cons	.0001388	.000446	0.31	0.756	-.0007354	.0010131	
	y6	y1						
		L1.	.0003124	.0009868	0.32	0.752	-.0016217	.0022465
		y6						
L1.		-.2230406	.0297446	-7.50	0.000	-.2813389	-.1647423	
y4								
L1.		.0019468	.0022818	0.85	0.394	-.0025255	.006419	
y5	y5							
	L1.	-.0076329	.0055577	-1.37	0.170	-.0185259	.00326	
	_cons	-9.56e-06	.0000145	-0.66	0.509	-.0000379	.0000188	
	y4	y1						
		L1.	-.0056357	.0030886	-1.82	0.068	-.0116892	.0004178
		y6						
L1.		-.0139985	.0930965	-0.15	0.880	-.1964643	.1684673	
y4								
L1.		.9716086	.0071417	136.05	0.000	.957611	.9856062	
y5	y5							
	L1.	.0064763	.0173949	0.37	0.710	-.0276172	.0405697	
	_cons	.0000528	.0000453	1.17	0.243	-.0000359	.0001415	
	y5	y1						
		L1.	-.0038611	.0054367	-0.71	0.478	-.0145168	.0067946
		y6						
L1.		.0889316	.1638733	0.54	0.587	-.2322542	.4101173	
y4								
L1.		.0110566	.0125713	0.88	0.379	-.0135826	.0356958	
y5	y5							
	L1.	-.0014535	.0306195	-0.05	0.962	-.0614665	.0585596	
	_cons	-5.33e-06	.0000797	-0.07	0.947	-.0001615	.0001508	

```
31 .
32 . varstable, graph
```

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.9725334	.972533
-.2196652	.219665
.01872462 + .02513767i	.031345
.01872462 - .02513767i	.031345

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

```
33 .
34 . vargranger
```

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y1	y6	.04839	1	0.826
y1	y4	4.3317	1	0.037
y1	y5	3.242	1	0.072
y1	ALL	7.0867	3	0.069
y6	y1	.10022	1	0.752
y6	y4	.72789	1	0.394
y6	y5	1.8862	1	0.170
y6	ALL	2.4948	3	0.476
y4	y1	3.3295	1	0.068
y4	y6	.02261	1	0.880
y4	y5	.13861	1	0.710
y4	ALL	3.4471	3	0.328
y5	y1	.50438	1	0.478
y5	y6	.29451	1	0.587
y5	y4	.77355	1	0.379
y5	ALL	1.6582	3	0.646

```
35 .
36 . irf create order4, o(y1 y6 y4 y5) set(irf2)
    (file irf2.irf now active)
    (file irf2.irf updated)
37 .
38 . irf graph coirf, impulse(y6 y4 y5) response(y1)
39 .
40 . irf table coirf, impulse(y6 y4 y5) response(y1)
```

Results from order4

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	-.00009	-.000898	.000719	-.000041	-.000298	.000216
2	-.000062	-.000729	.000604	-.000238	-.000663	.000186
3	-.00007	-.000768	.000629	-.000437	-.00104	.000165
4	-.00007	-.000762	.000623	-.000631	-.001412	.000151
5	-.000071	-.000767	.000624	-.000819	-.001778	.00014
6	-.000073	-.000769	.000624	-.001002	-.002134	.00013
7	-.000074	-.000772	.000624	-.00118	-.002482	.000122
8	-.000075	-.000775	.000624	-.001353	-.002821	.000115

step	(3) coirf	(3) Lower	(3) Upper
0	0	0	0
1	.000745	-.000067	.001557
2	.000778	-.00007	.001625
3	.000775	-.000072	.001622
4	.000774	-.000073	.001621
5	.000772	-.000075	.00162
6	.000771	-.000078	.001619
7	.000769	-.00008	.001618
8	.000768	-.000082	.001618

95% lower and upper bounds reported

(1) irfname = order4, impulse = y6, and response = y1

(2) irfname = order4, impulse = y4, and response = y1

(3) irfname = order4, impulse = y5, and response = y1

```
41 .
42 . irf drop order4
    (order4 dropped)
    file irf2.irf updated
43 .
44 .
45 .
46 . predict u1, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
47 .
48 .
49 .
50 . swilk u1
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u1	1,073	0.86754	89.080	11.150	0.00000

```
51 .
52 .
53 .
54 . list T u1 if ul<-.03 | ul>.03
```

	T	u1
1.	1	.
2.	2	.
5.	5	.0442199
9.	9	-.0368732
13.	13	-.0570365
14.	14	.0333024
31.	31	-.0796681
38.	38	-.0322646
40.	40	-.1585555
41.	41	.05039
46.	46	.0324384
48.	48	.0368662
111.	111	-.0339198
140.	140	-.0509585
160.	160	-.0367256
161.	161	.0366433
170.	170	-.0457476
174.	174	-.032218
175.	175	-.0305909
179.	179	-.0692634

181.	181	-.0307625
182.	182	.0392527
183.	183	.0375536
184.	184	.0642741
189.	189	.0312103
<hr/>		
208.	208	.0363822
218.	218	.0659066
243.	243	.0331087
275.	275	.0394002
279.	279	.0471683
<hr/>		
289.	289	.0301175
319.	319	-.0301327
336.	336	.0362269
627.	627	.0319984
674.	674	-.0379823
<hr/>		
775.	775	-.0392075
776.	776	-.0456789
800.	800	-.0480472
802.	802	-.0510006
803.	803	.0768904
<hr/>		
808.	808	.0359489
809.	809	.0349942
816.	816	.0330327
817.	817	-.0394422
822.	822	.045349

55 .
56 .
57 .
58 . capture drop u2
59 .
60 . capture drop c1
61 .
62 . capture drop c2
63 .
64 . capture drop c3
65 .
66 . capture drop c4
67 .
68 . capture drop c5
69 .
70 . capture drop c6
71 .
72 . capture drop c7
73 .
74 .


```

75 .
76 . g c1=(T==96)

77 .
78 . g c2=(T==152)

79 .
80 . g c3=(T==161)

81 .
82 . g c4=(T==170)

83 .
84 . g c5=(T==174)

85 .
86 . g c6=(T==180)

87 .
88 . g c7=(T==182)

89 .
90 .
91 .
92 . var y1 y6 y4 y5, lag(1) exog(c1 c2 c3 c4 c5 c6 c7)

```

Vector autoregression

Sample: 3 - 1075
 Log likelihood = 20307.03
 FPE = 4.68e-22
 Det(Sigma_ml) = 4.28e-22

Number of obs = 1,073
 AIC = -37.76148
 HQIC = -37.67713
 SBIC = -37.53878

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	12	.013692	0.0420	47.07402	0.0000
y6	12	.000451	0.0518	58.67587	0.0000
y4	12	.001412	0.9458	18736.09	0.0000
y5	12	.002487	0.0016	1.69213	0.9993

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y1	y1					
	L1.	.0494836	.0305702	1.62	0.106	-.0104328 .1094
	y6					
	L1.	-.2119477	.902086	-0.23	0.814	-1.980004 1.556108
	y4					
	L1.	-.1362034	.070753	-1.93	0.054	-.2748768 .0024699
	y5					
	L1.	.3054962	.1685839	1.81	0.070	-.0249222 .6359146
	c1					
	L1.	-.0146477	.0138939	-1.05	0.292	-.0418793 .0125839
c2						
L1.	.0151981	.013646	1.11	0.265	-.0115475 .0419437	
c3						
L1.	.0368902	.0136715	2.70	0.007	.0100945 .0636859	
c4						
L1.	-.0456868	.0136298	-3.35	0.001	-.0724007 -.0189728	
c5						
L1.	-.0320944	.013636	-2.35	0.019	-.0588206 -.0053682	
c6						
L1.	-.0203653	.0137985	-1.48	0.140	-.0474098 .0066793	
c7						
L1.	.0394921	.0136645	2.89	0.004	.0127102 .066274	
_cons						
L1.	.0001389	.0004408	0.32	0.753	-.000725 .0010027	
y6	y1					
	L1.	.0003476	.001008	0.34	0.730	-.001628 .0023231
y6						
L1.	-.222986	.0297435	-7.50	0.000	-.2812821 -.1646898	

	y4						
	L1.	.0020526	.0023329	0.88	0.379	-.0025198	.0066249
	y5						
	L1.	-.0076593	.0055585	-1.38	0.168	-.0185538	.0032352
	c1	-.000077	.0004581	-0.17	0.867	-.0009749	.0008209
	c2	.0000996	.0004499	0.22	0.825	-.0007822	.0009815
	c3	.0000261	.0004508	0.06	0.954	-.0008574	.0009097
	c4	.0000197	.0004494	0.04	0.965	-.0008611	.0009005
	c5	.000101	.0004496	0.22	0.822	-.0007803	.0009822
	c6	.000043	.000455	0.09	0.925	-.0008487	.0009347
	c7	-.0000704	.0004505	-0.16	0.876	-.0009534	.0008127
	_cons	-9.89e-06	.0000145	-0.68	0.496	-.0000384	.0000186
y4							
	y1						
	L1.	-.0061407	.0031534	-1.95	0.051	-.0123212	.0000399
	y6						
	L1.	-.0137715	.0930524	-0.15	0.882	-.1961509	.1686079
	y4						
	L1.	.9700669	.0072984	132.92	0.000	.9557624	.9843714
	y5						
	L1.	.0068622	.0173899	0.39	0.693	-.0272213	.0409457
	c1	.001229	.0014332	0.86	0.391	-.00158	.004038
	c2	-.0002593	.0014076	-0.18	0.854	-.0030182	.0024996
	c3	-.0003326	.0014103	-0.24	0.814	-.0030967	.0024314
	c4	-.0002027	.0014059	-0.14	0.885	-.0029583	.0025529
	c5	-.0002665	.0014066	-0.19	0.850	-.0030233	.0024904
	c6	-.0006133	.0014234	-0.43	0.667	-.003403	.0021765
	c7	-.0003773	.0014095	-0.27	0.789	-.0031399	.0023853
	_cons	.0000566	.0000455	1.24	0.213	-.0000325	.0001457
y5							
	y1						
	L1.	-.0039323	.0055535	-0.71	0.479	-.014817	.0069525
	y6						
	L1.	.0888577	.1638775	0.54	0.588	-.2323362	.4100516
	y4						
	L1.	.0113542	.0128533	0.88	0.377	-.0138379	.0365463
	y5						
	L1.	-.0014989	.0306258	-0.05	0.961	-.0615244	.0585265
	c1	-.0003746	.002524	-0.15	0.882	-.0053216	.0045724
	c2	-.0000616	.002479	-0.02	0.980	-.0049203	.0047972
	c3	-.0001183	.0024836	-0.05	0.962	-.0049861	.0047495
	c4	.0000447	.0024761	0.02	0.986	-.0048083	.0048977
	c5	.0000136	.0024772	0.01	0.996	-.0048416	.0048688
	c6	-.0002182	.0025067	-0.09	0.931	-.0051313	.0046948
	c7	-.0000671	.0024824	-0.03	0.978	-.0049325	.0047982
	_cons	-5.22e-06	.0000801	-0.07	0.948	-.0001622	.0001517

```
93 .
94 . predict u2, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
```

```
95 .
96 . swilk u2
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

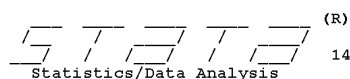
Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u2	1,073	0.86232	92.590	11.246	0.00000

```
97 .
```

ภาคผนวก ฅ

Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์มาเลเซีย

ช่วงปี 2013-2018



Statistics/Data Analysis

14.2

Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
 StataCorp
 4905 Lakeway Drive
 College Station, Texas 77845 USA
 800-STATA-PC <http://www.stata.com>
 979-696-4600 stata@stata.com
 979-696-4601 (fax)

Single-user Stata perpetual license:
 Serial number: 10699393
 Licensed to: Andrey

Notes:

1. Unicode is supported; see [help unicode advice](#).

```

1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGMG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
  > MAL 2013-2018.dta"
2 . capture drop y*
3 .
4 . capture drop x*
5 .
6 . tssset T
   time variable: T, 1 to 1269
   delta: 1 unit
7 .
8 . set more off
9 .
10 . g y1=MR
11 .
12 . g y2=FX
13 .
14 . g y3=INR
15 .
16 . g y4=INF
17 .
18 .
19 .
20 . forvalue i=1(1)4 {
21 .   display "Test y`i'"
22 .   dfuller y`i', trend lag(1)
23 .   display "Test d.y`i'"
24 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
25 . }

```

25 . }

Test y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-22.742	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-43.385	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.502	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8284

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-25.163	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.184	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0047

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-36.166	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

```

                Interpolated Dickey-Fuller
                -----
                Test          1% Critical   5% Critical   10% Critical
                Statistic     Value         Value         Value
-----
Z(t)          -5.649         -3.960        -3.410        -3.120
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
Test d.y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =    1266

                Interpolated Dickey-Fuller
                -----
                Test          1% Critical   5% Critical   10% Critical
                Statistic     Value         Value         Value
-----
Z(t)          -25.120        -3.960        -3.410        -3.120
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

26 . g y5=d.y2
    (1 missing value generated)

27 . varsoc y1 y3 y4 y5, maxlag(6)

    Selection-order criteria
    Sample: 8 - 1269                                Number of obs   =    1262

    lag | LL      LR      df      p      FPE      AIC      HQIC      SBIC
    -----
    0 | 20892.5      5728      16      0.000      4.9e-20      -33.1038      -33.0977      -33.0875
    1 | 23756.5      258.51      16      0.000      5.4e-22      -37.6173      -37.5867      -37.5358
    2 | 23885.8      54.277      16      0.000      4.5e-22      -37.7968      -37.7417*      -37.6501*
    3 | 23912.9      50.556      16      0.000      4.4e-22      -37.8144      -37.7348      -37.6026
    4 | 23938.2      28.48*      16      0.000      4.4e-22*      -37.8291*      -37.725      -37.5521
    5 | 23952.4      16.168      16      0.028      4.4e-22      -37.8263      -37.6978      -37.4842
    6 | 23960.5      16.168      16      0.441      4.4e-22      -37.8138      -37.6607      -37.4065

    Endogenous: y1 y3 y4 y5
    Exogenous:  _cons

28 .
29 . var y1 y3 y4 y5, lag(1)

    Vector autoregression

    Sample: 3 - 1269                                Number of obs   =    1,267
    Log likelihood = 23860.16                        AIC              = -37.63246
    FPE            = 5.33e-22                        HQIC             = -37.60195
    Det(Sigma_ml) = 5.16e-22                        SBIC             = -37.55125

    Equation      Parns      RMSE      R-sq      chi2      P>chi2
    -----
    y1            5          .011737   0.0095   12.18493   0.0160
    y3            5          .000418   0.8772   9052.628   0.0000
    y4            5          .001283   0.9070   12356.63   0.0000
    y5            5          .003789   0.0051   6.436062   0.1689

-----
                Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----
y1
    y1
    Ll.      .0313915   .0280714     1.12   0.263    -.0236274    .0864105
    y3
    Ll.     -.8750073   .2795502    -3.13   0.002    -1.422916    -.327099
    y4
    Ll.     -.081154   .0790857    -1.03   0.305    -.236159    .0738511
    y5

```

	L1.	-.0099068	.0871052	-0.11	0.909	-.18063	.1608163
	_cons	.0269235	.0086565	3.11	0.002	.0099571	.04389
y3	y1						
	L1.	-.00091	.0010003	-0.91	0.363	-.0028705	.0010506
	y3						
	L1.	.9358222	.0099614	93.94	0.000	.9162981	.9553462
	y4						
	L1.	-.0016276	.0028181	-0.58	0.564	-.007151	.0038958
	y5						
	L1.	.0015095	.0031039	0.49	0.627	-.004574	.007593
	_cons	.0019866	.0003085	6.44	0.000	.001382	.0025912
y4	y1						
	L1.	.0009784	.0030675	0.32	0.750	-.0050339	.0069907
	y3						
	L1.	-.0224023	.0305483	-0.73	0.463	-.0822759	.0374712
	y4						
	L1.	.951478	.0086422	110.10	0.000	.9345396	.9684165
	y5						
	L1.	.0026431	.0095186	0.28	0.781	-.016013	.0212991
	_cons	.0007903	.000946	0.84	0.403	-.0010638	.0026443
y5	y1						
	L1.	.0044618	.0090611	0.49	0.622	-.0132977	.0222213
	y3						
	L1.	-.2015267	.0902356	-2.23	0.026	-.3783853	-.0246682
	y4						
	L1.	-.031451	.025528	-1.23	0.218	-.0814849	.0185828
	y5						
	L1.	-.0026544	.0281166	-0.09	0.925	-.0577619	.0524531
	_cons	.0061866	.0027942	2.21	0.027	.00071	.0116632

30 .
31 . varstable, graph

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.9535286	.953529
.9341424	.934142
.02948772	.029488
-.00112134	.001121

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

```
32 .
33 . vargranger
```

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y1	y3	9.7972	1	0.002
y1	y4	1.053	1	0.305
y1	y5	.01294	1	0.909
y1	ALL	10.243	3	0.017
y3	y1	.82754	1	0.363
y3	y4	.33357	1	0.564
y3	y5	.23652	1	0.627
y3	ALL	1.3173	3	0.725
y4	y1	.10173	1	0.750
y4	y3	.53779	1	0.463
y4	y5	.0771	1	0.781
y4	ALL	.78777	3	0.852
y5	y1	.24246	1	0.622
y5	y3	4.9878	1	0.026
y5	y4	1.5179	1	0.218
y5	ALL	6.4354	3	0.092

```
34 .
35 . irf create order4, o(y1 y3 y4 y5) set(irf2)
      (file irf2.irf now active)
      (file irf2.irf updated)
36 .
37 . irf graph coirf, impulse(y3 y4 y5) response(y1)
38 .
39 . irf table coirf, impulse(y3 y4 y5) response(y1)
```

Results from order4

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	-.000364	-.000593	-.000135	-.000114	-.000375	.000146
2	-.000714	-.001163	-.000265	-.000216	-.00064	.000207
3	-.001041	-.001696	-.000387	-.000311	-.000907	.000285
4	-.001347	-.002196	-.000499	-.0004	-.001166	.000367
5	-.001633	-.002664	-.000602	-.000483	-.001415	.00045
6	-.0019	-.003102	-.000698	-.00056	-.001651	.000531
7	-.00215	-.003512	-.000787	-.000632	-.001876	.000612
8	-.002383	-.003897	-.000868	-.0007	-.00209	.00069

step	(3) coirf	(3) Lower	(3) Upper
0	0	0	0
1	-.000036	-.000656	.000584
2	-.000043	-.00068	.000595
3	-.000048	-.000687	.000592
4	-.000053	-.000694	.000588
5	-.000058	-.000701	.000585
6	-.000062	-.000707	.000583
7	-.000066	-.000714	.000581
8	-.00007	-.00072	.00058

95% lower and upper bounds reported
(1) irfname = order4, impulse = y3, and response = y1

```
(2) irfname = order4, impulse = y4, and response = y1
(3) irfname = order4, impulse = y5, and response = y1

40 .
41 . irf drop order4
    (order4 dropped)
    file irf2.irf updated

42 .
43 .
44 .
45 . predict u1, r equation(#1)
    (2 missing values generated)

46 .
47 .
48 .
49 . swilk u1
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u1	1,267	0.78884	165.227	12.768	0.00000

```
50 .
51 .
52 .
53 . list T u1 if ul<-0.02 | ul>0.02
```

	T	u1
1.	1	.
2.	2	.
14.	14	-.0385995
75.	75	.110841
77.	77	.0361086
82.	82	.0204688
97.	97	-.0283244
104.	104	-.0229013
108.	108	.0220854
136.	136	-.0568483
138.	138	-.0232245
262.	262	.0200399
277.	277	.0269441
384.	384	.0204651
413.	413	-.0501685
420.	420	-.0367298
486.	486	.0207251
533.	533	.0274783
554.	554	-.0454765
557.	557	-.0457006
560.	560	-.0387824
563.	563	.0215364
574.	574	.0244436
579.	579	-.024083
587.	587	.0444214
588.	588	-.0316472
589.	589	.0216105
625.	625	-.0223778
704.	704	-.0211499
1025.	1025	-.0207037
1083.	1083	-.0269462
1088.	1088	.0259876
1098.	1098	-.0235574

1102.	1102	-.0236808
1120.	1120	-.0525112
1121.	1121	.0220976
1122.	1122	.0737349
1134.	1134	.0254473
1135.	1135	-.021938
1140.	1140	-.1183972
1142.	1142	-.0388898
1143.	1143	-.0392949
1150.	1150	-.1073357
1152.	1152	.0418147
1157.	1157	-.0305752
1171.	1171	.0426742
1176.	1176	.0496
1178.	1178	.0349727
1187.	1187	.0238987
1204.	1204	-.0295459
1206.	1206	.020046
1221.	1221	-.0988542
1223.	1223	-.067268
1224.	1224	.0252305
1236.	1236	.0320266
1237.	1237	.0292198
1251.	1251	-.0295752
1258.	1258	-.0247403
1263.	1263	-.0228939
1268.	1268	.0236246

```

54 .
55 .
56 .
57 . capture drop u2
58 .
59 . capture drop c1
60 .
61 . capture drop c2
62 .
63 .
64 .
65 . g c1=(T==96)
66 .
67 . g c2=(T==98)
68 .
69 .
70 .
71 . var y1 y3 y4 y5, lag(1) exog(c1 c2)

Vector autoregression

Sample: 3 - 1269
Log likelihood = 23860.95
FPE = 5.39e-22
Det(Sigma_ml) = 5.16e-22

Number of obs = 1,267
AIC = -37.62107
HQIC = -37.57836
SBIC = -37.50738

```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	7	.01174	0.0107	13.64184	0.0339
y3	7	.000419	0.8772	9053.65	0.0000
y4	7	.001284	0.9070	12356.69	0.0000
y5	7	.003792	0.0051	6.438142	0.3759

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1	y1						
	L1.	.0339134	.0281346	1.21	0.228	-.0212293	.0890562
	y3						
	L1.	-.8695999	.2795636	-3.11	0.002	-1.417535	-.3216653
	y4						
	L1.	-.0805593	.0790501	-1.02	0.308	-.2354946	.0743759
	y5						
L1.	-.0101161	.0870559	-0.12	0.907	-.1807424	.1605103	
	c1	-.0070343	.0117209	-0.60	0.548	-.0300068	.0159383
	c2	.0122254	.0117432	1.04	0.298	-.010791	.0352417
	_cons	.0267519	.0086574	3.09	0.002	.0097836	.0437202
y3	y1						
	L1.	-.0008975	.0010031	-0.89	0.371	-.0028635	.0010684
	y3						
	L1.	.9357612	.0099671	93.89	0.000	.9162261	.9552964
	y4						
	L1.	-.001636	.0028183	-0.58	0.562	-.0071597	.0038878
	y5						
L1.	.0015086	.0031037	0.49	0.627	-.0045746	.0075918	
	c1	-.0001478	.0004179	-0.35	0.724	-.0009668	.0006713
	c2	8.70e-06	.0004187	0.02	0.983	-.0008119	.0008293
	_cons	.0019886	.0003087	6.44	0.000	.0013836	.0025936
y4	y1						
	L1.	.000977	.0030762	0.32	0.751	-.0050522	.0070062
	y3						
	L1.	-.0224751	.0305671	-0.74	0.462	-.0823855	.0374353
	y4						
	L1.	.9514688	.0086432	110.08	0.000	.9345284	.9684092
	y5						
L1.	.0026433	.0095186	0.28	0.781	-.0160128	.0212993	
	c1	-.0000861	.0012815	-0.07	0.946	-.0025978	.0024257
	c2	-.0000479	.001284	-0.04	0.970	-.0025645	.0024687
	_cons	.0007926	.0009466	0.84	0.402	-.0010627	.0026479
y5	y1						
	L1.	.0044734	.0090867	0.49	0.623	-.0133362	.022283
	y3						
	L1.	-.2016098	.0902913	-2.23	0.026	-.3785775	-.0246422
y4							
L1.	-.0314622	.025531	-1.23	0.218	-.0815019	.0185776	

y5							
L1.	-.0026552	.0281166	-0.09	0.925	-.0577628	.0524523	
c1	-.000172	.0037855	-0.05	0.964	-.0075915	.0072475	
c2	-7.22e-06	.0037927	-0.00	0.998	-.0074409	.0074264	
_cons	.0061894	.0027961	2.21	0.027	.0007091	.0116696	

```
72 .
73 . predict u2, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
```

```
74 .
75 . swilk u2
```

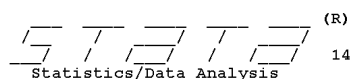
Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u2	1,267	0.78819	165.736	12.776	0.00000

```
76 .
```



ภาคผนวก ญ
Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์สิงคโปร์
ช่วงปี 2003-2007



Statistics/Data Analysis

14.2

Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
 StataCorp
 4905 Lakeway Drive
 College Station, Texas 77845 USA
 800-STATA-PC <http://www.stata.com>
 979-696-4600 stata@stata.com
 979-696-4601 (fax)

Single-user Stata perpetual license:
 Serial number: 10699393
 Licensed to: Andrey

Notes:

1. Unicode is supported; see [help unicode advice](#).

```

1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGMG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
  > SIN 2003-2007.dta"
2 . capture drop y*
3 .
4 . capture drop x*
5 .
6 . tssset T
   time variable: T, 1 to 1074
   delta: 1 unit
7 .
8 . set more off
9 .
10 . g y1=MR
11 .
12 . g y2=FX
13 .
14 . g y3=INR
15 .
16 . g y4=INF
17 .
18 .
19 .
20 . forvalue i=1(1)4 {
21 .   display "Test y`i'"
22 .   dfuller y`i', trend lag(1)
23 .   display "Test d.y`i'"
24 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
25 . }

```

25 . }

Test y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-23.364	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1071

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-40.018	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.003	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1312

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1071

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-23.194	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-6.883	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1071

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-33.871	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

```

                Interpolated Dickey-Fuller
          Test      1% Critical   5% Critical   10% Critical
          Statistic Value         Value         Value
-----
Z(t)          -6.160         -3.960         -3.410         -3.120
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
Test d.y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =    1071

          Test      1% Critical   5% Critical   10% Critical
          Statistic Value         Value         Value
-----
Z(t)          -23.099         -3.960         -3.410         -3.120
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

26 . g y5=d.y2
    (1 missing value generated)

27 . varsoc y1 y3 y4 y5, maxlag(6)

    Selection-order criteria
    Sample: 8 - 1074
                                Number of obs   =    1067

    lag   LL      LR      df   p      FPE      AIC      HQIC      SBIC
-----
    0      15775
    1    18125.4  4700.7   16  0.000  2.1e-20  -29.5615 -29.5544 -29.5428
    2    18209.1  167.4    16  0.000  1.9e-20  -33.937  -33.9017 -33.8438
    3    18233.7  49.175   16  0.000  1.9e-20  -34.0639 -34.0003* -33.8961*
    4    18256.6  45.888   16  0.000  1.8e-20  -34.08  -33.9882 -33.8377
    5    18273.5  33.744   16  0.006  1.8e-20* -34.093  -33.9729 -33.7761
    6    18287.9  28.816*  16  0.025  1.8e-20  -34.0946* -33.9463 -33.7032
    6    18287.9  28.816*  16  0.025  1.8e-20  -34.0917 -33.9151 -33.6256

    Endogenous: y1 y3 y4 y5
    Exogenous: _cons

28 .
29 . var y1 y3 y4 y5, lag(1)

    Vector autoregression

    Sample: 3 - 1074
    Log likelihood = 18218.31
    FPE = 2.11e-20
    Det(Sigma_ml) = 2.04e-20
                                Number of obs   =    1,072
                                AIC = -33.95206
                                HQIC = -33.91689
                                SBIC = -33.8592

    Equation      Parns      RMSE      R-sq      chi2      P>chi2
-----
    y1              5      .010634  0.0019  2.041706  0.7281
    y3              5      .00422  0.8330  5347.013  0.0000
    y4              5      .002215 0.8705  7205.681  0.0000
    y5              5      .001952 0.0093  10.03447  0.0399

-----
                Coef.   Std. Err.      z    P>|z|      [95% Conf. Interval]
-----
y1
    y1
    Ll.      .011282   .0305581     0.37  0.712   -.0486107   .0711747
    y3
    Ll.      .0187373  .0314911     0.60  0.552   -.0429842   .0804587
    y4
    Ll.     -.0647739  .053605     -1.21  0.227   -.1698378   .04029
    y5

```

	L1.	.0796942	.1681988	0.47	0.636	-.2499694	.4093579
	_cons	.0007139	.0005899	1.21	0.226	-.0004423	.00187
y3							
	y1						
	L1.	.0035859	.0121281	0.30	0.767	-.0201849	.0273566
	y3						
	L1.	.9127333	.0124985	73.03	0.000	.8882368	.9372298
	y4						
	L1.	-.0088777	.0212752	-0.42	0.676	-.0505763	.0328209
	y5						
	L1.	.0113989	.0667561	0.17	0.864	-.1194407	.1422385
	_cons	.0013622	.0002341	5.82	0.000	.0009033	.001821
y4							
	y1						
	L1.	.0049117	.0063648	0.77	0.440	-.0075631	.0173865
	y3						
	L1.	-.0020912	.0065591	-0.32	0.750	-.0149468	.0107645
	y4						
	L1.	.9319197	.0111651	83.47	0.000	.9100365	.953803
	y5						
	L1.	.0374168	.0350334	1.07	0.286	-.0312474	.1060809
	_cons	.0000995	.0001229	0.81	0.418	-.0001413	.0003403
y5							
	y1						
	L1.	.0091199	.0056105	1.63	0.104	-.0018765	.0201163
	y3						
	L1.	.0060968	.0057818	1.05	0.292	-.0052354	.017429
	y4						
	L1.	-.0242942	.009842	-2.47	0.014	-.0435841	-.0050042
	y5						
	L1.	.0131018	.0308817	0.42	0.671	-.0474252	.0736287
	_cons	-.0000949	.0001083	-0.88	0.381	-.0003072	.0001173

30 .
31 . varstable, graph

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.9314281	.931428
.9120085	.912009
.04036464	.040365
-.01476446	.014764

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

```
32 .
33 . vargranger
```

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y1	y3	.35403	1	0.552
y1	y4	1.4601	1	0.227
y1	y5	.2245	1	0.636
y1	ALL	1.8814	3	0.597
y3	y1	.08742	1	0.767
y3	y4	.17412	1	0.676
y3	y5	.02916	1	0.864
y3	ALL	.27587	3	0.965
y4	y1	.59552	1	0.440
y4	y3	.10164	1	0.750
y4	y5	1.1407	1	0.286
y4	ALL	1.757	3	0.624
y5	y1	2.6423	1	0.104
y5	y3	1.1119	1	0.292
y5	y4	6.0931	1	0.014
y5	ALL	10.034	3	0.018

```
34 .
35 . irf create order4, o(y1 y3 y4 y5) set(irf2)
      (file irf2.irf now active)
      (file irf2.irf updated)
36 .
37 . irf graph coirf, impulse(y3 y4 y5) response(y1)
38 .
39 . irf table coirf, impulse(y3 y4 y5) response(y1)
```

Results from order4

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	.000071	-.000189	.000332	-.000039	-.000049	.000411
2	.000135	-.000365	.000635	-.000179	-.000744	.000386
3	.000194	-.000525	.000913	-.000312	-.001027	.000404
4	.000247	-.000672	.001167	-.000436	-.001314	.000442
5	.000296	-.000805	.001398	-.000552	-.001592	.000489
6	.000341	-.000927	.00161	-.00066	-.001857	.000537
7	.000383	-.001038	.001803	-.00076	-.002106	.000585
8	.000421	-.001139	.00198	-.000855	-.002341	.000632

step	(3) coirf	(3) Lower	(3) Upper
0	0	0	0
1	.000116	-.000363	.000594
2	.000115	-.000374	.000604
3	.000112	-.000376	.000601
4	.000109	-.000378	.000597
5	.000106	-.00038	.000593
6	.000104	-.000382	.000589
7	.000101	-.000384	.000586
8	.000099	-.000386	.000584

95% lower and upper bounds reported
(1) irfname = order4, impulse = y3, and response = y1


```

(2) irfname = order4, impulse = y4, and response = y1
(3) irfname = order4, impulse = y5, and response = y1

40 .
41 . irf drop order4
    (order4 dropped)
    file irf2.irf updated

42 .
43 .
44 .
45 . predict u1, r equation(#1)
    (2 missing values generated)

46 .
47 .
48 .
49 . swilk u1

```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u1	1,072	0.97044	19.859	7.422	0.00000

```

50 .
51 .
52 .
53 . list T u1 if ul<-0.025 | ul>0.025

```

	T	u1
1.	1	.
2.	2	.
8.	8	.0281264
20.	20	-.0282024
46.	46	.0316585
55.	55	-.039096
70.	70	.0343344
72.	72	.0261885
87.	87	.025814
115.	115	.0277883
151.	151	-.0267576
161.	161	.0280245
169.	169	.0274595
182.	182	-.0338342
193.	193	-.0253645
202.	202	.0479194
219.	219	.0359156
293.	293	-.0315614
488.	488	-.0308402
604.	604	-.0296996
611.	611	.0347175
721.	721	-.0339879
726.	726	-.0302649
731.	731	-.0250244
737.	737	-.0262212
739.	739	-.0261568
741.	741	.0292312
880.	880	.0273014
896.	896	-.0399323
905.	905	-.0344452
920.	920	.0260642
925.	925	-.0326582
932.	932	.0260331

988.	988	-.0326255
991.	991	-.0377644
993.	993	.0329013
996.	996	-.0342408
997.	997	-.0373328
999.	999	.0276943
1017.	1017	.0320941
1020.	1020	.0258934
1037.	1037	-.0281764
1043.	1043	-.0358378
1054.	1054	-.0268749
1057.	1057	.0272439
1060.	1060	.0317912
1069.	1069	-.0339394
1072.	1072	.0333172

```

54 .
55 .
56 .
57 . capture drop u2
58 .
59 . capture drop c1
60 .
61 . capture drop c2
62 .
63 .
64 .
65 . g c1=(T==726)
66 .
67 . g c2=(T==843)
68 .
69 .
70 .
71 . var y1 y3 y4 y5, lag(1) exog(c1 c2)

```

Vector autoregression

```

Sample: 3 - 1074      Number of obs   =      1,072
Log likelihood =    18230.94      AIC             =    -33.96072
FPE             =    2.09e-20      HQIC            =    -33.91147
Det(Sigma_ml)  =    1.99e-20      SBIC            =    -33.83071

```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	7	.010603	0.0096	10.34517	0.1108
y3	7	.004191	0.8356	5449.35	0.0000
y4	7	.002217	0.8705	7205.727	0.0000
y5	7	.001954	0.0093	10.04802	0.1226

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1	y1						
	L1.	.0098523	.0304629	0.32	0.746	-.049854	.0695586
	y3						
	L1.	.0206041	.0314104	0.66	0.512	-.0409591	.0821673
	y4						
	L1.	-.0668729	.0534053	-1.25	0.211	-.1715454	.0377996

	y5						
	L1.	.0802771	.1675526	0.48	0.632	-.2481199	.4086741
	c1	-.0303176	.0105783	-2.87	0.004	-.0510507	-.0095845
	c2	.0028243	.010591	0.27	0.790	-.0179336	.0235822
	_cons	.0007144	.0005877	1.22	0.224	-.0004376	.0018663
y3							
	y1						
	L1.	.0022235	.0120414	0.18	0.854	-.0213773	.0258242
	y3						
	L1.	.9128981	.0124159	73.53	0.000	.8885634	.9372329
	y4						
	L1.	-.0097754	.0211101	-0.46	0.643	-.0511505	.0315997
	y5						
	L1.	.011632	.0662303	0.18	0.861	-.1181771	.1414411
	c1	-.0155582	.0041814	-3.72	0.000	-.0237536	-.0073628
	c2	.0075173	.0041864	1.80	0.073	-.000688	.0157225
	_cons	.0013695	.0002323	5.89	0.000	.0009141	.0018248
y4							
	y1						
	L1.	.0049174	.0063695	0.77	0.440	-.0075665	.0174013
	y3						
	L1.	-.0020675	.0065675	-0.31	0.753	-.0149397	.0108047
	y4						
	L1.	.9319069	.0111664	83.46	0.000	.910021	.9537927
	y5						
	L1.	.0374207	.0350333	1.07	0.285	-.0312434	.1060847
	c1	-.0001362	.0022118	-0.06	0.951	-.0044713	.0041988
	c2	-.0001041	.0022145	-0.05	0.963	-.0044443	.0042362
	_cons	.0000994	.0001229	0.81	0.419	-.0001415	.0003402
y5							
	y1						
	L1.	.0091405	.0056146	1.63	0.104	-.001864	.0201449
	y3						
	L1.	.0061296	.0057892	1.06	0.290	-.005217	.0174763
	y4						
	L1.	-.0243047	.0098431	-2.47	0.014	-.0435969	-.0050126
	y5						
	L1.	.0131053	.0308815	0.42	0.671	-.0474213	.073632
	c1	-.0000569	.0019497	-0.03	0.977	-.0038782	.0037644
	c2	-.0002189	.001952	-0.11	0.911	-.0040448	.0036069
	_cons	-.0000952	.0001083	-0.88	0.380	-.0003075	.0001171

72 .

73 . predict u2, r equation(#1)
(2 missing values generated)

74 .

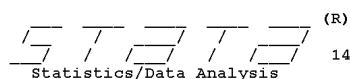
75 . swilk u2

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u2	1,072	0.97057	19.772	7.411	0.00000

76 .

ภาคผนวก ก
Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์สิงคโปร์
ช่วงปี 2008-2012



(R)

14.2

Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
 StataCorp
 4905 Lakeway Drive
 College Station, Texas 77845 USA
 800-STATA-PC <http://www.stata.com>
 979-696-4600 stata@stata.com
 979-696-4601 (fax)

Single-user Stata perpetual license:
 Serial number: 10699393
 Licensed to: Andrey

Notes:

1. Unicode is supported; see [help unicode advice](#).

```

1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGMG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
  > SIN 2008-2012.dta"
2 . capture drop y*
3 .
4 . capture drop x*
5 .
6 . tssset T
   time variable: T, 1 to 1075
   delta: 1 unit
7 .
8 . set more off
9 .
10 . g y1=MR
11 .
12 . g y2=FX
13 .
14 . g y3=INR
15 .
16 . g y4=INF
17 .
18 .
19 .
20 . forvalue i=1(1)4 {
21 .   display "Test y`i'"
22 .   dfuller y`i', trend lag(1)
23 .   display "Test d.y`i'"
24 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
25 . }

```

25 . }

Test y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-22.727	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-35.949	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.733	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7362

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-23.387	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-7.769	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1072

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-30.882	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1073

```

                Interpolated Dickey-Fuller
          Test      1% Critical   5% Critical   10% Critical
          Statistic Value         Value         Value
-----
Z(t)          -6.067         -3.960         -3.410         -3.120
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
Test d.y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =    1072

          Test      1% Critical   5% Critical   10% Critical
          Statistic Value         Value         Value
-----
Z(t)          -23.111         -3.960         -3.410         -3.120
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

26 . g y5=d.y2
    (1 missing value generated)

27 . varsoc y1 y3 y4 y5, maxlag(6)

    Selection-order criteria
    Sample: 8 - 1075                                Number of obs   =    1068

    lag | LL      LR      df      p      FPE      AIC      HQIC      SBIC
    -----|-----
    0 | 16752.8  4259.2  16  0.000  2.8e-19  -31.3647  -31.3577  -31.3461
    1 | 18882.4  65.161  16  0.000  5.4e-21  -35.3228  -35.2875  -35.2297*
    2 | 18914.9  60.772  16  0.000  5.2e-21  -35.3538  -35.2903*  -35.1862
    3 | 18945.3  28.197  16  0.030  5.1e-21  -35.3808*  -35.289   -35.1386
    4 | 18959.4  29.373* 16  0.022  5.1e-21  -35.3772  -35.2572  -35.0605
    5 | 18974.1  18.773  16  0.281  5.2e-21  -35.3748  -35.2266  -34.9836
    6 | 18983.5  18.773  16  0.281  5.2e-21  -35.3624  -35.1859  -34.8967

    Endogenous: y1 y3 y4 y5
    Exogenous:  _cons

28 .
29 . var y1 y3 y4 y5, lag(1)

    Vector autoregression

    Sample: 3 - 1075                                Number of obs   =    1,073
    Log likelihood = 18965.93                       AIC              = -35.31393
    FPE            = 5.41e-21                       HQIC             = -35.27879
    Det(Sigma_ml) = 5.22e-21                       SBIC             = -35.22114

    Equation      Parns      RMSE      R-sq      chi2      P>chi2
    -----
    y1             5      .015419  0.0065  7.044908  0.1335
    y3             5      .001136  0.8048  4423.991  0.0000
    y4             5      .002013  0.8777  7697.289  0.0000
    y5             5      .002424  0.0008  .8634894  0.9297

-----
                Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----
y1
    y1
    Ll.      .0499049   .0305533     1.63  0.102   -.0099784   .1097883
    y3
    Ll.      -.302426   .1841385    -1.64  0.101   -.6633308   .0584789
    y4
    Ll.      -.0651826  .0831569    -0.78  0.433   -.2281671   .0978019
    y5

```

	L1.	.1111377	.1969912	0.56	0.573	-.2749579	.4972333
	_cons	.000674	.0005873	1.15	0.251	-.000477	.001825
y3							
	y1						
	L1.	.0000583	.0022506	0.03	0.979	-.0043528	.0044694
	y3						
	L1.	.894486	.0135638	65.95	0.000	.8679014	.9210706
	y4						
	L1.	.007831	.0061254	1.28	0.201	-.0041746	.0198366
	y5						
	L1.	-.0116124	.0145106	-0.80	0.424	-.0400526	.0168278
	_cons	.000124	.0000433	2.87	0.004	.0000392	.0002088
y4							
	y1						
	L1.	.0000513	.003989	0.01	0.990	-.0077669	.0078696
	y3						
	L1.	.0035097	.0240408	0.15	0.884	-.0436095	.0506288
	y4						
	L1.	.9344398	.0108568	86.07	0.000	.9131608	.9557188
	y5						
	L1.	.0251533	.0257189	0.98	0.328	-.0252548	.0755613
	_cons	.000192	.0000767	2.50	0.012	.0000417	.0003422
y5							
	y1						
	L1.	.0023769	.0048029	0.49	0.621	-.0070367	.0117905
	y3						
	L1.	.0119005	.0289464	0.41	0.681	-.0448334	.0686344
	y4						
	L1.	-.0087383	.0130722	-0.67	0.504	-.0343593	.0168827
	y5						
	L1.	-.0046792	.0309668	-0.15	0.880	-.065373	.0560147
	_cons	.0002164	.0000923	2.34	0.019	.0000355	.0003974

30 .
31 . varstable, graph

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.9349378	.934938
.893579	.893579
.05433971	.05434
-.00870493	.008705

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

```
32 .
33 . vargranger
```

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y1	y3	2.6974	1	0.101
y1	y4	.61442	1	0.433
y1	y5	.31829	1	0.573
y1	ALL	3.7366	3	0.291
y3	y1	.00067	1	0.979
y3	y4	1.6344	1	0.201
y3	y5	.64044	1	0.424
y3	ALL	1.9965	3	0.573
y4	y1	.00017	1	0.990
y4	y3	.02131	1	0.884
y4	y5	.9565	1	0.328
y4	ALL	.97933	3	0.806
y5	y1	.24491	1	0.621
y5	y3	.16902	1	0.681
y5	y4	.44685	1	0.504
y5	ALL	.80782	3	0.848

```
34 .
35 . irf create order4, o(y1 y3 y4 y5) set(irf2)
      (file irf2.irf now active)
      (file irf2.irf updated)
36 .
37 . irf graph coirf, impulse(y3 y4 y5) response(y1)
38 .
39 . irf table coirf, impulse(y3 y4 y5) response(y1)
```

Results from order4

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	-.00034	-.00075	.000069	7.9e-06	-.000529	.000545
2	-.000658	-.001454	.000137	-.000119	-.000875	.000637
3	-.000944	-.002086	.000199	-.000248	-.001256	.00076
4	-.001199	-.002653	.000255	-.000374	-.00164	.000893
5	-.001427	-.00316	.000305	-.000495	-.002013	.001023
6	-.001631	-.003614	.000351	-.000611	-.00237	.001147
7	-.001814	-.004021	.000393	-.000723	-.002709	.001263
8	-.001978	-.004386	.000431	-.00083	-.003032	.001371

step	(3) coirf	(3) Lower	(3) Upper
0	0	0	0
1	.00023	-.000569	.001028
2	.000244	-.00059	.001079
3	.000248	-.000589	.001085
4	.000251	-.000587	.001088
5	.000253	-.000585	.001091
6	.000255	-.000584	.001093
7	.000256	-.000584	.001096
8	.000257	-.000584	.001098

95% lower and upper bounds reported
(1) irfname = order4, impulse = y3, and response = y1


```

(2) irfname = order4, impulse = y4, and response = y1
(3) irfname = order4, impulse = y5, and response = y1

40 .
41 . irf drop order4
    (order4 dropped)
    file irf2.irf updated

42 .
43 .
44 .
45 . predict u1, r equation(#1)
    (2 missing values generated)

46 .
47 .
48 .
49 . swilk u1

```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u1	1,073	0.90415	64.460	10.346	0.00000

```

50 .
51 .
52 .
53 . list T u1 if ul<-.003 | ul>.003

```

	T	u1
1.	1	.
2.	2	.
7.	7	-.034657
10.	10	.0300348
12.	12	-.0557232
14.	14	.0684985
15.	15	.0362739
16.	16	-.035477
20.	20	.036636
22.	22	-.0304812
26.	26	.0347702
36.	36	-.0300093
43.	43	-.0399404
48.	48	.0362005
73.	73	.0301169
96.	96	-.0365865
124.	124	.0320229
152.	152	.0499626
157.	157	-.032037
161.	161	.0613478
168.	168	-.0801949
170.	170	-.0652284
173.	173	-.033018
174.	174	-.0504946
175.	175	-.0343024
176.	176	.0345071
178.	178	-.0510808
179.	179	-.1184935
180.	180	.0487954
182.	182	.0790636
184.	184	.0503124
185.	185	-.0331034
190.	190	-.0415715

195.	195	-.0328123
197.	197	-.0307857
198.	198	.0310406
201.	201	.0338434
204.	204	-.0539411
207.	207	.0670845
209.	209	-.0317925
218.	218	.1075124
226.	226	-.0345583
233.	233	.0480882
254.	254	-.0386317
262.	262	.055872
268.	268	.0407262
271.	271	.0318604
272.	272	-.0438965
275.	275	.0594116
279.	279	.0598852
289.	289	.0361423
290.	290	.0536055
291.	291	.0700669
293.	293	-.0351559
299.	299	.0392845
304.	304	.0305041
334.	334	.0333346
775.	775	-.0358931
776.	776	-.035347
782.	782	-.0323022
807.	807	-.0324515

54 .
55 .
56 .
57 . capture drop u2
58 .
59 . capture drop c1
60 .
61 . capture drop c2
62 .
63 . capture drop c3
64 .
65 . capture drop c4
66 .
67 . capture drop c5
68 .
69 . capture drop c6
70 .

```
71 . capture drop c7
```

```
72 .
```

```
73 .
```

```
74 .
```

```
75 . g c1=(T==96)
```

```
76 .
```

```
77 . g c2=(T==152)
```

```
78 .
```

```
79 . g c3=(T==161)
```

```
80 .
```

```
81 . g c4=(T==170)
```

```
82 .
```

```
83 . g c5=(T==174)
```

```
84 .
```

```
85 . g c6=(T==180)
```

```
86 .
```

```
87 . g c7=(T==182)
```

```
88 .
```

```
89 .
```

```
90 .
```

```
91 . var y1 y3 y4 y5, lag(1) exog(c1 c2 c3 c4 c5 c6 c7)
```

Vector autoregression

```
Sample: 3 - 1075          Number of obs   =      1,073
Log likelihood = 19024.87          AIC           = -35.37162
FPE           = 5.11e-21          HQIC          = -35.28727
Det(Sigma_ml) = 4.67e-21          SBIC          = -35.14892
```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	12	.014741	0.0980	116.5311	0.0000
y3	12	.001132	0.8073	4496.357	0.0000
y4	12	.002019	0.8777	7700.348	0.0000
y5	12	.002432	0.0009	.9289243	1.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1						
y1						
L1.	.070344	.0300606	2.34	0.019	.0114263	.1292617
y3						
L1.	-.4764082	.1781535	-2.67	0.007	-.8255826	-.1272338
y4						
L1.	-.0482698	.0796407	-0.61	0.544	-.2043628	.1078232
y5						
L1.	.1019275	.1877328	0.54	0.587	-.266022	.4698769
c1	-.0364658	.0146701	-2.49	0.013	-.0652188	-.0077129
c2	.0514891	.0147151	3.50	0.000	.022648	.0803301
c3	.0637764	.0148572	4.29	0.000	.0346567	.092896
c4	-.0650135	.0146828	-4.43	0.000	-.0937912	-.0362357
c5	-.0499114	.0147112	-3.39	0.001	-.0787448	-.021078
c6	.0517391	.015122	3.42	0.001	.0221006	.0813776
c7	.0792533	.0146813	5.40	0.000	.0504785	.1080282
_cons	.0007833	.0005603	1.40	0.162	-.0003148	.0018814
y3						
y1						

L1.	-.0003133	.0023087	-0.14	0.892	-.0048382	.0042116
y3						
L1.	.8997221	.0136823	65.76	0.000	.8729052	.9265389
y4						
L1.	.0087913	.0061165	1.44	0.151	-.0031968	.0207793
y5						
L1.	-.0121157	.014418	-0.84	0.401	-.0403744	.0161431
c1	.0006464	.0011267	0.57	0.566	-.0015618	.0028547
c2	.0005818	.0011301	0.51	0.607	-.0016332	.0027968
c3	-.00241	.001141	-2.11	0.035	-.0046464	-.0001736
c4	-.0026839	.0011276	-2.38	0.017	-.004894	-.0004737
c5	-.0004147	.0011298	-0.37	0.714	-.0026291	.0017997
c6	-.0010667	.0011614	-0.92	0.358	-.003343	.0012096
c7	-.0017782	.0011275	-1.58	0.115	-.0039881	.0004318
_cons	.0001203	.000043	2.80	0.005	.0000359	.0002046
y4						
y1						
L1.	.0003501	.0041181	0.09	0.932	-.0077212	.0084213
y3						
L1.	.0042731	.0244057	0.18	0.861	-.0435611	.0521073
y4						
L1.	.9337758	.0109102	85.59	0.000	.9123923	.9551594
y5						
L1.	.0253428	.0257179	0.99	0.324	-.0250634	.0757491
c1	-.0003185	.0020097	-0.16	0.874	-.0042574	.0036205
c2	-.0003561	.0020159	-0.18	0.860	-.0043071	.0035949
c3	-.000395	.0020353	-0.19	0.846	-.0043842	.0035942
c4	.0005237	.0020114	0.26	0.795	-.0034186	.0044661
c5	.0005459	.0020153	0.27	0.786	-.003404	.0044959
c6	.0005637	.0020716	0.27	0.786	-.0034966	.0046239
c7	.0005256	.0020112	0.26	0.794	-.0034164	.0044675
_cons	.0001919	.0000768	2.50	0.012	.0000414	.0003423
y5						
y1						
L1.	.0024232	.0049591	0.49	0.625	-.0072964	.0121428
y3						
L1.	.0129599	.0293899	0.44	0.659	-.0446432	.070563
y4						
L1.	-.0088521	.0131383	-0.67	0.500	-.0346026	.0168985
y5						
L1.	-.0046954	.0309702	-0.15	0.879	-.0653958	.056005
c1	-.0002509	.0024201	-0.10	0.917	-.0049943	.0044924
c2	-.0002766	.0024275	-0.11	0.909	-.0050345	.0044813
c3	-.0004216	.002451	-0.17	0.863	-.0052254	.0043823
c4	-.0001734	.0024222	-0.07	0.943	-.0049209	.004574
c5	-.0000563	.0024269	-0.02	0.981	-.0048129	.0047003
c6	-.0001186	.0024947	-0.05	0.962	-.0047709	.005008
c7	-.0001659	.002422	-0.07	0.945	-.0049129	.0045811
_cons	.0002164	.0000924	2.34	0.019	.0000352	.0003975

```
92 .
93 . predict u2, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
```

```
94 .
95 . swilk u2
```

Shapiro-Wilk W test for normal data


Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u2	1,073	0.91102	59.842	10.162	0.00000

```
96 .
```

ภาคผนวก ก

Vector Autoregressive Models ของอัตราผลตอบแทนหลักทรัพย์สิงคโปร์

ช่วงปี 2013-2018


(R)
Statistics/Data Analysis

14.2 Copyright 1985-2015 StataCorp LLC
 StataCorp
 4905 Lakeway Drive
 College Station, Texas 77845 USA
 800-STATA-PC <http://www.stata.com>
 979-696-4600 stata@stata.com
 979-696-4601 (fax)

Single-user Stata perpetual license:
 Serial number: 10699393
 Licensed to: Andrey

Notes:

1. Unicode is supported; see [help unicode advice](#).

```

1 . use "D:\tummakajorn.n\Desktop\CMMU\12 MGMG697 Independent Study\Work\Data\Stata Run\03\Indivi
  > SIN 2013-2018.dta"
2 . capture drop y*
3 .
4 . capture drop x*
5 .
6 . tsset T
   time variable: T, 1 to 1269
   delta: 1 unit
7 .
8 . set more off
9 .
10 . g y1=MR
11 .
12 . g y2=FX
13 .
14 . g y3=INR
15 .
16 . g y4=INF
17 .
18 .
19 .
20 . forvalue i=1(1)4 {
21 .   display "Test y`i'"
22 .   dfuller y`i', trend lag(1)
23 .   display "Test d.y`i'"
24 .   dfuller d.y`i', trend lag(1)
  
```

25 . }

Test y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-24.321	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y1

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-43.823	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.999	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1323

Test d.y2

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-25.146	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-6.524	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test d.y3

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1266

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-30.301	-3.960	-3.410	-3.120

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 1267

```

                Interpolated Dickey-Fuller
                -----
                Test          1% Critical   5% Critical   10% Critical
                Statistic    Value       Value       Value
-----
Z(t)          -6.959         -3.960       -3.410       -3.120
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
Test d.y4

Augmented Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs = 1266

                Interpolated Dickey-Fuller
                -----
                Test          1% Critical   5% Critical   10% Critical
                Statistic    Value       Value       Value
-----
Z(t)          -25.120       -3.960       -3.410       -3.120
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

26 . g y5=d.y2
    (1 missing value generated)

27 . varsoc y1 y3 y4 y5, maxlag(6)

    Selection-order criteria
    Sample: 8 - 1269          Number of obs = 1262

    lag | LL      LR      df      p      FPE      AIC      HQIC      SBIC
-----+-----
    0   | 21080.9  5648.8   16     0.000  3.7e-20  -33.4024  -33.3963  -33.3861
    1   | 23905.3  76.363*  16     0.000  4.3e-22  -37.8532  -37.8225  -37.7717*
    2   | 23943.5  18.405   16     0.000  4.1e-22* -37.8883* -37.8332* -37.7417
    3   | 23952.7  12.911   16     0.301  4.2e-22  -37.8775  -37.798  -37.6657
    4   | 23959.2  12.911   16     0.679  4.2e-22  -37.8624  -37.7583  -37.5854
    5   | 23965.9  13.455   16     0.639  4.3e-22  -37.8477  -37.7192  -37.5056
    6   | 23977.4  23.04    16     0.113  4.3e-22  -37.8406  -37.6876  -37.4333

    Endogenous: y1 y3 y4 y5
    Exogenous:  _cons

28 .
29 . var y1 y3 y4 y5, lag(1)

    Vector autoregression

    Sample: 3 - 1269          Number of obs = 1,267
    Log likelihood = 24009.66  AIC = -37.86845
    FPE = 4.21e-22           HQIC = -37.83794
    Det(Sigma_ml) = 4.08e-22  SBIC = -37.78724

    Equation      Parns      RMSE      R-sq      chi2      P>chi2
-----+-----
    y1            5          .008014    0.0059    7.524789  0.1106
    y3            5          .00116    0.9023    11699.98  0.0000
    y4            5          .00142    0.8629    7977.569  0.0000
    y5            5          .001683    0.0025    3.209387  0.5234

-----
                Coef.   Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
y1
    y1
    Ll.   .0293479   .0280397    1.05  0.295   -.0256088   .0843046
    y3
    Ll.   -.0092982   .0607611   -0.15  0.878   -.1283877   .1097914
    y4
    Ll.   -.1039662   .059231    -1.76  0.079   -.2200568   .0121243
    y5

```

	L1.	.2640416	.1347296	1.96	0.050	-.0000236	.5281069
	_cons	.0000519	.0002689	0.19	0.847	-.0004752	.0005789
y3							
	y1						
	L1.	-.00807	.0040591	-1.99	0.047	-.0160257	-.0001143
	y3						
	L1.	.9506861	.0087959	108.08	0.000	.9334464	.9679258
	y4						
	L1.	-.0054037	.0085744	-0.63	0.529	-.0222093	.0114019
	y5						
	L1.	.012148	.0195038	0.62	0.533	-.0260788	.0503748
	_cons	.0001276	.0000389	3.28	0.001	.0000513	.0002039
y4							
	y1						
	L1.	-.0032668	.0049673	-0.66	0.511	-.0130026	.0064689
	y3						
	L1.	.0041332	.010764	0.38	0.701	-.0169638	.0252302
	y4						
	L1.	.9274571	.0104929	88.39	0.000	.9068913	.9480228
	y5						
	L1.	.020667	.0238677	0.87	0.387	-.0261128	.0674469
	_cons	.0000106	.0000476	0.22	0.824	-.0000828	.000104
y5							
	y1						
	L1.	.0072485	.00589	1.23	0.218	-.0042956	.0187926
	y3						
	L1.	.0119236	.0127633	0.93	0.350	-.0130921	.0369393
	y4						
	L1.	-.0103268	.0124419	-0.83	0.407	-.0347126	.0140589
	y5						
	L1.	.0008347	.028301	0.03	0.976	-.0546343	.0563037
	_cons	-.0000657	.0000565	-1.16	0.245	-.0001764	.000045

```
30 .
31 . varstable, graph
```

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.9499824	.949982
.9285027	.928503
.06122993	.06123
-.03138914	.031389

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.


```
32 .
33 . vargranger
```

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
y1	y3	.02342	1	0.878
y1	y4	3.081	1	0.079
y1	y5	3.8408	1	0.050
y1	ALL	6.1597	3	0.104
y3	y1	3.9527	1	0.047
y3	y4	.39717	1	0.529
y3	y5	.38795	1	0.533
y3	ALL	4.4971	3	0.213
y4	y1	.43253	1	0.511
y4	y3	.14744	1	0.701
y4	y5	.74978	1	0.387
y4	ALL	1.3127	3	0.726
y5	y1	1.5145	1	0.218
y5	y3	.87274	1	0.350
y5	y4	.6889	1	0.407
y5	ALL	3.209	3	0.361

```
34 .
35 . irf create order4, o(y1 y3 y4 y5) set(irf2)
      (file irf2.irf now active)
      (file irf2.irf updated)
36 .
37 . irf graph coirf, impulse(y3 y4 y5) response(y1)
38 .
39 . irf table coirf, impulse(y3 y4 y5) response(y1)
```

Results from order4

step	(1) coirf	(1) Lower	(1) Upper	(2) coirf	(2) Lower	(2) Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	-8.5e-06	-.000148	.000131	.00003	-.000197	.000257
2	-.000014	-.000288	.00026	-.000111	-.000461	.00024
3	-.00002	-.000423	.000383	-.000246	-.00073	.000237
4	-.000026	-.000552	.0005	-.000373	-.000986	.00024
5	-.000032	-.000675	.000611	-.00049	-.001226	.000246
6	-.000039	-.000793	.000716	-.000598	-.00145	.000253
7	-.000045	-.000906	.000816	-.000699	-.001659	.000261
8	-.000052	-.001014	.00091	-.000792	-.001853	.000269

step	(3) coirf	(3) Lower	(3) Upper
0	0	0	0
1	.000406	-3.4e-07	.000813
2	.000415	-4.3e-06	.000835
3	.000413	-8.1e-06	.000834
4	.00041	-.000011	.000832
5	.000407	-.000014	.000829
6	.000405	-.000017	.000826
7	.000402	-.000019	.000824
8	.0004	-.000022	.000822

95% lower and upper bounds reported
(1) irfname = order4, impulse = y3, and response = y1

```

(2) irfname = order4, impulse = y4, and response = y1
(3) irfname = order4, impulse = y5, and response = y1

40 .
41 . irf drop order4
    (order4 dropped)
    file irf2.irf updated

42 .
43 .
44 .
45 . predict u1, r equation(#1)
    (2 missing values generated)

46 .
47 .
48 .
49 . swilk u1

```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
u1	1,267	0.97019	23.325	7.874	0.00000

```

50 .
51 .
52 .
53 . list T u1 if ul<-0.02 | ul>0.02

```

	T	u1
1.	1	.
2.	2	.
102.	102	-.0247512
136.	136	-.0328127
234.	234	-.0200317
421.	421	-.0238985
549.	549	-.0252636
557.	557	-.0209078
560.	560	-.0549278
563.	563	.0254248
565.	565	-.0248089
585.	585	.0203995
587.	587	.0212573
639.	639	-.0264822
648.	648	-.0306206
654.	654	.0259644
655.	655	-.0200194
658.	658	.025063
662.	662	.0265757
673.	673	.0217528
698.	698	.0364706
741.	741	-.0202451
1083.	1083	-.0211053
1114.	1114	-.0201043
1120.	1120	-.0215109
1150.	1150	-.0205717
1157.	1157	-.0393025
1167.	1167	-.0201195
1224.	1224	-.0267873
1254.	1254	.0262286
1263.	1263	-.0223058

```

54 .
55 .
56 .
57 . capture drop u2
58 .
59 . capture drop c1
60 .
61 . capture drop c2
62 .
63 .
64 .
65 . g c1=(T==96)
66 .
67 . g c2=(T==98)
68 .
69 .
70 .
71 . var y1 y3 y4 y5, lag(1) exog(c1 c2)

```

Vector autoregression

```

Sample: 3 - 1269           Number of obs   =    1,267
Log likelihood = 24011.24   AIC          = -37.85832
FPE           = 4.25e-22    HQIC         = -37.8156
Det(Sigma_ml) = 4.07e-22    SBIC         = -37.74463

```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
y1	7	.008011	0.0083	10.61128	0.1012
y3	7	.001161	0.9023	11700.55	0.0000
y4	7	.001421	0.8629	7977.688	0.0000
y5	7	.001685	0.0025	3.221214	0.7806

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1	y1						
	L1.	.0315156	.0280366	1.12	0.261	-.023435	.0864663
	y3						
	L1.	-.0092787	.0607054	-0.15	0.879	-.1282591	.1097017
	y4						
	L1.	-.1038555	.0591681	-1.76	0.079	-.2198229	.0121118
	y5						
L1.	.2637427	.1345669	1.96	0.050	-3.64e-06	.527489	
	c1	-.0094089	.007995	-1.18	0.239	-.0250789	.0062611
	c2	.0103764	.0080011	1.30	0.195	-.0053055	.0260582
	_cons	.000051	.0002688	0.19	0.849	-.0004759	.000578

y3	y1						
	L1.	-.0081127	.0040635	-2.00	0.046	-.016077	-.0001485
	y3						
	L1.	.950684	.0087983	108.05	0.000	.9334396	.9679284
	y4						
L1.	-.0054047	.0085755	-0.63	0.529	-.0222124	.011403	
y5							
L1.	.0121538	.0195034	0.62	0.533	-.0260722	.0503798	

```

      c1      .0001761      .0011588      0.15      0.879      -.002095      .0024472
      c2     -.0002083      .0011596     -0.18      0.857     -.0024811      .0020646
      _cons   .0001276      .000039       3.28      0.001      .0000512      .000204
-----
y4
      y1
      Ll.     -.003262      .0049727     -0.66      0.512     -.0130084      .0064844
      y3
      Ll.      .0041659      .0107671      0.39      0.699     -.0169372      .025269
      y4
      Ll.      .9274342      .0104944     88.37      0.000      .9068655      .9480028
      y5
      Ll.      .0206683      .0238676      0.87      0.387     -.0261113      .067448
      c1      .0001538      .001418      0.11      0.914     -.0026255      .0029331
      c2      .0000962      .0014191      0.07      0.946     -.0026852      .0028776
      _cons   .0000103      .0000477      0.22      0.829     -.0000831      .0001038
-----
y5
      y1
      Ll.      .0072719      .0058964      1.23      0.217     -.0042848      .0188286
      y3
      Ll.      .0119522      .012767       0.94      0.349     -.0130707      .0369751
      y4
      Ll.     -.0103458      .0124437     -0.83      0.406     -.034735       .0140434
      y5
      Ll.      .0008332      .0283009      0.03      0.977     -.0546356      .0563019
      c1      .0000504      .0016814      0.03      0.976     -.0032452      .003346
      c2      .0001757      .0016827      0.10      0.917     -.0031224      .0034738
      _cons   -.0000659      .0000565     -1.17      0.244     -.0001767      .0000449
-----
72 .
73 . predict u2, r equation(#1)
    (2 missing values generated)
74 .
75 . swilk u2
      Shapiro-Wilk W test for normal data
-----
Variable |      Obs      W      V      z      Prob>z
-----|-----
      u2 |     1,267     0.96976     23.661     7.910     0.00000
76 .

```