บทที่ 4
ผลการศึกษา

การศึกษาครั้งนี้ได้ทำการทดสอบความนิ่ง (stationary) ของข้อมูลที่ทำการศึกษาก่อน โดยการทดสอบยูนิทรูท (unit root) โดยใช้วิธี ADF-test ของตัวแปรทุกตัว ซึ่งมีตัวแปรต้น ได้แก่ อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน (INT) อัตราเงินเฟ้อ (INF) ราคาน้ำมันดิบ DUBAI (OIL) ดัชนีอุตสาหกรรม (MPI) และอัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลล่าร์สหรัฐ (EXR) ซึ่งจากผลการทดสอบอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล ปรากฏว่า ตัวแปรต้นมีความนิ่งที่ I(1) ยกเว้นอัตราเงินเฟ้อ (INF) และอัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลล่าร์สหรัฐ (EXR) มีความนิ่งที่ I(0) ส่วนตัวแปรตาม ได้แก่ ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน (ENER) ซึ่งจากการทดสอบอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลพบว่า มีความนิ่งที่ I(1) ซึ่งในการทดสอบมีหลักการดังนี้

1. การทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธียูนิทรูท มีการทดสอบรูปแบบสมการ 3 รูปแบบ คือ none (ในสมการไม่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา) intercept (ในสมการมีเฉพาะค่าคงที่) และ trend and intercept (ในสมการมีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา) โดยในการทดสอบว่าตัวแปรแต่ละตัวจะมีความเหมาะสมกับสมการรูปแบบใดนั้น จะต้องทำการคำนวณ โดยทำการทดสอบทีละรูปแบบตามลำดับดังนี้คือ intercept กับ trend and intercept โดยใช่ค่า sum squared residual ของทั้งสองรูปแบบสมการ มาคำนวณหาค่า F-test แล้ว นำไปคำนวณหา probability เมื่อยอมรับซึ่งก็คือให้ค่า probability มากกว่า 0.05 แสดงว่ายอมรับการใช้รูปแบบสมการ intercept จึงทำการทดสอบรูปแบบสมการ none กับ intercept ต่อไป ซึ่งใช้หลักการเหมือนกัน ถ้าหากค่าที่คำนวณได้ มีค่ามากกว่า 0.05 ก็แสดงว่าในที่สุดมีการยอมรับการใช้รูปแบบสมการแบบ none
2. การหา lag length ทำได้โดยการประมาณค่าสมการ (estimation equation) โดยใช้ค่าที่คำนวณได้ในสมการข้างต้น ทำการทดสอบหา lag โดยทดสอบที่ lag 0 ก่อนจากนั้นค่อยๆ เพิ่มค่า lag ขึ้นไปเรื่อยๆ ดูว่าค่า lag ที่เท่าใดที่ทำให้ได้ค่า probability ของ Obs*R-squared มากที่สุด ก็ใช้ lag นั้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการศึกษาจากวิธีการดังกล่าวข้างต้นนั้น ได้ผลการทดสอบดังต่อไปนี้

4.1 ผลการทดสอบอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (unit root test)

4.1.1 ดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน (enengy index)

ตาราง 4.1 ผลการทดสอบ unit root ที่ ระดับ level, I(0),lag 0 ของดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01
intercept	-0.5836	-3.4811
trend and intercept	-0.6979	-4.0303
none	0.8318	-2.5813

ที่มา: จากการคำนวณ

ตาราง 4.2 ผลการทดสอบ unit root ที่ระดับ 1st different, I(1), lag 0 ของดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01
intercept	-12.3901	-3.4819
trend and intercept	-12.4548	-4.0314
none	-12.3223	-2.5816

ที่มา: จากการคำนวณ

ดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน ที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น0, I(0) พบว่า ค่าสถิติ ADF-test ในรูปแบบสมการ none เท่ากับ 0.8318 intercept เท่ากับ -0.5836 และ trend and intercept เท่ากับ –0.6979 รูปแบบสมการทั้ง 3 มีค่าสถิติมากกว่า Mackinnon Critical ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 (ตาราง 4.1) ซึ่งยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่า ไม่มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น0, I(0), และที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 1, I(1), พบว่า ค่าสถิติ ADF-test ในรูปแบบสมการ none เท่ากับ -12.3223 intercept เท่ากับ -12.3901 และ trend and intercept เท่ากับ -12.4548 รูปแบบสมการทั้ง 3 มีค่าสถิติที่น้อยกว่า Mackinnon Critical ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 (ตาราง 4.2) ซึ่งปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่า มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 1, I(1)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

การเลือกรูปแบบสมการจะพิจารณาโดยใช้ค่า Sum Squared Residual จากการทดสอบ ค่า Sum Squared Residual ของ intercept 48973780

ค่า Sum Squared Residual ของ trend and intercept 48482144

ค่า Sum Squared Residual ของ none 49479294

คำนวณหาค่า F-test ระหว่าง none กับ trend and intercept ได้เท่ากับ 1.3369 probability มีค่าเท่ากับ 0.266274 แสดงว่า ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 นั้นยอมรับรูปแบบสมการแบบ none ค่า F-test ระหว่าง intercept กับ trend and intercept ได้เท่ากับ 1.3081 probability มีค่าเท่ากับ 0.254851 แสดงว่า ยอมรับรูปแบบสมการแบบ intercept และ ค่า F-test ระหว่าง none กับ intercept ได้เท่ากับ 1.3419 probability มีค่าเท่ากับ 0.248827 แสดงว่า ยอมรับรูปแบบสมการแบบ none

ดังนั้น เมื่อพิจารณารูปแบบสมการแบบ none ทำให้ทราบว่า ดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล เท่ากับ 1, I(1) และรูปแบบสมการ none

การเลือก lag length โดยใช้วิธี Serial Correlation LM test เพื่อหา lag length ที่มี probability มากที่สุดได้ผลการศึกษาดังนี้

ตาราง 4.3 การเลือก lag length จากค่า Probability ของ Obs*R-squared ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน (Patterson,2000)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test		
lag	**Obs*R-squared**	**Probability**
0	**0.000000**	**1.000000**

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อพิจารณา lag length ของ ดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน พบว่าใน lag 0 ให้ค่า probability ของ Obs*R-squared เท่ากับ 1.00 (ตาราง 4.3) ซึ่งแสดงว่า ดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน มี lag 0

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

4.1.2 อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน (interest rate)

ตาราง 4.4 ผลการทดสอบ unit root ที่ ระดับ level, I(0),lag 9 ของอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01
intercept	-0.82900	-3.4847
trend and intercept	-2.9216	-4.0355
none	-1.2288	-2.5825

ที่มา : จากการคำนวณ

ตาราง 4.5 ผลการทดสอบ unit root ที่ระดับ 1st different, I(1), lag 9 ของอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01
intercept	-2.9488	-3.4852
trend and intercept	-2.8877	-4.0361
none	-2.7832	-2.5826

ที่มา : จากการคำนวณ

อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน ที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0, I(0), lag 9 พบว่า ค่าสถิติ ADF-test ในรูปแบบสมการ none เท่ากับ -1.2288 intercept เท่ากับ -0.82900 และ trend and intercept เท่ากับ -2.9216 รูปแบบสมการทั้ง 3 มีค่าสถิติมากกว่า Mackinnon Critical ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 (ตาราง 4.4) ซึ่งยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่า ไม่มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0, I(0), และที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 1, I(1), lag9 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ค่าสถิติ ADF-test ในรูปแบบสมการ none เท่ากับ -2.7832 intercept เท่ากับ -2.9488 และ trend and intercept เท่ากับ -2.8877 รูปแบบสมการ none มีค่าสถิติที่น้อยกว่า Mackinnon Critical ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 (ตาราง 4.5) ซึ่งปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่า มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 1, I(1)

การเลือกรูปแบบสมการจะพิจารณาโดยใช้ค่า Sum Squared Residual จากการทดสอบ ค่า Sum Squared Residual ของ intercept 11.97113

ค่า Sum Squared Residual ของ trend and intercept 11.89859

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ค่า Sum Squared Residual ของ none 12.01055

คำนวณหาค่า F-test ระหว่าง none กับ trend and intercept ได้เท่ากับ 0.606914 probability มีค่าเท่ากับ 0.546579 แสดงว่า ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 นั้นยอมรับรูปแบบสมการแบบ none ค่า F-test ระหว่าง intercept กับ trend and intercept เท่ากับ 0.78663 probability มีค่าเท่ากับ 0.376772 แสดงว่า ยอมรับรูปแบบสมการแบบ intercept และค่า F-test ระหว่าง none กับ intercept เท่ากับ 0.42808 probability มีค่าเท่ากับ 0.517628 แสดงว่า ยอมรับรูปแบบสมการแบบ none

ดังนั้น เมื่อพิจารณารูปแบบสมการแบบ none ทำให้ทราบว่าอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 1, I(1) และรูปแบบสมการ none

การเลือก lag length โดยใช้วิธี Serial Correlation LM test เพื่อหา lag length ที่มี probability มากที่สุดได้ผลการศึกษาดังนี้

ตาราง 4.6 การเลือก lag length จากค่า Probability ของ Obs*R-squared อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน (Patterson,2000)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test		
lag	**Obs*R-squared**	**Probability**
10	10.26077	0.417955
9	**7.023110**	**0.634713**
8	6.854524	0.552407
7	6.661343	0.464971
6	6.582937	0.361143
5	6.556427	0.255773
4	6.525023	0.163221
3	6.369232	0.094965
2	5.926101	0.051661
1	4.601737	0.031940
0	4.601737	0.031940

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

เมื่อพิจารณา lag length ของอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน พบว่าใน lag ที่ 9 ให้ค่า probability ของ Obs*R-squared มากที่สุด เท่ากับ 0.634713 (ตาราง 4.6) ซึ่งแสดงว่า อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือนมี lag 9

4.1.3 อัตราเงินเฟ้อ (Inflation)

ตาราง 4.7 ผลการทดสอบ unit root ที่ ระดับ level, I(0),lag 0 ของอัตราเงินเฟ้อ

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01
intercept	-8.0668	-3.4811
trend and intercept	-8.7682	-4.0303
none	-6.4053	-2.5813

ที่มา: จากการคำนวณ

อัตราเงินเฟ้อ ที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น0, I(0), lag 0 พบว่า ค่าสถิติ ADF-test ในรูปแบบสมการ none เท่ากับ -6.4053 intercept เท่ากับ -8.0668 และ trend and intercept เท่ากับ -8.7682 รูปแบบสมการทั้ง 3 นั้น มีค่าสถิติที่น้อยกว่า Mackinnon Critical ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 (ตาราง4.7) ซึ่งปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่ารูปแบบสมการทั้ง 3 ของอัตราเงินเฟ้อ มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเท่ากับ 0, I(0)

การเลือกรูปแบบสมการจะพิจารณาโดยใช้ค่า Sum Squared Residual

จากการทดสอบ ค่า Sum Squared Residual ของ intercept 21.8743

ค่า Sum Squared Residual ของ trend and intercept 20.5595

ค่า Sum Squared Residual ของ none 25.0169

คำนวณหาค่า F-test ระหว่าง none กับ trend and intercept ได้เท่ากับ 13.98391 probability มีค่าเท่ากับ 3.18604E-06 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 นั้น ยอมรับรูปแบบสมการแบบ trend and intercept ค่า F-test ระหว่าง none กับ intercept เท่ากับ 18.6766 ค่า probability เท่ากับ 3.05252E-05 แสดงว่า ยอมรับรูปแบบสมการแบบ intercept และ ค่า F-test ระหว่าง intercept กับ trend and intercept เท่ากับ 8.249674 probability มีค่าเท่ากับ 0.004766822 แสดงว่า ยอมรับรูปแบบสมการแบบ trend and intercept

ดังนั้น เมื่อพิจารณารูปแบบสมการแบบ trend and intercept ทำให้ทราบว่า อัตราเงินเฟ้อ มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0, I(0) และรูปแบบสมการ trend and intercept

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

การเลือก lag length โดยใช้วิธี Serial Correlation LM test เพื่อหา lag length ที่มี probability มากที่สุดได้ผลการศึกษาดังนี้

ตาราง 4.8 การเลือก lag length จากค่า Probability ของ Obs*R-squared อัตราเงินเฟ้อ (Patterson,2000)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test		
lag	**Obs*R-squared**	**Probability**
10	15.08881	0.128858
9	12.00063	0.213274
8	11.94579	0.153635
7	10.98925	0.139089
6	7.896869	0.245757
5	7.395689	0.192836
4	3.810890	0.432204
3	3.762977	0.288222
2	2.772410	0.250022
1	0.249264	0.617594
0	**0.249264**	**0.617594**

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อพิจารณา lag length ของอัตราเงินเฟ้อ พบว่าใน lag ที่ 0 ให้ค่า probability ของ Obs*R-squared มากที่สุด เท่ากับ 0.617594 (ตาราง4.8) ซึ่งแสดงว่า อัตราเงินเฟ้อมี lag 0

4.1.4 ราคาน้ำมันดิบ DUBAI ซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน

ตาราง 4.9 ผลการทดสอบ unit root ที่ ระดับ level, I(0),lag 9 ของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01
intercept	-0.6072	-3.4847
trend and intercept	-2.1658	-4.0355
none	0.9145	-2.5825

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.10 ผลการทดสอบ unit root ที่ระดับ 1st different, I(1), lag 9 ของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01
intercept	--3.1275	-3.4852
trend and intercept	-3.2250	-4.0361
none	-2.9719	-2.5827

ที่มา: จากการคำนวณ

ราคาน้ำมันดิบ DUBAI ซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน ที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0, I(0) lag 9 พบว่า ค่าสถิติ ADF-test ในรูปแบบสมการ none เท่ากับ 0.9145 intercept เท่ากับ -0.6072 และ trend and intercept เท่ากับ -2.1658 รูปแบบสมการทั้ง 3 มีค่าสถิติมากกว่า Mackinnon Critical ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 (ตาราง 4.9) ซึ่งยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่า ไม่มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0, I(0) แต่รูปแบบสมการ none มีค่าสถิติที่น้อยกว่า Mackinnon Critical เท่ากับ -2.9719 (ตาราง 4.10) ซึ่งปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่ารูปแบบสมการ none นี้ มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 1, I(1)

การเลือกรูปแบบสมการจะพิจารณาโดยใช้ค่า Sum Squared Residual จากการทดสอบ ค่า Sum Squared Residual ของ intercept 360.9759

ค่า Sum Squared Residual ของ trend and intercept 359.9726

ค่า Sum Squared Residual ของ none 364.6230

คำนวณหาค่า F-test ระหว่าง none กับ trend and intercept ได้เท่ากับ 0.83326 probability มีค่าเท่ากับ 0.436956 แสดงว่า ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 นั้นยอมรับรูปแบบสมการแบบ none ค่า F-test ระหว่าง intercept กับ trend and intercept เท่ากับ 0.359543 probability มีค่าเท่ากับ 0.549812 แสดงว่ายอมรับรูปแบบสมการแบบ intercept และ ค่า F-test ระหว่าง none กับ intercept ได้เท่ากับ 1.313448 probability มีค่าเท่ากับ 0.253877 แสดงว่า รูปแบบสมการแบบ none

ดังนั้น เมื่อพิจารณารูปแบบสมการแบบ none ทำให้ทราบว่า ราคาน้ำมันดิบ DUBAI ซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0, I(0) และรูปแบบสมการ none

การเลือก lag length โดยใช้วิธี Serial Correlation LM test เพื่อหา lag length ที่มี probability มากที่สุดได้ผลการศึกษาดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.11 การเลือก lag length จากค่า Probability ของ Obs*R-squared ของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน (Patterson,2000)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test		
lag	**Obs*R-squared**	**Probability**
10	3.794040	0.956160
9	**1.939271**	**0.992392**
8	1.526815	0.992254
7	1.520083	0.981606
6	1.137678	0.979851
5	1.089321	0.955045
4	0.975515	0.913486
3	0.952179	0.812821
2	0.650732	0.0.722263
1	0.459114	0.498038
0	0.459114	0.498038

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อพิจารณา lag length ของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน พบว่าใน lag ที่ 9 ให้ค่า probability ของ Obs*R-squared มากที่สุด เท่ากับ 0.992392 ซึ่งแสดงว่า ราคาน้ำมันดิบ DUBAI ซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน มี lag 9

4.1.5 ดัชนีอุตสาหกรรมในประเทศ (Industrial index)

จากการค้นคว้าข้อมูลเป็นรายเดือนของผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ พบว่าข้อมูลจากแหล่งต่างๆ ส่วนใหญ่เป็นมีลักษณะเป็นรายไตรมาส ซึ่งไม่สามารถนำมาใช้ในการศึกษาในครั้งนี้ได้ ดังนั้นจึงนำข้อมูลดัชนีอุตสาหกรรมมาใช้แทน ซึ่งมีข้อมูลเป็นรายเดือน ได้ผลการทดสอบดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.12 ผลการทดสอบ unit root : ที่ ระดับ level, I(0),lag 0 ของดัชนีอุตสาหกรมในประเทศ

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01
intercept	-1.7974	-3.4811
trend and intercept	-4.1809	-4.0303
none	0.4147	-2.5813

ที่มา: จากการคำนวณ

ตาราง 4.13 ผลการทดสอบ unit root ที่ระดับ 1st different, I(1), lag 0 ของดัชนีอุตสาหกรรมในประเทศ

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01
intercept	-18.71835	-3.4823
trend and intercept	-18.71567	-4.0320
none	-18.6409	-2.5817

ที่มา: จากการคำนวณ

ดัชนีอุตสาหกรรมในประเทศ ที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0, I(0), lag 0 พบว่า ค่าสถิติ ADF-test ในรูปแบบสมการ none เท่ากับ 0.4147 intercept เท่ากับ -1.7974 และ trend and intercept เท่ากับ -4.1809 รูปแบบสมการทั้ง 3 มีค่าสถิติที่มากกว่า Mackinnon Critical ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 (ตาราง 4.12) ซึ่งยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่า ไม่มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0, I(0) และที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 1, I(1), lag 0 พบว่า ค่าสถิติ ADF-test ในรูปแบบสมการ none เท่ากับ -18.6409 intercept เท่ากับ -18.71835 และ trend and intercept เท่ากับ -18.715367 รูปแบบสมการทั้ง 3 มีค่าสถิติที่น้อยกว่า Mackinnon Critical (ตาราง 4.13) ซึ่งปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่ารูปแบบสมการทั้ง 3 นี้ มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 1, I(1)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

การเลือกรูปแบบสมการจะพิจารณาโดยใช้ค่า Sum Squared Residual

จากการทดสอบ ค่า Sum Squared Residual ของ intercept 4027.576

ค่า Sum Squared Residual ของ trend and intercept 4004.579

ค่า Sum Squared Residual ของ none 4075.847

คำนวณหาค่า F-test ระหว่าง none กับ trend and intercept ได้เท่ากับ 1.1479 probability มีค่าเท่ากับ 0.320522 แสดงว่า ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ยอมรับรูปแบบสมการแบบ none ค่า F-test ระหว่าง

intercept กับ trend and intercept เท่ากับ 0.7408 probability มีค่าเท่ากับ 0.391002 แสดงว่า ยอมรับรูปแบบสมการแบบ intercept และคำนวณหาค่า F-test ระหว่าง none กับ intercept เท่ากับ 1.5581 probability มีค่าเท่ากับ 0.2142 แสดงว่า ยอมรับรูปแบบสมการแบบ none

ดังนั้น เมื่อพิจารณารูปแบบสมการแบบ none ทำให้ทราบว่าดัชนีอุตสาหกรรม มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 1, I(1) และรูปแบบสมการ none

การเลือก lag length โดยใช้วิธี Serial Correlation LM test เพื่อหา lag length ที่มี probability มากที่สุดได้ผลการศึกษาดังนี้

ตาราง 4.14 แสดงค่า Probability ใน lag ที่ 0 ของ ดัชนีอุตสาหกรรม (Patterson:2000)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test		
lag	**Obs*R-squared**	**Probability**
0	**0.000000**	**1.000000**

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อพิจารณา lag length ของ ดัชนีอุตสาหกรรม พบว่าใน lag 0 ให้ค่า probability ของ Obs*R-squared เท่ากับ 1.00 ซึ่งแสดงว่า ดัชนีอุสาหกรรมในประเทศมี lag 0

4.1.6 อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท

เนื่องจากข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลล่าร์สหรัฐกับเงินบาทที่นำมาใช้ในการศึกษาครั้งนี้ เป็นข้อมูลทั้งก่อนและหลังการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจในปี 2540 ดังนั้น เมื่อนำข้อมูลมาทดสอบ unit root แล้วจึงพบว่าเกิด structural change ซึ่งมีรายละเอียดและขั้นตอนการศึกษาดังต่อไปนี้

การทดสอบ Structural Change

Perron (1989: อ้างถึงใน Enders: 1995) ได้มีการพัฒนากระบวนการที่มีรูปแบบในการทดสอบ unit root ที่เกิดปัญหาดังกล่าวขึ้น ณ ช่วงเวลา $t = \tau + 1$ โดยมีการกำหนดสมมติฐานหลัก (null hypothesis) และสมมติฐานขัดแย้ง ดังนี้

$$H_0 : Y_t = a_0 + Y_{t-1} + \mu_1 D_p + \varepsilon_t \qquad (4.1)$$

$$H_1 : Y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_l + \varepsilon_t \qquad (4.2)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ให้ Y_t เป็นข้อมูลที่มี unit root เกิด structural change ขึ้น ณ ช่วงเวลา $t = \tau + 1$ ดังแสดงในสมการที่ 4.1 เป็น null hypothesis และกำหนดให้มีข้อสมมติฐานที่ขัดแย้ง โดย ให้ Y_t เป็นข้อมูลที่มีลักษณะเป็น trend ซึ่งดังแสดงในสมการที่ 4.2 เกิด structural change ขึ้น ณ ค่าคงที่ค่าหนึ่ง

ภายใต้ข้อสมมติฐานหลัก กำหนดให้ $a_0 = 1$ โดยใช้ 100 ตัวอย่าง ซึ่งจะเห็นว่าเส้นที่แสดงการเบี่ยงเบนในรูปที่ 2 นั้น แสดงให้เห็นว่าลักษณะของ unit root ที่เกิดขึ้นเป็น time path ณ ช่วงเวลาหนึ่ง แต่หลังจากที่เกิด structural change จะเห็นว่าการเคลื่อนไหวของเส้นกราฟจะมีลักษณะกลับมาเป็นปกติเหมือนเดิม

ดังนั้น ในทางเศรษฐมิติ ต้องทำการทดสอบว่า ข้อมูลที่นำมาใช้นั้นจะมีลักษณะใดตามข้อสมมติฐานที่กำหนด ซึ่งเทคนิคของ Perron (1989) มีวิธีการดังนี้

1. ทำการทดสอบข้อสมมติฐานที่ขัดแย้งก่อน หาค่า y_tซึ่งเป็น residual จากสมการต่อไปนี้

$$Y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_1 + y_t$$

2. นำค่า y_t มาทำการทดสอบสมมติฐานหลัก โดยใช้สมการต่อไปนี้

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ภายใต้ข้อสมมติฐานหลัก a_1 จะมีค่าคงที่ Perron (1989) แสดงให้เห็นว่า เมื่อ y_t ได้ถูกทำการทดสอบและมีการกระจายค่าอย่างเหมาะสมแล้ว ค่า a_1 จะขึ้นอยู่กับสัดส่วนของตัวอย่างก่อนเกิด structural change ซึ่งแสดงได้โดยค่าทางสถิติคือ $\lambda = \tau/T$ โดยที่ T เป็นจำนวนตัวอย่างทั้งหมด

3. เมื่อตรวจสอบค่า y_t จากขั้นที่ 2 เรียบร้อยแล้ว ถ้าหากข้อมูลเป็น serial correlation ให้เพิ่มรูปแบบในสมการใหม่ดังนี้

$$y_t^* = a_1 y_{t-1}^* + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta y_{t-i}^* + \varepsilon_t$$

โดยที่ y_t^* เป็น detrended series

4. คำนวณค่า t-statistic ภายใต้ข้อสมมติฐานหลักกำหนดให้ $a_1 = 1$ แล้วนำค่าที่คำนวณได้มาเปรียบเทียบกับค่า critical values ของ Perron ซึ่งโดยปกติค่า critical values ที่กำหนดโดย Dickey-Fuller Statistics เมื่อ $\lambda = 0$ และ $\lambda = 1$ แต่ถ้าหากเกิด structural change λ จะมีค่าเป็น $0 < \lambda < 1$ ณ $\lambda = 0.5$ ค่า critical values ของ t-statistic ณ ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95% มีค่าเป็น -3.76 ซึ่งจะแตกต่างจากค่า t-statistic ที่กำหนดโดย Dickey-Fuller Statistics ซึ่งมีค่าเท่ากับ -3.41 ดังนั้น ถ้าหากค่า t-statistic ณ ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95% ที่ได้มีค่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

มากกว่า -3.76 แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่กล่าวว่า Y_t เป็นข้อมูลที่มี unit root ที่มีลักษณะเป็น time path

เมื่อนำข้อมูลของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท มาทำการทดสอบ unit root ซึ่งเกิด structural change ตามลำดับขั้นตอนที่ได้กล่าวมาข้างต้นได้ผลการทดสอบดังนี้

ตาราง 4.15 ผลการทดสอบ unit root : ที่ระดับ level, I(0),lag 2 ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01	Critical Value 0.05
intercept	-1.6350	-3.4819	-2.8838
trend and intercept	-2.3187	-4.0314	-3.4450
none	0.3599	-2.5816	-1.9424

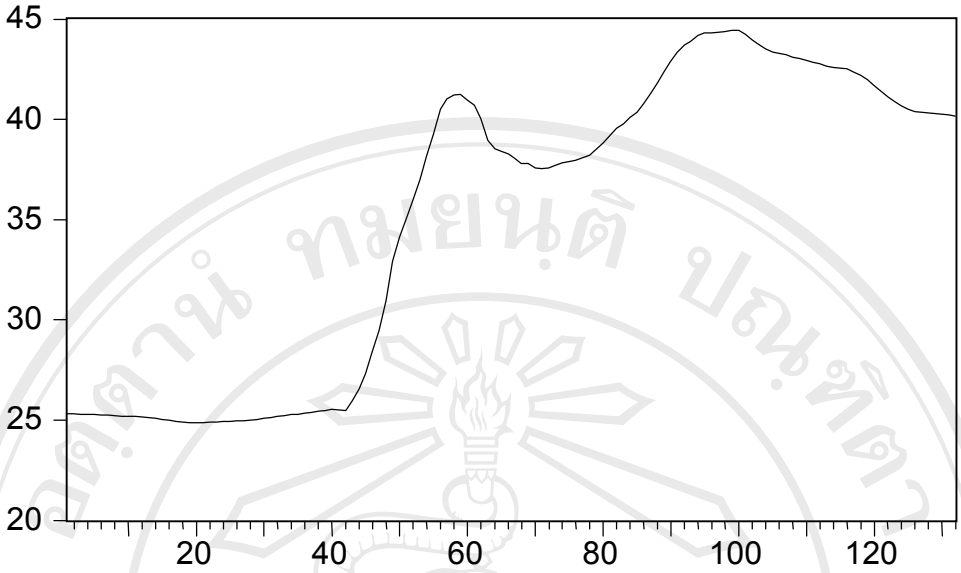
ที่มา: จากการคำนวณ

ตาราง 4.16 ผลการทดสอบ unit root ที่ระดับ 1st different, I(1), lag 2 ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01	Critical Value 0.05
intercept	-2.5249	-3.4823	-2.8840
trend and intercept	-2.6035	-4.0320	-3.4452
none	-2.4340	-2.5817	-1.9424

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved



รูปที่ 3 แสดงกราฟ unit root ของข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท เกิด structural change

อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท ที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0 I(0) lag 2 และที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 1 I(1) lag 2 พบว่า ค่าสถิติ ADF-test ในรูปแบบสมการ none intercept และ trend and intercept มีค่าสถิติที่มากกว่า Mackinnon Critical ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01ซึ่งยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่ารูปแบบสมการทั้ง 3 นี้ ไม่มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0, I(0) และ 1, I(1) (ตาราง 4.15,4.16)

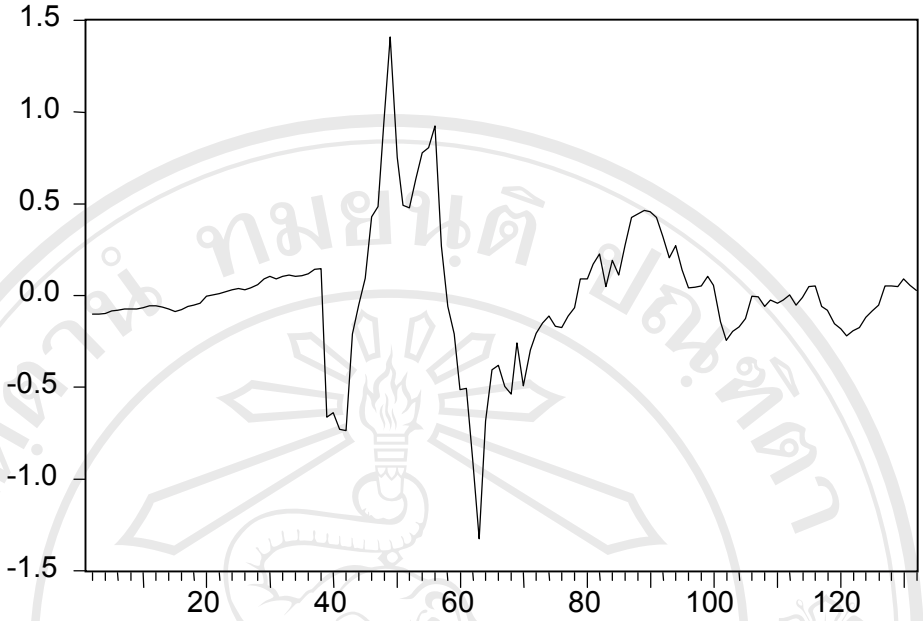
เมื่อทำการ destructural change ตามขั้นตอนดังที่ได้กล่าวไปแล้ว ได้ผลการทดสอบดังนี้

ตาราง 4.17 ผลการทดสอบ unit root : ที่ ระดับ level, I(0),lag 2 หลังจาก destructural change ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท

Include in the equation	ADF-test	Critical Value 0.01	Critical Value 0.05
intercept	-3.4225	-3.4823	-2.8840
trend and intercept	-3.4049	-4.0320	-3.4452
none	-3.4362	-2.5817	-1.9424

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved



รูปที่ 4 แสดงกราฟ unit root ของข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท หลังจาก destructural change

หลังจาก destructural change แล้ว อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท ที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0 I(0) lag 2 พบว่า ค่าสถิติ ADF-test ในรูปแบบสมการ none เท่ากับ -3.4362 intercept เท่ากับ -3.4225 และ trend and intercept เท่ากับ -3.4094 (ตาราง 4.17) แล้ว และรูปแบบสมการ none มีค่าสถิติที่น้อยกว่า Mackinnon Critical ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 และ 0.05 ซึ่งปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่ารูปแบบสมการ none นี้ มี อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น 0, I(0)

การเลือก lag length โดยใช้วิธี Serial Correlation LM test เพื่อหา lag length ที่มี probability มากที่สุดได้ผลการศึกษาดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.18 การเลือก lag length จากค่า Probability ของ Obs*R-squared ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท (Patterson,2000)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test		
lag	**Obs*R-squared**	**Probability**
4	10.8136	0.0287
3	9.3259	0.0252
2	**5.4923**	**0.0642**
1	5.3877	0.0202
0	5.3877	0.0202

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อพิจารณา lag length ของ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาท พบว่าใน lag ที่ 2 ให้ค่า probability ของ Obs*R-squared เท่ากับ 0.0642 ซึ่งแสดงว่า อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างดอลลาร์สหรัฐกับเงินบาทมี lag 2

จากผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยการใช้วิธีการของ unit root ทำให้ทราบถึงอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลที่นำมาศึกษาดังแสดงในตารางที่ 4.48

ตาราง 4.19 สรุปผลการทดสอบหาอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลที่นำมาศึกษาโดยวิธี Unit Root

ตัวแปรที่นำมาศึกษา	อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล
ENERGY INDEX	I(1)
INT	I(1)
INF	I(0)
OIL	I(1)
GDP	I(1)
EXR	I(0)

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

4.2 การทดสอบดุลยภาพในระยะยาวของข้อมูลโดยวิธีการของ Johansen and Juselius (1990)(cointegration)

หลักการในการพิจารณาการหาดุลยภาพในระยะยาวของข้อมูลตามวิธีการของ Johansen and Juselius (1990) นั้น ประกอบด้วย 4 ส่วน ดังนี้คือ

1. การหาอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of integration) จากการทดสอบ unit root
2. การหาความยาวของความล่าหรือล้าหลัง (lag length)
3. การประมาณค่ารูปแบบสมการ และการหาค่า rank ของ π และต้องมีการประมาณค่า characteristic roots ของเมทริกซ์ π และคำนวณหาค่า λ_{max} และ λ_{trace} สำหรับทุกค่าที่เป็นไปได้ของ r แล้วนำไปเทียบกับค่าวิกฤตของ λ_{trace} ซึ่งเป็นไปดังสมการต่อไปนี้

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1-\lambda_i)$$

$$\lambda_{max}(r,r+1) = -T \ln(1-\lambda_{r+1})$$

โดยที่ λ_i = ค่าประมาณของ characteristic roots ซึ่งได้จากเมทริกซ์ π ที่ประมาณค่ามาโดย $\lambda_1>\lambda_2>\lambda_3>.....>\lambda_n$

T = จำนวนของค่าสังเกตที่เราสามารถใช้ได้

4. การวิเคราะห์สัมประสิทธิ์ของ cointegrating vector(s) ที่ normalized แล้ว
5. การวิเคราะห์ impulse response และการแยกส่วนประกอบของความแปรปรวน (variance decompositions) เป็นเครื่องมือที่เป็นประโยชน์ในการตรวจสอบความสัมพันธ์ในหมู่ตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์

ในการศึกษาครั้งนี้มีขั้นตอนการทดสอบ cointegration ตามแนวทางของ Johansen โดยขั้นแรกทำการทดสอบหาความยาวของ lag length ของตัวแปรที่เหมาะสม ซึ่งมี 2 วิธี คือ Akaike Information Criterion (AIC) และ Schwartz Bayesian Criterion (SBC) หลังจากนั้นทำการทดสอบหารูปแบบสมการที่เหมาะสมซึ่งทำได้โดยวิธีการ Log Likelihood Ratio Test โดยมีรูปแบบสมการทั้งหมด 5 รูปแบบคือ

1. รูปแบบของ Var Model ที่ไม่ปรากฏค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (no intercepts or trends)
2. รูปแบบของ Var Model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector (restricted intercepts, no trends)
3. รูปแบบของ Var Model ที่มีเฉพาะค่าคงที่ (restricted intercepts, no trends)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

4. รูปแบบของ Var Model ที่มีค่าคงที่และจำกัดแนวโน้มเวลาใน cointegrating vector (unrestricted intercepts, restricted trends)
5. รูปแบบของ Var Model ที่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (unrestricted intercepts, unrestricted trends)

และทำการทดสอบหาจำนวน cointegrating vectors ระหว่างตัวแปรต่างๆที่ปรากฏใน VAR Model โดยวิธี Maximal Eigenvalue statistic หรือ Max test และวิธี Eigenvalue Trace statistic หรือ Trace test

4.2.1 ผลการทดสอบดุลยภาพในระยะยาวของข้อมูลโดยวิธีการของ Johansen and Juselius (1990) (cointegration)

หลังจากที่ได้มีการทดสอบหาความนิ่งของข้อมูลแล้ว พบว่า อันดับความสัมพันธ์ของตัวแปรที่นำมาศึกษานั้น มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น I(1) ทุกตัวแปร ยกเว้นอัตราเงินเฟ้อ (INF) และอัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทเมื่อเทียบกับค่าเงินดอลล่าร์สหรัฐมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเป็น I(0) ดังแสดงในตารางที่ 4.43 แล้วจึงนำตัวแปรที่มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล I(1) ซึ่งเป็นอันดับเดียวกันกับ ตัวแปรตามคือ ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน มาทำการทดสอบดุลยภาพในระยะยาวต่อไป เนื่องจากแนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (cointegration) ถ้าพบว่าตัวแปรแต่ละตัวมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of integration) ต่างกัน จะไม่รวมตัวแปรเหล่านั้นไว้ด้วยกัน ดังนั้น ในการทดสอบหาความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปรนั้น จึงมีการพิจารณาเพียง 4 ตัวแปร ได้แก่ ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน ราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน และดัชนีอุตสาหกรรม

ขั้นแรก ทำการหา lag length ของตัวแปร หลักการเลือก lag โดยวิธี AIC และ SBC ต้องพิจารณาค่าที่ได้จากทั้ง 2 วิธี โดยดูค่าสูงสุดของแต่ละวิธี แล้วเลือกค่าที่สูงที่สุด (โดยใช้โปรแกรม Microfit) จึงเลือก lag ที่ระดับนั้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.20 ผลการทดสอบหา lag length ของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา

order	**AIC**	**SBC**
10	-1507.0	-1721.6
9	-1497.2	-1690.3
8	-1491.7	-1663.3
7	-1480.8	-1631.0
6	-1480.5	-1609.3
5	-1477.0	-1584.3
4	-1465.6	-1551.4
3	-1457.5	-1521.9
2	**-1451.0**	**-1493.9**
1	-1477.5	-1499.0
0	-2249.5	-2249.5

AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwartz Bayesian Criterion

ที่มา: จากการคำนวณตาราง 1ข ภาคผนวก ข

จากตาราง 4.44 เมื่อพิจารณาหา lag length โดยวิธี Akaike Information Criterion (AIC) และ Schwartz Bayesian Criterion (SBC) แล้ว จะเห็นว่า lag length เท่ากับ 2 ค่า AIC และ SBC มากที่สุด

ขั้นที่สอง ทำการทดสอบหาจำนวน cointegrating vectors หรือเป็นการหาค่า rank (r)ได้ผลการทดสอบดังนี้

ตาราง 4.21 แสดงผลทางสถิติ cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix ของ cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Null	**Alternative**	**Statistic**	**Critical Value 0.05**
r = 0	**r= 1**	**23.1677**	**23.9200**
r<= 1	r = 2	5.4460	17.6800
r<= 2	r = 3	1.4558	11.0300
r<= 3	r = 4	0.61556	4.1600

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.22 แสดงผลทางสถิติ cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic ของ cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Null	**Alternative**	**Statistic**	**Critical Value 0.05**
r = 0	**r>= 1**	**30.681**	**39.8100**
r<= 1	r = 2	7.5174	24.0500
r<= 2	r = 3	2.0714	12.3600
r<= 3	r = 4	0.61556	4.1600

ที่มา: จากการคำนวณตาราง 2ข ภาคผนวก ข

ค่าสถิติที่ได้จากวิธี Maximal Eigenvalue เท่ากับ 23.1677 ซึ่งมีค่าน้อยกว่า ค่าวิกฤติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 23.9200 จึงไม่ปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่ายอมรับว่า r = 0 (ตาราง 4.21) และผลทางสถิติของวิธี Trace test โดยการใช้สมมติฐานเดียวกัน ปรากฏว่าได้ค่าสถิติเท่ากับ 30.681 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 39.8100 แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานว่า r = 0 (ตาราง 4.22)

ตาราง 4.23 แสดงผลทางสถิติ cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix ของ cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Null	**Alternative**	**Statistic**	**Critical Value 0.05**
r = 0	**r= 1**	**23.4821**	**28.2700**
r<= 1	r = 2	14.9339	22.0400
r<= 2	r = 3	5.1548	15.8700
r<= 3	r = 4	1.2006	9.1600

ตาราง 4.24 แสดงผลทางสถิติ cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix ของ cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Null	**Alternative**	**Statistic**	**Critical Value 0.05**
r = 0	**r>= 1**	**44.7714**	**53.4800**
r<= 1	r = 2	21.2893	34.8700
r<= 2	r = 3	6.3554	20.1800
r<= 3	r = 4	1.2006	9.1600

ที่มา: จากการคำนวณตาราง 3ข ภาคผนวก ข

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ค่าสถิติที่ได้จากวิธี Maximal Eigenvalue เท่ากับ 23.4821 ซึ่งมีค่าน้อยกว่า ค่าวิกฤติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 28.2700 จึงไม่ปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่ายอมรับว่า r = 0 (ตาราง 4.23) และผลทางสถิติของวิธี Trace test โดยการใช้สมมติฐานเดียวกัน ปรากฏว่าได้ค่าสถิติเท่ากับ 44.7714 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 53.4800 แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานว่า r = 0 (ตาราง 4.24)

ตาราง 4.25 แสดงผลทางสถิติ cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix ของ cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

Null	**Alternative**	**Statistic**	**Critical Value 0.05**
r = 0	**r= 1**	**21.9545**	**27.4200**
r<= 1	r = 2	14.7672	21.1200
r<= 2	r = 3	3.5196	14.8800
r<= 3	r = 4	0.15265	8.0700

ตาราง 4.26 แสดงผลทางสถิติ cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix ของ cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

Null	**Alternative**	**Statistic**	**Critical Value 0.05**
r = 0	**r>= 1**	**40.3940**	**48.8800**
r<= 1	r = 2	18.4394	31.5400
r<= 2	r = 3	3.6722	17.8600
r<= 3	r = 4	0.15265	8.0700

ที่มา: จากการคำนวณตาราง 4ข ภาคผนวก ข

ค่าสถิติที่ได้จากวิธี Maximal Eigenvalue เท่ากับ 21.9545 ซึ่งมีค่าน้อยกว่า ค่าวิกฤติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 27.4200 จึงไม่ปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่ายอมรับว่า r = 0 (ตาราง 4.25) และผลทางสถิติของวิธี Trace test โดยการใช้สมมติฐานเดียวกัน ปรากฏว่าได้ค่าสถิติเท่ากับ 40.3940 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 48.8800 แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานว่า r = 0 (ตาราง 4.26)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.27 แสดงผลทางสถิติ cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix ของ cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR

Null	**Alternative**	**Statistic**	**Critical Value 0.05**
r = 0	**r= 1**	**26.0375**	**31.7900**
r<= 1	r = 2	14.8091	25.4200
r<= 2	r = 3	12.5439	19.2200
r<= 3	r = 4	2.7779	12.3900

ตาราง 4.28 แสดงผลทางสถิติ cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix ของ cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR

Null	**Alternative**	**Statistic**	**Critical Value 0.05**
r = 0	**r>= 1**	**56.1684**	**63.00000**
r<= 1	r = 2	30.1309	42.3400
r<= 2	r = 3	15.3218	25.7700
r<= 3	r = 4	2.7779	12.39000

ที่มา: จากการคำนวณตาราง 5ข ภาคผนวก ข

ค่าสถิติที่ได้จากวิธี Maximal Eigenvalue เท่ากับ 26.0375 ซึ่งมีค่าน้อยกว่า ค่าวิกฤติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 31.7900 จึงไม่ปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่ายอมรับว่า r = 0 (ตาราง 4.29) และผลทางสถิติของวิธี Trace test โดยการใช้สมมติฐานเดียวกัน ปรากฏว่าได้ค่าสถิติเท่ากับ 56.1684 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 63.00000 แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานว่า r = 0 (ตาราง 4.28)

ตาราง 4.29 แสดงผลทางสถิติ cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix ของ cointegration with unrestricted intercepts and unrestricted trends in the VAR

Null	**Alternative**	**Statistic**	**Critical Value 0.05**
r = 0	**r = 1**	**25.9700**	**31.0000**
r<= 1	r = 2	14.7899	24.3500
r<= 2	r = 3	12.2242	18.3300
r<= 3	r = 4	0.34092	11.5400

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตาราง 4.30 แสดงผลทางสถิติ cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix ของ cointegration with unrestricted intercepts and unrestricted trends in the VAR

Null	**Alternative**	**Statistic**	**Critical Value 0.05**
r = 0	**r>= 1**	**53.3250**	**58.9300**
r<= 1	r = 2	27.3550	39.3300
r<= 2	r = 3	12.5651	23.8300
r<= 3	r = 4	0.34092	11.5400

ที่มา: จากการคำนวณตาราง 6ข ภาคผนวก ข

ค่าสถิติที่ได้จากวิธี Maximal Eigenvalue เท่ากับ 25.9700 ซึ่งมีค่าน้อยกว่า ค่าวิกฤติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 31.0000 จึงไม่ปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่ายอมรับว่า r = 0 (ตาราง 4.29) และผลทางสถิติของวิธี Trace test โดยการใช้สมมติฐานเดียวกัน ปรากฏว่าได้ค่าสถิติเท่ากับ 53.3250 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 58.9300 แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานว่า r = 0 (ตาราง 4.30)

ดังนั้น ผลการทดสอบมีการยอมรับสมมติฐานหลักที่กล่าวว่า r = 0 หรือ ค่าของ rank มีค่าเท่ากับ 0 หรือมีจำนวน cointegration vectors เท่ากับ 0 แสดงว่าตัวแปรที่นำมาใช้ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว

ในการศึกษาขั้นตอนต่อไป คือ ทำการทดสอบหาความสัมพันธ์ของตัวแปรโดยทำการทดสอบใน VAR in first difference ซึ่งได้ผลการทดสอบดังนี้

4.2.2 ผลการทดสอบใน VAR in first difference

จากการทดสอบดุลยภาพในระยะยาวแล้ว พบว่า ตัวแปรที่นำมาศึกษาซึ่งได้แก่ อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน ดัชนีอุตสาหกรรมในประเทศ และราคาน้ำมันดิบ DUBAI มี จำนวน cointegrating vectors เท่ากับ 0 แสดงว่า ตัวแปรที่นำมาศึกษานั้นเหล่านี้ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว ดังนั้นจึงนำข้อมูลมาทำการทดสอบใน VAR in first difference ซึ่งได้ผลดังสมการต่อไปนี้

สมการ VAR model : D(ENER) = C(1)*D(ENER(-1)) + C(2)*D(ENER(-2)) + C(3)*D(MPI(-1)) + C(4)*D(MPI(-2)) + C(5)*D(INT(-1)) + C(6)*D(INT(-2)) + C(7)*D(OIL(-1)) + C(8)*D(OIL(-2)) + C(9)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

D(ENER) = - 0.0761252527*D(ENER(-1)) + 0.03301916059*D(ENER(-2))
-5.384635615*D(MPI(-1))+12.70351382*D(MPI(-2))-125.6362566*D(INT(-1))
+258.8657368*D(INT(-2))+4.738908171*D(OIL(-1))+28.68224101*D(OIL(-2))
+60.1909866 (4.1)

จากสมการสรุปค่า coefficient, standard error, t-statistic, and probability ได้ดังตาราง 4.31

ตาราง 4.31 แสดงค่า coefficient, standard error, t-statistic, and probability ของสมการ (4.1)

	D(ENER)	**Coefficient**	**Standard Error**	**t-Statistic**	**Probability**
C(1)	D(ENER(-1))	-0.076125	0.08994	-0.84640	0.3806
C(2)	D(ENER(-2))	0.033019	0.09029	0.36572	0.7047
C(3)	D(MPI(-1))	-5.384636	9.94776	-0.54129	0.5749
C(4)	D(MPI(-2))	12.70351	10.2211	1.24288	0.1981
C(5)	D(INT(-1))	-125.6363	184.001	-0.68280	0.4793
C(6)	D(INT(-2))	258.8657	184.500	1.40307	0.1464
C(7)	D(OIL(-1))	4.738908	33.5154	0.14140	0.8835
C(8)	D(OIL(-2))	28.68224	32.9724	0.86989	0.3676
C(9)	C	60.19099	56.9033	1.05778	0.2733

ที่มา: จากการคำนวณตาราง 7ข ภาคผนวก ข

พิจารณาค่า probability จากตาราง 4.31 แล้ว พบว่า ค่า coefficient ของ C(1) ถึง C(9) มีค่า probability มากกว่า 0.05 นั่นคือ ที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลักที่ H_0 = 0 แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรทางด้านขวาไม่อธิบายดัชนีราคาหลักทรัพย์ในกลุ่มพลังงาน หรือไม่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีหลักทรัพย์ในกลุ่มพลังงาน ซึ่งสามารถอธิบายได้ดังนี้ คือ

coefficient ของ C(1) เท่ากับ -0.076125 มีค่า t-test เท่ากับ -0.84640 C(3) เท่ากับ -5.384636 มีค่า t-test เท่ากับ -0.54129 และ C(5) เท่ากับ -125.6363 มีค่า t-test เท่ากับ -0.68280 เนื่องจากค่า probability ของ coefficient เท่ากับ 0.3806, 0.5749,และ 0.4793 ตามลำดับ ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลักที่ H_0 = 0 แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน การเปลี่ยนแปลงดัชนีอุตสาหกรรมในประเทศ และการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือนที่ล่าไป 1ช่วงเวลาไม่อธิบายการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน หรือไม่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานในทางตรงกันข้าม นอกจากนี้ coefficient ของ C(2) เท่ากับ 0.033019 มีค่า t-test เท่ากับ 0.36572 C(4) เท่ากับ 12.70351

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

มีค่า t-test เท่ากับ 1.24288 C(6) เท่ากับ 258.8657 มีค่า t-test เท่ากับ 1.40307 C(7) เท่ากับ 4.738908 มีค่า t-test เท่ากับ 0.14140 และ C(8) เท่ากับ 28.68224 มีค่า t-test เท่ากับ 0.86989 ค่า probability ของ coefficient มากกว่า 0.05 (ตาราง 4.31) ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลักที่ H_0 = 0 แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน การเปลี่ยนแปลงดัชนีอุตสาหกรรมในประเทศ และอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือนที่ล่าไป 2 ช่วงรวมทั้งการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือนที่ล่าไป 1 และ 2 ช่วงเวลา ไม่อธิบายการเปลี่ยนแปลงของดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน หรือไม่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานในทางเดียวกัน

สมการ VAR model : D(MPI) = C(10)*D(ENER(-1)) + C(11)*D(ENER(-2)) + C(12)*D(MPI(-1)) + C(13)*D(MPI(-2)) + C(14)*D(INT(-1)) + C(15)*D(INT(-2)) + C(16)*D(OIL(-1)) + C(17)*D(OIL(-2)) + C(18)

D(MPI) = 0.0003867336018*D(ENGY(-1)) + 0.0004583634866*D(ENGY(-2)) - 0.5245084971*D(MPI(-1)) - 0.06036530538*D(MPI(-2)) - 1.822847936*D(INT(-1)) + 0.2033215138*D(INT(-2)) - 0.01654231787*D(OIL(-1)) + 0.2862775581*D(OIL(-2)) + 0.4186862767 (4.2)

จากสมการสรุปค่า coefficient, standard error, t-statistic, and probability ได้ดังตาราง 4.32

ตาราง 4.32 แสดงค่า coefficient, standard error, t-statistic, and probability ของสมการ (4.2)

	D(MPI)	**Coefficient**	**Standard Error**	**t-Statistic**	**Probability**
C(10)	D(ENGY(-1))	0.000387	0.00083	0.46828	0.6275
C(11)	D(ENGY(-2))	0.000458	0.00083	0.55289	0.5667
C(12)	D(MPI(-1))	**- 0.524508**	**0.09134**	**-5.74209**	**0.0000**
C(13)	D(MPI(-2))	- 0.060365	0.09385	-0.64318	0.5052
C(14)	D(INT(-1))	- 1.8228	1.68958	-1.07888	0.2639
C(15)	D(INT(-2))	0.203322	1.69416	0.12001	0.9010
C(16)	D(OIL(-1))	- 0.016542	0.30775	-0.05375	0.9556
C(17)	D(OIL(-2))	0.286278	0.30277	0.94554	0.3274
C(18)	C	0.418686	0.52251	0.80130	0.4065

ที่มา: จากการคำนวณตาราง 7ข ภาคผนวก ข

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

พิจารณาค่า probability จากตาราง 4.32 แล้ว พบว่า ค่า coefficient ของ C(10) ถึง C(18) มีค่า probability มากกว่า 0.05 นั่นคือ ที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % ยอมรับสมมุติฐานหลักที่ $H_0 = 0$ ยกเว้น coefficient ของ C(12) มีค่า probability น้อยกว่า 0.05 ที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ $H_0 = 0$ แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีอุตสาหกรรมที่ล่าไป 1 ช่วงเวลาอธิบายการเปลี่ยนแปลงดัชนีอุตสาหกรรม หรือมีผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีอุตสาหกรรมในทางตรงกันข้าม นอกจากนี้แล้ว coefficient ของ C(10) เท่ากับ 0.000387 มีค่า t-test เท่ากับ 0.46828 C(11) เท่ากับ 0.000458 มีค่า t-test เท่ากับ 0.55289 C(15) เท่ากับ 0.203322 มีค่า t-test เท่ากับ 0.12001 และ C(17) เท่ากับ 0.286278 มีค่า t-test เท่ากับ 0.94554 probability ของ coefficient มากกว่า 0.05 (ตาราง 4.32) ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลักที่ $H_0 = 0$ แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานที่ล่าไป 1 และ 2 ช่วงเวลา การเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน และการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือนที่ล่าไป 2 ช่วงเวลา ไม่อธิบายการเปลี่ยนแปลงของดัชนีอุตสาหกรรมในประเทศหรือไม่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีอุตสาหกรรมในประเทศในทางเดียวกัน และ coefficient ของ C(13)เท่ากับ -0.060365 มีค่า t-test เท่ากับ -0.64318 C(14)เท่ากับ -1.8228 มีค่า t-test เท่ากับ -1.07888 C(16)เท่ากับ - 0.016542 มีค่า t-test เท่ากับ -0.05375 ค่า probability มากกว่า 0.05 (ตาราง 4.32) นั่นคือ ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีอุตสาหกรรมที่ล่าไป 2 ช่วงเวลา การเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือนที่ล่าไป 1 ช่วงเวลา และการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือนที่ล่าไป 1 ช่วงเวลาหรือไม่อธิบายการเปลี่ยนแปลงของดัชนีอุตสาหกรรมในประเทศในทางตรงข้ามกัน

สมการ VAR model : D(INT) = C(19)*D(ENER(-1)) + C(20)*D(ENER(-2)) + C(21)*D(MPI(-1)) + C(22)*D(MPI(-2)) + C(23)*D(INT(-1)) + C(24)*D(INT(-2)) + C(25)*D(OIL(-1)) + C(26)*D(OIL(-2)) + C(27)

D(INT) = 5.216112081e-05*D(ENER(-1)) - 3.474671463e-05*D(ENER(-2)) + 0.006093952087*D(MPI(-1)) + 0.0005150854182*D(MPI(-2)) + 0.7367139958*D(INT(-1)) - 0.220175229*D(INT(-2)) - 0.01246108178*D(OIL(-1)) + 0.005076924294*D(OIL(-2)) - 0.02462412017 (4.3)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

จากสมการสรุปค่า coefficient, standard error, t-statistic, and probability ได้ดังตาราง 4.33

ตาราง 4.33 แสดงค่า coefficient, standard error, t-statistic, and probability ของสมการ (4.3)

	D(INT)	**Coefficient**	**Standard Error**	**t-Statistic**	**Probability**
C(19)	D(ENGY(-1))	5.2161e-05	4.4e-05	1.19629	0.2155
C(20)	D(ENGY(-2))	-3.47e-05	4.4e-05	-0.79385	0.4109
C(21)	D(MPI(-1))	0.006094	0.00482	1.26362	0.1908
C(22)	D(MPI(-2))	0.000515	0.00496	0.10395	0.9142
C(23)	D(INT(-1))	**0.73614**	**0.08920**	**8.25890**	**0.0000**
C(24)	D(INT(-2))	**-0.220175**	**0.08944**	**-2.46159**	**0.0110**
C(25)	D(OIL(-1))	- 0.012461	0.01625	-0.76693	0.4269
C(26)	D(OIL(-2))	0.005077	0.01598	0.31761	0.7421
C(27)	C	-0.024624	0.0279	-0.89262	0.3552

ที่มา: จากการคำนวณตาราง 7ข ภาคผนวก ข

พิจารณาค่า probability จากตาราง 4.33 แล้ว พบว่า ค่า coefficient ของ C(19) ถึง C(27) มีค่า probability มากกว่า 0.05 แสดงว่าที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % มีการยอมรับสมมุติฐานหลักที่ $H_0 = 0$ แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรอิสระไม่อธิบายการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน หรือไม่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน ยกเว้น ค่า coefficient ของ C(23) และ C(24) มีค่า probability น้อยกว่า 0.05 นั่นคือ ที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ $H_0 = 0$ แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือนที่ล่าไป 1 และ 2 ช่วงเวลาอธิบายการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน หรือมีผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน ซึ่งอธิบายการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรได้ดังนี้ coefficient ของ C(19) เท่ากับ 5.2161e-05 มีค่า t-test เท่ากับ 1.19629 C(21)เท่ากับ 0.006094 มีค่า t-test เท่ากับ 1.26362 C(22)เท่ากับ 0.000515 มีค่า t-test เท่ากับ 0.10395 และ C(26)เท่ากับ 0.005077 มีค่า t-test เท่ากับ 0.31761 เนื่องจากค่า probability มากกว่า 0.05 แสดงว่าที่ระดับความเชื่อมั่น 95% การเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานที่ล่าไป 1 ช่วงเวลา การเปลี่ยนแปลงของดัชนีอุตสาหกรรมที่ล่าไป 1 และ 2 ช่วงเวลา และ การเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือนที่ล่าไป 2 ช่วงเวลา ไม่อธิบายการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือนในทางเดียวกัน และ coefficient ของ C(20) เท่ากับ -3.47e-05 มีค่า t-test เท่ากับ -0.79385 และ C(25)เท่ากับ -0.012461 มีค่า t-test เท่ากับ -0.76693 ค่า probability มากกว่า 0.05 นั่นคือ ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานที่ล่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ไป 2 ช่วงเวลา และการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือนที่ล่าไป 1 ช่วงเวลา ไม่อธิบายการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือนในทางตรงกันข้าม

สมการ VAR model : D(OIL) = C(28)*D(ENER(-1)) + C(29)*D(ENER(-2)) + C(30)*D(MPI(-1)) + C(31)*D(MPI(-2)) + C(32)*D(INT(-1)) + C(33)*D(INT(-2)) + C(34)*D(OIL(-1)) + C(35)*D(OIL(-2)) + C(36)

D(OIL) = - 0.0002317061225*D(ENER(-1)) + 0.0001277342263* D(ENER(-2)) - 0.02262690943*D(MPI(-1)) + 0.0283983638*D(MPI(-2)) - 0.4236749955*D(INT(-1)) + 0.681137349*D(INT(-2)) + 0.1082776251*D(OIL(-1)) - 0.1396842958*D(OIL(-2)) + 0.1924317552 (4.4)

จากสมการสรุปค่า coefficient, standard error, t-statistic, and probability ได้ดังตาราง 4.34

ตาราง 4.34 แสดงค่า coefficient, standard error, t-statistic, and probability ของสมการ 4.4

	D(OIL)	**Coefficient**	**Standard Error**	**t-Statistic**	**Probability**
C(28)	D(ENGY(-1))	-0.000232	0.00024	-0.95450	0.3228
C(29)	D(ENGY(-2))	0.000128	0.00024	0.52418	0.5870
C(30)	D(MPI(-1))	-0.022627	0.02685	-0.84274	0.3827
C(31)	D(MPI(-2))	0.028398	0.02759	1.02941	0.2864
C(32)	D(INT(-1))	-0.423675	0.49662	-0.85311	0.3769
C(33)	D(INT(-2))	0.681137	0.49797	1.36783	0.1568
C(34)	D(OIL(-1))	0.108278	0.09046	1.19698	0.2152
C(35)	D(OIL(-2))	-0.139684	0.08899	-1.56960	0.1043
C(36)	C	0.192432	0.15358	1.25294	0.1945

ที่มา: จากการคำนวณตาราง 7ข ภาคผนวก ข

พิจารณาค่า probability จากตาราง 4.34 แล้ว พบว่า ค่า coefficient ของ C(28) ถึง C(36) มีค่า probability มากกว่า 0.05 นั่นคือ ที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % ยอมรับสมมุติฐานหลักที่ $H_0 = 0$ แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรอิสระไม่อธิบายการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน หรือไม่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน ซึ่งอธิบายการเปลี่ยนแปลงได้ดังนี้ coefficient ของ C(28) เท่ากับ -0.000232 มีค่า t-test เท่ากับ -0.95450 C(30) เท่ากับ -0.022627 มีค่า t-test เท่ากับ -0.84274 C(32) เท่ากับ -0.423675 มีค่า t-test เท่ากับ -0.85311 และ C(35) เท่ากับ -0.139684 มีค่า t-test เท่ากับ -1.56960 เนื่องจากค่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

probability มากกว่า 0.05 นั่นคือที่ระดับความเชื่อมั่น 95% ยอมรับสมมุติฐานหลักที่ H_0= 0 แสดงว่า การเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน การเปลี่ยนแปลงของดัชนีอุตสาหกรรม และการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือนที่ล่าไป 1 ช่วงเวลา รวมทั้งการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือนที่ล่าไป 2 ช่วงเวลา ไม่อธิบายการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน หรือไม่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน ในทางตรงกันข้าม นอกจากนี้ coefficient ของ C(29) เท่ากับ 0.000128 มีค่า t-test เท่ากับ 0.52418 C(31) เท่ากับ 0.028398 มีค่า t-test เท่ากับ 1.02941 C(33) เท่ากับ 0.681137 มีค่า t-test เท่ากับ 1.36783 และ C(34) เท่ากับ 0.108278 มีค่า t-test เท่ากับ 1.19698 ค่า probability มากกว่า 0.05 นั่นคือ ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% แสดงว่า การเปลี่ยนแปลงของดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน และการเปลี่ยนแปลงของดัชนีอุตสาหกรรมที่ล่าไป 2 ช่วงเวลา การเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือนที่ล่าไป 2 ช่วงเวลา และการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือนที่ล่าไป 1 ช่วงเวลา ไม่อธิบายการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน หรือไม่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน ในทางเดียวกัน

4.3 การทดสอบดุลยภาพในระยะยาวของข้อมูลโดยวิธี Engle and Granger

การทดสอบ cointegration วิธีนี้ ต้องใช้ residuals ที่ได้จากสมการถดถอย (regression equation) ที่ต้องการทดสอบการร่วมกันไปด้วยกัน (cointegration) ซึ่งคือ $\hat{e}_t$ มาทำการถดถอยดังสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + v_t \qquad (4.5)$$

และนำค่าสถิติ t (t-statistic) ซึ่งได้มาจากอัตราส่วนของ $\hat{\gamma} / S.E.\hat{\gamma}$ ไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ Mackinnon (Mackinnon critical values) โดยที่ H_o: $\gamma = 0$ คือ การไม่มีการร่วมกันไปด้วยกัน (null hypothesis of no cointegration) การปฏิเสธ H_o คือมีลักษณะร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

4.3.1 ผลการทดสอบดุลยภาพในระยะยาวของข้อมูลโดยวิธี Engle and Granger

สมการแสดงความสัมพันธ์ระยะยาว ดังนี้

$$ENGY = -13258.62 + 113.5490MPI + 551.6032INT + 105.4845OIL \quad (4.6)$$
$$(-7.9329) \quad (7.6074) \quad (8.9913) \quad (2.6791)$$

หมายเหตุ ค่าในวงเล็บ คือ ค่า t-statistic

การทดสอบว่าสมการที่ 4.6 จะเป็นสมการแสดงความสัมพันธ์ระยะยาวหรือไม่ ได้ทดสอบโดยการนำ residual มาทดสอบโดยใช้ค่า t-statistic แล้วนำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ Mackinnon โดย H_0: $\gamma = 0$ คือ การไม่มีการร่วมกันไปด้วยกัน (null hypothesis of no cointegration) การปฏิเสธ H_0 คือมีลักษณะร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated) ซึ่งแสดงผลที่ได้ในตาราง 4.35

ตาราง 4.35 ผลการทดสอบ unit root ของ residual ที่ระดับ level, lag0 ที่ได้จากสมการที่ 4.6

ADF test Statistic	**Critical Value 0.01**
-3.249038	-2.5813

ที่มา : จากคำนวณในตาราง 2ค ภาคผนวก ค

ค่า t-statistic ที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้น สมการนี้เป็นสมการที่ใช้แสดงความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปร จากสมการ 4.6 ทำให้ทราบว่า ถ้าดัชนีอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วยแล้ว จะทำให้ดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานเปลี่ยนแปลงไป 113.5490 หน่วยในทิศทางเดียวกัน ถ้าอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน เปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย จะทำให้ดัชนีหลักทรัพย์เปลี่ยนแปลงไป 551.60321 หน่วย ในทิศทางเดียวกัน และถ้าราคาน้ำมันดิบ DUBAI ที่มีการซื้อขายล่วงหน้า 1 เดือน เปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย ดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานจะเปลี่ยนแปลงไป 105.4845 หน่วยในทิศทางเดียวกัน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

4.3.2 ผลการทดสอบดุลยภาพในระยะสั้นของข้อมูลโดยใช้ ECM: Error-Correction Model

สมการแสดงความสัมพันธ์ระยะสั้น ดังนี้

$$\Delta(\text{ENGY})_t = 51.26006914 + 10.14639\Delta(\text{MPI})_t - 47.81053\Delta(\text{INTEREST})_t + 23.30595\Delta(\text{OIL})_t$$
$$(0.9331) \qquad (1.1379) \qquad (-0.3242) \qquad (0.7131)$$
$$- 0.044681e_{t-1} \qquad (4.7)$$
$$(-1.1948)$$

หมายเหตุ ค่าในวงเล็บ คือ ค่า t-statistic

จากสมการ 4.7 ทำให้ทราบว่า ถ้าหากมีส่วนเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวแล้ว ดัชนีราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานจะสามารถปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพได้ประมาณ 4% ภายใน 1 เดือน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved