แบบจำลองการพยากรณ์ของความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่าง ราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้น

A FORECASTING MODEL OF CO-INTEGRATION BETWEEN OIL PRICE AND REINFORCING STEEL BAR PRICE

วริชา จิระพินทุ
VARICHA JIRAPINTU

วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาวิศวกรรมศาสตรมหาบัณฑิต
สาขาวิชาวิศวกรรมก่อสร้างและการจัดการ
คณะวิศวกรรมศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

พ.ศ. 2552

KMITL-2009-EN-M-030-186

สำนักหอสมุดกลาง พระจอมเกล้าลาดกระบัง

แบบจำลองการพยากรณ์ของความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้น

A FORECASTING MODEL OF CO-INTEGRATION BETWEEN OIL PRICE AND REINFORCING STEEL BAR PRICE

T105471

วริชา จิระพินทุ

VARICHA JIRAPINTU

เลขหมู่.............
เลขทะเบียน 105471
วัน,เดือน,ปี 24 พ.ย. 2552

b..........
i..........

วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาวิศวกรรมศาสตรมหาบัณฑิต

สาขาวิชาวิศวกรรมการก่อสร้างและการจัดการ

คณะวิศวกรรมศาสตร์

สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

พ.ศ.2552

KMITL -2009 –EN-M-090-136

A FORECASTING MODEL OF CO-INTEGRATION BETWEEN OIL PRICE AND REINFORCING STEEL BAR PRICE

VARICHA JIRAPINTU

A THESIS SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT OF THE REQUIREMENT

FOR THE DEGREE OF MASTER OF ENGINEERING

IN CONSTRUCTION AND MANAGEMENT ENGINEERING

FACULTY OF ENGINEERING

KING MONGKUT'S INSTITUTE OF TECHNOLOGY LADKRABANG

2009

KMITL -2009 –EN-M-090-136

COPYRIGHT 2009
FACULTY OF ENGINEERING
KING MONGKUT'S INSTITUTE OF TECHNOLOGY LADKRABANG

คณะวิศวกรรมศาสตร์

สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

ใบรับรองวิทยานิพนธ์

หัวข้อวิทยานิพนธ์ แบบจำลองการพยากรณ์ของความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้น

Thesis Title A Forecasting Model of Co-Integration Between Oil Price and Reinforcing Steel Bar Price

นักศึกษา นางสาววริชา จิระพินทุ

รหัสประจำตัว 50061606

ปริญญา วิศวกรรมศาสตรมหาบัณฑิต

สาขาวิชา วิศวกรรมก่อสร้างและการจัดการ

อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ ดร.วุฒิชัย ชาติพัฒนานันท์

หมายเลขวิทยานิพนธ์ KMITL-2009-EN-M-090-136

คณะกรรมการสอบวิทยานิพนธ์		ลายมือชื่อ
รศ.ดร.จักรพงษ์	พงษ์เพ็ง	
ผศ.นันทวัฒน์	จรัสโรจน์ธนเดช	
ผศ.ดร.แดง	เหรียญสุวรรณ	
ผศ.แหลมทอง	เหล่าคงถาวร	
ดร.วุฒิชัย	ชาติพัฒนานันท์	

วัน / เดือน/ ปี ที่สอบ วันศุกร์ที่ 7 สิงหาคม พ.ศ. 2552 เวลา 09.30-11.30 น.

สถานที่สอบ ณ อาคาร A ชั้น 3 ห้องประชุม 2

สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

KING MONGKUT'S INSTITUTE OF TECHNOLOGY LADKRABANG

คณะวิศวกรรมศาสตร์ รับรองแล้ว

(รองศาสตราจารย์ ดร.กอบชัย เดชหาญ)

คณบดี คณะวิศวกรรมศาสตร์

วันที่ 7 สิงหาคม พ.ศ. 2552

หัวข้อวิทยานิพนธ์	แบบจำลองการพยากรณ์ของความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้น
นักศึกษา	นางสาววริชา จิระพินทุ
รหัสนักศึกษา	50061606
ปริญญา	วิศวกรรมศาสตรมหาบัณฑิต
สาขาวิชา	วิศวกรรมก่อสร้างและการจัดการ
พ.ศ.	2552
อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์	ดร.วุฒิชัย ชาติพัฒนานันท์

บทคัดย่อ

ปัจจุบันน้ำมันเป็นตัวแปรที่มีบทบาทสำคัญต่อการขับเคลื่อนของเศรษฐกิจ และยังมีความสัมพันธ์กับสินค้าอื่นๆ มากมาย เมื่อเป็นเช่นนี้จึงมีนักวิจัยหลายรายได้ศึกษาความสัมพันธ์ของราคาน้ำมันกับตัวแปรต่างๆทางด้านเศรษฐกิจของประเทศ อาทิเช่น ความสัมพันธ์ของราคาน้ำมันที่ส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจของประเทศไทย การบริโภคของภาคเอกชน การลงทุนของภาคเอกชน แต่ในอุตสาหกรรมก่อสร้างของไทย ยังมีการศึกษาความสัมพันธ์ของราคาน้ำมันกับตัวแปรที่เกี่ยวข้องกับงานก่อสร้างน้อยมาก ดังนั้นการศึกษาครั้งนี้ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้นภายในประเทศ โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อนำผลการศึกษาไปใช้ในการวางแผนสัญญางานก่อสร้างล่วงหน้า การศึกษาครั้งนี้ได้ใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ มกราคม พ.ศ. 2546 ถึง พฤษภาคม พ.ศ. 2551 รวม 65 ข้อมูล เนื่องจากข้อมูลเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา จึงต้องทำการทดสอบลักษณะความนิ่ง (stationary) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller และการทดสอบความสัมพันธ์ร่วมกันโคอินทิเกรชัน (co-integration) ด้วย Co-integration Augmented Dickey-Fuller จากนั้นทำการวิเคราะห์ราคาเหล็กเส้นล่วงหน้าด้วยโมเดล (Vector Autoregressive model) ผลการศึกษาพบว่าเมื่อทำการทดสอบความนิ่ง (stationary) ของข้อมูลพบว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) แต่จากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ร่วมกัน พบว่าข้อมูลมีความสัมพันธ์ร่วมกันไปในทิศทางเดียวกัน โดยมีความยาวของความล่าที่เหมาะสมเท่ากับ 13 โดยมีระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ (significant) จากแบบจำลองการพยากรณ์ราคาเหล็กเส้นล่วงหน้า พบว่าราคาเหล็กเส้นล่วงหน้าที่ได้จากการพยากรณ์มีแนวโน้มปรับตัวสูงขึ้นตามราคาน้ำมัน และมีค่าใกล้เคียงกับค่าราคาเหล็กเส้นจริง ซึ่งผลจากการสร้างแบบจำลองนี้จะเป็นประโยชน์ต่อการนำไปใช้ในการประมาณราคาวัสดุก่อสร้างล่วงหน้าต่อไป

Thesis Title	A Forecasting Model Of Co-integration Between Oil Price And Reinforcing Steel Bar Price
Student	Miss. Varicha Jirapintu
Student ID.	50061606
Degree	Master of Engineering
Program	Construction and Management Engineering
Year	2009
Thesis Advisor	Dr. Vuttichai Chatpattananan

ABSTRACT

Nowadays, oil is an important factor in mobilizing the economy and affecting other commodities. Thus, many researchers have studied the relationship of oil price with other economic factors such as the relationship of oil price affecting Thailand economy, industry consumption, and industry investment. However, there are just a few studies specifically to Thailand construction industry. Thus, this study is directed to the relationship between oil prices and domestic reinforcing steel bar prices in which the result can be used for construction contract planning. This study uses monthly data form January 2003 to May 2007 totally 65 observations. This time series data is tested its stationary with Augmented Dickey-Fuller and its co-integration with Co-integration Augmented Dickey-Fuller before using Vector Autoregressive model to make a forecast. The result shows that the data is non-stationary and co-integration of 13 lag with 95 percent significant confidence interval. From this forecasting model, the forecasted reinforcing steel bar prices have an increasing trend following the oil prices and close to the actual reinforcing steel bar price. This model building is beneficial for forecasting construction material estimation thereafter.

กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จได้อย่างดี ด้วยคำแนะนำ และคำปรึกษาจาก ดร. วุฒิชัย ชาติพัฒนานันท์ ซึ่งเป็นอาจารย์ผู้ควบคุมวิทยานิพนธ์ ข้าพเจ้ารู้สึกทราบซึ้งในความอนุเคราะห์จากท่านอาจารย์ และขอขอบพระคุณเป็นอย่างสูง

ขอกราบพระคุณคณาจารย์ภาควิชาวิศวกรรมการก่อสร้างและการจัดการ คณะวิศวกรรมศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง ทุก ๆ ท่านที่ได้ประสิทธิ์ประสาทวิชาให้กับข้าพเจ้า

ขอขอบคุณเพื่อนๆ พี่ๆ น้องๆ ในภาควิชาวิศวกรรมการก่อสร้างและการจัดการ สถาบันเทคโนโลยี พระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง ทุกคนที่ให้คำแนะนำต่างๆ และคอยให้กำลังใจเสมอมา

ขอขอบคุณบัณฑิตศึกษาและบัณฑิตวิทยาลัย คณะวิศวกรรมศาสตร์ที่ให้ความช่วยเหลือในเรื่องต่างๆ

สุดท้ายนี้ข้าพเจ้าขอกราบขอบพระคุณ บิดา มารดา และครอบครัวของข้าพเจ้าที่เป็นกำลังใจและให้การสนับสนุนในทุกเรื่องๆ ทำให้ข้าพเจ้าสามารถทำวิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จลุล่วงด้วยดี

คุณค่าและประโยชน์อันพึงมาจากวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ ข้าพเจ้าขอมอบแด่ผู้มีพระคุณทุกท่าน

วริชา จิระพินทุ

สารบัญ

หน้า

บทคัดย่อภาษาไทย..........I

บทคัดย่อภาษาอังกฤษ..........II

กิตติกรรมประกาศ..........III

สารบัญ..........IV

สารบัญตาราง..........VII

สารบัญรูป..........IX

บทที่ 1 บทนำ..........1

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา..........1

1.2 ปัญหางานวิจัย..........2

1.3 ความมุ่งหมายและวัตถุประสงค์ของการศึกษา..........2

1.4 ขอบเขตการวิจัย..........2

1.5 ขั้นตอนของการศึกษา..........2

1.6 ผลและประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ..........3

บทที่ 2 แนวคิด ทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง..........4

2.1 แนวคิดและทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง..........4

2.1.1 ทฤษฎีบท Vector Autoregressive..........4

2.1.1.1 การทดสอบเพื่อหาจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมของสมการ.5

2.1.1.1.1 วิธี Akaike Information Criterion (AIC)..........5

2.1.2 ลักษณะนิ่งหรือไม่นิ่งของข้อมูล..........6

2.1.2.1 ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (Stationary)..........6

2.1.3 การทดสอบยูนิทรูท (Unit Root Test)..........7

2.1.3.1 Dickey Fuller (DF) test..........7

2.1.3.2 Augmented Dickey-Fuller (ADF) test..........8

2.1.4 การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration Test)......9

2.1.5 การวิเคราะห์ส่วนที่เหลือ (residual)..........10

2.2 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง..........10

บทที่ 3 ระเบียบการวิจัย..........14

สารบัญ (ต่อ)

หน้า

3.1 แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา....................14
3.2 สมมุติฐาน....................14
3.3 วิธีการศึกษา....................14
3.3.1 การเลือกกลุ่มเหล็กเส้น....................16
3.3.2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลองระหว่างราคาเหล็กเส้นกับราคาน้ำมันภายใน ประเทศ....................16
3.3.2.1 ค่าพารามิเตอร์ของ SR24-6mm....................16
3.3.2.2 ค่าพารามิเตอร์ของ SD30 16-28mm....................20
3.3.2.3 ค่าพารามิเตอร์ของ SD40 16-28mm....................24
3.3.3 การประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลองระหว่างราคาเหล็กเส้นกับราคาน้ำมันดิบดูไบ....................27
3.3.3.1 ค่าพารามิเตอร์ของ SR24-6mm....................27
3.3.3.2 ค่าพารามิเตอร์ของ SD30 16-28mm....................31
3.3.3.3 ค่าพารามิเตอร์ของ SD40 16-28mm....................34
3.3.4 การวิเคราะห์ส่วนที่เหลือ(residual)....................38
3.3.4.1 การวิเคราะห์ส่วนที่เหลือของราคาเหล็กเส้นภายในประเทศกับราคาน้ำมันภายในประเทศ....................38
3.3.4.1.1 ส่วนที่เหลือของ SR24 6mm....................38
3.3.4.1.2 ส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm....................39
3.3.4.1.3 ส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm....................40
3.3.4.2 การวิเคราะห์ส่วนที่เหลือของราคาเหล็กเส้นภายในประเทศกับราคาน้ำมันดิบดูไบ....................41
3.3.4.2.1 ส่วนที่เหลือของ SR24 6mm....................41
3.3.4.2.2 ส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm....................42
3.3.4.2.3 ส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm....................43

บทที่ 4 การวิเคราะห์ผลการทดสอบ....................45
4.1 แบบจำลองการพยากรณ์ของความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาน้ำมันภายในประเทศกับราคาเหล็กเส้น....................45

สารบัญ (ต่อ)

หน้า

4.1.1 ราคาเหล็กเส้น SR24 6mm..45

4.1.2 ราคาเหล็กเส้น SD30 16-28mm..47

4.1.3 ราคาเหล็กเส้น SD40 16-28mm..48

4.2 แบบจำลองการพยากรณ์ของความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาน้ำมันดิบดูไบกับราคาเหล็กเส้น..51

4.2.1 ราคาเหล็กเส้น SR24 6mm..51

4.2.2 ราคาเหล็กเส้น SD30 16-28mm..52

4.2.3 ราคาเหล็กเส้น SD40 16-28mm..54

4.3 การวิเคราะห์ความไว (Sensitivity Analysis)..56

บทที่ 5 สรุปผลการวิจัย และข้อเสนอแนะ..63

5.1 สรุปผลการวิจัย..63

5.2 ข้อเสนอแนะ..64

บรรณานุกรม..65

ภาคผนวก..68

ภาคผนวก ก. โปรแกรมที่ใช้ในการทำงานวิทยานิพนธ์..69

ภาคผนวก ข. ข้อมูลที่ใช้ในการทำงานวิทยานิพนธ์..96

ภาคผนวก ค. ผลงานวิจัยที่ได้รับการตีพิมพ์เผยแพร่..100

ประวัติผู้เขียน..108

สารบัญตาราง

ตารางที่ หน้า

3.1 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive....17

3.2 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)....18

3.3 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมัน)....18

3.3(ต่อ) 19

3.4 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)ของตัวแปร y_t และ x_t 19

3.4(ต่อ) 20

3.5 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive....20

3.5(ต่อ) 21

3.6 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)....21

3.6(ต่อ) 22

3.7 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมัน)....22

3.8 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)ของตัวแปร y_t และ x_t 23

3.9 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive....24

3.10 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)....25

3.11 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมัน)....25

3.11(ต่อ) 26

3.12 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)ของตัวแปร y_t และ x_t 26

3.12(ต่อ) 27

3.13 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive....28

3.14 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)....28

3.14(ต่อ) 29

3.15 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมันดิบดูไบ)....29

3.15(ต่อ) 30

3.16 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)ของตัวแปร y_t และ x_t 30

3.17 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive....31

3.17(ต่อ) 32

3.18 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)....32

3.19 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมันดิบดูไบ)....33

3.20 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)ของตัวแปร y_t และ x_t 33

สารบัญตาราง(ต่อ)

ตารางที่ หน้า

3.20(ต่อ) 34

3.21 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive....................................35

3.22 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)........................35

3.22(ต่อ) 36

3.23 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมันดิบดูไบ)....................36

3.23(ต่อ) 37

3.24 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)ของตัวแปร y_t และ x_t 37

4.1 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SR24 6 mm)................................45

4.1(ต่อ) 46

4.2 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD30 16-28mm)..........................47

4.2(ต่อ) 48

4.3 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD40 16-28mm)..........................49

4.4 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SR24 6mm)...............................51

4.4(ต่อ) เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SR24 6mm)..........................52

4.5 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD30 16-28mm)..........................53

4.6 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD40 16-28mm)..........................54

4.6(ต่อ) 55

4.7 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SR24 6mm (10%)..57

4.8 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SR24 6mm (20%)..57

4.8(ต่อ) 58

4.9 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SD30 16-24mm (10%)......................................58

4.9(ต่อ) 59

4.10 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SD30 16-28mm (20%)....................................59

4.10(ต่อ) 60

4.11 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SD40 16-28mm (10%)....................................60

4.11(ต่อ) 61

4.12 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SD40 16-28 (20%)..61

4.12(ต่อ) 62

สารบัญรูป

รูปที่ หน้า

3.1 แสดงขั้นตอนในการศึกษา......15

3.2 แสดงราคาเหล็กเส้นขนาดต่าง ๆ......16

3.3 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SR24 6mm......38

3.4 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SR24 6mm......39

3.5 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm......39

3.6 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm......40

3.7 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm......40

3.8 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm......41

3.9 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SR24 6mm......41

3.10 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SR24 6mm......42

3.11 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm......42

3.12 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm......43

3.13 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm......43

3.14 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm......44

4.1 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SR24 6 mm)......46

4.2 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD30 16-28mm)......48

4.3 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD40 16-28mm)......50

4.4 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SR24 6mm)......52

4.5 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD30 16-28mm)......54

4.6 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD40 16-28mm)......55

บทที่ 1
บทนำ

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

ในวงการธุรกิจอุตสาหกรรมก่อสร้างจะมีความผูกพันธ์ของคู่สัญญาในลักษณะสัญญาจ้างทำของหรือสัญญาจ้างเหมาก่อสร้าง ซึ่งการกำหนดราคาค่าจ้างมีขึ้นก่อนที่จะได้รู้ถึงต้นทุนที่แท้จริงอันเกิดจากการก่อสร้างนั้น จึงมีลักษณะแตกต่างกับธุรกิจอุตสาหกรรมการผลิตและธุรกิจค้าขายที่ได้รู้ถึงต้นทุนวัตถุดิบ ต้นทุนการผลิต รวมทั้งกำไรและค่าใช้จ่ายอื่นที่แท้จริง แล้วจึงกำหนดราคาสินค้าหรือค่าบริการนั้นขึ้นภายหลัง

การประมาณราคาก่อสร้างจึงมีความจำเป็น และมีความสำคัญต่อทุกฝ่ายที่เกี่ยวข้องกับการก่อสร้างนั้น นับตั้งแต่เจ้าของงาน วิศวกร สถาปนิก ผู้รับเหมาก่อสร้างทั้งผู้รับเหมาหลักและผู้รับเหมาย่อยในด้านการกำหนดวงเงินค่าก่อสร้าง การเสนอราคาค่าก่อสร้าง และการกำหนดเงินในการเปลี่ยนแปลงแก้ไขเพิ่ม ลดงานในขณะก่อสร้าง

ราคาน้ำมันที่มีเสถียรภาพและอยู่ในระดับต่ำส่งผลให้ต้นทุนในภาคอุตสาหกรรม เช่น ค่าขนส่งและค่าไฟฟ้าต่ำลง ทำให้ระบบเศรษฐกิจเจริญเติบโตขึ้นและอัตราการว่างงานลดลง (Chang and Wong ,2003) [1] ในทางตรงกันข้าม ถ้าราคาน้ำมันมีความผันผวนและอยู่ในระดับสูง ย่อมก่อให้เกิดความไม่มีเสถียรภาพของระบบเศรษฐกิจ ไม่ว่าจะเป็นภาวการณ์ชะลอตัวของระบบเศรษฐกิจ การเพิ่มขึ้นของระดับราคาและอัตราการว่างงานภายในประเทศ และการขาดดุลการค้าที่สูงขึ้น

ในสถานการณ์ปัจจุบัน ราคาน้ำมันมีผลกระทบกับทุกอาชีพและทุกภาคส่วนในโลกใบนี้ เนื่องจากว่าโดยส่วนใหญ่แล้วการผลิตทุกอย่างย่อมมีน้ำมันเป็นต้นทุนในการผลิต ทำให้ราคาของที่ผลิตต้องมีการเปลี่ยนแปลงตามราคาน้ำมันในขณะนั้น ซึ่งปัจจุบันราคาน้ำมันในตลาดโลกมีความผันผวนมากจึงเป็นปัญหาหลักในการกำหนดราคา ทำให้ราคาของวัสดุที่ใช้ในการก่อสร้างมีการเปลี่ยนแปลงตามราคาน้ำมันอยู่บ่อยครั้งและเพิ่มสูงขึ้นอย่างมาก ส่งผลให้งบประมาณในการก่อสร้างสิ่งต่างๆสูงขึ้นตาม ทำให้ผู้รับเหมางานจะต้องมีการประมาณราคาใหม่ เพื่อลดค่าความเสี่ยงที่เกิดจากความผันผวนของราคาวัสดุ จึงเป็นปัญหาใหญ่และใหม่ สำหรับการประมาณราคาในยุคที่น้ำมันมีการเปลี่ยนแปลงอยู่ตลอดเวลา

1.2 ปัญหางานวิจัย

จากการทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องของนักวิจัยแต่ละท่านพบว่าในอุตสาหกรรมก่อสร้างของไทยยังขาดการ ศึกษาความสัมพันธ์ของราคาน้ำมันกับตัวแปรที่เกี่ยวข้องกับงานก่อสร้าง

1.3 ความมุ่งหมายและวัตถุประสงค์ของการศึกษา

งานวิจัยนี้มีจุดมุ่งหมายและวัตถุประสงค์เพื่อสร้างแบบจำลองพยากรณ์ราคาเหล็กเส้นโดยอาศัยหลักการทางเศรษฐมิติที่เรียกว่า ความสัมพันธ์ร่วมกัน (cointegration) และ VAR (vector autoregressive)

1.4 ขอบเขตการวิจัย

1.4.1 ใช้เฉพาะราคาเหล็กเส้นที่ประกาศในวันที่ 2 ของเดือน ตั้งแต่เดือน มกราคม พ.ศ. 2546 ถึง พฤษภาคม พ.ศ. 2551 รวมทั้งสิ้น 65 ข้อมูล อ้างอิงจากกรมการค้าภายใน กระทรวงพาณิชย์

1.4.2 ใช้เฉพาะราคาน้ำมันดีเซลที่ประกาศในวันที่ 2 ของเดือน ตั้งแต่เดือน มกราคม พ.ศ. 2546 ถึง พฤษภาคม พ.ศ. 2551 รวมทั้งสิ้น 65 ข้อมูล อ้างอิงจากบริษัท ปตท.จำกัด (มหาชน)

1.4.3 ทำการวิเคราะห์ราคาเหล็กเส้นล่วงหน้าด้วยโมเดล Vector Autoregressive model โดยใช้คอมพิวเตอร์ในการคำนวณด้วยโปรแกรม MATLAB

1.5 ขั้นตอนของการศึกษา

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้ได้แบ่งเนื้อหาออกเป็น 5 บทด้วยกันคือ

บทที่ 1 กล่าวถึงความเป็นมาและความสำคัญของปัญหาในงานวิจัย วัตถุประสงค์ของการศึกษา ขอบเขตของการวิจัย และขั้นตอนการศึกษา ผลและประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

บทที่ 2 กล่าวถึงทฤษฎีและแนวคิดที่ใช้ในการศึกษาซึ่งประกอบด้วยทฤษฎีบท Vector Autoregressive (VAR) [2] ลักษณะนิ่งหรือไม่นิ่งของข้อมูล การทดสอบยูนิทรูท หากพบว่าข้อมูลมียูนิทรูท (ข้อมูลไม่นิ่ง) ก็จะเข้าสู่การทดสอบโคอินทิเกรชันโดยวิธีการ Johenson และ Juselius เพื่อทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ระยะยาวซึ่งกันและกันหรือไม่ และทำการวิเคราะห์ความน่าเชื่อถือของแบบจำลองด้วยวิธี Residual Analysis [3] และกล่าวถึงงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

บทที่ 3 กล่าวถึงระเบียบการวิจัย ขั้นตอนการหาแบบจำลอง

บทที่ 4 กล่าวถึงการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้นและทำการเปรียบเทียบค่าที่ได้จากการพยากรณ์กับค่าที่สังเกต

บทที่ 5 เป็นบทสรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ

1.6 ผลและประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

แบบจำลองที่ใช้ในการพยากรณ์ราคาเหล็กเส้นล่วงหน้า และแบบจำลองที่ได้จากงานวิจัยนี้จะช่วยให้สามารถนำไปใช้ในการประมาณราคาเหล็กเส้นล่วงหน้าได้

บทที่ 2
แนวคิด ทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 แนวคิดและทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

ทฤษฎีและแนวคิดที่ใช้ในการศึกษาซึ่งประกอบด้วยทฤษฎีบท Vector Autoregressive (VAR) [2] ลักษณะนิ่งหรือไม่นิ่งของข้อมูล การทดสอบยูนิทรูท หากพบว่าข้อมูลมียูนิทรูท (ข้อมูลไม่นิ่ง) ก็จะเข้าสู่การทดสอบโคอินทิเกรชันโดยวิธีการ Johenson และ Juselius เพื่อทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ระยะยาวซึ่งกันและกันหรือไม่ และทำการวิเคราะห์ความน่าเชื่อถือของแบบจำลองด้วยวิธี Residual Analysis [3]

2.1.1 ทฤษฎีบท Vector Autoregressive

ในการศึกษาครั้งนี้ จะใช้ Vector AutoregressiveModel (VAR) [2] ซึ่งเป็นแบบจำลองที่ใช้กันอย่างแพร่หลาย ในงานที่มีลักษณะเป็นอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติเป็น Nonstationary ซึ่งมีความผันผวนในแต่ละช่วงเวลาต่างกัน และผู้ศึกษาไม่ทราบลักษณะความสัมพันธ์ที่แท้จริงของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลอง แต่ทราบว่าตัวแปรต่างๆ ที่ใช้ในการศึกษามีความเกี่ยวข้องกันในทางทฤษฎี และมีความเกี่ยวข้องกับค่าในอดีต (Lagged value)

โดยทั่วไป ตัวแปรที่นำมาใส่ในแบบจำลอง VAR จะมี 2 ชนิด [4] ได้แก่

1) ตัวแปร Endogenous คือกลุ่มตัวแปรที่เราต้องการหาความสัมพันธ์ซึ่งกันและกันโดยตัวแปรกลุ่มนี้จะถูกกำหนดขึ้นจากทฤษฎีหรือแบบจำลองทางเศรษฐศาสตร์ที่เกี่ยวข้องกับเรื่องที่ต้องการศึกษา

2) ตัวแปร Exogenous คือกลุ่มตัวแปรทางนโยบายที่มีอิทธิพลต่อความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร Endogenous ทั้งหมด

เนื่องจากงานวิจัยชิ้นนี้ไม่ได้กำหนดให้มีตัวแปร Exogenous ดังนั้น สมการที่กำหนดขึ้นจึงมีเฉพาะตัวแปร Endogenous เท่านั้น

สำหรับตัวแปร Endogenous ที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ ประกอบด้วย

1. ราคาน้ำมันขายปลีกภายในประเทศ (บริษัทปิโตรเลียมแห่งประเทศไทย,PTT)
2. ราคาเหล็กเส้นภายในประเทศ (กรมการค้าภายใน กระทรวงพาณิชย์)

รูปแบบของ Vector Autoregressive (VAR) Structural [2] ดังนี้

$$y_t = c_1 + a_{11}y_{t-1} + a_{12}x_{t-1} + a_{13}y_{t-2} + a_{14}x_{t-2} + \varepsilon_{1t} \qquad (1)$$

$$x_t = c_2 + a_{21}y_{t-1} + a_{22}x_{t-1} + a_{23}y_{t-2} + a_{24}x_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

โดยที่ y_t คือ ตัวแปรตาม

x_t คือ ตัวแปรต้น

c_1 และ c_2 คือ ค่าคงที่

ε_{1t} และ ε_{2t} คือ ค่า error

$t-1$ และ $t-2$ คือ จำนวนความล่า (lag)

จากรูปสมการ y_t มีผลกระทบการเปลี่ยนแปลงโดย x_t และ x_t มีผลกระทบการเปลี่ยนแปลงโดย y_t โดยสามารถเปลี่ยนรูปสมการให้ใช้ในรูปแบบ Matrix algebra โดยสามารถเขียนในระบบ matrix ได้ดังนี้ [5]

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{13} & a_{14} \\ a_{23} & a_{24} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} y_{t-2} \\ x_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

สมการ (3) แสดงให้เห็นว่าค่าของตัวแปรตัวหนึ่งจะถูกกำหนดจากค่าในอดีตของตัวเองและตัวแปรอื่น ดังนั้นการกำหนดให้จำนวนความล่า (lag) ที่มากขึ้นจะทำให้ความสามารถในการอธิบายพฤติกรรมเชิงพลวัตรของแบบจำลอง VAR ในรูปของ Reduced Form สูงขึ้น แต่ในขณะเดียวกัน Degree of Freedom จะลดลง เนื่องจากจำนวนค่าสัมประสิทธิ์ที่ถูกประมาณค่าจะสูงขึ้น ทำให้ผลการประมาณมีความน่าเชื่อถือลดลง ดังนั้นจึงต้องหาจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมในการวิเคราะห์ โดยจะใช้วิธีของ Akaike information criterion (AIC) [2]

2.1.1.1 การทดสอบเพื่อหาจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมของสมการ

โดยตัวแปรที่ใช้ทดสอบโคอินทิเกรทชัน จะต้อง Integrated ที่อันดับเดียวกัน การกำหนดค่าความล่า (lag) ที่เหมาะสมที่ให้ค่า $\varepsilon_i \sim N(0,\sigma^2)$ จากนั้นจะทำการกำหนดจำนวนความล่า (lag) ของตัวแปร

2.1.1.1.1 วิธี Akaike Information Criterion (AIC) [2]

$$AIC = T\log|\Sigma| + 2N \quad (4)$$

โดยที่ T คือ number of usable observation

$|\Sigma|$ คือ determinant of the variance/covariance matrix of the residuals

N คือ total number of parameters estimated in all equation

$$N = n^2 p + n \quad (5)$$

โดยที่ n คือ number of variable

p คือ number of lags

โดยจะเลือกค่าความล่า (lag) จากค่า AIC ที่มีค่าน้อยที่สุด

2.1.2 ลักษณะนิ่งหรือไม่นิ่งของข้อมูล

ในการศึกษาข้อมูลอนุกรมเวลา ข้อมูลที่สามารถนำไปใช้ได้จะต้องเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (Stationary) ถ้าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) กล่าวคือ ค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนของข้อมูลเหล่านั้นมีการเปลี่ยนแปลงไปตามกาลเวลา ส่งผลให้เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริง (Spurious Regressive) จะสามารถสังเกตได้จากการหาสมการถดถอยระหว่างตัวแปรจะพบว่าค่า มากกว่าค่าเดอร์บินวัตสัน ในทางปฏิบัติที่ผ่านมานักวิเคราะห์และนักวิจัยจะแก้ปัญหาดังกล่าวด้วยการปรับข้อมูล (Pre-filtering Data) โดยการทำ first Differencing ตามวิธีของ Box and Jenkins (1976) ก่อนนำไปใช้ แต่โดยส่วนมากนักวิเคราะห์และนักวิจัยมักละเลยปัญหานี้ ซึ่งเป็นสิ่งไม่ถูกต้อง ทำให้ค่าทางสถิติที่ประมาณการได้ไม่มีประสิทธิภาพและขาดความน่าเชื่อถือ ดังนั้นจึงมีการศึกษาวิธีการทางเศรษฐมิติเพื่อทำการแก้ไขปัญหานี้โดยวิธี Cointegration ซึ่งเป็นเครื่องมือวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติที่ได้รับการพัฒนาขึ้นมาเพื่อใช้วิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งได้โดยไม่เกิดปัญหาการถดถอยไม่แท้จริง โดยใช้เป็นเครื่องมือในการทดสอบและการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegrating Relationship) ซึ่งวิธีดังกล่าวนี้สามารถนำไปประยุกต์ใช้เกี่ยวกับการคาดการแนวโน้มที่จะเกิดในอนาคตได้

2.1.2.1 ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (Stationary)

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง หมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลสถิติ (Statistical Equilibrium) ซึ่งหมายถึงการที่คุณสมบัติทางสถิติของข้อมูลอนุกรมเวลามีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้ว่าเวลาจะเปลี่ยนไป แสดงได้ดังนี้

1. กำหนดให้ $Y_t, Y_{t+1}, Y_{t+2}, ..., Y_{t+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา $t, t+1, t+2, ..., t+k$

2. กำหนดให้ $Y_{t+m}, Y_{t+m+1}, Y_{t+m+2}, ..., Y_{t+m+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา $t+m$, $t+m+1, t+m+2, ..., t+m+k$

3. กำหนดให้ $P(Y_t, Y_{t+1}, Y_{t+2}, ..., Y_{t+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ Y_t, $Y_{t+1}, Y_{t+2}, ..., Y_{t+k}$

4. กำหนดให้ $P(Y_{t+m}, Y_{t+m+1}, Y_{t+m+2}, ..., Y_{t+m+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ $Y_{t+m}, Y_{t+m+1}, Y_{t+m+2}, ..., Y_{t+m+k}$

จากข้อกำหนดทั้ง 4 ข้อดังกล่าว Y จะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งเมื่อ

$$P(Y_t, Y_{t+1}, Y_{t+2}, ..., Y_{t+k}) = P(Y_{t+m}, Y_{t+m+1}, Y_{t+m+2}, ..., Y_{t+m+k})$$

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติสอดคล้องกับเงื่อนไขนี้เรียกว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบเข้มงวด แต่ในทางปฏิบัตินิยมใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะอ่อนกล่าวคือ Y จะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบอ่อนเมื่อ

ค่าเฉลี่ย : $E(Y_t) = \mu$

ค่าความแปรปรวน : $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$

ค่าความแปรปรวนร่วม : $E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$

ถ้าหากไม่เป็นดังข้อกำหนดข้อใดข้อหนึ่ง กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง(Non-stationary) การตรวจสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้นสามารถตรวจสอบด้วยวิธี “a unit root test”

2.1.3 การทดสอบยูนิทรูท (Unit Root Test) [5]

การทดสอบยูนิทรูทเพื่อทดสอบความนิ่ง (stationary คือ I(0) ; integrated of order zero) หรือไม่นิ่ง (non-stationary คือ I(0) โดย d > 0 ; integrated of order d) ของข้อมูลที่นำมาทำการศึกษาโดยใช้วิธีการทดสอบยูนิทรูทที่ใช้กันมีอยู่ 2 วิธี คือ Dickey-Fuller (DF) Test และ Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test [5]

2.1.3.1 Dickey Fuller (DF) test ทำการทดสอบตัวแปรที่เคลื่อนไหวไปตามช่วงเวลาเป็นautoregressive model

จากสมการ

$$X_t = pX_{t-1} + \varepsilon_t \tag{6}$$

โดยที่ X_t, X_{t-1} คือข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปร ณ เวลา t และ t-1

ε_t คือความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (random error)

p คือสัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (autocorrelation coefficient)

จะได้ว่า
$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t ; \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2_{\varepsilon_t}) \tag{7}$$

โดยตั้งสมมุติฐานคือ

$$H_0 : p = 1$$
$$H_1 : |p| < 1 \quad ; -1 < p < 1$$

หากยอมรับ $H_0 : p = 1$ หมายความว่า X_t มียูนิทรูทหรือ X_t จะมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) แต่ถ้ายอมรับ $H_1 : |p| < 1 \quad ; -1 < p < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t จะมีลักษณะนิ่ง (stationary)

จากสมการ (6) นำ X_{t-1} ไปลบทั้งสองข้างของสมการจะได้ว่า

$$X_t - X_{t-1} = pX_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = (p-1)X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (8)$$

โดย $\theta = p-1$ จะได้สมมุติฐานใหม่ว่า

$H_0 : \theta + 1 = 1$ หรือ $H_0 : \theta = 0$

$H_1 : -1 < \theta + 1 < 1$ หรือ $H_1 : \theta < 0$

หากการทดสอบยอมรับสมมุติฐานหลัก $H_0 : \theta = 0$ แสดงว่าตัวแปร X_t มียูนิทรูทหรือ X_t จะมีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) แต่ในทางตรงกันข้ามหากปฏิเสธสมมุติฐานหลักแสดงว่ายอมรับ $H_1 : \theta < 0$ หมายความว่า ตัวแปร X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง (stationary)

ถ้า X_t เป็นแนวเดินเชิงสุ่มซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift)

เราสามารถจะเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (9)$$

และถ้า X_t เป็นแนวเดินเชิงเฟ้นสุ่มซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift) และมีแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้น (linear time trend) เราสามารถจะเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (10)$$

โดยที่ t คือเวลาในสมการที่ (9) จะมีความโน้มเอียงทั่วไปและในสมการที่ (10) จะมีทั้งความโน้มเอียงทั่วไปและมีแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้น โดยตัวพารามิเตอร์ที่อยู่ในความสนใจในทุกสมการคือ θ นั่นคือ ถ้า θ=0 หมายความว่า X_t จะมียูนิทรูทโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ t (t-statistic)ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมที่อยู่ในตาราง Dickey-Fuller หรือกับค่าวิกฤต Mackinnon critical values โดยเมื่อ |t-statistic| < |Mackinnon critical values| หมายความว่า X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้า |t-statistic| > |Mackinnon critical values| หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

2.1.3.2 Augmented Dickey-Fuller (ADF) [5] test เป็นการทดสอบยูนิทรูทอีกวิธีหนึ่งที่พัฒนามาจากวิธีของ Dickey-Fuller เนื่องจาก Dickey-Fuller test ไม่สามารถทำการทดสอบตัวแปรในกรณีที่มี serial correlation ในค่า error term (ε_t) หรือ error term มีลักษณะความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง โดยมีการเพิ่มพจน์ที่เรียกว่า lagged change เข้าไปในสมการ (8) (9) และ (10)ทางด้านขวามือจะได้สมการถดถอยใหม่ดังนี้

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (11)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{12}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{13}$$

โดย X_t คือข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t

X_{t-1} คือข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t -1

$\alpha, \beta, \theta, \delta$ คือค่าพารามิเตอร์

ε_t คือค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

โดยจำนวนของ lagged difference terms ที่จะนำเข้ามาร่วมในสมการนั้นมีมากพอที่ทำให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error terms) มีลักษณะเป็น serially independent และเมื่อนำเอาการทดสอบ DF (Dicker-Fuller test) กับสมการ (11) (12) และ (13) จะเรียกว่าการทดสอบ ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ค่าสถิติทดสอบ ADF มีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับ (asymptotic distribution) เหมือนกับสถิติ DF ดังนั้นใช้ค่าวิกฤต (critical values) แบบเดียวกัน

2.1.4 ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration)

ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) [5] หมายถึงการร่วมไปด้วยกัน กล่าวคือ การมีความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาตั้งแต่ 2 ตัวแปรขึ้นไป มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ส่วนเบี่ยงเบนที่ออกจากความสัมพันธ์ในระยะยาวมีลักษณะนิ่งสมมุติให้ตัวแปรข้อมูลอนุกรมเวลา 2 ตัวแปรใดๆ ที่มีลักษณะไม่นิ่งแต่มีค่าสูงขึ้นตามไปด้วยกันทั้งคู่และมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเหมือนกัน (integration of the same order) ความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองไม่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง อาจเป็นไปได้ว่าความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองดังกล่าวมีลักษณะนิ่ง กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีการร่วมกันไปด้วยกัน

ดังนั้นการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน (Cointegration regression) คือเทคนิคการประมาณค่าความสัมพันธ์ ดุลยภาพระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งโดยที่การเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาวต้องมีลักษณะนิ่งการถดถอยการร่วมกันไปด้วยกัน คือการใช้ส่วนที่เหลือ (residual) จากการถดถอย (regression equation) ที่ได้ มาทำการทดสอบว่ามีการร่วมกันไปด้วยกัน (cointegration) หรือไม่โดยการทดสอบยูนิทรูท จะได้ว่า

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + v_t \tag{14}$$

นำค่าสถิติ t (t-statistic) ซึ่งได้มาไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤตMackinnon (Mackinnon critical values) โดยที่ |t-statistic| > |Mackinnon critical values| หมายความว่ามีการร่วมกันไปด้วยกัน แต่ถ้า |t-statistic| < |Mackinnon critical values| หมายความว่าไม่มีการร่วมกันไปด้วยกัน

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่นำมาวิเคราะห์ แม้ว่าข้อมูลจะมีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้าตัวแปรที่นำมาพิจารณามีลักษณะเป็น Cointegration ผลการวิเคราะห์สมการถดถอยที่ได้จะไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริง (Spurious Regression) ในยุคแรกแนวความคิดถูกพัฒนาโดยนักเศรษฐมิติ 2 ท่าน คือ Engle และ Granger ซึ่งท่านได้ให้ข้อสรุปทางทฤษฎีว่า “ข้อมูลอนุกรมเวลาตั้งแต่ 2 ชุด อาจมีความสัมพันธ์ในเชิงเคลื่อนไหวไปพร้อม ๆ กัน ในสภาพที่แน่นอน ความสัมพันธ์ดังกล่าว เรียกว่า Cointegration ความสัมพันธ์เช่นนี้เกิดขึ้นได้แม้ว่าข้อมูลจะมีลักษณะไม่นิ่งก็ตาม” ดังนั้น การถดถอยการร่วมกันไปด้วยกัน (Cointegration Regression) คือเทคนิคการประมาณค่าความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลา ที่มีลักษณะไม่นิ่ง โดยการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาวต้องมีลักษณะนิ่ง

สรุปแล้ว Cointegration เป็นคุณสมบัติของข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งที่สามารถนำมาวิเคราะห์แล้วไม่เกิดปัญหา Spurious Regression

2.1.5 การวิเคราะห์ส่วนที่เหลือ (residual)

คือการนำส่วนที่เหลือ (residual) [3] ที่ยอมรับได้หลังจากการพยากรณ์ข้อมูล ควรจะมีลักษณะดังนี้

1. การแจกแจงความถี่ควรจะเป็นการแจกแจงแบบปกติ (Normal distribution)

2. มีค่าความแปรปรวน (variance) ของ residual ที่คงที่

2.2 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

Rasche and Tatom(1981) [6], Bruno and Sachs(1982) [7], Hamilton(1988) [8] ได้สร้างแบบจำลองเพื่ออธิบายผลกระทบของราคาน้ำมันที่มีต่อเศรษฐกิจมหภาค ซึ่งพบว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมัน จะก่อให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของกิจกรรมภายในระบบเศรษฐกิจ Phelps(1994) [9] และ Caruth et al(1998) [10] ได้สร้างแบบจำลองเพื่ออธิบายผลกระทบของราคาน้ำมันที่มีต่ออัตราการว่างงานโดยธรรมชาติ (Natural Rate of Unemployment) ในด้านการพัฒนาเทคโนโลยี Davis(1986) [11] ได้อธิบายผลกระทบของราคาน้ำมัน ที่มีต่อการลดลงของระดับการพัฒนาของเทคโนโลยีในแบบจำลองวัฏจักรธุรกิจที่แท้จริง (Real Business Cycles) โดยพบว่า การเพิ่มขึ้นของราคาน้ำมันจะมีผลให้เกิดการชะลอตัวของการพัฒนาเทคโนโลยี Federed(1996) [12] พิสูจน์ว่า การเพิ่มขึ้นของราคาน้ำมันทำให้เกิดการชะลอตัวของการลงทุนเนื่องจากได้รับผลกระทบผ่านความไม่แน่นอน (Uncertainty)

Darby(1982) [13], Hamilton (1983 [14],1988 [8],1996 [15],2000 [16]) , Burbidge and Harrison (1984) [17], Mork (1994) [18] Kahn and Hampton (1990) [19], Hooker (1996 [20],1999a [21],1999b [22]) และ Huntington (1998) [23] ได้ทำการศึกษาผลกระทบของราคาน้ำมันในระบบเศรษฐกิจของประเทศต่างๆ พบว่า การเพิ่มขึ้นของราคาน้ำมัน ส่งผลกระทบต่อผลผลิตภายในประเทศและอัตราเงินเฟ้ออย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ Kim and Loungani (1992) [24] พบว่า ราคาน้ำมันเป็นสาเหตุที่สำคัญที่ก่อให้เกิดความผันผวนของภาวะเศรษฐกิจมหภาคในช่วงทศวรรษ 1980 แต่ภายหลังจากปี 1995 Lee et al. (1995) [25] และ Hooker (1996) [20] พบว่าความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันกับกิจกรรมทางเศรษฐกิจไม่ได้เกิดขึ้นอย่างชัดเจนเช่นเดียวกับที่เกิดขึ้นในช่วงทศวรรษ 1980 รวมถึงการศึกษาของ Chang and Wong (2003) [1] ที่อาศัยแบบจำลอง Vector Autoregressive ในการศึกษาผลกระทบของราคาน้ำมันที่มีต่อระบบเศรษฐกิจสิงคโปร์ ก็แสดงให้เห็นว่า การเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันไม่ได้ก่อให้เกิดความผันผวนกับเศรษฐกิจมหภาคในระดับที่สูง

สิริวรรณ สุคันธปรีย์ (2548) [26] ศึกษาถึงผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันที่มีผลต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคของระบบเศรษฐกิจไทย โดยศึกษาถึงความต้องการใช้ การผลิต การนำเข้า และระดับราคาน้ำมันเชื้อเพลิงของไทย ตลอดจนวิเคราะห์ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันที่มีผลต่อตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคของไทย ได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ การบริโภคของภาคเอกชน การลงทุนของภาคเอกชน ภาษี อัตราดอกเบี้ย การนำเข้าสินค้าและบริการและอุปสงค์การถือเงิน ทำการศึกษาโดยใช้วิธีโคอินทริเกรชันและเออร์เรอร์คอเรคชัน ตามวิธีการของ Johansen และ Juselius ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลทุติยภูมิรายไตรมาสระหว่างไตรมาสแรกของปี พ.ศ. 2536 ถึงไตรมาสที่สองของปี พ.ศ. 2547

ผลการศึกษาพบว่า ทุกตัวแปรที่นำมาทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธีการ Augmented Dickeys-Fuller test มีความนิ่งที่อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเดียวกันที่ I(1) และมีความยาวของความล่าที่เหมาะสมเท่ากับ 1 จากการศึกษาถึงความสัมพันธ์พบว่าราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์กับการลงทุนของภาคเอกชนมากที่สุด รองลงมาเป็นผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ การนำเข้าสินค้าและบริการ การบริโภคของภาคเอกชน อุปสงค์การถือเงิน ภาษีและอัตราดอกเบี้ย และจากการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวพบว่า ตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคทุกตัวจะมีการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว นั่นคือตัวแปรทุกตัวที่ศึกษามีความสัมพันธ์ที่แท้จริงกับราคาน้ำมัน

สุดาพร เป็งมล (2547) [27] ศึกษาถึงผลของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันต่อดัชนีหลักทรัพย์รายกลุ่มอุตสาหกรรมจำนวน 20 กลุ่ม โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิ รายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2537-ธันวาคม 2547 โดยทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี unit root และทดสอบความสัมพันธ์โดยวิธีcointegration และerror correction model

ผลของการศึกษาพบว่าข้อมูลที่สามารถนำมาทดสอบ cointegration ได้ คือข้อมูลที่นิ่งที่ระดับ I(1) ได้แก่ กลุ่มอาหารและเครื่องดื่ม กลุ่มธนาคาร กลุ่มประกันชีวิตและประกันภัย กลุ่มยานพาหนะและอุปกรณ์ กลุ่มพัฒนาอสังหาริมทรัพย์ กลุ่มพลังงานและสาธารณูปโภค กลุ่มเหมืองแร่ กลุ่มพาณิชย์ กลุ่มโรงแรมและบริการท่องเที่ยว กลุ่มการพิมพ์และสิ่งพิมพ์ กลุ่มขนส่ง กลุ่มเคมีภัณฑ์และพลาสติก กลุ่มสื่อสาร กลุ่มวัสดุก่อสร้างและตกแต่ง และกลุ่มเครื่องใช้ไฟฟ้า โดยที่กลุ่มธนาคารและกลุ่มยานพาหนะและอุปกรณ์ ไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว กับการปรับตัวเพิ่มขึ้นของราคาน้ำมัน ส่วนหลักทรัพย์กลุ่มที่เหลือ ก็จะมีระดับความสัมพันธ์ในระยะยาวมากน้อยแตกต่างกันไป ทั้งในทิศทางเดียวกันและทิศทางตรงกันข้าม ส่วนความสัมพันธ์ในระยะสั้นหลักทรัพย์เกือบทุกกลุ่มมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพด้วยขนาดและความเร็วที่ช้า ยกเว้นกลุ่มเคมีภัณฑ์และพลาสติก ที่ปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพด้วยความเร็วที่เร็วกว่ากลุ่มอื่นๆ

วราลักษณ์ ชมพูพงษ์ (2548) [28] ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาและปริมาณการซื้อขายของหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยวิธี cointegration โดยใช้ข้อมูลแบบรายสัปดาห์ เริ่มตั้งแต่ พ.ศ. 2542-2547 ในรูปของลอการิทึม ทดสอบความนิ่งด้วยวิธี unit root (ADF test) ทดสอบการร่วมกันไปด้วย และทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นตามแบบจำลอง เออเรอร์คอเรคชันผลจากการทดสอบความนิ่งของข้อมูล พบว่า ข้อมูลราคาและปริมาณการซื้อขายหลักทรัพย์มีลักษณะไม่นิ่ง และมี Order of integration เป็น I(1) เมื่อให้ข้อมูลราคาเป็นตัวแปรตามและปริมาณการซื้อขายเป็นตัวแปรอิสระ พบว่ามีความสัมพันธ์กันในระยะยาว และระยะสั้น และมีการปรับตัวเข้าหาดุลยภาพในระยะยาว

ศิรประภา แก้วมนี (2549) [29] ศึกษาถึงความความสัมพันธ์ระหว่างราคาทองคำกับราคาน้ำมันโดยใช้ข้อมูลที่เป็นอนุกรมเวลา ทำการทดสอบความนิ่งโดยวิธีการ Augmented Dickey-Fuller และการร่วมกันไปด้วย (cointegration) และ error correction โดยวิธีการของ Johensen และ Juseliusจากนั้นทำการวิเคราะห์ความยืดหยุ่นของราคาทองคำล่วงหน้า เมื่อราคาน้ำมันล่วงหน้าได้เปลี่ยนแปลงไป โดยทำการเปลี่ยนแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปของลอการิทึมธรรมชาติ ทำการทดสอบความนิ่งและนำค่าสัมประสิทธ์หน้าลอการิทึมธรรมชาติราคาน้ำมันล่วงหน้า มาวิเคราะห์ความยืดหยุ่นของราคาทองคำล่วงหน้าที่มีต่อการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันล่วงหน้า

ผลการศึกษาพบว่า เมื่อทำการทดสอบความนิ่งข้อมูลพบว่าข้อมูลมีความนิ่งเดียวกันที่ I(1)และมีความยาวของความล่าที่เหมาะสมเท่ากับ 0 จากการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่าราคาทองคำล่วงหน้าจะมีความสัมพันธ์ระยะยาวกับราคาน้ำมันล่วงหน้าที่ราคาล่วงหน้า 7 เดือนเป็นต้นไป โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน สำหรับการปรับตัวระยะสั้น ตามแบบจำลอง error correction model พบว่ามีค่าความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวอยู่ในช่วง 0 ถึง -1 แสดงว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่แท้จริง

จากการศึกษาข้างต้น ทำให้เกิดคำถามระหว่างความสัมพันธ์ของราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้นของไทย โดยเฉพาะอย่างยิ่งในปัจจุบัน ที่ราคาน้ำมันภายในประเทศอยู่ในระดับสูง และ

เกิดการเปลี่ยนแปลงบ่อยครั้ง ดังนั้นในการศึกษานี้ จึงได้นำเอาเครื่องมือทางเศรษฐมิติที่เรียกว่า Vector Autoregressive (VAR) เพื่อนำมาใช้ในการคำนวณค่าพารามิเตอร์ และ Vector Autoregressive Model ซึ่งมีความสัมพันธ์ซึ่งกันและกัน (Interrelationship) ของตัวแปรภายในแบบจำลอง (Endogenous Variables) เพื่อศึกษาการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันภายในประเทศที่มีต่อราคาเหล็กเส้นภายในประเทศ โดยแบบจำลอง Vector Autoregressive Model (VAR)

บทที่ 3

ระเบียบการวิจัย

3.1 แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

รูปแบบสมการแบบจำลองที่ใช้ในการหาความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันและราคาเหล็กเส้นล่วงหน้า มีรูปแบบดังสมการที่ (3)

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{13} & a_{14} \\ a_{23} & a_{24} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

โดยที่ y_t คือ ราคาเหล็กเส้น

x_t คือ ราคาน้ำมัน

c_1 และ c_2 คือ ค่าคงที่

ε_{1t} และ ε_{2t} คือ ค่า error

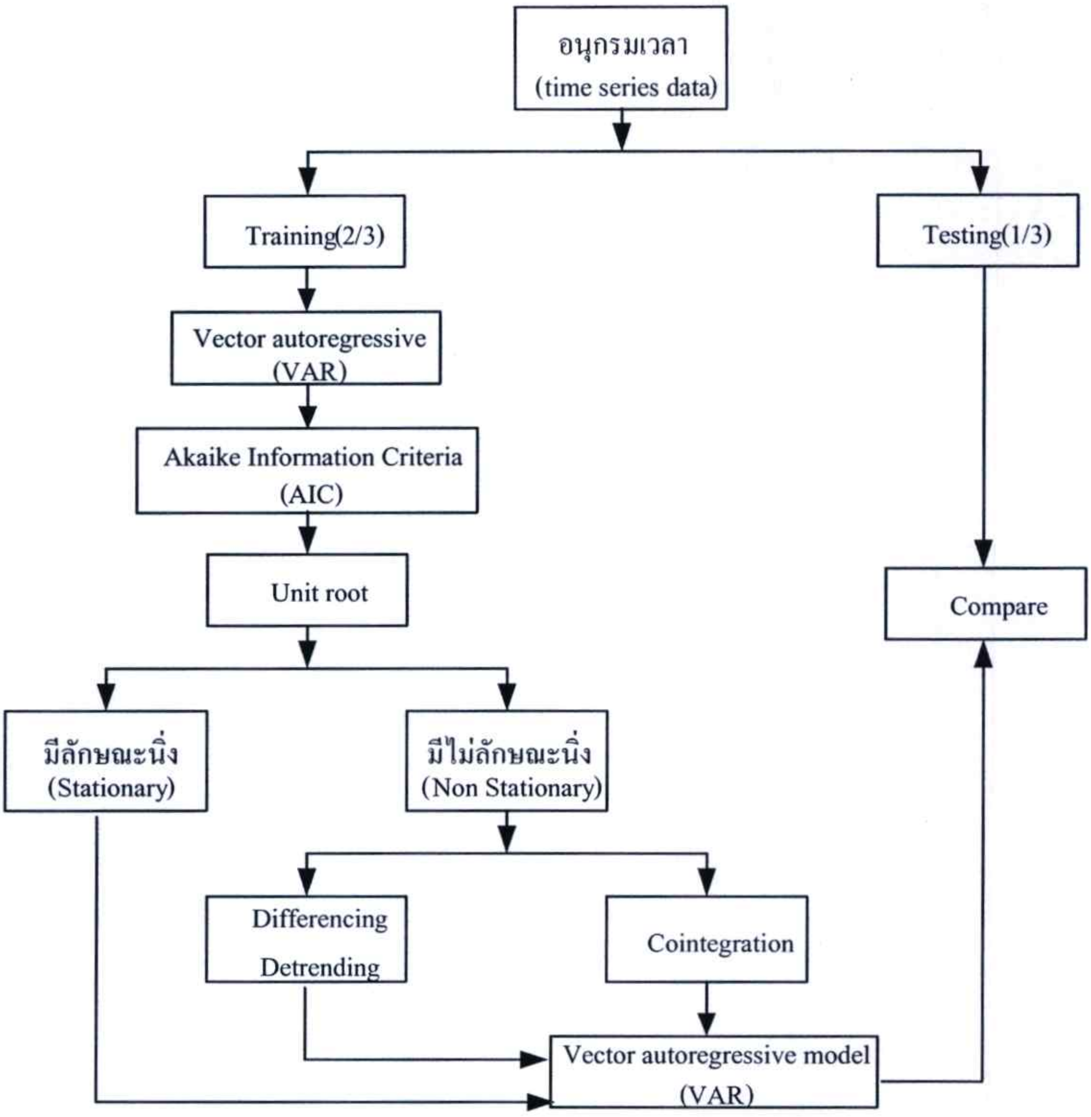
$t-1$ และ $t-2$ คือ จำนวนความล่า (lag)

3.2 สมมุติฐาน

การเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันส่งผลกระทบต่อราคาเหล็กเส้นภายในประเทศ ในช่วงเวลาเดียวกัน

3.3 วิธีการศึกษา

วิธีการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันและราคาเหล็กเส้นในครั้งนี้ ได้ใช้วิธี cointegration ซึ่งเป็นวิธีที่ใช้ในการวิเคราะห์หาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว จากนั้นจะนำไปหาสมการที่ใช้ในการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง VAR และจะนำค่าที่ได้จากการพยากรณ์ไปเปรียบเทียบกับค่าที่สังเกตได้ ในการวิเคราะห์ข้อมูลเพื่อศึกษาความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้น มีขั้นตอนการศึกษาดังต่อไปนี้



รูปที่ 3.1 แสดงขั้นตอนในการศึกษา

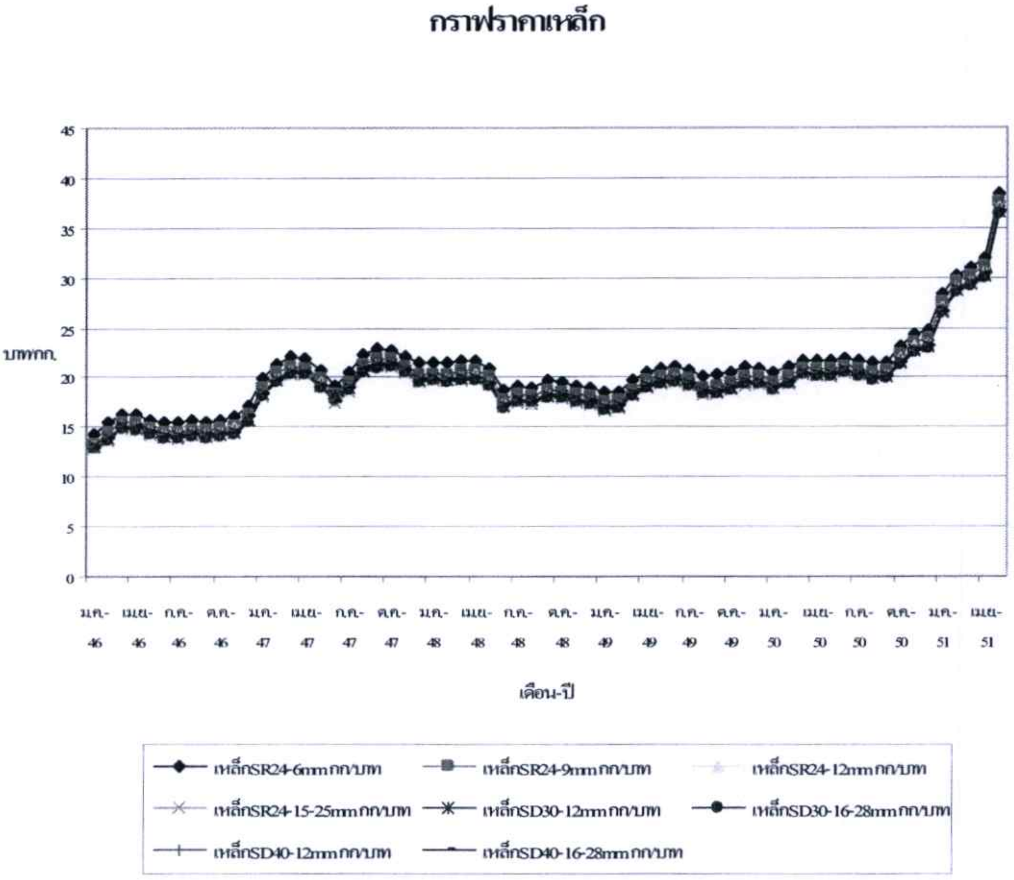
ในการศึกษาจำเป็นต้องมีการทดสอบตัวแปรทั้งหมดในแบบจำลอง เพื่อให้สอดคล้องกับสมมติฐานของการสร้างแบบจำลอง VAR จะต้องทำการแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ส่วน คือ Training and Testing [30]

1.Training(2/3)

2.Testing(1/3)

จากนั้นจึงทำการประมาณค่าแบบจำลอง VAR ทดสอบความมีเสถียรภาพของแบบจำลอง ซึ่งมีรายละเอียดของผลการศึกษาดังนี้

3.3.1 การเลือกกลุ่มเหล็กเส้น



รูปที่ 3.2 แสดงราคาเหล็กเส้นขนาดต่าง ๆ

จากกราฟจะเห็นได้ว่าราคาเหล็กเส้นมีส่วนต่างที่เท่าๆ กัน ดังนั้นจึงเปรียบเสมือนว่าเป็นกลุ่มเดียวกันจากการทดลองจะใช้เหล็กเส้น SR24-6mm, SD30 16-18mm, SD40 16-28mm เป็นตัวแทนของราคาเหล็กเส้น

3.3.2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลองระหว่างราคาเหล็กเส้นกับราคาน้ำมันภายใน ประเทศ

3.3.2.1 ค่าพารามิเตอร์ของ SR24-6mm

การทดสอบค่าพารามิเตอร์จะกล่าวถึง การทดสอบ cointegration ของสมการที่มีตัวแปรหลายตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา โดยใช้ค่า Akaike Information Criteria(AIC) [2] กับตัวแปรที่ปรากฏอยู่ในแบบจำลองข้างต้นสามารถสรุปได้ดังตารางที่ 3.1

สำนักหอสมุดกลาง พระจอมเกล้าลาดกระบัง

เนื่องจากค่า Akaike Information Criteria(AIC) [2] มีความสัมพันธ์กับค่า Sum of Squared Residual (RSS) ดังนั้นเกณฑ์ในการเลือกความล่า (lag) ที่เหมาะสมกับแบบจำลองควรเลือกความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุดเพราะมีค่า Sum of Square Residual (RSS) ต่ำด้วย ซึ่งหมายความว่าแบบจำลองที่มีความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด นั้นมีค่าความคลาดเคลื่อนต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแปรในแบบจำลองจึงเหมาะสมที่จะนำมาประมาณค่าแบบจำลอง VAR ได้

ตารางที่ 3.1 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive

lag	AIC	sige	R-squared
1	-0.2442	0.7438	0.8728
2	-0.418	0.6323	0.8926
3	-0.3872	0.6481	0.8941
4	-0.3652	0.6537	0.8975
5	-0.3396	0.6732	0.8967
6	-0.2769	0.6546	0.8999
7	-0.2931	0.6228	0.9043
8	-0.2311	0.7107	0.8917
9	-0.3366	0.6459	0.8996
10	-0.3175	0.6826	0.8919
11	-0.3126	0.8115	0.8713
12	-0.4042	0.8999	0.8772
13*	-0.5831*	0.2447	0.9807
14	-0.4605	0.0040	0.9999

หมายเหตุ: * จำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสม คือ จำนวนความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC Statistic ต่ำที่สุด

การกำหนดจำนวนความล่า(lag) ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า AIC Statistic เป็นเกณฑ์กับการทดสอบ จากตารางที่ 3.1 พบว่าจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ความล่าที่ 13 เพราะให้ค่า AIC statistic ต่ำที่สุด

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ stationary หรือไม่

วิธี ADF (Augmented Dickey-Fuller test)

105471

ตารางที่ 3.2 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-0.538	1	-3.64	-3.545	-3.215
-0.915	2	-3.64	-3.545	-3.215
-0.543	3	-3.64	-3.545	-3.215
-0.518	4	-3.64	-3.545	-3.215
-0.441	5	-3.64	-3.545	-3.215
-0.657	6	-3.64	-3.545	-3.215
-1.066	7	-3.64	-3.545	-3.215
-1.191	8	-3.64	-3.545	-3.215
-1.700	9	-3.64	-3.545	-3.215
-2.067	10	-3.64	-3.545	-3.215
-2.206	11	-3.64	-3.545	-3.215
-2.966	12	-3.64	-3.545	-3.215
-2.673	13	-3.64	-3.545	-3.215
-2.933	14	-3.64	-3.545	-3.215

จากตารางที่ 3.2 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า y_t (ราคาเหล็กเส้น) มียูนิทรูท หรือ y_t (ราคาเหล็กเส้น) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาเหล็กเส้นยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

ตารางที่ 3.3 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมัน)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-3.513	1	-3.64	-3.545	-3.215
-3.968	2	-3.64	-3.545	-3.215
-3.786	3	-3.64	-3.545	-3.215
-4.227	4	-3.64	-3.545	-3.215
-3.860	5	-3.64	-3.545	-3.215
-3.155	6	-3.64	-3.545	-3.215
-2.991	7	-3.64	-3.545	-3.215
-2.711	8	-3.64	-3.545	-3.215

ตารางที่ 3.3(ต่อ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-2.618	9	-3.64	-3.545	-3.215
-2.181	10	-3.64	-3.545	-3.215
-1.972	11	-3.64	-3.545	-3.215
-1.718	12	-3.64	-3.545	-3.215
-1.573	13	-3.64	-3.545	-3.215
-1.469	14	-3.64	-3.545	-3.215

จากตารางที่ 3.3 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า x_t (ราคาน้ำมัน) มียูนิทรูท หรือ x_t (ราคาน้ำมัน) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาน้ำมันยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ Co-integration

วิธี CADF(Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.4 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t และ x_t

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-2.204	1	-4.025	-3.404	-3.089
-1.681	2	-4.025	-3.404	-3.089
-1.694	3	-4.025	-3.404	-3.089
-1.686	4	-4.025	-3.404	-3.089
-1.565	5	-4.025	-3.404	-3.089
-2.050	6	-4.025	-3.404	-3.089
-1.965	7	-4.025	-3.404	-3.089
-2.472	8	-4.025	-3.404	-3.089
-2.453	9	-4.025	-3.404	-3.089
-2.788	10	-4.025	-3.404	-3.089
-2.950	11	-4.025	-3.404	-3.089
-3.092	12	-4.025	-3.404	-3.089

ตารางที่ 3.4(ต่อ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-3.625*	13	-4.025	-3.404*	-3.089
-4.920	14	-4.025	-3.404	-3.089

หมายเหตุ: *Co-integration คือ เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์ใน รูปสัมบูรณ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่าสมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกันนั่นเอง

การกำหนด Co-integration ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) [5] จากตารางที่ 3.4 พบว่าค่า t-Statistic ในรูปสัมบูรณ์ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ที่ความล่า 12 (lag 12) ที่ความเชื่อมั่นที่ 90% , ที่ความล่า 13 (lag 13) ที่ความเชื่อมั่นที่ 95% และ ที่ความล่า 14 (lag 14) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99%

แต่จากการทดสอบจะได้ว่า ราคาน้ำมันและราคาเหล็กเส้นมีลักษณะการเป็น Co-integration vector ที่ ความล่า 13 (lag 13) เพราะมีค่า AIC ต่ำที่สุด และที่ความล่า 13 (lag 13) มีค่า t-Statistic ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ 95% ดังนั้นทั้งราคาเหล็กเส้นและราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์ร่วมกันไป จึงสามารถที่จะนำข้อมูลทั้งสองมาทำการวิเคราะห์ข้อมูล เพื่อหาแบบจำลองได้

3.3.2.2 ค่าพารามิเตอร์ของ SD30 16-28mm

การทดสอบค่าพารามิเตอร์จะกล่าวถึง การทดสอบ cointegration ของสมการที่มีตัวแปรหลายตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา โดยใช้ค่า Akaike Information Criteria (AIC) [2] กับตัวแปรที่ปรากฏอยู่ในแบบจำลองข้างต้นสามารถสรุปได้ดังตารางที่ 3.5

เนื่องจากค่า Akaike Information Criteria (AIC) [2] มีความสัมพันธ์กับค่า Sum of Squared Residual(RSS) ดังนั้นเกณฑ์ในการเลือกความล่า (lag) ที่เหมาะสมกับแบบจำลองควรเลือกความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุดเพราะมีค่า Sum of Square Residual (RSS) ต่ำด้วย ซึ่งหมายความว่าแบบจำลองที่มีความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด นั้นมีค่าความคลาดเคลื่อนต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแปรในแบบจำลองจึงสามารถนำมาประมาณค่าแบบจำลอง VAR ได้

ตารางที่ 3.5 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive

lag	AIC	sige	R-squared
1	-0.3032	0.7003	0.8723
2	-0.5244	0.5673	0.8972
3	-0.5246	0.5705	0.9008
4	-0.5508	0.5570	0.9068
5	-0.4944	0.5905	0.9037

ตารางที่ 3.5(ต่อ)

lag	AIC	sige	R-squared
6	-0.4394	0.5527	0.9106
7	-0.4206	0.5150	0.9172
8	-0.3791	0.5706	0.9089
9	-0.4389	0.5369	0.9132
10	-0.444	0.5461	0.9095
11	-0.4959	0.6274	0.8937
12	-0.5424	0.6413	0.9076
13*	-0.6548*	0.3745	0.9688
14	-0.5527	0.3028	0.9936

หมายเหตุ: * จำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสม คือ จำนวนความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC Statistic ต่ำที่สุด

การกำหนดจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า AIC Statistic เป็นเกณฑ์กับการทดสอบ จากตารางที่ 3.5 พบว่าจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมของแบบจำลอง คือ ความล่าที่ 13 เพราะให้ค่า AIC statistic ต่ำที่สุด

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ stationary หรือไม่

วิธี ADF (Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.6 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-0.931	1	-3.64	-2.949	-2.616
-1.027	2	-3.64	-2.949	-2.616
-0.544	3	-3.64	-2.949	-2.616
-0.828	4	-3.64	-2.949	-2.616
-0.804	5	-3.64	-2.949	-2.616
-0.949	6	-3.64	-2.949	-2.616
-1.076	7	-3.64	-2.949	-2.616
-1.42	8	-3.64	-2.949	-2.616
-2.14	9	-3.64	-2.949	-2.616
-2.57	10	-3.64	-2.949	-2.616

ตารางที่ 3.6(ต่อ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-3.01	11	-3.64	-2.949	-2.616
-3.26	12	-3.64	-2.949	-2.616
-2.437	13	-3.64	-2.949	-2.616
-2.057	14	-3.64	-2.949	-2.616

จากตารางที่ 3.6 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า y_t (ราคาเหล็กเส้น) มียูนิทรูท หรือ y_t (ราคาเหล็กเส้น) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาเหล็กเส้นยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

ตารางที่ 3.7 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมัน)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0.243	1	-3.64	-2.949	-2.616
0.273	2	-3.64	-2.949	-2.616
0.564	3	-3.64	-2.949	-2.616
0.600	4	-3.64	-2.949	-2.616
0.905	5	-3.64	-2.949	-2.616
0.494	6	-3.64	-2.949	-2.616
0.255	7	-3.64	-2.949	-2.616
0.191	8	-3.64	-2.949	-2.616
0.273	9	-3.64	-2.949	-2.616
0.126	10	-3.64	-2.949	-2.616
0.243	11	-3.64	-2.949	-2.616
-0.169	12	-3.64	-2.949	-2.616
-0.046	13	-3.64	-2.949	-2.616
-0.305	14	-3.64	-2.949	-2.616

จากตารางที่ 3.7 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า x_t (ราคาน้ำมัน) มียูนิทรูท

หรือ x_t (ราคาน้ำมัน) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาน้ำมันยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ Co-integration

วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.8 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t และ x_t

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-2.32	1	-4.025	-3.404	-3.089
-1.57	2	-4.025	-3.404	-3.089
-1.74	3	-4.025	-3.404	-3.089
-1.60	4	-4.025	-3.404	-3.089
-1.52	5	-4.025	-3.404	-3.089
-1.95	6	-4.025	-3.404	-3.089
-2.013	7	-4.025	-3.404	-3.089
-2.424	8	-4.025	-3.404	-3.089
-2.492	9	-4.025	-3.404	-3.089
-3.171	10	-4.025	-3.404	-3.089
-2.77	11	-4.025	-3.404	-3.089
-3.527	12	-4.025	-3.404	-3.089
-4.160*	13	-4.025*	-3.404	-3.089
-4.297	14	-4.025	-3.404	-3.089

หมายเหตุ: *Co-integration คือ เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์ใน รูปสัมบูรณ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่าสมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกันนั่นเอง

การกำหนด Co-integration ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) [5] จากตารางที่ 3.8 พบว่าค่า t-Statistic ในรูปสัมบูรณ์ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ที่ความล่า 12 (lag 12) ที่ความเชื่อมั่นที่ 95% , ที่ความล่า 13 (lag 13) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99% และ ที่ความล่า 14 (lag 14) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99%

แต่จากการทดสอบจะได้ว่า ราคาน้ำมันและราคาเหล็กเส้นมีลักษณะการเป็น Co-integration vector ที่ ความล่า 13 (lag 13) เพราะมีค่า AIC ต่ำที่สุด และที่ความล่า 13 (lag 13) มีค่า t-Statistic ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ 99% ดังนั้นทั้งราคาเหล็กเส้นและราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์ร่วมกันไปสามารถที่จะนำข้อมูลทั้งสองมาทำการวิเคราะห์ข้อมูล เพื่อหาแบบจำลองได้

3.3.2.3 ค่าพารามิเตอร์ของ SD40 16-28mm

การทดสอบค่าพารามิเตอร์จะกล่าวถึง การทดสอบ cointegration ของสมการที่มีตัวแปรหลายตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา โดยใช้ค่า Akaike Information Criteria (AIC) [2] กับตัวแปรที่ปรากฏอยู่ในแบบจำลองข้างต้นสามารถสรุปได้ดังตารางที่ 3.9

เนื่องจากค่า Akaike Information Criteria (AIC) [2] มีความสัมพันธ์กับค่า Sum of Squared Residual (RSS) ดังนั้นเกณฑ์ในการเลือกความล่า (lag) ที่เหมาะสมกับแบบจำลองควรเลือกความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุดเพราะมีค่า Sum of Square Residual (RSS) ต่ำด้วย ซึ่งหมายความว่าแบบจำลองที่มีความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด นั้นมีค่าความคลาดเคลื่อนต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแปรในแบบจำลองจึงเหมาะสมที่จะนำมาประมาณค่าแบบจำลอง VAR ได้

ตารางที่ 3.9 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive

lag	AIC	sige	R-squared
1	-0.2408	0.7465	0.8647
2	-0.4406	0.6179	0.8878
3	-0.4543	0.6120	0.8930
4	-0.4234	0.6345	0.8936
5	-0.378	0.6670	0.8913
6	-0.31	0.6415	0.8964
7	-0.2934	0.6253	0.8988
8	-0.2256	0.7136	0.8851
9	-0.2583	0.7146	0.8840
10	-0.2765	0.7151	0.8811
11	-0.3326	0.7920	0.8866
12	-0.3408	0.9464	0.8698
13*	-0.4707*	0.6342	0.9497
14	-0.353	0.0809	0.9984

หมายเหตุ: * จำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสม คือ จำนวนความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC Statistic ต่ำที่สุด

การกำหนดจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า AIC Statistic เป็นเกณฑ์กับการทดสอบ จากตารางที่ 3.9 พบว่าจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมของแบบจำลอง คือ ความล่าที่ 13 เพราะให้ค่า AIC statistic ต่ำที่สุด

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ stationary หรือไม่

วิธี ADF (Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.10 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-0.99	1	-3.64	-2.949	-2.616
-1.00	2	-3.64	-2.949	-2.616
-0.577	3	-3.64	-2.949	-2.616
-0.716	4	-3.64	-2.949	-2.616
-0.765	5	-3.64	-2.949	-2.616
-0.878	6	-3.64	-2.949	-2.616
-1.057	7	-3.64	-2.949	-2.616
-1.20	8	-3.64	-2.949	-2.616
-1.88	9	-3.64	-2.949	-2.616
-2.37	10	-3.64	-2.949	-2.616
-2.64	11	-3.64	-2.949	-2.616
-2.79	12	-3.64	-2.949	-2.616
-2.28	13	-3.64	-2.949	-2.616
-1.78	14	-3.64	-2.949	-2.616

จากตารางที่ 3.10 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า y_t (ราคาเหล็กเส้น) มียูนิทรูท หรือ y_t (ราคาเหล็กเส้น) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาเหล็กเส้นยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

ตารางที่ 3.11 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมัน)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0.243	1	-3.64	-2.949	-2.616
0.273	2	-3.64	-2.949	-2.616
0.564	3	-3.64	-2.949	-2.616
0.600	4	-3.64	-2.949	-2.616
0.905	5	-3.64	-2.949	-2.616

ตารางที่ 3.11(ต่อ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0.494	6	-3.64	-2.949	-2.616
0.255	7	-3.64	-2.949	-2.616
0.191	8	-3.64	-2.949	-2.616
0.273	9	-3.64	-2.949	-2.616
0.126	10	-3.64	-2.949	-2.616
0.243	11	-3.64	-2.949	-2.616
-0.169	12	-3.64	-2.949	-2.616
-0.046	13	-3.64	-2.949	-2.616
-0.305	14	-3.64	-2.949	-2.616

จากตารางที่ 3.11 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า x_t (ราคาน้ำมัน) มียูนิทรูท หรือ x_t (ราคาน้ำมัน) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาน้ำมันยังไม่สามารถที่จะนำมาทาการวิเคราะห์ข้อมูลได้

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ Co-integration

วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.12 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t และ x_t

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-2.34	1	-4.025	-3.404	-3.089
-1.628	2	-4.025	-3.404	-3.089
-1.68	3	-4.025	-3.404	-3.089
-1.639	4	-4.025	-3.404	-3.089
-1.50	5	-4.025	-3.404	-3.089
-1.99	6	-4.025	-3.404	-3.089
-1.89	7	-4.025	-3.404	-3.089
-2.04	8	-4.025	-3.404	-3.089
-2.56	9	-4.025	-3.404	-3.089
-3.05	10	-4.025	-3.404	-3.089

ตารางที่ 3.12(ต่อ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-2.65	11	-4.025	-3.404	-3.089
-3.5	12	-4.025	-3.404	-3.089
-4.02*	13	-4.025	-3.404*	-3.089
-4.11	14	-4.025	-3.404	-3.089

หมายเหตุ: *Co-integration คือ เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์ใน รูปสัมบูรณ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่าสมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกันนั่นเอง

การกำหนด Co-integration ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) จากตารางที่ 3.12 พบว่าค่า t-Statistic ในรูปสัมบูรณ์ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ที่ความล่า 12 (lag 12) ที่ความเชื่อมั่นที่ 95% , ที่ความล่า 13 (lag 13) ที่ความเชื่อมั่นที่ 95% และ ที่ความล่า 14 (lag 14) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99%

แต่จากการทดสอบจะได้ว่า ราคาน้ำมันและราคาเหล็กเส้นมีลักษณะการเป็น Co-integration vector ที่ ความล่า 13 (lag 13) เพราะมีค่า AIC ต่ำที่สุด และที่ความล่า 13 (lag 13) มีค่า t-Statistic ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ 95% ดังนั้นทั้งราคาเหล็กเส้นและราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์ร่วมกันไปสามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูล เพื่อหาแบบจำลองได้

3.3.3 การประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลองระหว่างราคาเหล็กเส้นกับราคาน้ำมันดิบดูไบ

3.3.3.1 ค่าพารามิเตอร์ของ SR24-6mm

การทดสอบค่าพารามิเตอร์จะกล่าวถึง การทดสอบ cointegration ของสมการที่มีตัวแปรหลายตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา โดยใช้ค่า Akaike Information Criteria (AIC) [2] กับตัวแปรที่ปรากฏอยู่ในแบบจำลองข้างต้นสามารถสรุปได้ดังตารางที่ 3.13

เนื่องจากค่า Akaike Information Criteria (AIC) [2] มีความสัมพันธ์กับค่า Sum of Squared Residual (RSS) ดังนั้นเกณฑ์ในการเลือกความล่า (lag) ที่เหมาะสมกับแบบจำลองควรเลือกความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุดเพราะมีค่า Sum of Square Residual (RSS) ต่ำด้วย ซึ่งหมายความว่าแบบจำลองที่มีความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด นั้นมีค่าความคลาดเคลื่อนต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแปรในแบบจำลองจึงเหมาะสมที่จะนำมาประมาณค่าแบบจำลอง VAR ได้

ตารางที่ 3.13 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive

lag	AIC	sige	R-squared
1	-0.2442	0.7480	0.8721
2	-0.418	0.6278	0.8933
3	-0.3872	0.6510	0.8936
4	-0.3652	0.6724	0.8946
5	-0.3396	0.6711	0.8970
6	-0.2769	0.7417	0.8865
7	-0.2931	0.7378	0.8867
8	-0.2311	0.8104	0.8766
9	-0.3366	0.7866	0.8777
10	-0.3175	0.8616	0.8636
11	-0.3126	0.2872	0.9545
12	-0.4042	0.3890	0.9469
13*	-0.5831*	0.2403	0.9811
14	-0.4605	0.6261	0.9876

หมายเหตุ: * จำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสม คือ จำนวนความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC Statistic ต่ำที่สุด

การกำหนดจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า AIC Statistic เป็นเกณฑ์กับการทดสอบ จากตารางที่ 3.13 พบว่าจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ความล่าที่ 13 เพราะให้ค่า AIC statistic ต่ำที่สุด

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ stationary หรือไม่

วิธี ADF (Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.14 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-1.03	1	-3.64	-2.949	-2.616
-1.02	2	-3.64	-2.949	-2.616
-0.73	3	-3.64	-2.949	-2.616
-0.86	4	-3.64	-2.949	-2.616
-0.97	5	-3.64	-2.949	-2.616

ตารางที่ 3.14(ต่อ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-1.08	6	-3.64	-2.949	-2.616
-1.28	7	-3.64	-2.949	-2.616
-1.48	8	-3.64	-2.949	-2.616
-2.27	9	-3.64	-2.949	-2.616
-2.5	10	-3.64	-2.949	-2.616
-2.62	11	-3.64	-2.949	-2.616
-3.14	12	-3.64	-2.949	-2.616
-2.06	13	-3.64	-2.949	-2.616
-1.58	14	-3.64	-2.949	-2.616

จากตารางที่ 3.14 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า y_t (ราคาเหล็กเส้น) มียูนิทรูท หรือ y_t (ราคาเหล็กเส้น) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นคาเหล็กเส้นยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

ตารางที่ 3.15 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมันดิบดูไบ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0.79	1	-3.64	-2.949	-2.616
0.963	2	-3.64	-2.949	-2.616
1.059	3	-3.64	-2.949	-2.616
0.704	4	-3.64	-2.949	-2.616
1.157	5	-3.64	-2.949	-2.616
0.743	6	-3.64	-2.949	-2.616
1.011	7	-3.64	-2.949	-2.616
0.92	8	-3.64	-2.949	-2.616
1.374	9	-3.64	-2.949	-2.616
1.594	10	-3.64	-2.949	-2.616
0.638	11	-3.64	-2.949	-2.616
0.584	12	-3.64	-2.949	-2.616
0.513	13	-3.64	-2.949	-2.616

ตารางที่ 3.15(ต่อ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0.232	14	-3.64	-2.949	-2.616

จากตารางที่ 3.15 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า x_t (ราคาน้ำมัน) มียูนิทรูท หรือ x_t (ราคาน้ำมัน) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาน้ำมันยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ Co-integration

วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.16 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t และ x_t

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-2.317	1	-4.025	-3.404	-3.089
-1.787	2	-4.025	-3.404	-3.089
-1.607	3	-4.025	-3.404	-3.089
-1.698	4	-4.025	-3.404	-3.089
-1.763	5	-4.025	-3.404	-3.089
-2.136	6	-4.025	-3.404	-3.089
-2.143	7	-4.025	-3.404	-3.089
-2.485	8	-4.025	-3.404	-3.089
-2.927	9	-4.025	-3.404	-3.089
-3.188	10	-4.025	-3.404	-3.089
-3.546	11	-4.025	-3.404	-3.089
-4.085	12	-4.025	-3.404	-3.089
-4.425*	13	-4.025*	-3.404	-3.089
-5.18	14	-4.025	-3.404	-3.089

หมายเหตุ: *Co-integration คือ เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์ใน รูปสัมบูรณ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่าสมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกันนั่นเอง

การกำหนด Co-integration ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) จากตารางที่ 3.16 พบว่าค่า t-Statistic ในรูปสัมบูรณ์ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ที่ความล่า 12 (lag 12) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99% ที่ความล่า 13 (lag 13) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99% และ ที่ความล่า 14 (lag 14) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99%

แต่จากการทดสอบจะได้ว่า ราคาน้ำมันและราคาเหล็กเส้นมีลักษณะการเป็น Co-integration vector ที่ ความล่า 13 (lag 13) เพราะมีค่า AIC ต่ำที่สุด และที่ความล่า 13 (lag 13) มีค่า t-Statistic ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ 99% ดังนั้นทั้งราคาเหล็กเส้นและราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์ร่วมกันไป สามารถที่จะนำข้อมูลทั้งสองมาทำการวิเคราะห์ข้อมูล เพื่อหาแบบจำลองได้

3.3.3.2 ค่าพารามิเตอร์ของ SD30 16-28mm

การทดสอบค่าพารามิเตอร์จะกล่าวถึง การทดสอบ cointegration ของสมการที่มีตัวแปรหลายตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา โดยใช้ค่า Akaike Information Criteria (AIC) [2] กับตัวแปรที่ปรากฏอยู่ในแบบจำลองข้างต้นสามารถสรุปได้ดังตารางที่ 3.17

เนื่องจากค่า Akaike Information Criteria (AIC) [2] มีความสัมพันธ์กับค่า Sum of Squared Residual (RSS) ดังนั้นเกณฑ์ในการเลือกความล่า (lag) ที่เหมาะสมกับแบบจำลองควรเลือกความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุดเพราะมีค่า Sum of Square Residual (RSS) ต่ำด้วย ซึ่งหมายความว่าแบบจำลองที่มีความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด นั้นมีค่าความคลาดเคลื่อนต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแปรในแบบจำลองจึงเหมาะสมที่จะนำมาประมาณค่าแบบจำลอง VAR ได้

ตารางที่ 3.17 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive

lag	AIC	sige	R-squared
1	-0.3032	0.7054	0.8723
2	-0.5244	0.5376	0.9026
3	-0.5246	0.5512	0.9042
4	-0.5508	0.5510	0.9079
5	-0.4944	0.5735	0.9064
6	-0.4394	0.6262	0.8987
7	-0.4206	0.6385	0.8974
8	-0.3791	0.6774	0.8918
9	-0.4389	0.6957	0.8876
10	-0.444	0.7512	0.8755
11	-0.4959	0.2322	0.9607
12	-0.5424	0.2707	0.9610

ตารางที่ 3.17(ต่อ)

lag	AIC	sige	R-squared
13*	-0.6548*	0.1085	0.9910
14	-0.5527	0.2809	0.9941

หมายเหตุ: * จำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสม คือ จำนวนความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC Statistic ต่ำที่สุด

การกำหนดจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า AIC Statistic เป็นเกณฑ์กับการทดสอบ จากตารางที่ 3.17 พบว่าจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ความล่าที่ 13 เพราะให้ค่า AIC statistic ต่ำที่สุด

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ stationary หรือไม่

วิธี ADF (Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.18 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-0.931	1	-3.64	-2.949	-2.616
-1.027	2	-3.64	-2.949	-2.616
-0.544	3	-3.64	-2.949	-2.616
-0.828	4	-3.64	-2.949	-2.616
-0.804	5	-3.64	-2.949	-2.616
-0.949	6	-3.64	-2.949	-2.616
-1.076	7	-3.64	-2.949	-2.616
-1.42	8	-3.64	-2.949	-2.616
-2.14	9	-3.64	-2.949	-2.616
-2.57	10	-3.64	-2.949	-2.616
-3.01	11	-3.64	-2.949	-2.616
-3.26	12	-3.64	-2.949	-2.616
-2.437	13	-3.64	-2.949	-2.616
-2.057	14	-3.64	-2.949	-2.616

จากตารางที่ 3.18 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า y_t (ราคาเหล็กเส้น) มียูนิทรูท

หรือ y_t (ราคาเหล็กเส้น) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาเหล็กเส้นยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

ตารางที่ 3.19 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมันดิบดูไบ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0.79	1	-3.64	-2.949	-2.616
0.963	2	-3.64	-2.949	-2.616
1.059	3	-3.64	-2.949	-2.616
0.704	4	-3.64	-2.949	-2.616
1.157	5	-3.64	-2.949	-2.616
0.743	6	-3.64	-2.949	-2.616
1.011	7	-3.64	-2.949	-2.616
0.92	8	-3.64	-2.949	-2.616
1.374	9	-3.64	-2.949	-2.616
1.594	10	-3.64	-2.949	-2.616
0.638	11	-3.64	-2.949	-2.616
0.584	12	-3.64	-2.949	-2.616
0.513	13	-3.64	-2.949	-2.616
0.232	14	-3.64	-2.949	-2.616

จากตารางที่ 3.19 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า x_t (ราคาน้ำมัน) มียูนิทรูท หรือ x_t (ราคาน้ำมัน) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาน้ำมันยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ Co-integration

วิธี CADF(Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.20 ค่า CADF(Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t และ x_t

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-2.396	1	-4.025	-3.404	-3.089
-1.737	2	-4.025	-3.404	-3.089

ตารางที่ 3.20 (ต่อ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-1.654	3	-4.025	-3.404	-3.089
-1.643	4	-4.025	-3.404	-3.089
-1.748	5	-4.025	-3.404	-3.089
-1.972	6	-4.025	-3.404	-3.089
-2.204	7	-4.025	-3.404	-3.089
-2.449	8	-4.025	-3.404	-3.089
-2.888	9	-4.025	-3.404	-3.089
-3.643	10	-4.025	-3.404	-3.089
-3.678	11	-4.025	-3.404	-3.089
-4.239	12	-4.025	-3.404	-3.089
-5.411*	13	-4.025*	-3.404	-3.089
-5.861	14	-4.025	-3.404	-3.089

หมายเหตุ: *Co-integration คือ เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์ใน รูปสัมบูรณ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่าสมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกันนั่นเอง

การกำหนด Co-integration ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) จากตารางที่ 20 พบว่าค่า t-Statistic ในรูปสัมบูรณ์ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ที่ความล่า 12 (lag 12) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99% , ที่ความล่า 13 (lag 13) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99% และ ที่ความล่า 14 (lag 14) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99%

แต่จากการทดสอบจะได้ว่า ราคาน้ำมันและราคาเหล็กเส้นมีลักษณะการเป็น Co-integration vector ที่ ความล่า 13 (lag 13) เพราะมีค่า AIC ต่ำที่สุด และที่ความล่า 13 (lag 13) มีค่า t-Statistic ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ 99% ดังนั้นทั้งราคาเหล็กเส้นและราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์ร่วมกันไปสามารถที่จะนำข้อมูลทั้งสองมาทำการวิเคราะห์ข้อมูล เพื่อหาแบบจำลองได้

3.3.3.3 ค่าพารามิเตอร์ของ SD40 16-28mm

การทดสอบค่าพารามิเตอร์จะกล่าวถึง การทดสอบ cointegration ของสมการที่มีตัวแปรหลายตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา โดยใช้ค่า Akaike Information Criteria (AIC) [2] กับตัวแปรที่ปรากฏอยู่ในแบบจำลองข้างต้นสามารถสรุปได้ดังตารางที่ 3.21

เนื่องจากค่า Akaike Information Criteria (AIC) [2] มีความสัมพันธ์กับค่า Sum of Squared Residual (RSS) ดังนั้นเกณฑ์ในการเลือกความล่า (lag) ที่เหมาะสมกับแบบจำลองควรเลือกความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุดเพราะมีค่า Sum of Square Residual (RSS) ต่ำด้วย ซึ่ง

หมายความว่าแบบจำลองที่มีความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด นั้นมีค่าความคลาดเคลื่อนต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแปรในแบบจำลองจึงเหมาะสมที่จะนำมาประมาณค่าแบบจำลอง VAR ได้

ตารางที่ 3.21 ค่า AIC Statistic ของแบบจำลอง Vector Autoregressive

lag	AIC	sige	R-squared
1	-0.2408	0.7513	0.8638
2	-0.4406	0.5905	0.8928
3	-0.4543	0.5947	0.8960
4	-0.4234	0.6287	0.8946
5	-0.378	0.6585	0.8927
6	-0.31	0.7214	0.8835
7	-0.2934	0.7305	0.8817
8	-0.2256	0.7901	0.8728
9	-0.2583	0.8236	0.8663
10	-0.2765	0.8972	0.8508
11	-0.3326	0.3311	0.9442
12	-0.3408	0.3983	0.9452
13*	-0.4707*	0.3466	0.9725
14	-0.353	0.3661	0.9927

หมายเหตุ: * จำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสม คือ จำนวนความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC Statistic ต่ำที่สุด

การกำหนดจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า AIC Statistic เป็นเกณฑ์กับการทดสอบ จากตารางที่ 3.21 พบว่าจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ความล่าที่ 13 เพราะให้ค่า AIC statistic ต่ำที่สุด

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ stationary หรือไม่

วิธี ADF (Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.22 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็กเส้น)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-0.99	1	-3.64	-2.949	-2.616
-1.00	2	-3.64	-2.949	-2.616

ตารางที่ 3.22(ต่อ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-0.577	3	-3.64	-2.949	-2.616
-0.716	4	-3.64	-2.949	-2.616
-0.765	5	-3.64	-2.949	-2.616
-0.878	6	-3.64	-2.949	-2.616
-1.057	7	-3.64	-2.949	-2.616
-1.20	8	-3.64	-2.949	-2.616
-1.88	9	-3.64	-2.949	-2.616
-2.37	10	-3.64	-2.949	-2.616
-2.64	11	-3.64	-2.949	-2.616
-2.79	12	-3.64	-2.949	-2.616
-2.28	13	-3.64	-2.949	-2.616
-1.78	14	-3.64	-2.949	-2.616

จากตารางที่ 3.22 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า y_t (ราคาเหล็กเส้น) มียูนิทรูท หรือ y_t (ราคาเหล็กเส้น) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาเหล็กเส้น ยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

ตารางที่ 3.23 ค่า ADF (Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมันดิบดูไบ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0.79	1	-3.64	-2.949	-2.616
0.963	2	-3.64	-2.949	-2.616
1.059	3	-3.64	-2.949	-2.616
0.704	4	-3.64	-2.949	-2.616
1.157	5	-3.64	-2.949	-2.616
0.743	6	-3.64	-2.949	-2.616
1.011	7	-3.64	-2.949	-2.616
0.92	8	-3.64	-2.949	-2.616
1.374	9	-3.64	-2.949	-2.616
1.594	10	-3.64	-2.949	-2.616

ตารางที่ 3.23(ต่อ)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0.638	11	-3.64	-2.949	-2.616
0.584	12	-3.64	-2.949	-2.616
0.513	13	-3.64	-2.949	-2.616
0.232	14	-3.64	-2.949	-2.616

จากตารางที่ 3.23 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า x_t (ราคาน้ำมัน) มียูนิทรูท หรือ x_t (ราคาน้ำมัน) มีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นราคาน้ำมันยังไม่สามารถที่จะนำมาทำการวิเคราะห์ข้อมูลได้

การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ Co-integration

วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)

ตารางที่ 3.24 ค่า CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t และ x_t

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-2.42	1	-4.025	-3.404	-3.089
-1.77	2	-4.025	-3.404	-3.089
-1.63	3	-4.025	-3.404	-3.089
-1.65	4	-4.025	-3.404	-3.089
-1.73	5	-4.025	-3.404	-3.089
-1.96	6	-4.025	-3.404	-3.089
-2.14	7	-4.025	-3.404	-3.089
-2.42	8	-4.025	-3.404	-3.089
-2.88	9	-4.025	-3.404	-3.089
-3.49	10	-4.025	-3.404	-3.089
-3.24	11	-4.025	-3.404	-3.089
-4.37	12	-4.025	-3.404	-3.089
-5.00*	13	-4.025*	-3.404	-3.089
-5.64	14	-4.025	-3.404	-3.089

หมายเหตุ: *Co-integration คือ เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์ใน รูปสัมบูรณ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่าสมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกันนั่นเอง

การกำหนด Co-integration ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) จากตารางที่ 3.24 พบว่าค่า t-Statistic ในรูปสัมบูรณ์ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ที่ความล่า 12 (lag 12) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99% , ที่ความล่า 13 (lag 13) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99% และ ที่ความล่า 14 (lag 14) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99%

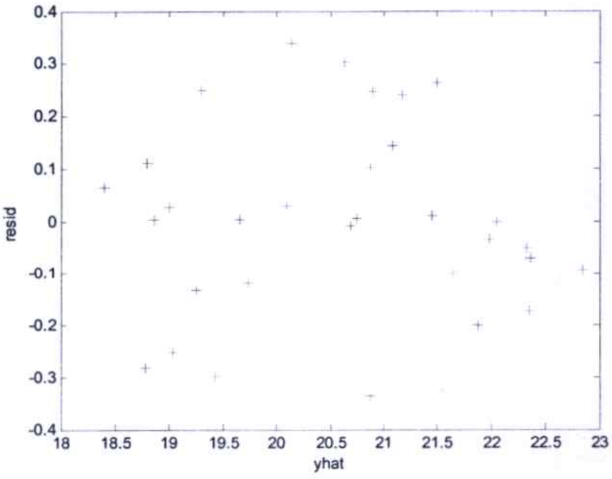
แต่จากการทดสอบจะได้ว่า ราคาน้ำมันและราคาเหล็กเส้นมีลักษณะการเป็น Co-integration vector ที่ ความล่า 13 (lag 13) เพราะมีค่า AIC ต่ำที่สุด และที่ความล่า 13 (lag 13) มีค่า t-Statistic ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ 99% ดังนั้นทั้งราคาเหล็กเส้นและราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์ร่วมกันไปสามารถที่จะนำข้อมูลทั้งสองมาทำการวิเคราะห์ข้อมูล เพื่อหาแบบจำลองได้

3.3.4 การวิเคราะห์ส่วนที่เหลือ(residual)

การนำเอาส่วนที่เหลือมาทำการวิเคราะห์หาความน่าเชื่อถือของแบบจำลอง โดยเมื่อนำส่วนที่เหลือมาทำการวิเคราะห์โดย constant variance แล้วจะต้องมีการกระจายตัวของส่วนที่เหลืออย่างคงที่ และเมื่อทำการวิเคราะห์โดย normal pot แล้วจะต้องมีแนวโน้มเป็นเส้นตรง จึงจะมีความน่าเชื่อถือ และเหมาะสมที่จะเป็นแบบจำลอง

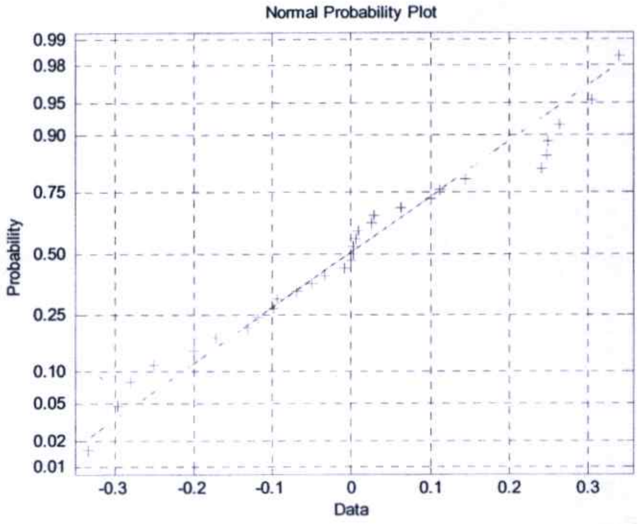
3.3.4.1 การวิเคราะห์ส่วนที่เหลือของราคาเหล็กเส้นภายในประเทศกับราคาน้ำมันภายในประเทศ

3.3.4.1.1 ส่วนที่เหลือของ SR24 6mm



รูปที่ 3.3 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SR24 6mm

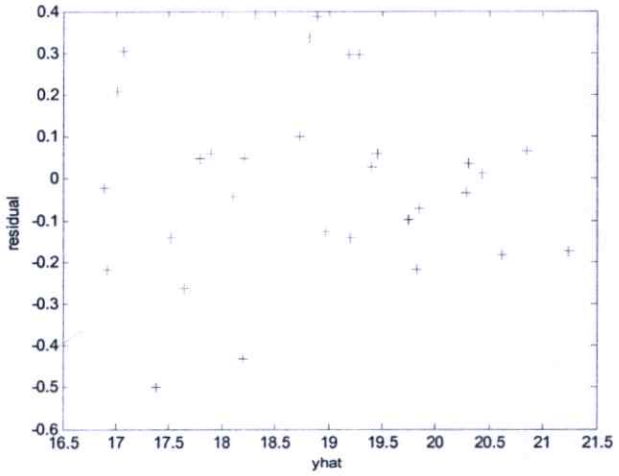
จากรูปที่ 3.3 จะเห็นการกระจายตัวอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือ ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง



รูปที่ 3.4 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SR24 6mm

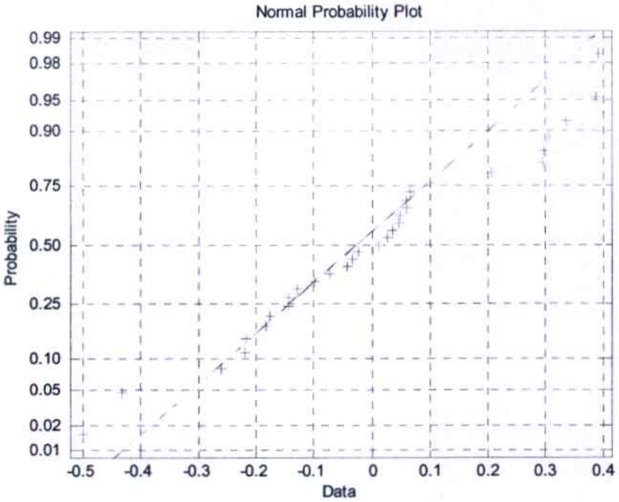
จากรูปที่ 3.4 จะเห็นว่าส่วนที่เหลือมีแนวโน้มเป็นเส้นตรง ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง

3.3.4.1.2 ส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm



รูปที่ 3.5 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm

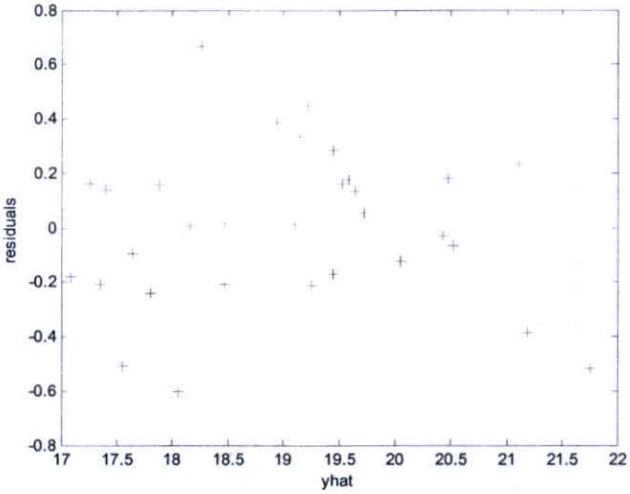
จากรูปที่ 3.5 จะเห็นการกระจายตัวอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือ ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง



รูปที่ 3.6 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm

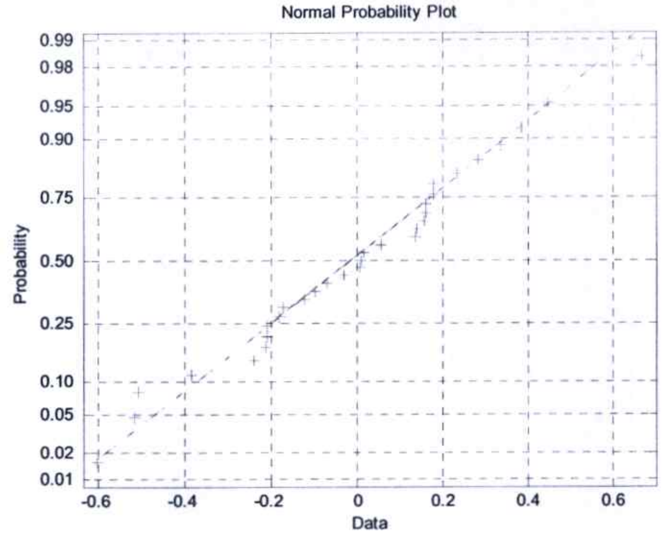
จากรูปที่ 3.6 จะเห็นว่าส่วนที่เหลือมีแนวโน้มเป็นเส้นตรง ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง

3.3.4.1.3 ส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm



รูปที่ 3.7 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm

จากรูปที่ 3.7 จะเห็นการกระจายตัวอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือ ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง

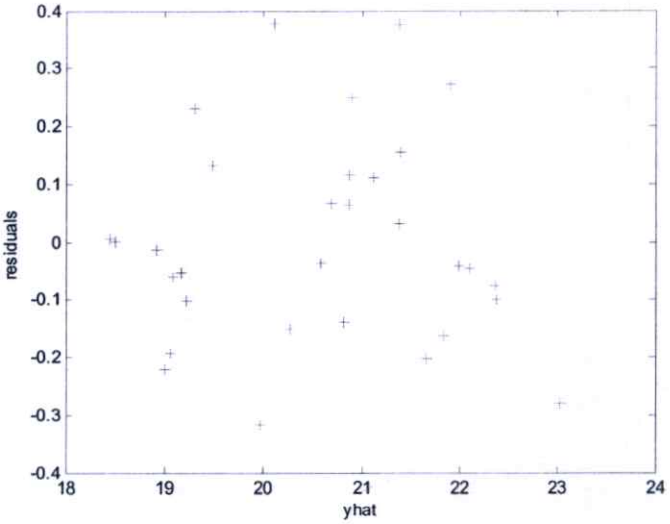


รูปที่ 3.8 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm

จากรูปที่ 3.8 จะเห็นว่าส่วนที่เหลือมีแนวโน้มเป็นเส้นตรง ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง

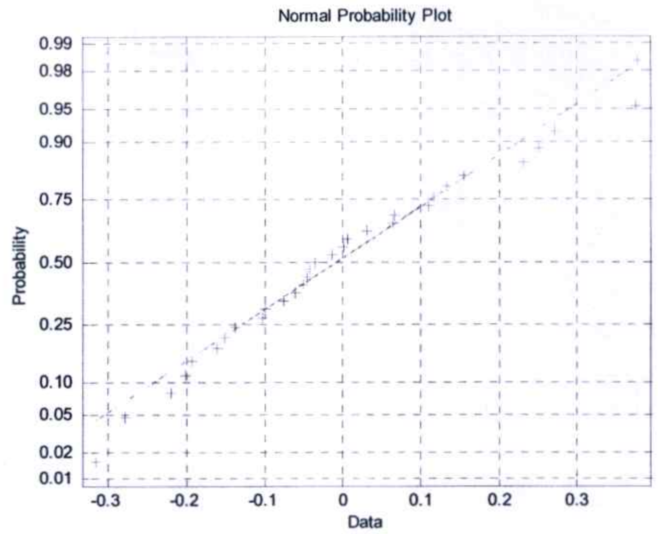
3.3.4.2 การวิเคราะห์ส่วนที่เหลือของราคาเหล็กเส้นภายในประเทศกับราคาน้ำมันดิบดูไบ

3.3.4.2.1 ส่วนที่เหลือของ SR24 6mm



รูปที่ 3.9 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SR24 6mm

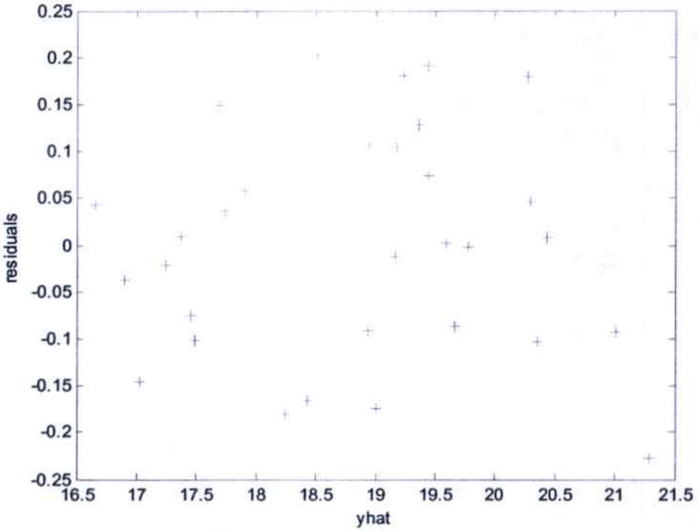
จากรูปที่ 3.9 จะเห็นการกระจายตัวอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือ ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง



รูปที่ 3.10 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SR24 6mm

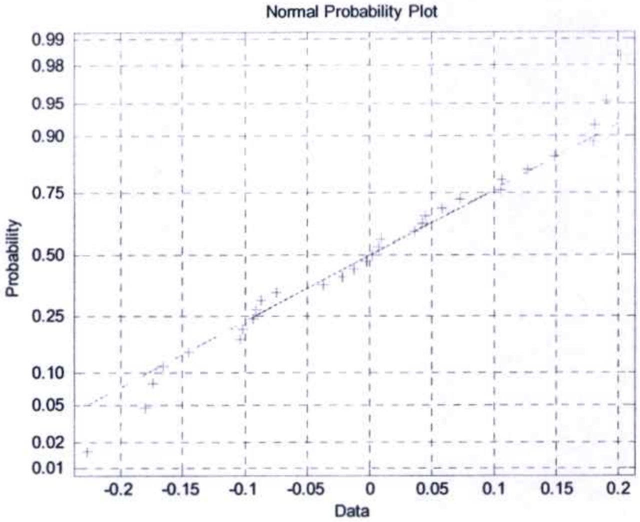
จากรูปที่ 3.10 จะเห็นว่าส่วนที่เหลือมีแนวโน้มเป็นเส้นตรง ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง

3.3.4.2.2 ส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm



รูปที่ 3.11 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm

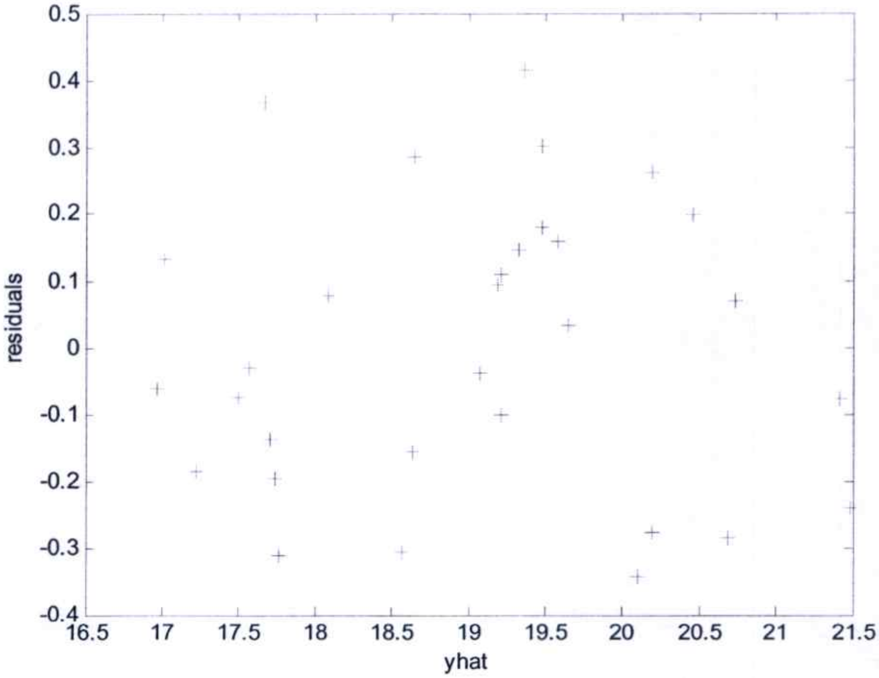
จากรูปที่ 3.11 จะเห็นการกระจายตัวอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือ ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง



รูปที่ 3.12 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SD30 16-28mm

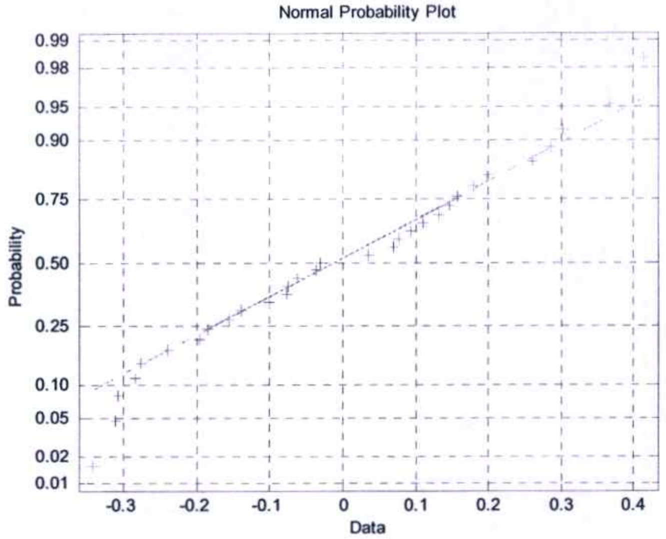
จากรูปที่ 3.12 จะเห็นว่าส่วนที่เหลือมีแนวโน้มเป็นเส้นตรง ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง

3.3.4.2.3 ส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm



รูปที่ 3.13 แสดงถึงการกระจายอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm

จากรูปที่ 3.13 จะเห็นการกระจายตัวอย่างคงที่ของส่วนที่เหลือ ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง



รูปที่ 3.14 แสดงถึงการกระจายตัวที่มีลักษณะธรรมดาของส่วนที่เหลือของ SD40 16-28mm

จากรูปที่ 3.4 จะเห็นว่าส่วนที่เหลือมีแนวโน้มเป็นเส้นตรง ดังนั้นแบบจำลองนี้เหมาะสมที่จะนำมาใช้เป็นแบบจำลอง

บทที่ 4

การวิเคราะห์ผลการทดสอบ

4.1 แบบจำลองการพยากรณ์ของความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาน้ำมันภายในประเทศกับราคาเหล็กเส้น

4.1.1 ราคาเหล็กเส้น SR24 6mm

จากการทดสอบค่าพารามิเตอร์ของ x_t (ราคาน้ำมัน) และ y_t (ราคาเหล็กเส้น) เมื่อพิจารณาจากค่า AIC ต่ำที่สุด จะได้ความล่าที่ 13 (lag 13) มีความสัมพันธ์กันที่ความเชื่อมั่นที่ 95% ดังนั้นจะได้แบบจำลอง VAR ดังนี้

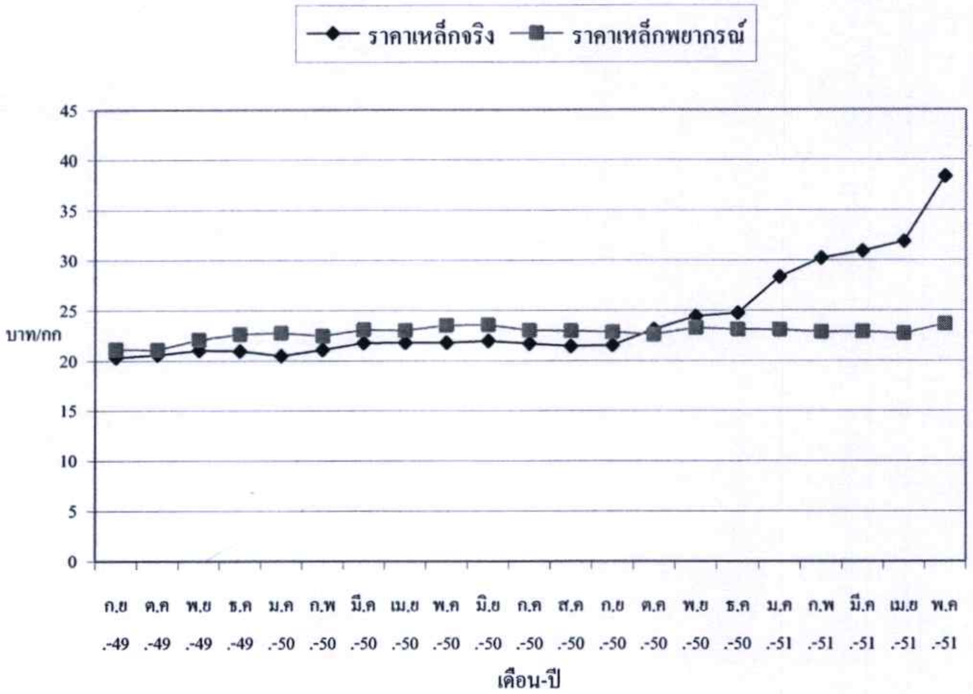
$$\begin{aligned} y_t =\ & 1.207524y_{t-1} - 0.183565y_{t-2} - 0.282163y_{t-3} + 0.434974y_{t-4} - 0.917307y_{t-5} \\ & +0.670274y_{t-6} + 0.207346y_{t-7} - 0.503973y_{t-8} - 0.482520y_{t-9} - 0.484553y_{t-10} \\ & +0.698127y_{t-11} + 1.041975y_{t-12} - 0.749895y_{t-13} + 0.542652x_{t-1} + 0.652706x_{t-2} \\ & +0.06741x_{t-3} - 0.495605x_{t-4} + 0.143178x_{t-5} - 0.595819x_{t-6} + 0.187984x_{t-7} \\ & -0.126551x_{t-8} + 0.127129x_{t-9} + 0.137390x_{t-10} + 0.057338x_{t-11} - 0.794293x_{t-12} \\ & -0.048814x_{t-13} + 6.582342 \end{aligned} \qquad (15)$$

ตารางที่ 4.1 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SR24 6 mm)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กเส้นจริง	ราคาเหล็กเส้นพยากรณ์
ก.ย.-49	20.30	21.11
ต.ค.-49	20.56	21.08
พ.ย.-49	21.02	22.06
ธ.ค.-49	20.94	22.61
ม.ค.-50	20.48	22.74
ก.พ.-50	21.08	22.45
มี.ค.-50	21.76	23.05
เม.ย.-50	21.78	22.99
พ.ค.-50	21.78	23.49
มิ.ย.-50	21.94	23.53
ก.ค.-50	21.70	23.01
ส.ค.-50	21.42	22.96
ก.ย.-50	21.52	22.82

ตารางที่ 4.1 (ต่อ)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กเส้นจริง	ราคาเหล็กเส้นพยากรณ์
ต.ค.-50	23.10	22.56
พ.ย.-50	24.40	23.24
ธ.ค.-50	24.72	23.10
ม.ค.-51	28.32	23.06
ก.พ.-51	30.20	22.84
มี.ค.-51	30.90	22.85
เม.ย.-51	31.87	22.69
พ.ค.-51	38.34	23.62



รูปที่ 4.1 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์(SR24 6 mm)

จากรูปที่ 4.1 จะเห็นได้ว่าตั้งแต่เดือน ก.ย. 49-ธ.ค.50 ราคาเหล็กเส้นที่ได้จากการพยากรณ์มีแนวโน้มใกล้เคียงกับราคาเหล็กเส้นจริง ส่วนเดือน ม.ค. 51-พ.ค.51 ราคาเหล็กเส้นจริงมีแนวโน้มปรับตัวสูงขึ้นมากกว่าราคาเหล็กเส้นที่ได้จากการพยากรณ์

4.1.2 ราคาเหล็กเส้น SD30 16-28mm

จากการทดสอบค่าพารามิเตอร์ของ x_t (ราคาน้ำมัน) และ y_t (ราคาเหล็กเส้น) เมื่อพิจารณาจากค่า AIC ต่ำที่สุด จะได้ความล่าที่ 13 (lag 13) มีความสัมพันธ์กันที่ความเชื่อมั่นที่ 99% ดังนั้นจะได้แบบจำลอง VAR ดังนี้

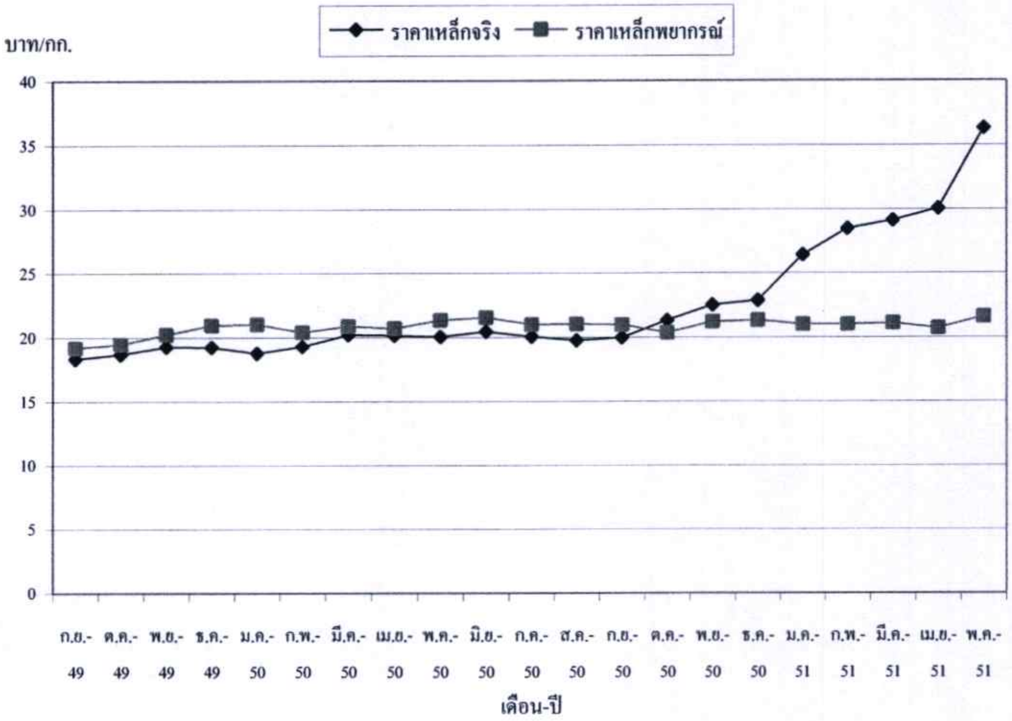
$$\begin{aligned} y_t = {} & 1.2310y_{t-1} - 0.2496y_{t-2} - 0.4001y_{t-3} + 0.4900y_{t-4} - 0.7887y_{t-5} \\ & +0.7112y_{t-6} - 0.0620y_{t-7} - 0.2464y_{t-8} - 0.3842y_{t-9} - 0.3686y_{t-10} \\ & +0.6183y_{t-11} + 0.6776y_{t-12} - 0.6231y_{t-13} + 0.5175x_{t-1} + 0.0701x_{t-2} \\ & +0.3913x_{t-3} - 0.6038x_{t-4} + 0.2862x_{t-5} - 0.5858x_{t-6} + 0.2698x_{t-7} \\ & -0.0162x_{t-8} + 0.0713x_{t-9} - 0.0523x_{t-10} + 0.2600x_{t-11} - 0.8115x_{t-12} \\ & -0.6067x_{t-13} + 6.6067 \end{aligned} \quad (16)$$

ตารางที่ 4.2 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD30 16-28mm)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กเส้นจริง	ราคาเหล็กเส้นพยากรณ์
ก.ย.-49	18.32	19.17
ต.ค.-49	18.68	19.44
พ.ย.-49	19.24	20.22
ธ.ค.-49	19.22	20.94
ม.ค.-50	18.76	21.02
ก.พ.-50	19.28	20.41
มี.ค.-50	20.2	20.87
เม.ย.-50	20.14	20.71
พ.ค.-50	20.04	21.34
มิ.ย.-50	20.46	21.54
ก.ค.-50	20.04	20.99
ส.ค.-50	19.74	21.03
ก.ย.-50	19.98	20.97
ต.ค.-50	21.32	20.35
พ.ย.-50	22.54	21.21
ธ.ค.-50	22.88	21.33
ม.ค.-51	26.42	21.01
ก.พ.-51	28.46	20.99
มี.ค.-51	29.12	21.11
เม.ย.-51	30.03	20.70

ตารางที่ 4.2(ต่อ)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กเส้นจริง	ราคาเหล็กเส้นพยากรณ์
พ.ค.-51	36.3	21.61



รูปที่ 4.2 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD30 16-28mm)

จากรูปที่ 4.2 จะเห็นได้ว่าตั้งแต่เดือน ก.ย. 49-ธ.ค.50 ราคาเหล็กเส้นที่ได้จากการพยากรณ์มีแนวโน้มใกล้เคียงกับราคาเหล็กเส้นจริง ส่วนเดือน ม.ค. 51-พ.ค.51 ราคาเหล็กเส้นจริงมีแนวโน้มปรับตัวสูงขึ้นมากกว่าราคาเหล็กเส้นที่ได้จากการพยากรณ์

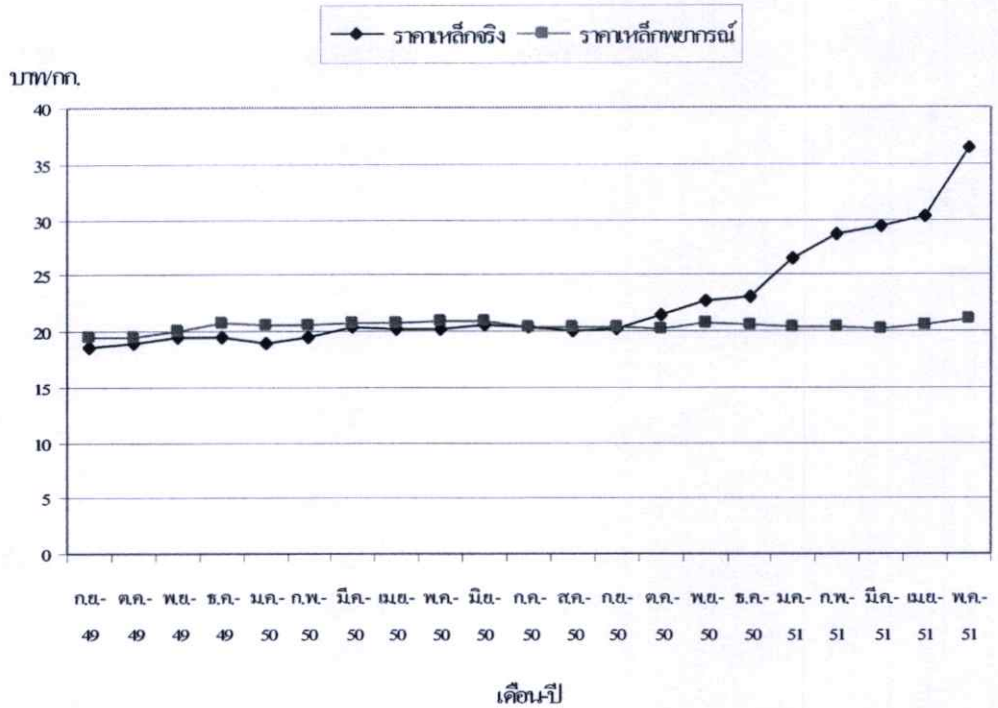
4.1.3 ราคาเหล็กเส้น SD40 16-28mm

จากการทดสอบค่าพารามิเตอร์ของ x_t (ราคาน้ำมัน) และ y_t (ราคาเหล็กเส้น) เมื่อพิจารณาจากค่า AIC ต่ำที่สุด จะได้ความล่าที่ 13 (lag 13) มีความสัมพันธ์กันที่ความเชื่อมั่นที่ 95% ดังนั้นจะได้แบบจำลอง VAR ดังนี้

$$\begin{aligned} y_t = {} & 1.0192y_{t-1} - 0.3353y_{t-2} - 0.0783y_{t-3} + 0.0381y_{t-4} - 0.2550y_{t-5} \\ & + 0.2498y_{t-6} + 0.1961y_{t-7} - 0.1705y_{t-8} - 0.2826y_{t-9} - 0.1840y_{t-10} \\ & - 0.0787y_{t-11} + 0.9497y_{t-12} - 0.6941y_{t-13} - 0.0027x_{t-1} + 0.4318x_{t-2} \\ & + 0.0338x_{t-3} - 0.1809x_{t-4} + 0.0906x_{t-5} - 0.3004x_{t-6} + 0.1882x_{t-7} \\ & + 0.0424x_{t-8} + 0.0184x_{t-9} - 0.0428x_{t-10} + 0.2655x_{t-11} - 0.4660x_{t-12} \\ & - 0.0951x_{t-13} + 10.6939 \end{aligned} \tag{17}$$

ตารางที่ 4.3 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD40 16-28mm)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กเส้นจริง	ราคาเหล็กเส้นพยากรณ์
ก.ย.-49	18.54	19.39
ต.ค.-49	18.88	19.44
พ.ย.-49	19.42	20.00
ธ.ค.-49	19.38	20.69
ม.ค.-50	18.96	20.57
ก.พ.-50	19.44	20.47
มี.ค.-50	20.3	20.73
เม.ย.-50	20.26	20.64
พ.ค.-50	20.24	20.90
มิ.ย.-50	20.52	20.82
ก.ค.-50	20.28	20.38
ส.ค.-50	19.92	20.39
ก.ย.-50	20.12	20.44
ต.ค.-50	21.52	20.13
พ.ย.-50	22.64	20.75
ธ.ค.-50	23.08	20.54
ม.ค.-51	26.54	20.34
ก.พ.-51	28.66	20.40
มี.ค.-51	29.3	20.27
เม.ย.-51	30.25	20.45
พ.ค.-51	36.48	21.13



รูปที่ 4.3 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD40 16-28mm)

จากรูปที่ 4.3 จะเห็นได้ว่าตั้งแต่เดือน ก.ย. 49-ธ.ค.50 ราคาเหล็กเส้นที่ได้จากการพยากรณ์มีแนวโน้มใกล้เคียงกับราคาเหล็กเส้นจริง ส่วนเดือน ม.ค. 51-พ.ค.51 ราคาเหล็กเส้นจริงมีแนวโน้มปรับตัวสูงขึ้นมากกว่าราคาเหล็กเส้นที่ได้จากการพยากรณ์

จากการวิเคราะห์แบบจำลองราคาเหล็กเส้นและราคาน้ำมันแบบรายเดือนในช่วง มกราคม พ.ศ. 2546 – พฤษภาคม พ.ศ. 2551 เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่าราคาเหล็กเส้นที่สังเกตในช่วงเดือนกันยายน พ.ศ.2549 – เดือนธันวาคม พ.ศ. 2550 พบว่า ราคาเหล็กเส้นในประเทศที่แท้จริงมีแนวโน้มปรับตัวสูงขึ้นตามราคาน้ำมันและค่อนข้างไปในทิศทางเดียวกับค่าพยากรณ์ แต่ค่าพยากรณ์ที่ได้มีค่าสูงกว่าค่าสังเกต ส่วนในช่วงเดือน มกราคม พ.ศ. 2551 – พฤษภาคม พ.ศ. 2551 ราคาเหล็กเส้นจริงมีแนวโน้มปรับตัวสูงขึ้นมากกว่าราคาเหล็กเส้นที่ได้จากการพยากรณ์ ซึ่งเกิดความผิดพลาดมากเกินไป จึงไม่เหมาะที่จะนำแบบจำลองมาใช้ในช่วงเวลาดังกล่าว จะต้องทำการตัดช่วงที่เกิดการผันผวนอย่างรุนแรงไปทำการวิเคราะห์เพื่อหาแบบจำลองเฉพาะช่วงมาใช้

4.2 แบบจำลองการพยากรณ์ของความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาน้ำมันดิบดูไบกับราคาเหล็กเส้น

4.2.1 ราคาเหล็กเส้น SR24 6mm

จากการทดสอบค่าพารามิเตอร์ของ x_t (ราคาน้ำมัน) และ y_t (ราคาเหล็กเส้น) เมื่อพิจารณาจากค่า AIC ต่ำที่สุด จะได้ความล่าที่ 13 (lag 13) มีความสัมพันธ์กันที่ความเชื่อมั่นที่ 99% ดังนั้นจะได้แบบจำลอง VAR ดังนี้

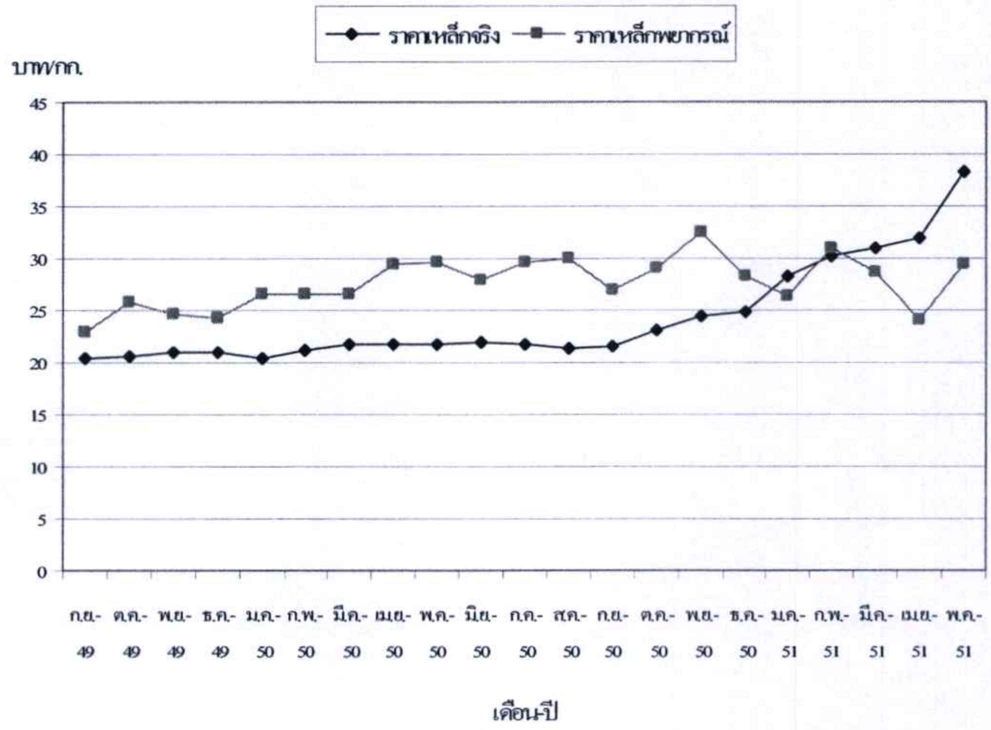
$$\begin{aligned} y_t = {} & 0.8282y_{t-1} - 0.6758y_{t-2} + 0.5965y_{t-3} - 0.2686y_{t-4} + 0.0231y_{t-5} \\ & +0.0931y_{t-6} + 0.3542y_{t-7} - 0.2502y_{t-8} + 0.3477y_{t-9} - 0.6046y_{t-10} \\ & +0.4169y_{t-11} - 0.2424y_{t-12} - 0.0905y_{t-13} + 0.0133x_{t-1} - 0.1196x_{t-2} \\ & -0.0272x_{t-3} - 0.2051x_{t-4} + 0.3357x_{t-5} - 0.1667x_{t-6} + 0.1581x_{t-7} \\ & -0.1347x_{t-8} + 0.2902x_{t-9} - 0.3496x_{t-10} + 0.1261x_{t-11} - 0.1128x_{t-12} \\ & +0.2824x_{t-13} + 7.8112 \end{aligned} \tag{18}$$

ตารางที่ 4.4 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SR24 6mm)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กเส้นจริง	ราคาเหล็กเส้นพยากรณ์
ก.ย.-49	20.30	22.89
ต.ค.-49	20.56	25.76
พ.ย.-49	21.02	24.56
ธ.ค.-49	20.94	24.20
ม.ค.-50	20.48	26.57
ก.พ.-50	21.08	26.49
มี.ค.-50	21.76	26.63
เม.ย.-50	21.78	29.47
พ.ค.-50	21.78	29.69
มิ.ย.-50	21.94	27.84
ก.ค.-50	21.70	29.70
ส.ค.-50	21.42	29.98
ก.ย.-50	21.52	26.92
ต.ค.-50	23.10	29.09
พ.ย.-50	24.40	32.46
ธ.ค.-50	24.72	28.28
ม.ค.-51	28.32	26.33
ก.พ.-51	30.20	30.94

ตารางที่ 4.4(ต่อ)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กเส้นจริง	ราคาเหล็กเส้นพยากรณ์
มี.ค.-51	30.90	28.69
เม.ย.-51	31.87	23.97
พ.ค.-51	38.34	29.43



รูปที่ 4.4 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์(SR24 6mm)

จากรูปที่ 4.4 จะเห็นได้ว่าราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ที่ได้จากราคาน้ำมันดิบดูไบมีค่าสูงกว่าราคาเหล็กจริงมาก และไม่มีแนวโน้มไปทางเดียวกัน

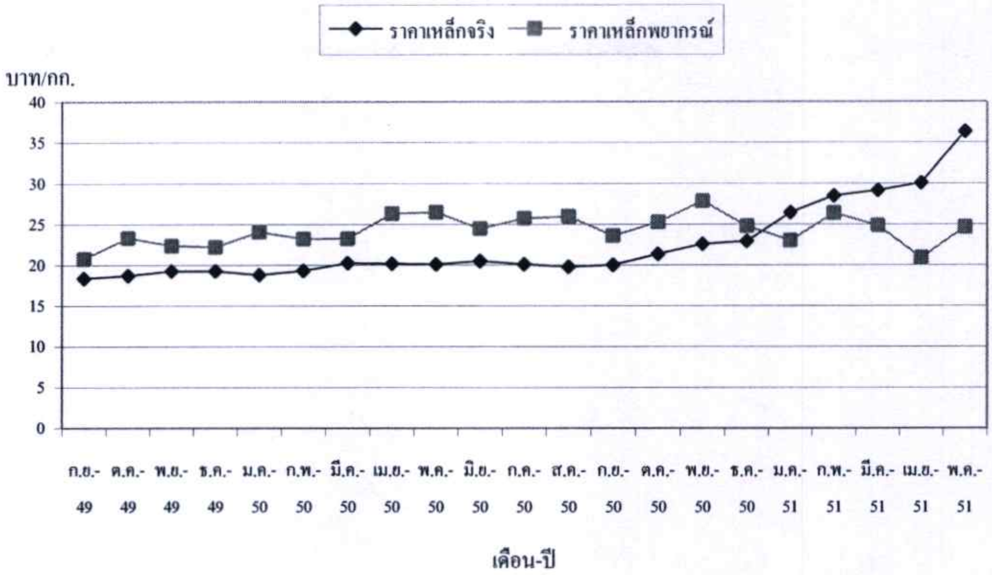
4.2.2 ราคาเหล็กเส้น SD30 16-28mm

จากการทดสอบค่าพารามิเตอร์ของ x_t (ราคาน้ำมัน) และ y_t (ราคาเหล็กเส้น) เมื่อพิจารณาจากค่า AIC ต่ำที่สุด จะได้ความล่าที่ 13 (lag 13) มีความสัมพันธ์กันที่ความเชื่อมั่นที่ 99% ดังนั้นจะได้แบบจำลอง VAR ดังนี้

$$
\begin{aligned}
y_t = {} & 0.8389y_{t-1} - 0.5585y_{t-2} + 0.5062y_{t-3} - 0.3352y_{t-4} + 0.1256y_{t-5} \\
& -0.0066y_{t-6} + 0.3542y_{t-7} - 0.4210y_{t-8} + 0.3871y_{t-9} - 0.5952y_{t-10} \\
& +0.4862y_{t-11} - 0.2671y_{t-12} - 0.1488y_{t-13} + 0.1009x_{t-1} - 0.1821x_{t-2} \\
& +0.0408x_{t-3} - 0.2287x_{t-4} + 0.3285x_{t-5} - 0.1622x_{t-6} + 0.1057x_{t-7} \\
& -0.1065x_{t-8} + 0.3226x_{t-9} - 0.3788x_{t-10} + 0.1004x_{t-11} - 0.0727x_{t-12} \\
& +0.2062x_{t-13} + 7.5075
\end{aligned}
\tag{19}
$$

ตารางที่ 4.5 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD30 16-28mm)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กเส้นจริง	ราคาเหล็กเส้นพยากรณ์
ก.ย.-49	18.32	20.74
ต.ค.-49	18.68	23.31
พ.ย.-49	19.24	22.34
ธ.ค.-49	19.22	22.20
ม.ค.-50	18.76	24.03
ก.พ.-50	19.28	23.17
มี.ค.-50	20.2	23.22
เม.ย.-50	20.14	26.29
พ.ค.-50	20.04	26.43
มิ.ย.-50	20.46	24.43
ก.ค.-50	20.04	25.70
ส.ค.-50	19.74	25.94
ก.ย.-50	19.98	23.56
ต.ค.-50	21.32	25.23
พ.ย.-50	22.54	27.83
ธ.ค.-50	22.88	24.73
ม.ค.-51	26.42	22.99
ก.พ.-51	28.46	26.33
มี.ค.-51	29.12	24.84
เม.ย.-51	30.03	20.85
พ.ค.-51	36.3	24.63



รูปที่ 4.5 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์(SD30 16-28mm)

จากรูปที่ 4.5 จะเห็นได้ว่าราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ที่ได้จากราคาน้ำมันดิบดูไบมีค่าสูงกว่าราคาเหล็กจริงมาก และไม่มีแนวโน้มไปทางเดียวกัน

4.2.3 ราคาเหล็กเส้น SD40 16-28mm

จากการทดสอบค่าพารามิเตอร์ของ x_t (ราคาน้ำมัน) และ y_t (ราคาเหล็กเส้น) เมื่อพิจารณาจากค่า AIC ต่ำที่สุด จะได้ความล่าที่ 13 (lag 13) มีความสัมพันธ์กันที่ความเชื่อมั่นที่ 99% ดังนั้นจะได้แบบจำลอง VAR ดังนี้

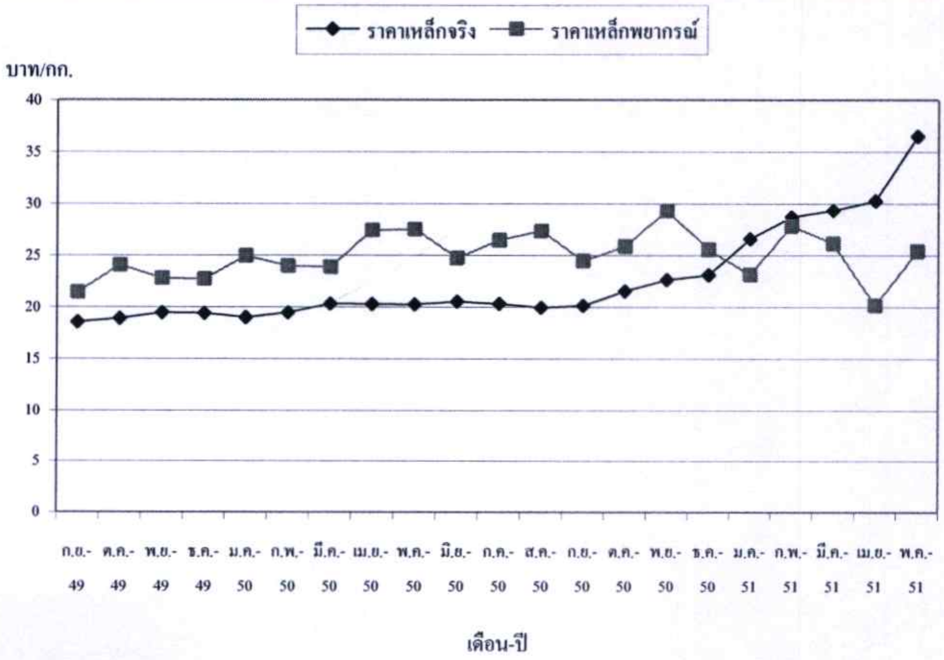
$$\begin{aligned} y_t = {} & 0.7041y_{t-1} - 0.3524y_{t-2} + 0.2292y_{t-3} - 0.0631y_{t-4} - 0.0646y_{t-5} \\ & + 0.1535y_{t-6} + 0.3480y_{t-7} - 0.2712y_{t-8} + 0.2955y_{t-9} - 0.5245y_{t-10} \\ & + 0.3471y_{t-11} - 0.1764y_{t-12} - 0.1673y_{t-13} + 0.0502x_{t-1} - 0.1284x_{t-2} \\ & - 0.0339x_{t-3} - 0.1497x_{t-4} + 0.2764x_{t-5} - 0.0815x_{t-6} + 0.0239x_{t-7} \\ & - 0.0602x_{t-8} + 0.2954x_{t-9} - 0.3565x_{t-10} + 0.0538x_{t-11} - 0.0125x_{t-12} \\ & + 0.2075x_{t-13} + 8.1044 \end{aligned} \tag{20}$$

ตารางที่ 4.6 เปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD40 16-28mm)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กเส้นจริง	ราคาเหล็กเส้นพยากรณ์
ก.ย.-49	18.54	21.43
ต.ค.-49	18.88	24.05
พ.ย.-49	19.42	22.79
ธ.ค.-49	19.38	22.68

ตารางที่ 4.6(ต่อ)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กเส้นจริง	ราคาเหล็กเส้นพยากรณ์
ม.ค.-50	18.96	24.93
ก.พ.-50	19.44	23.97
มี.ค.-50	20.3	23.87
เม.ย.-50	20.26	27.37
พ.ค.-50	20.24	27.48
มิ.ย.-50	20.52	24.72
ก.ค.-50	20.28	26.41
ส.ค.-50	19.92	27.32
ก.ย.-50	20.12	24.46
ต.ค.-50	21.52	25.83
พ.ย.-50	22.64	24.29
ธ.ค.-50	23.08	25.53
ม.ค.-51	26.54	23.12
ก.พ.-51	28.66	27.77
มี.ค.-51	29.3	26.12
เม.ย.-51	30.25	20.13
พ.ค.-51	36.48	25.36



รูปที่ 4.6 แสดงราคาเหล็กเส้นจริงเปรียบเทียบกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ (SD40 16-28mm)

จากรูปที่ 4.5 จะเห็นได้ว่าราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ที่ได้จากราคาน้ำมันดิบดูไบมีค่าสูงกว่าราคาเหล็กจริงมาก และไม่มีแนวโน้มไปทางเดียวกัน

จากการวิเคราะห์แบบจำลองราคาเหล็กเส้นและราคาน้ำมันแบบรายเดือนในช่วงปี พ.ศ. 2546 – เดือน พฤษภาคม พ.ศ. 2551 เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่าราคาเหล็กเส้นที่สังเกตในช่วงเดือน กันยายน พ.ศ.2549 – เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2551 พบว่า จะเห็นได้ว่าราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ที่ได้จากราคาน้ำมันดิบดูไบมีค่าสูงกว่าราคาเหล็กจริงมาก และไม่มีแนวโน้มไปทางเดียวกัน ฉะนั้นราคาเหล็กเส้นที่ได้จากการพยากรณ์จากราคาน้ำมันดิบดูไบ ไม่เหมาะที่จะนำมาใช้ในการพยากรณ์ราคาเหล็กเส้นภายในประเทศ

4.3 การวิเคราะห์ความไว (Sensitivity Analysis)

ในส่วนนี้ จะเป็นการวิเคราะห์ความไวในการเปลี่ยนแปลงราคาเหล็กเส้น ที่เกิดจากการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมัน 10%,20% โดยวิเคราะห์ความไวของเหล็ก SR24 6mm,SD30 16-28mm,SD40 16-28mm โดยการวิเคราะห์ความไวจะสังเกตจากการที่เราใส่ความผิดพลาดที่ตั้งใจคือ input เข้าไปแล้วสังเกต output ที่ออกมา ถ้ามีการเปลี่ยนแปลงของ output อยู่ในช่วงระดับเดียวกับ input คือ $\pm$ error แสดงว่าแบบจำลองมีความเสถียร ดังผลที่สรุปไว้ดังนี้

Mean Absolute Percent Error (MAPE)

$$\text{MAPE} = \frac{\sum \left| \frac{e_i}{A_i} \right| \times 100\%}{n} \tag{21}$$

$$\%\text{error} = \frac{\sum \left(\frac{e_i}{A_i} \right) \times 100\%}{n} \tag{22}$$

โดยที่ e_i คือ ค่าจริง - ค่าพยากรณ์

A_i คือ ค่าจริง

n คือ จำนวนทั้งหมด

ตารางที่ 4.7 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SR24 6mm (10%)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 10%	%error	MAPE
ก.ย.-49	20.30	22.95	-13.05	13.04
ต.ค.-49	20.56	23.1	-12.37	12.37
พ.ย.-49	21.02	23.95	-13.92	13.91
ธ.ค.-49	20.94	24.62	-17.6	17.59
ม.ค.-50	20.48	24.72	-20.7	20.7
ก.พ.-50	21.08	24.42	-15.83	15.82
มี.ค.-50	21.76	24.91	-14.46	14.45
เม.ย.-50	21.78	24.89	-14.3	14.29
พ.ค.-50	21.78	25.24	-15.88	15.88
มิ.ย.-50	21.94	25.28	-15.24	15.24
ก.ค.-50	21.70	24.75	-14.05	14.05
ส.ค.-50	21.42	24.71	-15.34	15.34
ก.ย.-50	21.52	24.6	-14.29	14.29
ต.ค.-50	23.10	24.27	-5.07	5.07
พ.ย.-50	24.40	24.9	-2.05	2.05
ธ.ค.-50	24.72	24.89	-0.68	0.68
ม.ค.-51	28.32	24.64	12.99	12.99
ก.พ.-51	30.20	24.56	18.68	18.68
มี.ค.-51	30.90	24.6	20.37	20.37
เม.ย.-51	31.87	24.46	23.24	23.24
พ.ค.-51	38.34	25.31	33.97	33.97
เฉลี่ย			-4.55	14.96

จากตารางที่ 4.7 ค่าเฉลี่ย MAPE ที่ได้มีค่า 14.96 ซึ่งอยู่ในช่วงที่มีการเปลี่ยนแปลงไปในช่วงเดียวกันกับ input แสดงว่าแบบจำลองนี้เสถียร

ตารางที่ 4.8 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SR24 6mm (20%)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 20%	%error	MAPE
ก.ย.-49	20.30	25.03	-23.28	23.28
ต.ค.-49	20.56	25.19	-22.52	22.52

ตารางที่ 4.8(ต่อ)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 20%	%error	MAPE
พ.ย.-49	21.02	26.09	-24.16	24.16
ธ.ค.-49	20.94	26.85	-28.22	28.22
ม.ค.-50	20.48	26.94	-31.56	31.56
ก.พ.-50	21.08	26.62	-26.31	26.31
มี.ค.-50	21.76	27.14	-24.74	24.74
เม.ย.-50	21.78	27.13	-24.59	24.59
พ.ค.-50	21.78	27.5	-26.27	26.27
มิ.ย.-50	21.94	27.56	-25.65	25.65
ก.ค.-50	21.70	26.97	-24.3	24.3
ส.ค.-50	21.42	26.94	-25.78	25.78
ก.ย.-50	21.52	26.81	-24.59	24.59
ต.ค.-50	23.10	26.45	-14.52	14.52
พ.ย.-50	24.40	27.13	-11.22	11.22
ธ.ค.-50	24.72	27.13	-9.76	9.76
ม.ค.-51	28.32	26.85	5.16	5.16
ก.พ.-51	30.20	26.77	11.32	11.32
มี.ค.-51	30.90	26.82	13.19	13.19
เม.ย.-51	31.87	26.67	16.29	16.29
พ.ค.-51	38.34	27.59	28.01	28.01
เฉลี่ย			-13.97	21.02

จากตารางที่ 4.8 ค่าเฉลี่ย MAPE ที่ได้มีค่า 21.02 ซึ่งอยู่ในช่วงที่มีการเปลี่ยนแปลงไปในช่วงเดียวกันกับ input แสดงว่าแบบจำลองนี้เสถียร

ตารางที่ 4.9 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SD30 16-28mm (10%)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 10%	%error	MAPE
ก.ย.-49	18.32	21.10	-15.2	15.2
ต.ค.-49	18.68	21.40	-14.57	14.57
พ.ย.-49	19.24	22.26	-15.71	15.71
ธ.ค.-49	19.22	23.05	-19.95	19.95

ตารางที่ 4.9(ต่อ)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 10%	%error	MAPE
ม.ค.-50	18.76	23.15	-23.4	23.4
ก.พ.-50	19.28	22.47	-16.58	16.58
มี.ค.-50	20.2	22.98	-13.79	13.79
เม.ย.-50	20.14	22.8	-13.25	13.25
พ.ค.-50	20.04	23.51	-17.31	17.31
มิ.ย.-50	20.46	23.72	-15.95	15.95
ก.ค.-50	20.04	23.12	-15.39	15.39
ส.ค.-50	19.74	23.16	-17.35	17.35
ก.ย.-50	19.98	23.1	-15.62	15.62
ต.ค.-50	21.32	22.41	-5.13	5.13
พ.ย.-50	22.54	23.36	-3.66	3.66
ธ.ค.-50	22.88	23.49	-2.67	2.67
ม.ค.-51	26.42	23.14	12.39	12.39
ก.พ.-51	28.46	23.11	18.78	18.78
มี.ค.-51	29.12	23.26	20.12	20.12
เม.ย.-51	30.03	22.8	24.05	24.05
พ.ค.-51	36.3	23.81	34.40	34.40
เฉลี่ย			-5.51	15.96

จากตารางที่ 4.9 ค่าเฉลี่ย MAPE ที่ได้มีค่า 15.96 ซึ่งอยู่ในช่วงที่มีการเปลี่ยนแปลงไปในช่วงเดียวกันกับ input แสดงว่าแบบจำลองนี้เสถียร

ตารางที่ 4.10 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SD30 16-28mm (20%)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 20%	%error	MAPE
ก.ย.-49	18.32	23.00	-25.56	25.56
ต.ค.-49	18.68	23.32	-24.89	24.89
พ.ย.-49	19.24	24.27	-26.17	26.17
ธ.ค.-49	19.22	25.14	-30.84	30.84
ม.ค.-50	18.76	25.24	-34.58	34.58
ก.พ.-50	19.28	24.50	-27.09	27.09

ตารางที่ 4.10(ต่อ)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 20%	%error	MAPE
มี.ค.-50	20.2	25.06	-24.08	24.08
เม.ย.-50	20.14	24.87	-23.51	23.51
พ.ค.-50	20.04	25.63	-27.91	27.91
มิ.ย.-50	20.46	25.87	-26.47	26.47
ก.ค.-50	20.04	25.22	-25.89	25.89
ส.ค.-50	19.74	25.26	-28.00	28.00
ก.ย.-50	19.98	25.19	-26.11	26.11
ต.ค.-50	21.32	24.44	-14.64	14.64
พ.ย.-50	22.54	25.47	-13.01	13.01
ธ.ค.-50	22.88	25.62	-12.01	12.01
ม.ค.-51	26.42	25.25	4.42	4.42
ก.พ.-51	28.46	25.21	11.40	11.40
มี.ค.-51	29.12	25.37	12.84	12.84
เม.ย.-51	30.03	24.87	17.15	17.15
พ.ค.-51	36.3	25.97	28.45	28.45
เฉลี่ย			-15.07	22.14

จากตารางที่ 4.10 ค่าเฉลี่ย MAPE ที่ได้มีค่า 22.14 ซึ่งอยู่ในช่วงที่มีการเปลี่ยนแปลงไปในช่วงเดียวกันกับ input แสดงว่าแบบจำลองนี้เสถียร

ตารางที่ 4.11 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SD40 16-28mm (10%)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 10%	%error	MAPE
ก.ย.-49	18.54	21.35	-15.18	15.18
ต.ค.-49	18.88	21.41	-13.42	13.42
พ.ย.-49	19.42	22.03	-13.45	13.45
ธ.ค.-49	19.38	22.78	-17.55	17.55
ม.ค.-50	18.96	22.64	-19.45	19.45
ก.พ.-50	19.44	22.52	-15.88	15.88
มี.ค.-50	20.3	22.83	-12.49	12.49
เม.ย.-50	20.26	22.73	-12.21	12.21

ตารางที่ 4.11(ต่อ)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 10%	%error	MAPE
พ.ค.-50	20.24	23.02	-13.76	13.76
มิ.ย.-50	20.52	22.93	-11.77	11.77
ก.ค.-50	20.28	22.44	-10.70	10.70
ส.ค.-50	19.92	22.44	-12.69	12.69
ก.ย.-50	20.12	22.50	-11.85	11.85
ต.ค.-50	21.52	22.17	-3.04	3.04
พ.ย.-50	22.64	22.85	-0.96	0.96
ธ.ค.-50	23.08	22.61	1.99	1.99
ม.ค.-51	26.54	22.41	15.55	15.55
ก.พ.-51	28.66	22.46	21.61	21.61
มี.ค.-51	29.3	22.31	23.83	23.83
เม.ย.-51	30.25	22.51	25.57	25.57
พ.ค.-51	36.48	23.27	36.20	36.20
เฉลี่ย			-2.84	14.72

จากตารางที่ 4.11 ค่าเฉลี่ย MAPE ที่ได้มีค่า 14.72 ซึ่งอยู่ในช่วงที่มีการเปลี่ยนแปลงไปในช่วงเดียวกันกับ input แสดงว่าแบบจำลองนี้เสถียร

ตารางที่ 4.12 ความไวของการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็ก SD40 16-28mm (20%)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 20%	%error	MAPE
ก.ย.-49	18.54	23.26	-25.49	25.49
ต.ค.-49	18.88	23.32	-23.51	23.51
พ.ย.-49	19.42	24.00	-23.59	23.59
ธ.ค.-49	19.38	24.82	-28.09	28.09
ม.ค.-50	18.96	24.67	-30.16	30.16
ก.พ.-50	19.44	24.57	-26.40	26.40
มี.ค.-50	20.3	24.88	-22.57	22.57
เม.ย.-50	20.26	24.78	-22.31	22.31
พ.ค.-50	20.24	25.07	-23.91	23.91
มิ.ย.-50	20.52	24.98	-21.77	21.77

ตารางที่ 4.12(ต่อ)

เดือน-ปี	ราคาเหล็กจริง	ราคาเหล็กพยากรณ์ 20%	%error	MAPE
ก.ค.-50	20.28	24.46	-20.61	20.61
ส.ค.-50	19.92	24.47	-22.84	22.84
ก.ย.-50	20.12	24.53	-21.95	21.95
ต.ค.-50	21.52	24.15	-12.26	12.26
พ.ย.-50	22.64	24.89	-9.97	9.97
ธ.ค.-50	23.08	24.64	-6.76	6.76
ม.ค.-51	26.54	24.41	8.01	8.01
ก.พ.-51	28.66	24.47	14.59	14.59
มี.ค.-51	29.3	24.32	16.97	16.97
เม.ย.-51	30.25	24.55	18.82	18.82
พ.ค.-51	36.48	25.35	30.49	30.49
เฉลี่ย			-12.06	20.53

จากตารางที่ 4.12 ค่าเฉลี่ย MAPE ที่ได้มีค่า 20.53 ซึ่งอยู่ในช่วงที่มีการเปลี่ยนแปลงไปในช่วงเดียวกันกับ input แสดงว่าแบบจำลองนี้เสถียร

จากผลการวิเคราะห์ความไวจะเห็นว่า แบบจำลอง VAR มีความเสถียร (stability) ดังจะเห็นว่า เมื่อเปลี่ยนแปลงค่า Input ในราคาน้ำมันจริงและราคาเหล็กเส้นจริง ค่า Output ในราคาน้ำมันพยากรณ์และราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ จะเปลี่ยนแปลงในระดับเดียวกันกับค่า Input

บทที่ 5
สรุปผลการวิจัย และข้อเสนอแนะ

5.1 สรุปผลการวิจัย

งานวิจัยนี้ มีวัตถุประสงค์เพื่อหาแบบจำลองการพยากรณ์ของความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาเหล็กเส้นกับราคาน้ำมันโดย ใช้ราคาเหล็กเส้นภายในประเทศแต่ละขนาด ราคาน้ำมันขายปลีกภายในประเทศ และราคาน้ำมันดิบดูไบ เพื่อใช้ในการหาราคาวัสดุล่วงหน้า ที่จะทำให้การประเมินราคาล่วงหน้ามีความถูกต้องมากขึ้น และลดความเสี่ยงในการขาดทุนในการรับงานประมูล

โดยการศึกษาวิจัย เริ่มจากการทบทวนวรรณกรรมมีนักวิจัยได้ศึกษาเกี่ยวกับความสัมพันธ์ของราคาน้ำมันที่ส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจของประเทศไทย การบริโภคของภาคเอกชน การลงทุนของภาคเอกชน ดัชนีหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ภาษี อัตราดอกเบี้ย ราคาทองคำ แต่ยังขาดการหาราคาล่วงหน้าของราคาวัสดุก่อสร้าง

หลังจากนั้นได้หาความสัมพันธ์ของราคาเหล็กเส้น ราคาน้ำมันขายปลีกภายในประเทศ ราคาทองคำ ราคาดัชนีหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ผลปรากฏว่า ราคาเหล็กเส้นมีความสัมพันธ์ร่วมกันกับราคาน้ำมันขายปลีกภายในประเทศดีที่สุด จึงใช้ราคาน้ำมันขายปลีกภายในประเทศเป็นปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาเหล็กเส้นภายในประเทศ

- การศึกษางานวิจัยได้แบ่งข้อมูลอนุกรมออกเป็น 2 ส่วน 1. Training 2. Testing โดยได้นำส่วนของ Training มาทำการศึกษาเพื่อหาความล่า (lag) โดยใช้วิธี Akaike Information Criteria [2] เพื่อหาจำนวนความล่าที่เหมาะสม เมื่อได้ความล่าที่เหมาะสมแล้วทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยใช้วิธี Augmented Dickey-fuller test [5] เพื่อดูว่าข้อมูลดังกล่าวมีลักษณะนิ่งหรือไม่นิ่ง ถ้าข้อมูลมีลักษณะนิ่งหมายความว่าสามารถที่นำมาใช้ในการหาความสัมพันธ์ร่วมกันได้ แต่ถ้ามีลักษณะไม่นิ่งจะต้องใช้วิธีการ Co-integration Augmented Dickey-fuller test [5] เพื่อหาว่า ความล่าที่เหมาะสมนั้นมีความสัมพันธ์ร่วมกันที่ความน่าเชื่อมั่นที่กี่เปอร์เซ็นต์ เมื่อได้ความสัมพันธ์ร่วมกันแล้วก็นำไปหาแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธี vector autoregressive [2] และเปรียบเทียบผลที่ได้กับส่วน Testing เพื่อหาความน่าเชื่อถือของแบบจำลอง
- จากผลการวิจัยพบว่า การทดสอบด้วย Akaike Information Criteria จะได้ความล่าที่เหมาะสมมีค่าเท่ากับ 13 จากการทดสอบด้วย Augmented Dickey-fuller test พบว่าข้อมูลอนุกรมของ ราคาเหล็กเส้น ราคาน้ำมันขายปลีกภายในประเทศ ราคาน้ำมันดิบดูไบ พบว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง จึงทำการทดสอบด้วย Co-integration Augmented Dickey-fuller test พบว่าข้อมูลมีความสัมพันธ์ร่วมกันที่ความเชื่อมั่นที่ 95%

จากการเปรียบเทียบราคาล่วงหน้าที่ได้จากการพยากรณ์กับราคาจริงที่เป็นส่วนของ Testing พบว่าในช่วง ก.ย. 49 –ธ.ค. 50 ราคาเหล็กพยากรณ์ที่ได้มีราคาใกล้เคียงกับราคาจริง และในช่วง ม.ค. 51- พ.ค. 51 ราคาจริงมีค่าสูงกว่าราคาพยากรณ์มากความผิดพลาดของแบบจำลอง เกิดจากการที่แบบจำลองนำค่าในอดีตมาทำการหาแบบจำลอง ซึ่งในอดีตราคาน้ำมันไม่มีการผันผวนอย่างรุนแรง จึงทำให้แบบจำลองไม่สามารถพยากรณ์ได้ การแก้ไขที่จะทำให้แบบจำลองมีความแม่นยำ จะต้องทำการตัดช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงจากปัจจัยอย่างรุนแรง มาทำการหาแบบจำลองใหม่แล้วใช้ได้เฉพาะช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงเท่านั้น

5.2 ข้อเสนอแนะ

ข้อเสนอแนะสำหรับการวิจัยต่อไปคือวิธี Vector Autoregressive (VAR) ที่เสนอในวิทยานิพนธ์เป็นเทคนิคหนึ่งที่ช่วยในการพยากรณ์เท่านั้น ซึ่งนำมาใช้ในการประมาณราคาวัสดุการก่อสร้างแต่ก็ยังมีเทคนิควิธีการอื่นที่น่าสนใจ และสามารถที่ทำให้การประมาณราคาวัสดุก่อสร้างมีสมรรถนะที่ดีขึ้น ซึ่งเมื่อนำวิธีการต่างๆ มาใช้ร่วมกัน ก็จะทำให้ระบบมีสมรรถนะที่ดีมากยิ่งขึ้น โดยการหาแบบจำลองอาจจะใช้ข้อมูลที่อนุกรมที่มีความถี่มากกว่านี้เพื่อจะได้ราคาที่ถูกต้องมากขึ้น หรือเพิ่มปัจจัยที่ผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงราคาเหล็กเส้นภายในประเทศ

บรรณานุกรม

[1] Chang, Youngho and Joon Fong Wong, (2003) "Oil price fluctuations and Singapore Economy," *Energy Policy*, 31: 1151-1165.

[2] Walter Enders (2004). Applied Econometric Time Series. Iowa State University, page 315. JOHN WILEY&SONS,INC.1995

[3] Barry Render, Ralph M. Stair, and Michael E. Hanna. Quantitative Analysis for Management (10th Edition). Prentice Hall. 2008

[4] นภาพร แซ่เตียว 2550. การดำเนินนโยบายการเงินผ่านช่องทางอัตราแลกเปลี่ยนและผลกระทบต่อระบบเศรษฐกิจไทย. วิทยานิพนธ์มหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

[5] วรวิทย์ สุริยวงค์. 2549. การศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาหลักทรัพย์ในกลุ่มพลังงานที่ประกอบธุรกิจเกี่ยวกับน้ำมัน กับราคาน้ำมันในตลาดต่างๆ. วิทยานิพนธ์มหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

[6] Rasche R.H., and J.A. Tatom, (1981) "Energy price shocks, aggregate supply and monetary policy: the theory and international evidence," Carnegie-Rochester Conference Series on Pubic Policy 14: 125–142.

[7] Bruno, M., and J. Sachs (1982) "Input price shocks and the slowdown in economic growth: the case of UK Manufacturing," Reviews of Economics Studies, XLIX: 679–705.

[8] Hamilton, J., (1988) "A neoclassical model of unemployment and the business cycle," Journal of Political Economy, 96: 593–617.

[9] Phelps, E.S., (1994) Structural Slumps, Harvard University Press: Cambridge.

[10] Caruth, A., M.A. Hooker, and A. Oswald, (1998) "Input prices and unemployment equilibrium: theory and evidence for the United States," Review of Economics and Statistic, 80: 621-628.

[11] Davis, S.J., (1986) "Allocative disturbances and temporal asymmetry in labor market fluctuations," University of Chicago, mimeo.

[12] Ferdered, J.P., (1996) "Oil price volatility and the macroeconomy: a solution to the asymmetry puzzle," Journal of Macroeconomics, 18: 1–16.

[13] Darby, M.R., (1982) "The price of oil and world inflation and recession," American Economic Review, 72(4): 738–751.

[14] Hamilton, J.D., (1983) "Oil and the macroeconomy since World War II," Journal of Political Economy, 91(2): 228–248.

[15] Hamilton, J., (1996) "This is what happened to the oil price–macroeconomy relationship," Journal of Monetary Economics, 38: 215–220.

[16] Hamilton, J., (2000) "What is an oil shock ?," NBER working paper, No. 7755.

[17] Burbidge, J., and A. Harrison (1984) "Test for the effects of oil-price rises using Vector Autoregression," International Economic Reviews,23 (2): 459-484.

[18] Mork, K., (1994) "Business cycles and the oil market," Energy Journal, 15: 15–38.

[19] Kahn, G., and R. Hampton, (1990) "Possible monetary policy responses to the Iraqui oil shock," Federal Reserve Bank Kansas City Economics Reviews, 2: 19–32.

[20] Hooker, M.A., (1996) "What happened to oil–price relationship?," Journal of Monetary Economics, 38(2): 195–213.

[21] Hooker, M.A., (1999a) "Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specification versus changes in regime," Federal Reserve Board Working Paper.

[22] Hooker. M., (1999b) "Oil and the macroeconomy revisited," Federal Reserve Board, mimeo.

[23] Huntington, H., (1998) "Crude oil prices and US economic performance: Where does the asymmetry reside?," Energy Journal, 19: 107–132.

[24] Kim, L, and P. Loungani, (1992) "The role of energy in real business cycle models," Journal of Monetary Economics, 29: 173–189.

[25] Lee, K., S. Ni, and R.A. Ratti, (1995) "Oil shocks and the macroeconomy: the role of price variability," Energy Journal, 16(4): 39–56.

[26] สิริวรรณ สุคันธปรีย์ 2548. ศึกษาถึงผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันที่มีผลต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคของระบบเศรษฐกิจ วิทยานิพนธ์มหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

[27] สุดาพร เป็งมล. 2547. ผลของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันต่อกลุ่มหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. ปัญหาพิเศษเศรษฐศาสตร์บัณฑิต คณะธุรกิจการเกษตร มหาวิทยาลัยแม่โจ้.

[28] วราลักษณ์ ชมพูพงษ์. 2548. ความสัมพันธ์ระหว่างราคาและปริมาณการซื้อขายของหลักทรัพยีกลุ่มพลังงานในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยวิธี Cointegration . วิทยานิพนธ์ มหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.[29] ศิรประภา

แก้วมณี. 2549. การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันกับราคาทองคำ. วิทยานิพนธ์มหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

[30] Ian H. Witten and Eibe Frank, Data Mining Practical Machine Learning Tools and Techniques with Java Implementations, TheMorgan Kaufmann Publishers, 2000.

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก.

โปรแกรมที่ใช้ในการหาแบบจำลอง VAR

```
%main function VAR
%read data
[oil,SR24,SD30,SD40,Dubaioil]=textread('stl.txt','%f%f%f%f%f');

% calculate aic
aic(SR24,1)
aic(SD30,1)
aic(SD40,1)

% calculate adf
adf(oil,0,1)
adf(SR24,0,1)
adf(SD30,0,1)
adf(SD40,0,1)

% calculate cadf
cadf(SR24,oil,0,1)
cadf(SD30,oil,0,1)
cadf(SD40,oil,0,1)

% calculate var
result1 = var([SR24 oil],1);
prt_var(result1)
result2 = var([SD30 oil],1);
prt_var(result2)
result3 = var([SD40 oil],1);
prt_var(result3)

% calculate varf
varf([SR24 oil],13,21,45)
varf([SD30 oil],13,21,45)
varf([SD40 oil],13,21,45)
```

raw data : stl.txt

14.59	14.335	12.787	12.875	28.02
15.09	15.378	13.608	13.79	30
14.79	16.365	14.858	14.931	27.38
14.49	16.348	14.662	14.985	23.36
14.49	15.741	14.24	14.516	24.36
12.79	15.401	13.918	14.123	25.51
13.09	15.378	13.946	14.013	26.72
13.39	15.696	14.042	14.249	27.72
13.99	15.444	13.925	14.18	25.37
13.29	15.69	13.987	14.21	27.27
13.79	16.016	14.245	14.514	27.66
14.39	17.07	15.537	16.05	28.1
14.39	19.854	18.108	18.328	28.88
14.87	21.23	19.512	19.736	28.61
15.31	22.05	20.34	20.4	30.85
14.99	21.95	20.248	20.448	31.68
16.53	20.68	18.828	19.108	34.84
16.78	19.12	17.77	17.45	33.43
16.7	20.48	18.71	18.93	34.65
18.71	22.28	20.44	20.8	38.55
19.12	22.88	20.92	21.34	35.55
20.35	22.75	21.06	21.24	37.54
20.27	22.18	20.45	20.65	34.87
18.61	21.41	19.49	19.69	34.2
17.45	21.55	19.6	19.78	37.92
18.33	21.46	19.58	19.76	39.87
20.57	21.76	19.64	19.78	45.84
22.66	21.68	19.78	19.92	47.2
21.21	20.94	19.16	19.32	45.4
20.07	18.78	16.88	17.04	51.08
22.85	19.02	17.38	17.54	52.83
22.59	18.86	17.38	17.54	56.6

23.39	19.62	17.96	18.16	56.6
24.19	19.54	17.84	18.04	53.96
23.39	19.12	17.38	17.56	51.39
22.69	18.9	17.22	17.42	53.2
23.49	18.46	16.7	16.9	58.63
24.69	18.5	16.86	17.14	57.61
24.69	19.66	18.06	18.26	57.82
25.89	20.54	18.84	19.04	64.14
25.69	20.98	19.28	19.48	65
26.74	21.14	19.42	19.66	65.22
27.54	20.76	19.06	19.28	69.17
27.54	20.12	18.26	18.48	68.77

```
function aic(y,lag,x)
% PURPOSE: Compute AIC & SBC for a VAR model to
%          help selecting the model specification
%--------------------------------------------------
% USAGE:   aicsbc(y,lag,x)
% where:   y   = an (nobs x neqs) matrix of y-vectors
%          lag = lag length
%          x   = optional matrix of variables (nobs x nx)
%         (NOTE: constant vector automatically included)
%--------------------------------------------------
% RETURNS: nothing, prints results to the MATLAB command window
%--------------------------------------------------
% AUTHOR:  Stefano Schiavo
%-------------------------------------------------

if nargin == 3
  xflag = 1;
elseif nargin == 2
  xflag = 0;
else
  error('Wrong number of arguments in aicsbc /n');
end;

[nobs neqs] = size(y);

nobse = nobs-lag; % adjust nobs to feed the lags

if xflag == 0
   resid = var_resid(y,lag);
   sigma = cov(resid);
  aic = log(det(sigma))+ 2*(neqs*neqs*lag + neqs)/(nobs-lag);
  %aic = (nobs-lag)*log(det(sigma))+ 2*(neqs*neqs*lag + neqs); %Enders formulation
  out = [lag xflag aic];
```

```
    fprintf(1,'nlag = %2d, Exog Var = %1d, AIC = %8.4g\n',out);
else
    resid = var_resid(y,lag,x);
     sigma = cov(resid);
    aic = log(det(sigma))+ 2*(neqs*neqs*lag + neqs)/(nobs-lag);
    %aic = (nobs-lag)*log(det(sigma))+ 2*(neqs*neqs*lag + neqs); %Enders formulation
    out = [lag xflag aic];
    fprintf(1,'nlag = %2d, Exog Var = %1d, AIC = %8.4g\n',out);
end;
```

```
function results =  adf(x,p,l)
% PURPOSE: carry out DF tests on a time-series vector
%--------------------------------------------------
% USAGE: results = adf(x,p,nlag)
% where:     x = a time-series vector
%          p = order of time polynomial in the null-hypothesis
%              p = -1, no deterministic part
%              p =  0, for constant term
%              p =  1, for constant plus time-trend
%              p >  1, for higher order polynomial
%        nlags = # of lagged changes of x included
%--------------------------------------------------
% RETURNS: a results structure
%        results.meth  = 'adf'
%        results.alpha = estimate of the autoregressive parameter
%        results.adf   = ADF t-statistic
%        results.crit = (6 x 1) vector of critical values
%                  [1% 5% 10% 90% 95% 99%] quintiles
%        results.nlag = nlag
%--------------------------------------------------
% SEE ALSO: prt_coint()
%--------------------------------------------------
% References: Said and Dickey (1984) 'Testing for Unit Roots in
% Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order',
% Biometrika, Volume 71, pp. 599-607.

% written by:
% James P. LeSage, Dept of Economics
% University of Toledo
% 2801 W. Bancroft St,
% Toledo, OH 43606
% jlesage@spatial-econometrics.com
```

```
% Modeled after a similar Gauss routine by
% Sam Ouliaris, in a package called COINT

% error checking on inputs
if (nargin ~= 3)
 error('Wrong # of arguments to adf');
end;

if (p < -1)
 error('p less than -1 in adf');
elseif (cols(x) > 1)
 error('adf cannot handle a matrix -- only vectors');
end;

nobs = rows(x);

if ((nobs - 2*l)+1 < 1)
 error('nlags too large in adf, negative dof');
end;

dep = trimr(x,1,0);
ch = tdiff(x,1);
ch = trimr(ch,1,0);

% Gerard van den Hout suggested the fix below
% Erasmus University Rotterdam.
% The Netherlands.
k = 0 ;
z = [];
while (k < l);
   k = k+1;
   z = [z lag(ch,k)];
end;
```

```
z = trimr(z,k,0);
dep = trimr(dep,k,0);

if (p > -1)
 z = [z ptrend(p,rows(z))];
end;

    b       = inv(z'*z)*(z'*dep);
    % res     = dep - z*b ;
    % BUG fix suggested by
% Nick Firoozye
% Sanford C. Bernstein, Inc
    res = detrend(dep,0) - detrend(z,0)*b;

    so      = (res'*res)/(rows(dep)-cols(z));
    var_cov = so*inv(z'*z) ;

    results.nlag = l;
    results.alpha = b(1,1);
    results.adf = (b(1,1)-1)/sqrt(var_cov(1,1));
    results.crit = ztcrit(nobs,p);
    results.meth = 'adf';
```

```
function results = cadf(y,x,p,l)
% PURPOSE: compute augmented Dickey-Fuller statistic for residuals
%         from a cointegrating regression, allowing for deterministic
%         polynomial trends
% ------------------------------------------------------------
% USAGE: results = cadf(y,x,p,nlag)
% where: y = dependent variable time-series vector
%       x = explanatory variables matrix
%         p = order of time polynomial in the null-hypothesis
%            p = -1, no deterministic part
%            p =  0, for constant term
%            p =  1, for constant plus time-trend
%            p >  1, for higher order polynomial
%    nlag = # of lagged changes of the residuals to include in regression
% ------------------------------------------------------------
% RETURNS: results structure
%         results.meth  = 'cadf'
%         results.alpha = autoregressive parameter estimate
%         results.adf   = ADF t-statistic
%         results.crit  =  (6 x 1) vector of critical values
%                  [1% 5% 10% 90% 95% 99%] quintiles
%         results.nvar  = cols(x)
%         results.nlag  = nlag
%--------------------------------------------------
% SEE ALSO: prt_coint()
%--------------------------------------------------
% References: Said and Dickey (1984) 'Testing for Unit Roots in
% Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order',
% Biometrika, Volume 71, pp. 599-607.

% written by:
% James P. LeSage, Dept of Economics
% University of Toledo
```

```
% 2801 W. Bancroft St,
% Toledo, OH 43606
% jlesage@spatial-econometrics.com

% Modeled after a similar Gauss routine by
% Sam Ouliaris, in a package called COINT

% error checking
 if (p < -1);
   error('p cannot be < -1 in cadf');
 end;
 nobs    = rows(x);
 if (nobs - (2*l) + 1 < 1);
 error('nlags is too large in cadf; negative degrees of freedom');
 end;

 y      = detrend(y,p);
 x      = detrend(x,p);
 b = inv(x'*x)*x'*y;
 r      = y - x*b;
 dep    = tdiff(r,1);
 dep = trimr(dep,1,0);
 k      = 0    ;
 z      = trimr(lag(r,1),1,0) ;
 k = k + 1 ;
 while (k <= l)
     z = [z lag(dep,k)];
     k = k + 1 ;
    end;
 z      = trimr(z,l,0) ;
 dep    = trimr(dep,l,0) ;

 beta   = detrend(z,0)\detrend(dep,0) ;
```

```
% res     = dep - z*beta ;
% BUG fix suggested by
% Nick Firoozye
% Sanford C. Bernstein, Inc
% 767 Fifth Avenue, #21-49
% New York, NY 10153
res = detrend(dep,0)- detrend(z,0)*beta;

so      = (res'*res)/(rows(dep)-cols(z));
var_cov = so*inv(z'*z) ;

results.alpha = beta(1,1);
results.adf = beta(1,1)/sqrt(var_cov(1,1));
results.crit = rztcrit(nobs,cols(x),p);
results.nlag = l;
results.nvar = cols(x);
results.meth = 'cadf';
```

```
function results = var(y,nlag,x)
% PURPOSE: performs vector autogressive estimation
%---------------------------------------------------
% USAGE:  result = var(y,nlag,x)
% where:    y    = an (nobs x neqs) matrix of y-vectors
%           nlag = the lag length
%           x    = optional matrix of variables (nobs x nx)
%                (NOTE: constant vector automatically included)
%---------------------------------------------------
% RETURNS a structure
% results.meth = 'var'
% results.nobs = nobs, # of observations
% results.neqs = neqs, # of equations
% results.nlag = nlag, # of lags
% results.nvar = nlag*neqs+nx+1, # of variables per equation
% --- the following are referenced by equation # ---
% results(eq).beta  = bhat for equation eq
% results(eq).tstat = t-statistics
% results(eq).tprob = t-probabilities
% results(eq).resid = residuals
% results(eq).yhat  = predicted values
% results(eq).y     = actual values
% results(eq).sige  = e'e/(n-k)
% results(eq).rsqr  = r-squared
% results(eq).rbar  = r-squared adjusted
% results(eq).boxq  = Box Q-statistics
% results(eq).ftest = Granger F-tests
% results(eq).fprob = Granger marginal probabilities
%---------------------------------------------------
% SEE ALSO: varf, prt_var, prt_granger, prt_ftests
%---------------------------------------------------

% written by:
```

```
% James P. LeSage, Dept of Economics
% University of Toledo
% 2801 W. Bancroft St,
% Toledo, OH 43606
% jpl@jpl.econ.utoledo.edu

[nobs neqs] = size(y);

results.meth = 'var';

nx = 0;

if nargin == 3
[nobs2 nx] = size(x);
 if (nobs2 ~= nobs)
 error('var: nobs in x-matrix not the same as y-matrix');
 end;
end;

% adjust nobs to feed the lags
nobse = nobs - nlag;

% nvar adjusted for constant term
 k = neqs*nlag + 1 + nx;
 nvar = k;

results.nvar = nvar;

xlag = mlag(y,nlag);

results.nobs = nobse;
results.neqs = neqs;
results.nlag = nlag;
```

```
% form x-matrix
if nx
xmat = [xlag(nlag+1:nobs,:) x(nlag+1:nobs,:) ones(nobs-nlag,1)];
else
xmat = [xlag(nlag+1:nobs,:) ones(nobs-nlag,1)];
end;


% pull out each y-vector and run regressions
for j=1:neqs;

 yvec = y(nlag+1:nobs,j);
 res = ols(yvec,xmat);
 results(j).beta  = res.beta;      % bhats
 results(j).tstat = res.tstat;     % t-stats
 % compute t-probs
     tstat = zeros(nvar,1);
     tstat = res.tstat;
     tout = tdis_prb(tstat,nobse-nvar);
 results(j).tprob = tout;          % t-probs
 results(j).resid = res.resid;     % resids
   sigu = res.resid'*res.resid;
 results(j).yhat = res.yhat;       % yhats
  results(j).y    = yvec;          % actual y
  results(j).rsqr = res.rsqr;      % r-squared
  results(j).rbar = res.rbar;      % r-adjusted
  results(j).sige = res.sige;


% do the Q-statistics
% use residuals to do Box-Pierce Q-stats
% use lags = nlag in the VAR
% NOTE: a rule of thumb is to use (1/6)*nobs
```

```
%       but this seems excessive to me
elag = mlag(res.resid,nlag);
% feed the lags
etrunc = elag(nlag+1:nobse,:);
rtrunc = res.resid(nlag+1:nobse,1);
qres   = ols(rtrunc,etrunc);
if nlag ~= 1
 boxq   = (qres.rsqr/(nlag-1))/((1-qres.rsqr)/(nobse-nlag));
else
 boxq   = (qres.rsqr/(nlag))/((1-qres.rsqr)/(nobse-nlag));
end;

results(j).boxq = boxq;

% form x matrices for joint F-tests
% exclude each variable from the model sequentially


for r=1:neqs;
xtmp = [];
for s=1:neqs;
 if s ~= r
  xlag = mlag(y(:,s),nlag);
 xtmp = [xtmp trimr(xlag,nlag,0)];
  end;
end;
% we have an xtmp matrix that excludes 1 variable
% add deterministic variables (if any) and constant term
if nx > 0
xtmp = [xtmp x(1:nobse,:) ones(nobse,1)];
else
xtmp = [xtmp ones(nobse,1)];
end;
% get ols residual vector
```

```
b = xtmp\yvec; % using Cholesky solution
etmp = yvec-xtmp*b;
sigr = etmp'*etmp;
% joint F-test for variables r
ftest(r,1) = ((sigr - sigu)/nlag)/(sigu/(nobse-k));
end;

results(j).ftest = ftest;
results(j).fprob = fdis_prb(ftest,nlag,nobse-k);

end;
% end of loop over equations
```

```
function ylevf = varf(y,nlag,nfor,begf,x,transf);
% PURPOSE: estimates a vector autoregression of order n
%         and produces f-step-ahead forecasts
%-----------------------------------------------------------
% USAGE:yfor = varf(y,nlag,nfor,begf,x,transf)
% where:   y    = an (nobs * neqs) matrix of y-vectors in levels
%          nlag = the lag length
%          nfor = the forecast horizon
%          begf = the beginning date of the forecast
%                 (defaults to length(x) + 1)
%          x    = an optional vector or matrix of deterministic
%                 variables (not affected by data transformation)
%        transf = 0, no data transformation
%               = 1, 1st differences used to estimate the model
%               = freq, seasonal differences used to estimate
%               = cal-structure growth rates used to estimate
%                 e.g., cal(1982,1,12) [see cal() function]
%-----------------------------------------------------------
% NOTE: constant term included automatically
%-----------------------------------------------------------
% RETURNS:
%      yfor = an nfor x neqs matrix of level forecasts for each equation
%-----------------------------------------------------------
% SEE ALSO: var, plt_var, prt_var
%-----------------------------------------------------------

% written by:
% James P. LeSage, Dept of Economics
% University of Toledo
% 2801 W. Bancroft St,
% Toledo, OH 43606
% jpl@jpl.econ.utoledo.edu
```

```
if nargin == 6 % user wants us to transform the data
[nobs2 nx] = size(x);
 if isstruct(transf) % a growth rates transform
   tform = 2;
   freq = transf.freq;
   elseif transf == 0  % no transform
   tform = 0;
   elseif transf == 1  % 1st difference transform
   tform = 1;
   elseif (transf == 1) | (transf == 4) | (transf == 12)
   tform = 3;         % seasonal differences transform
   freq = transf;
   end;
elseif nargin == 5
[nobs2 nx] = size(x);
tform = 0;
elseif nargin == 4
nx = 0;
tform = 0;
else
error('Wrong # of arguments to varf');
end;

% flag an error where x-variables exist but not enough forecast values
% are supplied for these variables
if nx > 0
  if nobs2 < begf-1+nfor
  error('varf: not enough observations in x to forecast');
  end;
end;

[nobs neqs] = size(y);
% adjust nobs to feed the lags
```

```
nmin = min(nobs,begf-1);
% adjust nvar for constant term
k = neqs*nlag+nx+1;

switch tform

case 1 % 1st differences transform

% transform data
dy = y - mlag(y,1);
% generate lagged rhs matrix
xlag = mlag(dy,nlag);
% constant term
iota = ones(nobs,1);
% truncate variables to feed lags and 1st diff and end at begf-1
iota = trimr(iota,nlag+1,nobs-begf+1);
dys =  trimr(dy,nlag+1,nobs-begf+1);
xlag = trimr(xlag,nlag+1,nobs-begf+1);

% add x-matrix and constant to x-matrix
if nx > 0
xmat = [xlag x(nlag+2:nmin,:) iota];
else
xmat = [xlag iota];
end;

% end of 1st difference transformation case

case 2 % growth rates transformation

% transform data
dy = growthr(y,freq);
% generate lagged rhs matrix
```

```
xlag = mlag(dy,nlag);
% constant term
iota = ones(nobs,1);
% truncate variables to feed lags and freq diff's and end at begf-1
iota = trimr(iota,nlag+freq,nobs-begf+1);
dys = trimr(dy,nlag+freq,nobs-begf+1);
xlag = trimr(xlag,nlag+freq,nobs-begf+1);

% add x-matrix and constant to x-matrix
if nx > 0
xmat = [xlag x(nlag+freq+1:nmin,:) iota];
else
xmat = [xlag iota];
end;

% end of growth-rates transform case

case 3 % seasonal differences transform

% transform data
dy = y - lag(y,freq);
% generate lagged rhs matrix
xlag = mlag(dy,nlag);
% constant term
iota = ones(nobs,1);
% truncate variables to feed lags and freq diff's and end at begf-1
iota = trimr(iota,nlag+freq,nobs-begf+1);
dys = trimr(dy,nlag+freq,nobs-begf+1);
xlag = trimr(xlag,nlag+freq,nobs-begf+1);

% add x-matrix and constant to x-matrix
if nx > 0
xmat = [xlag x(nlag+freq+1:nmin,:) iota];
```

```
else
xmat = [xlag iota];
end;

otherwise  % case of no transformation

% generate lagged rhs matrix
xlag = mlag(y,nlag);
% constant term
iota = ones(nobs,1);
% truncate to feed lags and to end at begf-1 for estimation
dys  = trimr(y,nlag,nobs-begf+1);
dy   = y;
xlag = trimr(xlag,nlag,nobs-begf+1);
iota = trimr(iota,nlag,nobs-begf+1);

% add x-matrix and constant to x-matrix
if nx > 0
xmat = [xlag x(nlag+1:nmin,:) iota];
else
xmat = [xlag iota];
end;

end; % end of data transformation cases

% dimension some result matrices
bmat = zeros(k,neqs);
yfor = zeros(nfor,neqs);

% ----- get bhat estimates

% save time by computing xpx only once
xpx = xmat'*xmat;
```

```
% pull out each y-vector and run regressions
for j=1:neqs;
 yvec = dys(:,j);
 bhat = (xpx)\(xmat'*yvec);
 % save bhat
 bmat(:,j) = bhat;
end;
% end of loop over equations


% given bhat estimates, generate future forecasts
% These may be levels, 1st-differences, growth rates or seas diff's
% we worry transforming back to levels later

% 1-step-ahead forecast
xtrunc = [dy(nmin-nlag:nmin,:)
        zeros(1,neqs)];
xfor = mlag(xtrunc,nlag);
[xend junk] = size(xfor);
xobs = xfor(xend,:);
if nx > 0
xvec = [xobs x(begf,:) 1];
else
xvec = [xobs 1];
end;


% loop over equations
for i=1:neqs;
bhat = bmat(:,i);
yfor(1,i) = xvec*bhat;
end;
```

```
xnew = zeros(nlag+1,neqs);

% 2 through nlag-step-ahead forecasts
for step=2:nlag;

if step <= nfor

xnew(1:nlag-step+1,:) = dy(nmin-nlag+step:nmin,:);
xnew(nlag-step+2:nlag,:) = yfor(1:step-1,:);
xnew(nlag+1,:) = zeros(1,neqs);

xfor = mlag(xnew,nlag);
[xend junk] = size(xfor);
xobs = xfor(xend,:);
if nx > 0
xvec = [xobs x(begf+step-1,:) 1];
else
xvec = [xobs 1];
end;

% loop over equations
for i=1:neqs;
bhat = bmat(:,i);
yfor(step,i) = xvec*bhat;
end;

end;

end;

% nlag through nfore-step-ahead forecasts
for step=nlag:nfor-1;
```

```
if step <= nfor

cnt = step-(nlag-1);

 for i=1:nlag;
  xnew(i,:) = yfor(cnt,:);
  cnt = cnt+1;
 end;

xfor = mlag(xnew,nlag);
[xend junk] = size(xfor);
xobs = xfor(xend,:);
if nx > 0
xvec = [xobs x(begf+step,:) 1];
else
xvec = [xobs 1];
end;

% loop over equations
for i=1:neqs;
bhat = bmat(:,i);
yfor(step+1,i) = xvec*bhat;
end;

end;

end;

% we now worry about transforming the forecasts back
% to levels

switch tform
case 1 % 1st differences forecasts
```

```
% convert 1st difference forecasts to levels
ylevf = zeros(nfor,neqs);
% 1-step-ahead forecast
ylevf(1,:) = yfor(1,:) + y(begf-1,:); % add change to actual from time t;
% 2-nfor-step-ahead forecasts
for i=2:nfor %
ylevf(i,:) = yfor(i,:) + ylevf(i-1,:);
end;

% end of 1st differences case

case 2 % growth rates forecasts
% convert growth rate forecasts to levels
ylevf = zeros(nfor,neqs);
yfor = yfor/100.0; % growth-rates are mutiliplied by 100
for step=1:nfor;

if freq < step, % here we can use past level forecasts
  ylevf(step,:) = (1 + yfor(step,:)).*ylevf(step-freq,:);
else % case of freq > step, use past actual levels
  ylevf(step,:) = (1 + yfor(step,:)).*y(begf+step-freq-1,:);
end; % end of if freq <= step

end; % end of for step loop

case 3 % seasonal difference forecasts
% convert seasonal difference forecasts to levels

for step=1:nfor;

if freq < step, % here we use past level forecasts
  ylevf(step,:) = yfor(step,:) + ylevf(step-freq,:);
else % case of freq > step, use past actual levels
```

```
  ylevf(step,:) = yfor(step,:) + y(begf+step-freq-1,:);
end; % end of if freq <= step


end; % end of for step loop


otherwise % no transformation, so we have level forecasts already
ylevf = yfor;


end;
```

ภาคผนวก ข.

ข้อมูลที่ใช้ในการทำงานวิทยานิพนธ์

ราคาดีเซลขายปลีกภายในประเทศ ราคาเหล็กเส้นขนาด SR24 6mm , SD30 16-28mm , SD40 16-28mm และราคาน้ำมันดิบดูไบ

เดือน/ปี	น้ำมันขายปลีก ลิตร/บาท	เหล็ก SR24-6mm กก/บาท	เหล็ก SD30 16-28mm กก/บาท	เหล็ก SD40 16-28mm กก/บาท	น้ำมันดิบดูไบ บาร์เลน/เหรียญ
ม.ค.-46	14.59	14.335	12.787	12.875	28.02
ก.พ.-46	15.09	15.378	13.608	13.79	30
มี.ค.-46	14.79	16.365	14.858	14.931	27.38
เม.ย.-46	14.49	16.348	14.662	14.985	23.36
พ.ค.-46	14.49	15.741	14.24	14.516	24.36
มิ.ย.-46	12.79	15.401	13.918	14.123	25.51
ก.ค.-46	13.09	15.378	13.946	14.013	26.72
ส.ค.-46	13.39	15.696	14.042	14.249	27.72
ก.ย.-46	13.99	15.444	13.925	14.18	25.37
ต.ค.-46	13.29	15.69	13.987	14.21	27.27
พ.ย.-46	13.79	16.016	14.245	14.514	27.66
ธ.ค.-46	14.39	17.07	15.537	16.05	28.1
ม.ค.-47	14.39	19.854	18.108	18.328	28.88
ก.พ.-47	14.87	21.23	19.512	19.736	28.61
มี.ค.-47	15.31	22.05	20.34	20.4	30.85
เม.ย.-47	14.99	21.95	20.248	20.448	31.68
พ.ค.-47	16.53	20.68	18.828	19.108	34.84
มิ.ย.-47	16.78	19.12	17.77	17.45	33.43
ก.ค.-47	16.7	20.48	18.71	18.93	34.65
ส.ค.-47	18.71	22.28	20.44	20.8	38.55
ก.ย.-47	19.12	22.88	20.92	21.34	35.55
ต.ค.-47	20.35	22.75	21.06	21.24	37.54
พ.ย.-47	20.27	22.18	20.45	20.65	34.87
ธ.ค.-47	18.61	21.41	19.49	19.69	34.2

เดือน/ปี	น้ำมันขาย ปลีก ลิตร/บาท	เหล็ก SR24-6mm กก/บาท	เหล็ก SD30 16-28mm กก/บาท	เหล็ก SD40 16-28mm กก/บาท	น้ำมันดิบดูไบ บาร์เลน/ เหรียญ
ม.ค.-48	17.45	21.55	19.6	19.78	37.92
ก.พ.-48	18.33	21.46	19.58	19.76	39.87
มี.ค.-48	20.57	21.76	19.64	19.78	45.84
เม.ย.-48	22.66	21.68	19.78	19.92	47.2
พ.ค.-48	21.21	20.94	19.16	19.32	45.4
มิ.ย.-48	20.07	18.78	16.88	17.04	51.08
ก.ค.-48	22.85	19.02	17.38	17.54	52.83
ส.ค.-48	22.59	18.86	17.38	17.54	56.6
ก.ย.-48	23.39	19.62	17.96	18.16	56.6
ต.ค.-48	24.19	19.54	17.84	18.04	53.96
พ.ย.-48	23.39	19.12	17.38	17.56	51.39
ธ.ค.-48	22.69	18.9	17.22	17.42	53.2
ม.ค.-49	23.49	18.46	16.7	16.9	58.63
ก.พ.-49	24.69	18.5	16.86	17.14	57.61
มี.ค.-49	24.69	19.66	18.06	18.26	57.82
เม.ย.-49	25.89	20.54	18.84	19.04	64.14
พ.ค.-49	25.69	20.98	19.28	19.48	65
มิ.ย.-49	26.74	21.14	19.42	19.66	65.22
ก.ค.-49	27.54	20.76	19.06	19.28	69.17
ส.ค.-49	27.54	20.12	18.26	18.48	68.77
ก.ย.-49	27.54	20.3	18.32	18.54	59.82
ต.ค.-49	24.54	20.56	18.68	18.88	56.4
พ.ย.-49	24.24	21.02	19.24	19.42	56.7
ธ.ค.-49	24.24	20.94	19.22	19.38	58.68
ม.ค.-50	23.34	20.48	18.76	18.96	51.94
ก.พ.-50	22.54	21.08	19.28	19.44	55.66
มี.ค.-50	23.34	21.76	20.2	20.3	58.93

เดือน/ปี	น้ำมันขาย ปลีก ลิตร/บาท	เหล็ก SR24-6mm กก/บาท	เหล็ก SD30 16-28mm กก/บาท	เหล็ก SD40 16-28mm กก/บาท	น้ำมันดิบดูไบ บาร์เลน/ เหรียญ
เม.ย.-50	24.14	21.78	20.14	20.26	63.99
พ.ค.-50	25.34	21.78	20.04	20.24	64.7
มิ.ย.-50	25.34	21.94	20.46	20.52	65.72
ก.ค.-50	25.34	21.7	20.04	20.28	69.52
ส.ค.-50	25.74	21.42	19.74	19.92	67.34
ก.ย.-50	25.74	21.52	19.98	20.12	73.27
ต.ค.-50	27.34	23.1	21.32	21.52	77.36
พ.ย.-50	28.14	24.4	22.54	22.64	86.77
ธ.ค.-50	29.34	24.72	22.88	23.08	86.99
ม.ค.-51	29.34	28.32	26.42	26.54	
ก.พ.-51	29.14	30.2	28.46	28.66	
มี.ค.-51	29.94	30.9	29.12	29.3	
เม.ย.-51	31.44	31.87	30.03	30.25	
พ.ค.-51	33.44	38.34	36.3	36.48	

ที่มาของข้อมูลบริษัท PTT ณ.วันที่ 2 ของเดือน

ที่มาของข้อมูลกรมการค้าภายใน กระทรวงพาณิชย์ ประกาศ ณ.วันที่ 2 ของเดือน

ที่มาของข้อมูลกระทรวงพลังงาน

ภาคผนวก ค.

ผลงานวิจัยที่ได้รับการตีพิมพ์เผยแพร่

การประชุมวิชาการวิศวกรรมโยธาแห่งชาติ ครั้งที่ 14
THE 14th NATIONAL CONVENTION ON CIVIL ENGINEERING
NCCE 14
NAKHON RATCHASIMA 2009
SURANAREE
UNIVERSITY OF TECHNOLOGY
เล่ม 2
วิศวกรรมบริหารการก่อสร้าง
"เทคโนโลยีวิศวกรรมโยธากับยุคโลกาภิวัฒน์"
13-15 พฤษภาคม 2552
ณ สุรสัมมนาคาร มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีสุรนารี
นครราชสีมา
อินทรี
CPAC

แบบจำลองการพยากรณ์ของความสัมพันธ์ร่วมกันระหว่างราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้น

A FORECASTING MODEL OF CO-INTEGRATION BETWEEN OIL PRICE AND REINFORCING STEEL BAR PRICE

วริชา จิระพินทุ (Varicha Jirapintu)[1]

วุฒิชัย ชาติพัฒนานันท์ (Vuttichai Chatpattananan)[2]

[1]*นักศึกษาปริญญาโท สาขาวิศวกรรมการก่อสร้างและการจัดการ ภาควิชาวิศวกรรมโยธา คณะวิศวกรรมศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง vj_kam@hotmail.com*

[2]*อาจารย์ ภาควิชาวิศวกรรมโยธา คณะวิศวกรรมศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง vuttich@hotmail.com*

บทคัดย่อ : ปัจจุบันน้ำมันเป็นสินค้าที่มีบทบาทสำคัญต่อการขับเคลื่อนของเศรษฐกิจในประเทศ และยังมีความสัมพันธ์กันกับสินค้าอื่นๆ อาทิเช่น เหล็กเส้น เนื่องจากราคาน้ำมันเป็นปัจจัยสำคัญที่ผลักดันให้ราคาเหล็กเส้นสูงขึ้น เพราะเป็นสินค้าที่มีน้ำมันเป็นต้นทุนการผลิต การศึกษาครั้งนี้ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้นภายในประเทศ โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อนำผลการศึกษาไปใช้ในการวางแผนสัญญางานก่อสร้างล่วงหน้า การศึกษาครั้งนี้ได้ใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ มกราคม พ.ศ. 2546 ถึง พฤษภาคม พ.ศ. 2551 เนื่องจากข้อมูลเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา จึงต้องทำการทดสอบลักษณะความนิ่ง (stationary) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller และการทดสอบความสัมพันธ์ร่วมกันโคอินทิเกรชัน (co-integration) ด้วย Co-integration Augmented Dickey-Fuller จากนั้นทำการวิเคราะห์ราคาเหล็กเส้นล่วงหน้าด้วยโมเดล (Vector Autoregressive model) ผลการศึกษาพบว่า เมื่อทำการทดสอบความนิ่ง (stationary) ของข้อมูลพบว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) แต่จากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ร่วมกันพบว่าข้อมูลมีความสัมพันธ์ร่วมกันไปในทิศทางเดียวกัน โดยมีความยาวของความล่าที่เหมาะสมเท่ากับ 13 โดยมีระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ (significant)จากการวิเคราะห์ราคาเหล็กล่วงหน้าพบว่าราคาเหล็กล่วงหน้าที่ได้จากการพยากรณ์มีแนวโน้มปรับตัวสูงขึ้นตามราคาน้ำมัน

ABSTRACT: Oil is a commodity that has a significant role nowadays in mobilizing domestic economy and having an impact to other commodities such as reinforcing steel bar since oil price is a main driving cost in making production. This study analyses the relationship between oil price and reinforcing steel bar price in order to estimate the reinforcing steel bar price for construction project planning. The study uses monthly data from January 2003 to May 2008. Since this data is a time-series data, the study tests the characteristic in stationary using Augmented Dickey-Fuller test and tests co-integration using Co-integration Augmented Dickey-Fuller test. The forecasting model using in this study is Vector Autoregressive model. From the analysis in the stationary test, the data is nonstationary. In the co-integration test, the data is co-integrated with an optimum lag of 13 with a significant level of 95 percent. For the forecasting, the forecasted reinforcing steel bar price has an increasing trend following the increasing oil price.

KEYWORDS : Forecasting model, Reinforcing steel bar price, Oil price, Stationary, Co-integration.

1. บทนำ

ในวงการธุรกิจอุตสาหกรรมก่อสร้าง จะมีความผูกพันธ์ของคู่สัญญาในลักษณะสัญญาจ้างทำของ หรือสัญญาจ้างเหมาก่อสร้าง ซึ่งการกำหนดราคาค่าจ้างมีขึ้นก่อนที่จะได้รู้ถึงต้นทุนที่แท้จริงอันเกิดจากการก่อสร้างนั้น จึงมีลักษณะแตกต่างกับธุรกิจอุตสาหกรรมการผลิตและธุรกิจค้าขาย ที่ได้รู้ถึงต้นทุนวัตถุดิบ ต้นทุนการผลิต รวมทั้งกำไรและค่าใช้จ่ายอื่นที่แท้จริง แล้วจึงกำหนดราคาสินค้าหรือค่าบริการนั้นขึ้นภายหลัง

ปัจจุบันน้ำมันเป็นสินค้าที่มีบทบาทสำคัญ ต่อการขับเคลื่อนของเศรษฐกิจในประเทศ และยังมีความสัมพันธ์กันกับสินค้าอื่นๆ อาทิเช่น เหล็กเส้น เนื่องจากราคาน้ำมันเป็นปัจจัยสำคัญที่ผลักดันให้ราคาเหล็กเส้นสูงขึ้น เพราะเป็นสินค้าที่มีน้ำมันเป็นต้นทุนการผลิต การศึกษาครั้งนี้ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้นภายในประเทศ โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อนำผลการศึกษาไปใช้ในการวางแผนสัญญางานก่อสร้างล่วงหน้า

2. ทบทวนงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1งานวิจัยที่เกี่ยวข้องฉบับภาษาอังกฤษ

ในด้านการศึกษาเชิงประจักษ์ Darby(1982)[1] ,Hamilton (1983[2],1988[3],1996[4],2000[5]) , Burbidge and Harrison (1984) [6], Mork (1994) [7], Kahn and Hampton (1990) [8], Hooker (1996[9],1999a[10]) และ Huntington (1998) [11] ได้ทำการศึกษาผลกระทบของราคาน้ำมันในระบบเศรษฐกิจของประเทศต่างๆ พบว่า การเพิ่มขึ้นของราคาน้ำมัน ส่งผลกระทบต่อผลผลิตภายในประเทศ และอัตราเงินเฟ้ออย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ Kim and Loungani (1992) [12] พบว่า ราคาน้ำมันเป็นสาเหตุที่สำคัญ ที่ก่อให้เกิดความผันผวนของภาวะเศรษฐกิจมหภาคในช่วงทศวรรษ 1980 แต่ภายหลังจากปี 1995 Lee et al.(1995) [13] และ Hooker(1996) [9] พบว่า ความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันกับกิจกรรมทางเศรษฐกิจ ไม่ได้เกิดขึ้นอย่างชัดเจนเช่นเดียวกับที่เกิดขึ้นในช่วงทศวรรษ 1980 รวมถึงการศึกษาของ Chang and Wong (2003) [14] ที่อาศัยแบบจำลอง Vector Autoregressive ในการศึกษาผลกระทบของราคาน้ำมันที่มีต่อระบบเศรษฐกิจสิงคโปร์ ก็แสดงให้เห็นว่า การเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมัน ไม่ได้ก่อให้เกิดความผันผวนกับเศรษฐกิจมหภาคในระดับที่สูง

2.2 งานวิจัยที่เกี่ยวข้องฉบับภาษาไทย

ศิรประภา แก้วมณี (2549) [15] ศึกษาถึงความความสัมพันธ์ระหว่างราคาทองคำกับราคาน้ำมัน โดยใช้ข้อมูลที่เป็นอนุกรมเวลา ทำการทดสอบความนิ่งโดยวิธีการ Augmented Dickey-Fuller และการร่วมกันไปด้วย (cointegration) และ error correction โดยวิธีการของ Johensen และ Juseliusจากนั้นทำการวิเคราะห์ความยืดหยุ่นของราคาทองคำล่วงหน้า เมื่อราคาน้ำมันล่วงหน้าได้เปลี่ยนแปลงไป โดยทำการเปลี่ยนแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปของลอการิทึมธรรมชาติ ทำการทดสอบความนิ่งและนำค่าสัมประสิทธิ์หน้าลอการิทึมธรรมชาติราคาน้ำมันล่วงหน้า มาวิเคราะห์ความยืดหยุ่นของราคาทองคำล่วงหน้า ที่มีต่อการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันล่วงหน้า

ผลการศึกษาพบว่า เมื่อทำการทดสอบความนิ่งข้อมูลพบว่าข้อมูลมีความนิ่งเดียวกันที่ I(1)และมีความยาวของความล่าที่เหมาะสมเท่ากับ 0 จากการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่าราคาทองคำล่วงหน้า จะมีความสัมพันธ์ระยะยาวกับราคาน้ำมันล่วงหน้าที่ราคาล่วงหน้า 7 เดือนเป็นต้นไป โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน สำหรับการปรับตัวระยะสั้น ตามแบบจำลอง error correction model พบว่ามีค่าความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวอยู่ในช่วง 0 ถึง -1 แสดงว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่แท้จริง

จากการศึกษาข้างต้น ทำให้เกิดคำถามระหว่างความสัมพันธ์ของราคาน้ำมันกับราคาเหล็กเส้นของไทย แต่เนื่องจากข้อมูลเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา จึงต้องทำการทดสอบความนิ่ง (stationary) โดยวิธีการ Augmented Dickey-Fuller และการร่วมกันไปด้วยกัน (Co-integration Augmented Dickey-Fuller) จากนั้นทำการวิเคราะห์ราคาเหล็กเส้นล่วงหน้าด้วย (Vector Autoregressive model)

3. กรอบทฤษฎีของบทความ

3.1 สมการ Vector Autoregressive(VAR)

รูปแบบของ Vector Autoregressive(VAR) Structural ดังนี้

$$y_t = c_1 + a_{11}y_{t-1} + a_{12}y_{t-2} + a_{13}x_{t-1} + a_{14}x_{t-2} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$x_t = c_2 + a_{21}y_{t-1} + a_{22}y_{t-2} + a_{23}x_{t-1} + a_{24}x_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

โดยที่ y_t คือ ตัวแปรต้น

x_t คือ ตัวแปรตาม

c_1 และ c_2 คือ ค่าคงที่

ε_{1t} และ ε_{2t} คือ ค่า error

$t-1$ และ $t-2$ คือ จำนวนความล่า (lag)

สมการ(1) และสมการ(2) แสดงให้เห็นว่าค่าของตัวแปรตัวหนึ่งจะถูกกำหนดจากค่าในอดีตของตัวเองและตัวแปรอื่น ดังนั้น การกำหนดให้จำนวนความล่า(lag)ที่มากขึ้น จะทำให้ความสามารถในการอธิบายพฤติกรรมเชิงพลวัตรของแบบจำลอง VAR ในรูปของ Reduced Form สูงขึ้น แต่ในขณะเดียวกัน Degree of Freedom จะลดลง เนื่องจากจำนวนค่าสัมประสิทธิ์ที่ถูกประมาณค่าจะสูงขึ้น ทำให้ผลการประมาณมีความน่าเชื่อถือลดลง ดังนั้นจึงต้องหาจำนวนความล่า(lag) ที่เหมาะสมในการวิเคราะห์ โดยจะใช้วิธีของ Akaike Information Criterion(AIC)

3.2 การทดสอบเพื่อหาจำนวนความล่า (lag) ที่เหมาะสมของสมการ

โดยตัวแปรที่ใช้ทดสอบโคอินทิเกรชัน จะต้อง Integrated ที่อันดับเดียวกัน การกำหนดค่าความล่า (lag) ที่เหมาะสมที่ให้ค่า $\varepsilon_t \sim N(0,\sigma^2)$ จากนั้นจะทำการกำหนดจำนวนความล่า (lag) ของตัวแปรด้วย วิธี Akaike Information Criterion(AIC)

$$AIC = T\log|\Sigma| + 2N \qquad (3)$$

เมื่อ T คือ number of usable observation

$|\Sigma|$ คือ determinant of the variance/covariance matrix of the residuals

N คือ total number of parameters estimated in all equation

โดยที่

$$N = n^2 p + n \qquad (4)$$

เมื่อ n คือ number of variable

p คือ number of lags

โดยจะเลือกค่าความล่า (lag) จากค่า AIC ที่มีค่าน้อยที่สุด

3.3 การทดสอบยูนิทรูท (Unit Root Test)

Augmented Dickey-Fuller (ADF) test เป็นการทดสอบยูนิทรูทอีกวิธีหนึ่งที่พัฒนามาจากวิธีของ Dickey-Fuller เนื่องจาก Dickey-Fuller test ไม่สามารถทำการทดสอบตัวแปรในกรณีที่มี serial correlation ในค่า error term (ε_t) หรือ error term มีลักษณะความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง โดยมีการเพิ่มพจน์ที่เรียกว่า lagged change เข้าไปในสมการ จะได้สมการถดถอยใหม่ดังนี้

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\delta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\delta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (6)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\delta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (7)$$

โดยที่ X_t คือ ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t

X_{t-1} คือ ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t -1

$\alpha, \beta, \theta, \delta$ คือ ค่าพารามิเตอร์

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

โดยจำนวนของ lagged difference terms ที่จะนำเข้ามาร่วมในสมการนั้นมีมากพอที่ทำให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error terms) มีลักษณะเป็น serially independent และเมื่อนำเอาการทดสอบ DF (Dicker-Fuller test) กับสมการ (5) (6) และ (7) จะเรียกว่าการทดสอบ ADF(Augmented Dickey-Fuller test) ค่าสถิติทดสอบ ADF มีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับ (asymptotic distribution) เหมือนกับสถิติ DF ดังนั้นใช้ค่าวิกฤต (critical values) แบบเดียวกัน

3.4 การทดสอบความสัมพันธ์ร่วมกัน(Co-integration Test)

การร่วมไปด้วยกันคือ การมีความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาตั้งแต่ 2 ตัวแปรขึ้นไป มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ส่วนเบี่ยงเบนที่ออกจากความสัมพันธ์ ในระยะยาวมีลักษณะนิ่งสมมุติให้ตัวแปรข้อมูลอนุกรมเวลา 2 ตัวแปรใดๆที่มีลักษณะไม่นิ่งแต่มีค่าสูงขึ้นตามไปด้วยกันทั้งคู่และมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเหมือนกัน (integration of the same order) ความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสอง ไม่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง อาจเป็นไปได้ว่าความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสอง ดังกล่าวมีลักษณะนิ่ง กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีการร่วมกันไปด้วยกัน

ดังนั้นการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน (co-integration regression) คือเทคนิคการประมาณค่าความสัมพันธ์ ดุลยภาพระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง โดยที่การเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาว ต้องมีลักษณะนิ่งการถดถอยการร่วมกันไปด้วยกัน คือการใช้ส่วนที่เหลือ (residual) จากการ

ถดถอย(regression equation) ที่ได้ มาทำการทดสอบว่ามีการร่วมกันไปด้วยกัน(co-integration)หรือไม่โดยการทดสอบยูนิทรูท จะได้ว่า

$$\Delta\hat{e}_t = \gamma\hat{e}_{t-1} + v_t \quad (8)$$

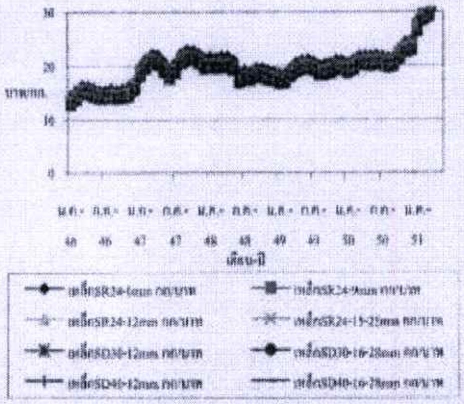
นำค่าสถิติ t-statistic ในรูปสัมบูรณ์ ซึ่งได้มาจากอัตราส่วนของ $\gamma / S.E.\gamma$ ไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤต Mackinnon (Mackinnon critical values) ในรูปสัมบูรณ์

เมื่อ ค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์ใน รูปสัมบูรณ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่าสมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกันนั่นเอง

เมื่อ ค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์ใน รูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่าสมการถดถอยที่ได้ไม่มีการร่วมกันไปด้วยกันนั่นเอง

4.กระบวนการของแบบจำลอง

4.1 การเลือกกลุ่มเหล็กเส้น



ภาพที่ 1 แสดงการเลือกตัวแทนของกลุ่มเหล็กเส้น

จากภาพที่1 จะเห็นได้ว่าราคาเหล็กเส้นมีส่วนต่างที่เท่าๆ กัน ดังนั้นจึงเปรียบเสมือนว่าเป็นกลุ่มเดียวกัน จากแบบลองจะใช้เหล็กเส้น SR24-6mm เป็นตัวแทนของราคาเหล็กเส้นทั้งกลุ่ม

4.2 การประมาณค่าความล่า(lag)ของแบบจำลอง

การทดสอบค่าพารามิเตอร์จะกล่าวถึง สมการที่มีตัวแปรหลายตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา โดยใช้ค่า Akiaike Information Criteria(AIC) กับตัวแปรที่ปรากฏอยู่ในแบบจำลองข้างต้น

เนื่องจากค่า Akiaike Information Criteria(AIC) มีความสัมพันธ์กับค่า Sum of Squared Residual(RSS) ดังนั้นเกณฑ์ในการเลือกความล่า (lag) ที่เหมาะสมกับแบบจำลองควรเลือกความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุดเพราะมีค่า Sum of Square Residual(RSS) ต่ำด้วย ซึ่งหมายความว่าแบบจำลองที่มีความล่า (lag) ที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด นั้นมีค่าความคลาดเคลื่อนต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแปรในแบบจำลองจึงสามารถนำมาประมาณค่าแบบจำลอง VAR ได้สามารถสรุปได้ดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 แสดงค่า AIC ของแบบจำลอง

lag	AIC	sige	R-squared
1	-0.2442	0.7438	0.8728
2	-0.418	0.6323	0.8926
3	-0.3872	0.6481	0.8941
4	-0.3652	0.6537	0.8975
5	-0.3396	0.6732	0.8967
6	-0.2769	0.6546	0.8999
7	-0.2931	0.6228	0.9043
8	-0.2311	0.7107	0.8917
9	-0.3366	0.6459	0.8996
10	-0.3175	0.6826	0.8919
11	-0.3126	0.8115	0.8713
12	-0.4042	0.8999	0.8772
13	-0.5831*	0.2447*	0.9807
14	-0.4605	0.0040	0.9999

4.3 วิธี ADF(Augmented Dickey-Fuller test)

ค่า ADF(Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็ก)

จากตารางที่ 2 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า y_t (ราคาเหล็ก) มียูนิทรูท หรือ y_t (ราคาเหล็ก) มีลักษณะไม่นิ่ง

ค่า ADF(Augmented Dickey-Fuller test) ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมัน)

จากตารางที่ 3 พิจารณาความล่าที่ 13 (lag 13) ปรากฏว่า ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ critical value หมายความว่า x_t (ราคาน้ำมัน) มียูนิทรูท หรือ x_t (ราคาน้ำมัน) มีลักษณะไม่นิ่ง

ตารางที่ 2 แสดงค่า t-statistic ของตัวแปร y_t (ราคาเหล็ก)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-1.03	1	-3.64	-2.949	-2.616
-1.02	2	-3.64	-2.949	-2.616
-0.73	3	-3.64	-2.949	-2.616
-0.87	4	-3.64	-2.949	-2.616
-0.97	5	-3.64	-2.949	-2.616
-1.08	6	-3.64	-2.949	-2.616
-1.28	7	-3.64	-2.949	-2.616
-1.48	8	-3.64	-2.949	-2.616
-2.27	9	-3.64	-2.949	-2.616
-2.50	10	-3.64	-2.949	-2.616
-2.60	11	-3.64	-2.949	-2.616
-3.14	12	-3.64	-2.949	-2.616
-2.06	13	-3.64	-2.949	-2.616
-1.58	14	-3.64	-2.949	-2.616

ตารางที่ 3 แสดงค่า t-statistic ของตัวแปร x_t (ราคาน้ำมัน)

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0.24	1	-3.64	-2.94	-2.61
0.27	2	-3.64	-2.94	-2.61
0.56	3	-3.64	-2.94	-2.61
0.60	4	-3.64	-2.94	-2.61
0.90	5	-3.64	-2.94	-2.61
0.49	6	-3.64	-2.94	-2.61
0.25	7	-3.64	-2.94	-2.61
0.19	8	-3.64	-2.94	-2.61
0.27	9	-3.64	-2.94	-2.61
0.12	10	-3.64	-2.94	-2.61
0.24	11	-3.64	-2.94	-2.61
-0.16	12	-3.64	-2.94	-2.61
-0.04	13	-3.64	-2.94	-2.61
-0.30	14	-3.64	-2.94	-2.61

4.4การตรวจสอบตัวแปรว่ามีลักษณะ Co-integration

วิธี CADF(Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)

CADF(Co-integration Augmented Dickey-Fuller test)ของตัวแปร y_t และ x_t

ตารางที่ 4 แสดงค่า t-statistic ของตัวแปร y_t และ x_t

t-statistic	lag	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
-2.204	1	-4.025	-3.404	-3.089
-1.681	2	-4.025	-3.404	-3.089
-1.694	3	-4.025	-3.404	-3.089
-1.686	4	-4.025	-3.404	-3.089
-1.565	5	-4.025	-3.404	-3.089
-2.050	6	-4.025	-3.404	-3.089
-1.965	7	-4.025	-3.404	-3.089
-2.472	8	-4.025	-3.404	-3.089
-2.453	9	-4.025	-3.404	-3.089
-2.788	10	-4.025	-3.404	-3.089
-2.950	11	-4.025	-3.404	-3.089
-3.092	12	-4.025	-3.404	-3.089
-3.625*	13	-4.025	-3.404*	-3.089
-4.920	14	-4.025	-3.404	-3.089

การกำหนด Co-integration ที่เหมาะสมในแบบจำลองโดยอาศัยค่า วิธี CADF (Co-integration Augmented Dickey-Fuller test) จากตารางที่ 4 พบว่าค่า t-statistic ในรูปสัมบูรณ์ที่เหมาะสมของแบบจำลองคือ ที่ความล่า 12 (lag 12) ที่ความเชื่อมั่นที่ 90% , ที่ความล่า 13 (lag 13) ที่ความเชื่อมั่นที่ 95% และ ที่ความล่า 14 (lag 14) ที่ความเชื่อมั่นที่ 99%

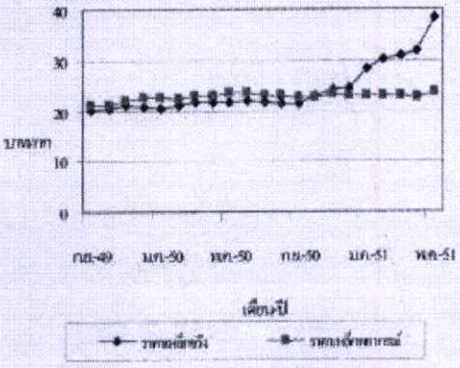
แต่จากการทดสอบ จะได้ว่าราคาน้ำมันและราคาเหล็กเส้น มีลักษณะการเป็น Co-integration ที่ ความล่าที่ 13 (lag 13)และ มีระดับความเชื่อมั่นที่ 95%

5. การวิเคราะห์แบบจำลอง

จากการทดสอบค่าพารามิเตอร์ของ x_t (ราคาน้ำมัน) และ y_t (ราคาเหล็ก) เมื่อพิจารณาจากตารางที่ 1 ค่า AIC ที่ได้ต่ำที่สุด จะได้ความล่าที่ 13 (lag 13) มีความสัมพันธ์กันที่ความเชื่อมั่นที่ 95% ดังนั้นจะได้แบบจำลอง VAR ดังนี้

$$
\begin{aligned}
y_t = {} & 1.207524y_{t-1} - 0.183565y_{t-2} - 0.282163y_{t-3} \\
& +0.434974y_{t-4} - 0.917307y_{t-5} + 0.670274y_{t-6} \\
& +0.207346y_{t-7} - 0.503973y_{t-8} - 0.482520y_{t-9} \\
& -0.484553y_{t-10} + 0.698127y_{t-11} + 1.041975y_{t-12} \\
& -0.749895y_{t-13} + 0.542652x_{t-1} + 0.652706x_{t-2} \\
& +0.06741x_{t-3} - 0.495605x_{t-4} + 0.143178x_{t-5} \\
& -0.595819x_{t-6} + 0.187984x_{t-7} - 0.126551x_{t-8} \\
& +0.127129x_{t-9} + 0.137390x_{t-10} + 0.057338x_{t-11} \\
& -0.794293x_{t-12} - 0.048814x_{t-13} + 6.582342
\end{aligned} \tag{11}
$$

นำค่าที่ได้จากแบบจำลองมาเปรียบเทียบกับค่าจริงของราคาเหล็กเส้น



ภาพที่ 2 แสดงการเปรียบเทียบราคาเหล็กเส้นจริงกับราคาเหล็กเส้นพยากรณ์

6. สรุป

ผลการศึกษาพบว่า เมื่อทำการวิเคราะห์ข้อมูลพบว่ามีความยาวของความล่า(lag)ที่เหมาะสมเท่ากับ 13 จากการทดสอบความนิ่ง (stationary) พบว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง(nonstationary) แต่จากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ร่วมกัน(Co-integration) พบว่าข้อมูลมีความสัมพันธ์ร่วมกันไปในทิศทางเดียวกัน โดยมีระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ แสดงว่าราคาเหล็กเส้นและราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์ร่วมกันโดยมีผลกระทบซึ่งกันและกัน คือเมื่อราคาน้ำมันเปลี่ยนแปลง จะส่งผลต่อราคาเหล็กเส้นด้วย จากการวิเคราะห์ราคาเหล็กเส้นล่วงหน้าด้วยโมเดลที่ได้ พบว่าราคาเหล็กเส้นพยากรณ์ที่ได้ มีแนวโน้มปรับตัวสูงขึ้นตามราคาน้ำมันและค่อนข้างไปในทิศทางเดียวกับราคาเหล็กเส้นจริง แต่ค่าพยากรณ์ที่ได้มีค่าสูงกว่าค่าสังเกตเล็กน้อย ดังนั้นจึงเป็นประโยชน์ต่อการวางแผนการก่อสร้างล่วงหน้า

7. เอกสารอ้างอิง

[1] Darby, M.R., 1982. The price of oil and world inflation and recession. American Economic Review, Vol. 72 No. 4: 738–751.

[2] Hamilton, J.D., 1983. Oil and the macro economy since World War II. Journal of Political Economy, Vol. 91 No. 2: 228–248.

[3] Hamilton, J., 1988. A neoclassical model of unemployment and the business cycle. Journal of Political Economy, Vol. 96: 593–617.

[4] Hamilton, J., 1996. This is what happened to the oil price-macro economy relationship. Journal of Monetary Economics, 38: 215–220.

[5] Hamilton, J., 2000. What is an oil shock ?. NBER working paper, No. 7755.

[6] Burbidge, J., and A. Harrison, 1984. Test for the effects of oil-price rises using Vector Autoregression. International Economic Reviews, Vol. 23 No. 2: 459-484.

[7] Mork, K., 1994. Business cycles and the oil market. Energy Journal, Vol. 15: 15–38.

[8] Kahn, G., and R. Hampton, 1990. Possible monetary policy responses to the Iraqui oil shock. Federal Reserve Bank Kansas City Economics Reviews, Vol. 2: 19–32.

[9] Hooker, M.A., 1996. What happened to oil–price relationship?. Journal of Monetary Economics, Vol. 38 No. 2: 195–213.

[10] Hooker, M.A., 1999. Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specification versus changes in regime. Federal Reserve Board Working Paper.

[11] Huntington, H., 1998. Crude oil prices and US economic performance: Where does the asymmetry reside?. Energy Journal, Vol. 19: 107–132.

[12] Kim, I., and P. Loungani, 1992. The role of energy in real business cycle models. Journal of Monetary Economics, Vol. 29: 173–189.

[13] Lee, K., S. Ni, and R.A. Ratti, 1995. Oil shocks and the macro economy: the role of price variability. Energy Journal, Vol. 16 No. 4: 39–56.

[14] Chang, Y. and Wong, J.F., 2003. Oil price fluctuations and Singapore Economy. Energy Policy, Vol. 31: 1151-1165.

[15] ศิรประภา แก้วมณี, 2549. การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันกับราคาทองคำ. วิทยานิพนธ์มหาบัณฑิต, คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

ประวัติผู้เขียน

นางสาววริชา จิระพินทุ เกิดเมื่อวันที่ 27 มกราคม พ.ศ.2526 ที่จังหวัดชุมพร สำเร็จการศึกษาปริญญาตรีวิศวกรรมศาสตร์บัณฑิต สาขาวิศวกรรมโยธา จากภาควิชาวิศวกรรมโยธา คณะวิศวกรรมศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง ในปีการศึกษา 2548 และเข้าศึกษาต่อในระดับปริญญาโท หลักสูตรวิศวกรรมศาสตร์มหาบัณฑิต สาขาวิชาวิศวกรรมก่อสร้างและการจัดการ ภาควิชาวิศวกรรมโยธา คณะวิศวกรรมศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง ในปีการศึกษา 2550