

ข้อสอบปลายภาค 1/2560

เลขที่นั่งสอบ.....
เลขทะเบียนนักศึกษา.....

นักศึกษาทุกคนโปรดตรวจสอบว่าไม่ได้นำเอกสารหรือสิ่งที่เกี่ยวข้องกับการสอบ เข้าห้อง
สอบ
หากตรวจพบเอกสารหรือสิ่งที่เกี่ยวข้องอยู่ในครอบครองของท่าน
จะถูกสั่งพักการเรียน 1 ปีการศึกษาและปรับตักวิชานั้นทันที



คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์

ข้อสอบ ปลายภาค กลุ่ม อ.วคิน

วิชา เศรษฐมิติทางการเงินเบื้องต้น (ศ. 435)

ภาค 1 ปีการศึกษา 2560

สอบวันศุกร์ ที่ 15 ธันวาคม 2560

เวลา 9.00-12.00 น.

คำสั่ง: นักศึกษาอ่านคำสั่งให้ละเอียดก่อนลงมือทำ

1. ห้ามนำข้อสอบออกจากห้องสอบโดยเด็ดขาด
2. ข้อสอบมี 4 ข้อ รวม 29 หน้า (รวมใบปะหน้า)
3. คะแนนทั้งหมด 225 คะแนน คิดเป็นร้อยละ 45 ของคะแนนทั้งหมด
4. อนุญาตให้ใช้ดินสอ ระดับความเข้มตั้งแต่ 2B ขึ้นไปในการตอบข้อสอบ
5. อนุญาตให้นำเครื่องคิดเลขทุกประเภทเข้าห้องสอบได้
6. อนุญาตให้นำกระดาษ A4 จำนวน 1 แผ่น รวม 4 หน้า ซึ่งเขียนด้วยลายมือของผู้สอบ เพื่อจดสูตรและเนื้อหา เข้าห้องสอบได้

-----ขอให้โชคดีในการสอบทุกคน-----

ข้อที่ 1 (80 คะแนน)

คะแนนที่ได้.....

กำหนดให้ผลตอบแทนของสินทรัพย์ (r_t) สามารถอธิบายได้ด้วยรูปแบบสมการดังต่อไปนี้

$$r_t = 0.05 + a_t,$$

$$a_t = \sigma_t \epsilon_t,$$

$$\epsilon_t \sim N(0,1),$$

$$\sigma_t^2 = 0.02 + 0.04a_{t-1}^2.$$

ข้อที่ 1.1 (10 คะแนน) จากแบบจำลองข้างต้นจงระบุ Characteristics ที่สำคัญ 2 ประการของผลตอบแทนของสินทรัพย์(r_t) ที่สามารถอธิบายผ่านแบบจำลองนี้ได้ และระบุ Characteristics ที่สำคัญของผลตอบแทนของสินทรัพย์(r_t) ที่แบบจำลองข้างต้นไม่สามารถอธิบายได้

ข้อที่ 1.2 (10 คะแนน) จากแบบจำลองข้างต้น จงหาค่าคาดหวังแบบไม่มีเงื่อนไข ของ a_t หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ จงหาค่าของ Unconditional Expectation of $a_t : E(a_t)$ และ จงหาค่าคาดหวังแบบไม่มีเงื่อนไข ของ r_t หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ จงหาค่าของ Unconditional Expectation of $r_t : E(r_t)$

ข้อที่ 1.3 (10 คะแนน) จงหาค่าความแปรปรวนแบบไม่มีเงื่อนไข ของ a_t หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ จงหาค่าของ Unconditional Variance of $a_t : Var(a_t)$ ค่าความแปรปรวนแบบไม่มีเงื่อนไข ของ a_t มีคุณสมบัติของ Weakly Stationary หรือไม่ เพราะเหตุใด

ข้อที่ 1.4 (10 คะแนน) จงหาค่าความแปรปรวนแบบไม่มีเงื่อนไขของ r_t หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ จงหาค่าของ Unconditional Variance of $r_t : Var(r_t)$ ค่าความแปรปรวนแบบไม่มีเงื่อนไขของ r_t มีคุณสมบัติของ Weakly Stationary หรือไม่ เพราะเหตุใด

ข้อที่ 1.5 (10 คะแนน) จงหาค่า Kurtosis ของ a_t หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ จงหาค่าของ $\frac{E(a_t^4)}{[E(a_t^2)]^2}$ จากค่าที่คำนวณได้ อภิปรายว่ารูปแบบการกระจายตัวของ a_t จะมีลักษณะเป็นหางอ้วน (Fat-Tail) หรือไม่ เพราะเหตุใด

คราวนี้ พิจารณาให้ผลตอบแทนของสินทรัพย์ (r_t) สามารถอธิบายได้ด้วยรูปแบบสมการดังต่อไปนี้

$$r_t = 0.05 + a_t,$$

$$a_t = \sigma_t \epsilon_t,$$

$$\epsilon_t \sim N(0, 1),$$

$$\sigma_t^2 = 0.09 + 0.14a_{t-1}^2 + 0.80\sigma_{t-1}^2.$$

ข้อที่ 1.6 (10 คะแนน) จงหาค่าความแปรปรวนแบบไม่มีเงื่อนไข ของ a_t หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ จงหาค่าของ Unconditional Variance of a_t : $Var(a_t)$

ข้อที่ 1.7 (10 คะแนน) กำหนดให้ $r_{100} = -1$ และ ค่า $\sigma_{100} = 0.3$. จงคำนวณหาค่า 1-step และ 2-step ahead volatility forecast ณ ตำแหน่งช่วงเวลา $t=100$.

ข้อที่ 1.8 (10 คะแนน) จงคำนวณหาค่า l -step ahead volatility forecast ณ ตำแหน่งช่วงเวลา $t=100$ เมื่อ ค่าของ l มีค่ามากๆจนเข้าใกล้ค่าอนันต์ (∞)

ข้อที่ 2 (55 คะแนน)

คะแนนที่ได้.....

นักวิจัยของธนาคารแห่งหนึ่ง ได้นำข้อมูลดัชนีราคาหุ้นของบริษัท Apple ระหว่างวันที่ 3 เดือนมกราคม 2003 ถึง วันที่ 28 เดือนธันวาคม 2017 รวมข้อมูลทั้งสิ้น 3752 ชุดข้อมูล มาวิเคราะห์เพื่อหารูปแบบจำลองเพื่อใช้ในการประมาณค่าทางเศรษฐมิติการเงินที่เหมาะสมดังแสดงในคำสั่งโปรแกรม R กล้องคำสั่งที่ 2.1

กล้องคำสั่งที่ 2.1

```
> getSymbols("AAPL",from="2003-01-03",to="2017-11-28")
> dim(AAPL)
[1] 3752    6
> head(AAPL)
AAPL.Open AAPL.High AAPL.Low AAPL.Close AAPL.Volume AAPL.Adjusted
2003-01-03  1.057143  1.066429  1.042143   1.064286   36863400    0.954061
2003-01-06  1.073571  1.098571  1.062857   1.064286   97633200    0.954061
2003-01-07  1.056429  1.071429  1.033571   1.060714   85586200    0.950860
2003-01-08  1.041429  1.050714  1.031429   1.039286   57411200    0.931651
2003-01-09  1.044286  1.065714  1.035714   1.048571   53813200    0.939975
2003-01-10  1.041429  1.058571  1.035000   1.051429   43775200    0.942536
> tail(AAPL)
AAPL.Open AAPL.High AAPL.Low AAPL.Close AAPL.Volume AAPL.Adjusted
2017-11-17   171.04   171.39   169.64    170.15  21899500    170.15
2017-11-20   170.29   170.56   169.56    169.98  16262400    169.98
2017-11-21   170.78   173.70   170.78    173.14  25131300    173.14
2017-11-22   173.36   175.00   173.05    174.96  25588900    174.96
2017-11-24   175.10   175.50   174.65    174.97  14026700    174.97
2017-11-27   175.05   175.08   173.34    174.09  20716800    174.09
> da=AAPL
> chartSeries(AAPL,theme="white")
> price=da[,6]
> plot(price,type='l')
> logprice=log(price)
> plot(logprice,type='l')
> logreturn=diff(log(price))
> logreturn=logreturn[2:3752]
> plot(logreturn,type='l')

> t.test(logreturn)
One Sample t-test
data:  logreturn
t = 3.9883, df = 3750, p-value = 6.78e-05
alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.0007057136 0.0020703995
sample estimates:
mean of x
0.001388057
```

```
> Box.test(logreturn,lag=,15,type='Ljung')

Box-Ljung test

data:  logreturn
X-squared = 27.576, df = 15, p-value = 0.08438

> at=logreturn-mean(logreturn)
> Box.test(at^2,lag=15,type='Ljung')

Box-Ljung test

data:  at^2
X-squared = 796.73, df = 15, p-value < 2.2e-16
```

ข้อที่ 2.1 (10 คะแนน) จากกล่องคำสั่งที่ 2.1 ค่าเฉลี่ยของ log return ของหุ้นบริษัท Apple (r_t) แตกต่างจากศูนย์ อย่างมีนัยสำคัญหรือไม่ จงตั้ง Hypothesis Testing และทำการทดสอบ สมมุติฐานดังกล่าว โดยกำหนดระดับนัยสำคัญในการทดสอบที่ $\alpha = 0.05$

ข้อที่ 2.2 (10 คะแนน) จากกล่องคำสั่งที่ 2.1 จงทดสอบปัญหา Serial Correlations ใน log return ของหุ้นบริษัท Apple (r_t) โดยตั้ง Hypothesis Testing ให้ถูกต้อง และกำหนดระดับนัยสำคัญในการทดสอบที่ $\alpha = 0.05$

ข้อที่ 2.3 (10 คะแนน) จากกล่องคำสั่งที่ 2.1 จงทดสอบ ARCH Effects ใน log return ของหุ้นบริษัท Apple (r_t) โดยตั้ง Hypothesis Testing ให้ถูกต้อง และกำหนดระดับนัยสำคัญในการทดสอบที่ $\alpha = 0.05$

กล่องคำสั่งที่ 2.2

```
#####  
#MODEL1  
#####  
> model1=garchFit(~garch(1,1),data=logreturn,trace=F)  
> model1  
  
Title:  
GARCH Modelling  
  
Call:  
garchFit(formula = ~garch(1, 1), data = logreturn, trace = F)  
  
Mean and Variance Equation:  
data ~ garch(1, 1)  
<environment: 0x11f162f90>  
[data = logreturn]  
  
Conditional Distribution:  
norm  
  
Coefficient(s):  
mu      omega      alpha1      beta1  
1.7476e-03 3.5419e-06 4.1513e-02 9.5090e-01  
  
Std. Errors:  
based on Hessian  
  
Error Analysis:  
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)  
mu      1.748e-03 2.942e-04 5.941 2.83e-09 ***  
omega   3.542e-06 1.052e-06 3.368 0.000758 ***  
alpha1  4.151e-02 6.688e-03 6.207 5.38e-10 ***  
beta1   9.509e-01 8.240e-03 115.399 < 2e-16 ***  
---  
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
  
Log Likelihood:  
9443.377      normalized: 2.517563  
  
Description:  
Wed Dec 6 10:08:46 2017 by user:  
  
> summary(model1)  
  
Title:  
GARCH Modelling  
  
Call:  
garchFit(formula = ~garch(1, 1), data = logreturn, trace = F)
```

```

Mean and Variance Equation:
data ~ garch(1, 1)
<environment: 0x11f162f90>
[data = logreturn]

Conditional Distribution:
norm

Coefficient(s):
mu      omega      alpha1      beta1
1.7476e-03  3.5419e-06  4.1513e-02  9.5090e-01

Std. Errors:
based on Hessian

Error Analysis:
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
mu      1.748e-03    2.942e-04    5.941 2.83e-09 ***
omega   3.542e-06    1.052e-06    3.368 0.000758 ***
alpha1  4.151e-02    6.688e-03    6.207 5.38e-10 ***
beta1   9.509e-01    8.240e-03   115.399 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Log Likelihood:
9443.377      normalized:  2.517563

Description:
Wed Dec  6 10:08:46 2017 by user:

Standardised Residuals Tests:
Statistic p-Value
Ljung-Box Test      R      Q(10) 16.46367 0.08710637
Ljung-Box Test      R      Q(15) 18.31444 0.2464954
Ljung-Box Test      R      Q(20) 22.77681 0.2998862
Ljung-Box Test      R^2    Q(10)  6.529294 0.7690089
Ljung-Box Test      R^2    Q(15)  7.573876 0.9397292
Ljung-Box Test      R^2    Q(20) 14.45681 0.8066001
LM Arch Test        R      TR^2   7.413731 0.8291062

Information Criterion Statistics:
AIC      BIC      SIC      HQIC
-5.032992 -5.026349 -5.032995 -5.030630

> plot(model1)

Make a plot selection (or 0 to exit):

1:  Time Series                2:  Conditional SD
3:  Series with 2 Conditional SD Superimposed  4:  ACF of Observations
5:  ACF of Squared Observations  6:  Cross Correlation
7:  Residuals                  8:  Conditional SDs

```

```
9:   Standardized Residuals           10:   ACF of Standardized
      Residuals
11:   ACF of Squared Standardized Residuals   12:   Cross Correlation between
      r^2 and r
13:   QQ-Plot of Standardized Residuals

Selection: 13
#####
# MODEL2
#####
model2=garchFit(~garch(1,1),data=logreturn,trace=F,cond.dist="std")
> model2

Title:
GARCH Modelling

Call:
garchFit(formula = ~garch(1, 1), data = logreturn, cond.dist = "std",
trace = F)

Mean and Variance Equation:
data ~ garch(1, 1)
<environment: 0x107eb8ad0>
[data = logreturn]

Conditional Distribution:
std

Coefficient(s):
mu      omega      alpha1      beta1      shape
1.4572e-03  1.0130e-06  3.9314e-02  9.6069e-01  4.6062e+00

Std. Errors:
based on Hessian

Error Analysis:
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
mu      1.457e-03   2.534e-04   5.751 8.87e-09 ***
omega   1.013e-06   6.796e-07   1.491  0.136
alpha1  3.931e-02   6.801e-03   5.781 7.43e-09 ***
beta1   9.607e-01   6.669e-03  144.055 < 2e-16 ***
shape   4.606e+00   3.484e-01   13.221 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Log Likelihood:
9636.599      normalized:  2.569075

Description:
Sun Dec  3 21:09:33 2017 by user:

> summary(model2)
```

```
Title:
GARCH Modelling

Call:
garchFit(formula = ~garch(1, 1), data = logreturn, cond.dist = "std",
trace = F)

Mean and Variance Equation:
data ~ garch(1, 1)
<environment: 0x107eb8ad0>
[data = logreturn]

Conditional Distribution:
std

Coefficient(s):
mu      omega      alpha1      beta1      shape
1.4572e-03  1.0130e-06  3.9314e-02  9.6069e-01  4.6062e+00

Std. Errors:
based on Hessian

Error Analysis:
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
mu      1.457e-03    2.534e-04    5.751 8.87e-09 ***
omega   1.013e-06    6.796e-07    1.491 0.136
alpha1  3.931e-02    6.801e-03    5.781 7.43e-09 ***
beta1   9.607e-01    6.669e-03   144.055 < 2e-16 ***
shape   4.606e+00    3.484e-01   13.221 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Log Likelihood:
9636.599      normalized:  2.569075

Description:
Sun Dec  3 21:09:33 2017 by user:

Standardised Residuals Tests:
Statistic p-Value
Ljung-Box Test      R      Q(10) 16.26942 0.0921753
Ljung-Box Test      R      Q(15) 18.36614 0.2439059
Ljung-Box Test      R      Q(20) 22.85342 0.296049
Ljung-Box Test      R^2    Q(10) 6.055165 0.8106074
Ljung-Box Test      R^2    Q(15) 7.213165 0.9514623
Ljung-Box Test      R^2    Q(20) 14.73454 0.7913904
LM Arch Test        R      TR^2  7.136523 0.8484612

Information Criterion Statistics:
AIC      BIC      SIC      HQIC
-5.135484 -5.127179 -5.135487 -5.132530
```

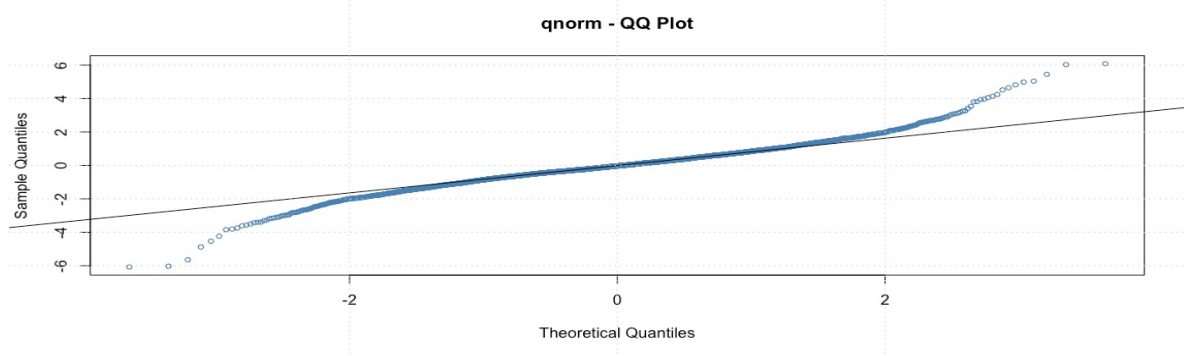
```
> plot(model12)
```

Make a **plot** selection (or 0 to **exit**):

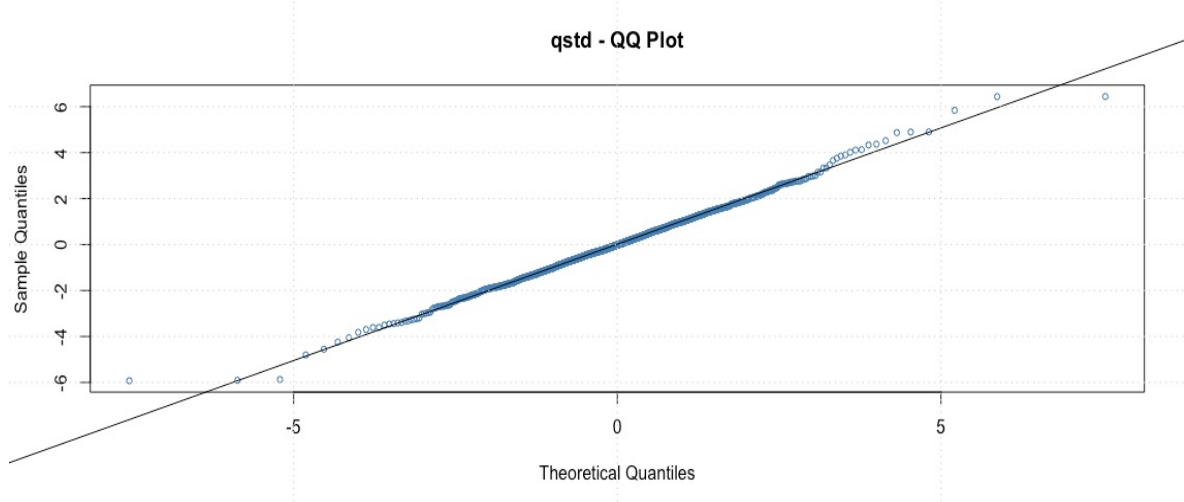
- | | |
|--|---|
| 1: Time Series | 2: Conditional SD |
| 3: Series with 2 Conditional SD Superimposed | 4: ACF of Observations |
| 5: ACF of Squared Observations | 6: Cross Correlation |
| 7: Residuals | 8: Conditional SDs |
| 9: Standardized Residuals | 10: ACF of Standardized Residuals |
| 11: ACF of Squared Standardized Residuals | 12: Cross Correlation between r^2 and r |
| 13: QQ-Plot of Standardized Residuals | |

Selection: 13

รูปที่ 2.1 QQ-plot of Standardized Residuals ของรูปแบบจำลองที่ 1



รูปที่ 2.2 QQ-plot of Standardized Residuals ของรูปแบบจำลองที่ 2



ข้อที่ 2.4 (10 คะแนน) จากกล่องคำสั่งที่ 2.2 นักวิจัยได้ทำการเลือกการประมาณค่า ด้วย 2 รูปแบบ ได้แก่ รูปแบบที่หนึ่ง Standard GARCH(1,1) และ รูปแบบที่สอง GARCH (1,1) ซึ่งกำหนดให้ค่า residual term มีการกระจายตัวแบบ student-t distribution จงเขียนรายงานผลการประมาณของทั้งสองรูปแบบ ด้วยรูปแบบที่เหมาะสม

รูปแบบที่ 1: GARCH(1,1) ซึ่งกำหนดให้ค่า residual term มีการกระจายตัวแบบ Normal distribution

รูปแบบที่ 2: GARCH(1,1) ซึ่งกำหนดให้ค่า residual term มีการกระจายตัวแบบ student-t distribution

ข้อที่ 2.5 (15 คะแนน) จากกล่องคำสั่งที่ 2.2 และรูปที่ 2.1 และ 2.2 จงเลือกรูปแบบการประมาณผลตอบแทนของดัชนีราคาหุ้นของบริษัท Apple (r_t) ที่เหมาะสมมา 1 รูปแบบ พร้อมทั้งให้เหตุผลว่าเหตุใดจึงเลือกแบบจำลองดังกล่าว ทั้งนี้ ให้ทำการทดสอบว่าแบบจำลองที่เลือกมามีความเหมาะสมหรือไม่ (Model Adequate?)

ข้อที่ 3 (45 คะแนน)

คะแนนที่ได้.....

คณะเศรษฐศาสตร์ ธรรมศาสตร์ ได้ทำการสร้างแบบจำลองเพื่อศึกษาผลกระทบแบบพลวัตของอัตราการเติบโตของปริมาณเงิน (M_1) ของประเทศจีนรายเดือน และอัตราการเติบโตของราคาน้ำมันดิบ (Crude Oil Price) รายเดือน รวมข้อมูลทั้งสิ้น 300 เดือน ข้อมูลทั้งหมดอยู่ในไฟล์ ชื่อ m-m1cnwti.txt.

z_t คือ เมริกซ์ข้อมูลดังกล่าว

โดยที่ คอลัมน์ที่หนึ่งคือ ข้อมูล อัตราการเติบโตของปริมาณเงิน (M_1) ของประเทศจีนรายเดือน (m1cn)

และคอลัมน์ที่สองแสดงถึง อัตราการเติบโตของราคาน้ำมันดิบ (Crude Oil Price) รายเดือน (wti) โดยคำสั่งแสดงในกล่องคำสั่งที่ 3.1 ทั้งนี้กำหนดให้

กล่องคำสั่งที่ 3.1

```
> mt <- read.table("m-m1cnwti.txt")
> colnames(mt) <- c("m1cn", "wti")
> ccm(mt, lag=1, level=T)
[1] "Covariance matrix:"
m1cn      wti
m1cn 1.4767 0.01254
wti 0.0125 0.00718
CCM at lag: 0
[,1] [,2]
[1,] 1.000 0.122
[2,] 0.122 1.000
Simplified matrix:
CCM at lag: 1
+ +
Correlations:
[,1] [,2]
[1,] 0.507 0.0989
[2,] 0.131 0.3080

Hit Enter for p-value plot of individual ccm:
mq(mt, lag=10)
Ljung-Box Statistics:
m      Q(m)      df      p-value
[1,]      1      106          4          0
[2,]      2      117          8          0
[3,]      3      138         12          0
[4,]      4      158         16          0
[5,]      5      168         20          0
[6,]      6      181         24          0
[7,]      7      193         28          0
[8,]      8      205         32          0
[9,]      9      219         36          0
[10,]     10      235         40          0
> VARorder(mt)
Summary table:
p      AIC      BIC      HQ      M(p) p-value
[1,] 0 -4.6600 -4.6600 -4.6600 0.0000 0.0000
[2,] 1 -4.9979 -4.9485 -4.9781 103.3453 0.0000
[3,] 2 -5.0163 -4.9175 -4.9768 12.6928 0.0129
[4,] 3 -5.1555 -5.0073 -5.0962 46.3600 0.0000
[5,] 4 -5.1507 -4.9532 -5.0717 6.0751 0.1936
[6,] 5 -5.1371 -4.8902 -5.0383 3.5990 0.4630
[7,] 6 -5.1348 -4.8385 -5.0162 6.6570 0.1552
[8,] 7 -5.1516 -4.8059 -5.0132 11.7915 0.0190
[9,] 8 -5.1278 -4.7327 -4.9696 0.7736 0.9420
[10,] 9 -5.1665 -4.7220 -4.9886 17.4902 0.0016
[11,] 10 -5.1692 -4.6753 -4.9715 7.7943 0.0994
[12,] 11 -5.1484 -4.6051 -4.9310 1.5447 0.8187
[13,] 12 -5.1491 -4.5565 -4.9119 7.1662 0.1274
```

```

[14,] 13 -5.1824 -4.5404 -4.9255 15.5661 0.0037
#####
#Model1
#####
> model_1=VAR(mt,p=1)
> summary(model_1)

VAR Estimation Results:
=====
Endogenous variables: m1cn, wti
Deterministic variables: const
Sample size: 299
Log Likelihood: -106.275
Roots of the characteristic polynomial:
0.5204 0.2821
Call:
VAR(y = mt, p = 1)

Estimation results for equation m1cn:
=====
m1cn = m1cn.l1 + wti.l1 + const

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
m1cn.l1 0.50463 0.05040 10.012 < 2e-16 ***
wti.l1 0.53163 0.72303 0.735 0.463
const 0.68500 0.09261 7.397 1.45e-12 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.05 on 296 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.2603, Adjusted R-squared: 0.2553
F-statistic: 52.09 on 2 and 296 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation wti:
=====
wti = m1cn.l1 + wti.l1 + const

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
m1cn.l1 0.006606 0.003861 1.711 0.0881 .
wti.l1 0.297932 0.055382 5.380 1.52e-07 ***
const -0.006906 0.007094 -0.974 0.3311
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.08046 on 296 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.1049, Adjusted R-squared: 0.0988
F-statistic: 17.34 on 2 and 296 DF, p-value: 7.596e-08

Covariance matrix of residuals:
m1cn wti
m1cn 1.103317 0.004602
wti 0.004602 0.006473

Correlation matrix of residuals:
m1cn wti
m1cn 1.000000 0.05445
wti 0.05445 1.00000

#####
#Model2
#####
> model_2=VAR(mt,p=3)
> summary(model_2)

VAR Estimation Results:
=====
Endogenous variables: m1cn, wti
Deterministic variables: const
Sample size: 297
Log Likelihood: -75.104
Roots of the characteristic polynomial:
0.7754 0.6964 0.6964 0.4487 0.4487 0.3284
Call:
VAR(y = mt, p = 3)

Estimation results for equation m1cn:
=====
m1cn = m1cn.l1 + wti.l1 + m1cn.l2 + wti.l2 + m1cn.l3 + wti.l3 + const

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
m1cn.l1 0.66841 0.05465 12.230 < 2e-16 ***

```

```

wti.l1    0.70145    0.70262    0.998    0.319
m1cn.l2  -0.40451    0.06295   -6.426  5.37e-10 ***
wti.l2   -1.01842    0.73654   -1.383    0.168
m1cn.l3    0.37999    0.05474    6.942  2.53e-11 ***
wti.l3   -0.43989    0.71537   -0.615    0.539
const     0.49736    0.10308    4.825  2.26e-06 ***
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.9633 on 290 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.3901,    Adjusted R-squared: 0.3775
F-statistic: 30.91 on 6 and 290 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation wti:
=====
wti = m1cn.l1 + wti.l1 + m1cn.l2 + wti.l2 + m1cn.l3 + wti.l3 + const
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
m1cn.l1  0.003467    0.004573    0.758    0.449
wti.l1   0.296716    0.058787    5.047  7.93e-07 ***
m1cn.l2  0.007504    0.005267    1.425    0.155
wti.l2   0.029814    0.061626    0.484    0.629
m1cn.l3 -0.007121    0.004580   -1.555    0.121
wti.l3  -0.057191    0.059854   -0.956    0.340
const   -0.002715    0.008624   -0.315    0.753
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0806 on 290 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.1153,    Adjusted R-squared: 0.09701
F-statistic: 6.3 on 6 and 290 DF, p-value: 3.049e-06

Covariance matrix of residuals:
m1cn      wti
m1cn 0.927944 0.008104
wti 0.008104 0.006496

Correlation matrix of residuals:
m1cn      wti
m1cn 1.0000 0.1044
wti 0.1044 1.0000

```

ข้อที่ 3.1 (10 คะแนน) จากกล่องคำสั่งที่ 3.1 จงอธิบายค่า Cross Correlation Matrix (CCM) ที่ตำแหน่ง lag 0 และค่า CCM ที่ตำแหน่ง lag 1

ข้อที่ 3.2 (10 คะแนน) จากกล่องคำสั่งที่ 3.1 หากกำหนดให้ ρ_l คือ cross-correlation matrix ที่ lag l ของ $\mathbf{z}_t$

จงใช้ Ljung-Box $Q(m)$ statistics ทำการทดสอบสมมติฐานดังต่อไปนี้ ท่านพบอะไรจากการทดสอบนี้

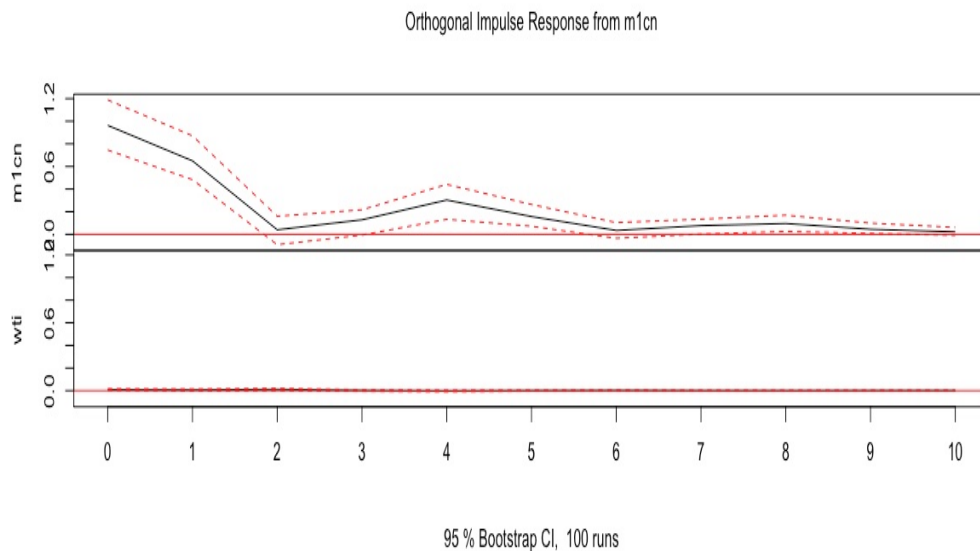
$$H_0: \rho_1 = \dots = \rho_{10} = 0$$

$$H_a: \rho_i \neq 0$$

ข้อที่ 3.3 (15 คะแนน) จากการทดสอบในข้อ 3.2 ทางทิมวิจัย ได้ตัดสินใจเลือก lag ที่เหมาะสม โดยใช้เกณฑ์ BIC และทำการประมาณแบบจำลอง VAR(p) ชุดข้อมูล $\mathbf{z}_t$ ดังที่แสดงในกล่องคำสั่งที่ 3.1

คำถาม จงเขียนผลการประมาณในรูปแบบ VAR(p) ที่เหมาะสม โดยเลือกจากแบบจำลองที่ 1 หรือแบบจำลองที่ 2 ตามที่คิดว่าเหมาะสมจากเกณฑ์ BIC

แผนภาพที่ 3.1: Orthogonal Impulse Response from m1cn



ข้อที่ 3.4 (10 คะแนน) อธิบายความหมายของแผนภาพที่ 3.1 Orthogonal Impulse Response from m1cn ท่านคิดว่า อัตราการเติบโตของราคาน้ำมันดิบ (Crude Oil Price) รายเดือน ได้รับผลกระทบจาก shock ของ อัตราการเติบโตของปริมาณเงิน (M_1) ของประเทศจีนรายเดือน มากหรือน้อยเพราะเหตุใด

ข้อที่ 4 (45 คะแนน)

คะแนนที่ได้.....

ข้อมูลในไฟล์ Wilshire ประกอบด้วยข้อมูล ลอการิทึมของดัชนีราคาหุ้น (Wilshire5000) ข้อมูลลอการิทึมของกำไรของบริษัท (CorpProfit) ข้อมูลลอการิทึมของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (FedFundsRate) และข้อมูลลอการิทึมของอัตราการว่างงาน (UnempRate) ตามที่แสดงในกล่องคำสั่งที่ 4.1

กล่องคำสั่งที่ 4.1

```
> data(Wilshire)
> trn <- Wilshire[Wilshire$date<='2014-12-01',]
> Wilshire5000 =log(trn$Wilshire5000)
> plot.ts(Wilshire5000,main="Wilshire5000")
> CorpProfits =log(trn$CorpProfits)
> plot.ts(CorpProfits,main="CorpProfits")
> FedFundsRate =log(trn$FedFundsRate)
> plot.ts(FedFundsRate,main="FedFundsRate")
> UnempRate =log(trn$UnempRate)
> plot.ts(UnempRate,main="UnempRate")
> m1=adfTest(Wilshire5000, lags = 3, type = c("ct"), title = NULL,description = NULL)
> m1@test$p.value

0.5818828
> m1@test$parameter
Lag Order
3
> m1@test$lm

Call:
lm(formula = y.diff ~ y.lag.1 + 1 + tt + y.diff.lag)

Coefficients:
(Intercept)      y.lag.1          tt  y.diff.lag1  y.diff.lag2  y.diff.lag3
0.0131683   -0.0358181    0.0009948   0.3350209   -0.0888879   0.0440093

> m2=adfTest(CorpProfits, lags = 3, type = c("ct"), title = NULL,description = NULL)
> m2@test$p.value

0.1811438
> m2@test$parameter
Lag Order
3
> m2@test$lm

Call:
lm(formula = y.diff ~ y.lag.1 + 1 + tt + y.diff.lag)

Coefficients:
(Intercept)      y.lag.1          tt  y.diff.lag1  y.diff.lag2  y.diff.lag3
0.43981     -0.09643     0.00168   -0.01395    0.07422    0.07640

> m3=adfTest(FedFundsRate, lags = 3, type = c("ct"), title = NULL,description = NULL)
> m3@test$p.value

0.2081681
> m3@test$parameter
Lag Order
3
> m3@test$lm

Call:
lm(formula = y.diff ~ y.lag.1 + 1 + tt + y.diff.lag)

Coefficients:
(Intercept)      y.lag.1          tt  y.diff.lag1  y.diff.lag2  y.diff.lag3
0.155071     -0.043444   -0.001247   0.426796   -0.048585   0.187058

> m4=adfTest(UnempRate, lags = 3, type = c("ct"), title = NULL,description = NULL)
> m4@test$p.value

0.06141962
> m4@test$parameter
```

```
Lag Order
3
> m4@test$lm
Call:
lm(formula = y.diff ~ y.lag.1 + 1 + tt + y.diff.lag)
Coefficients:
(Intercept)      y.lag.1          tt  y.diff.lag1  y.diff.lag2  y.diff.lag3
8.615e-02   -4.486e-02   -4.578e-05   5.976e-01   9.552e-02   2.643e-02
> m5=adfTest(diff(Wilshire5000), lags = 3, type = c("ct"), title = NULL,description =
NULL)
Warning message:
In adfTest(diff(Wilshire5000), lags = 3, type = c("ct"), title = NULL, :
p-value smaller than printed p-value
> m5@test$p.value
0.01
> m5@test$parameter
Lag Order
3
> m5@test$lm
Call:
lm(formula = y.diff ~ y.lag.1 + 1 + tt + y.diff.lag)
Coefficients:
(Intercept)      y.lag.1          tt  y.diff.lag1  y.diff.lag2  y.diff.lag3
1.954e-02   -7.646e-01   -5.451e-06   8.852e-02  -1.998e-02  -2.408e-04
> m6=adfTest(diff(CorpProfits), lags = 3, type = c("ct"), title = NULL,description =
NULL)
Warning message:
In adfTest(diff(CorpProfits), lags = 3, type = c("ct"), title = NULL, :
p-value smaller than printed p-value
> m6@test$p.value
0.01
> m6@test$parameter
Lag Order
3
> m6@test$lm
Call:
lm(formula = y.diff ~ y.lag.1 + 1 + tt + y.diff.lag)
Coefficients:
(Intercept)      y.lag.1          tt  y.diff.lag1  y.diff.lag2  y.diff.lag3
2.385e-02   -1.063e+00   -4.138e-05   4.326e-03   3.558e-02   6.545e-02
> m7=adfTest(diff(FedFundsRate), lags = 3, type = c("ct"), title = NULL,description =
NULL)
Warning message:
In adfTest(diff(FedFundsRate), lags = 3, type = c("ct"), title = NULL, :
p-value smaller than printed p-value
> m7@test$p.value
0.01
> m7@test$parameter
Lag Order
3
> m7@test$lm
Call:
lm(formula = y.diff ~ y.lag.1 + 1 + tt + y.diff.lag)
Coefficients:
(Intercept)      y.lag.1          tt  y.diff.lag1  y.diff.lag2  y.diff.lag3
0.0169487   -0.5421348   -0.0003249  -0.0159775  -0.0902831   0.0773096
> m8=adfTest(diff(UnempRate), lags = 3, type = c("ct"), title = NULL,description = NULL)
Warning message:
In adfTest(diff(UnempRate), lags = 3, type = c("ct"), title = NULL, :
p-value smaller than printed p-value
> m8@test$p.value
0.01
> m8@test$parameter
Lag Order
3
> m8@test$lm
```

```

Call:
lm(formula = y.diff ~ y.lag.1 + 1 + tt + y.diff.lag)

Coefficients:
(Intercept)      y.lag.1          tt      y.diff.lag1  y.diff.lag2  y.diff.lag3
2.025e-03    -3.924e-01    -2.419e-05    6.803e-03    8.618e-02    1.259e-01

> fit <- lm(Wilshire5000~CorpProfits+FedFundsRate+UnempRate)
> summary(fit)

Call:
lm(formula = Wilshire5000 ~ CorpProfits + FedFundsRate + UnempRate)

Residuals:
Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.10189 -0.26129  0.03711  0.29772  0.80357

Coefficients:
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -3.61084      0.61314   -5.889 2.01e-08 ***
CorpProfits   1.35838      0.05961  22.788 < 2e-16 ***
FedFundsRate -0.05824      0.04026  -1.446  0.15
UnempRate    -1.11230      0.16993  -6.545 6.64e-10 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.435 on 171 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9089,    Adjusted R-squared:  0.9073
F-statistic: 568.6 on 3 and 171 DF, p-value: < 2.2e-16

error=residuals(fit)
> m9=adftest(error, lags = 3, type = c("nc"), title = NULL,description = NULL)
> m9@test$p.value

0.01743947
> m9@test$parameter
Lag Order
3
> m9@test$lm

Call:
lm(formula = y.diff ~ y.lag.1 - 1 + y.diff.lag)

Coefficients:
y.lag.1  y.diff.lag1  y.diff.lag2  y.diff.lag3
-0.05832      0.20064      0.07643     -0.04131

> diff.Wilshire5000 =diff(Wilshire5000)
> diff.CorpProfits=diff(CorpProfits)
> diff.FedFundsRate=diff(FedFundsRate)
> diff.UnempRate=diff(UnempRate)
> diff.Wilshire5000.L.1=Lag(diff(Wilshire5000),k=1)
> diff.CorpProfit.L.1=Lag(diff(CorpProfits),k=1)
> diff.FedFundRate.L.1=Lag(diff(FedFundsRate),k=1)
> diff.UnempRate.L.1=Lag(diff(UnempRate),k=1)
> error.L.1 =Lag(error,k=1)
> error.L.1=error.L.1[2:175]
> fit <- lm(diff.Wilshire5000~diff.Wilshire5000.L.1+diff.CorpProfit.L.1+diff.FedFundRate
.L.1+diff.UnempRate.L.1+error.L.1)
> summary(fit)

Call:
lm(formula = diff.Wilshire5000 ~ diff.Wilshire5000.L.1 + diff.CorpProfit.L.1 +
diff.FedFundRate.L.1 + diff.UnempRate.L.1 + error.L.1)

Residuals:
Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.31594 -0.03481  0.00742  0.03688  0.17927

Coefficients:
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.016843    0.005619   2.997 0.00314 **
diff.Wilshire5000.L.1  0.316457    0.076383   4.143 5.43e-05 ***
diff.CorpProfit.L.1    0.027084    0.067878   -0.399 0.0069***
diff.FedFundRate.L.1  -0.047256    0.031711  -1.490 0.13805
diff.UnempRate.L.1    -0.075843    0.122384  -0.620 0.0053629***
error.L.1        -0.010140    0.012445  -0.815 0.0041638***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.06673 on 167 degrees of freedom
(1 observation deleted due to missingness)

```

ข้อสอบปลายภาค 1/2560

เลขที่นั่งสอบ.....
เลขทะเบียนนักศึกษา.....

Multiple R-squared: 0.09776, Adjusted R-squared: 0.07075
F-statistic: 3.619 on 5 and 167 DF, p-value: 0.003909

ข้อสอบปลายภาค 1/2560

เลขที่นั่งสอบ.....
เลขทะเบียนนักศึกษา.....

ข้อที่ 4.1 (15 คะแนน) ให้นักศึกษาใช้ข้อมูลที่ให้ไว้ในกล่องคำสั่งที่ 4.1 หา ระดับ $I(p)$ ของ ข้อมูล Wilshire5000 ข้อมูล CorpProfit ข้อมูล FedFundsRate และข้อมูล UnempRate

ข้อที่ 4.2 (15 คะแนน) ตามทฤษฎีการเงิน ลอการิทึมของดัชนีราคาหุ้น (Wilshire5000) ข้อมูลลอการิทึมของกำไรของบริษัท (CorpProfit) ข้อมูลลอการิทึมของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (FedFundsRate) และข้อมูลลอการิทึมของอัตราการว่างงาน (UnempRate) มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว หรือ Cointegrated กัน ทั้งนี้ ในดุลยภาพระยะยาว สามารถเขียนความสัมพันธ์ ได้ดังนี้

$$Wilshire5000 = \beta_0 + \beta_1 CorpProfit + \beta_2 FedFundsRate + \beta_3 UnempRate + \epsilon_t$$

ให้นักศึกษาเลือกใช้ข้อมูลในกล่องคำสั่งที่ 4.1 ทดสอบให้เห็นว่า ข้อมูลข้างต้นมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว หรือ Cointegrated กัน ทั้งนี้ให้อธิบาย หลักการวิเคราะห์อย่างละเอียดด้วย

ข้อที่ 4.3 (15 คะแนน) ให้นักศึกษา นำเอาข้อมูลผลการประมาณแบบจำลอง ECM ในกล่องคำสั่งที่ 4.1 มาเขียนรายงานผล ในรูปแบบที่เหมาะสม และอธิบายการปรับตัวของ ลอการิทึมของดัชนีราคาหุ้น (Wilshire5000) กรณีที่แบบจำลองไม่อยู่ในดุลยภาพ (Disequilibrium)