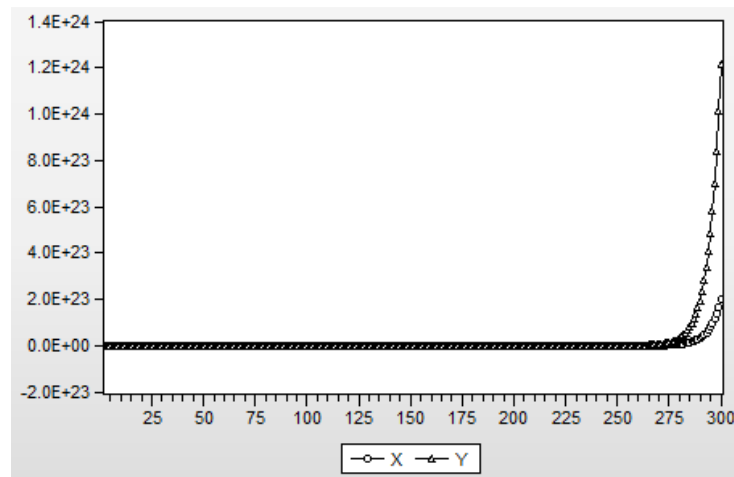


## 第2章 【練習問題】 解答

### 問題(1) 解答

この問題の VAR モデルは発散体系になっています。x、y とともに自身のラグ項の係数が 1 を超えているので、x、y は時間とともに発散していきます。生成したデータをグラフにしたのが、図(1)-1 です。x、y が時間とともに大きくなっていくので、攪乱項  $\varepsilon_{Xt}, \varepsilon_{Yt}$  の x、y に与える影響は時間の経過とともに皆無となります。線形モデルなので、図(1)-2 の通り、x、y の相関はほぼ 1 となり、推定では大方は near-singular の結果になります。その場合は、推定結果は得られません。

図(1)-1 x、y の時間的推移



注) x、y のデータ生成にあたって、初期値は 0 としています。

図(1)-2 x、y の相関係数

Correlation			
	X	Y	
X	1.000000	1.000000	
Y	1.000000	1.000000	

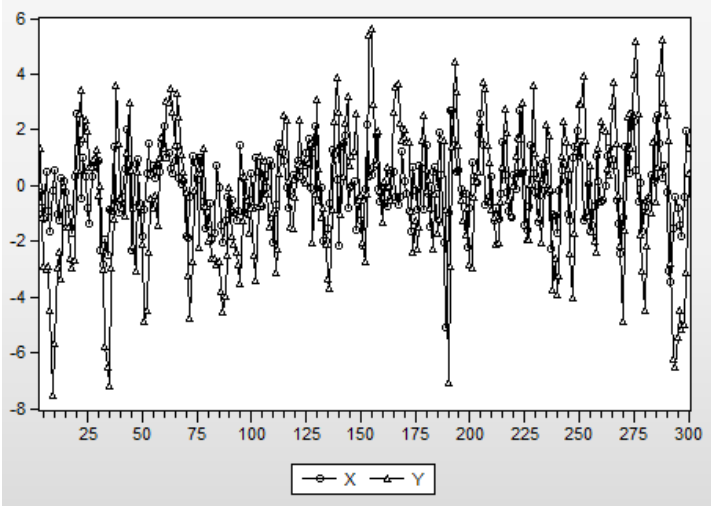
### 問題(2) 解答

変数 x、y のデータを生成し、グラフにしたのが図(2)-1 です。少しわかりづらいですが、yの方がxよりも変動が大きいと言えます。生成したデータの単位根検定（ADF 検定）の結果

果は図(2)-2、図(2)-3 の通りです。単位根検定においては、定数項はなし、ラグ次数は AIC (Akaike 情報基準) が最小となるラグを選択しています。検定結果は、いずれも定常であることを示しています。したがって、VAR モデルの推定は、Unrestricted VAR、定数項なし、ラグ次数 1 で行い、その VAR モデルの推定結果を用いて、インパルス反応分析を行います。

インパルス反応分析の結果は、図(2)-4 の通りです。インパルス反応分析では、10 期までの累積効果を見ています。図(2)-4 から、変数  $x$  の独立ショックは、変数  $x$ 、 $y$  ともにプラスの影響を与えるが、変数  $y$  の独立ショックは、変数  $x$ 、 $y$  ともにマイナスの影響を与えることがわかります。

図(2)-1 変数数  $x$ 、 $y$  の時間的推移



注) 注)  $x$ 、 $y$  のデータ生成にあたって初期値は 0 としています。

図(2)-2 変数  $x$  の単位根検定 (ADF 検定)

Null Hypothesis:  $X$  has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.02143	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.572745	
5% level	-1.941892	
10% level	-1.615988	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

図(2)-3 変数 y の単位根検定 (ADF 検定)

Null Hypothesis: Y has a unit root

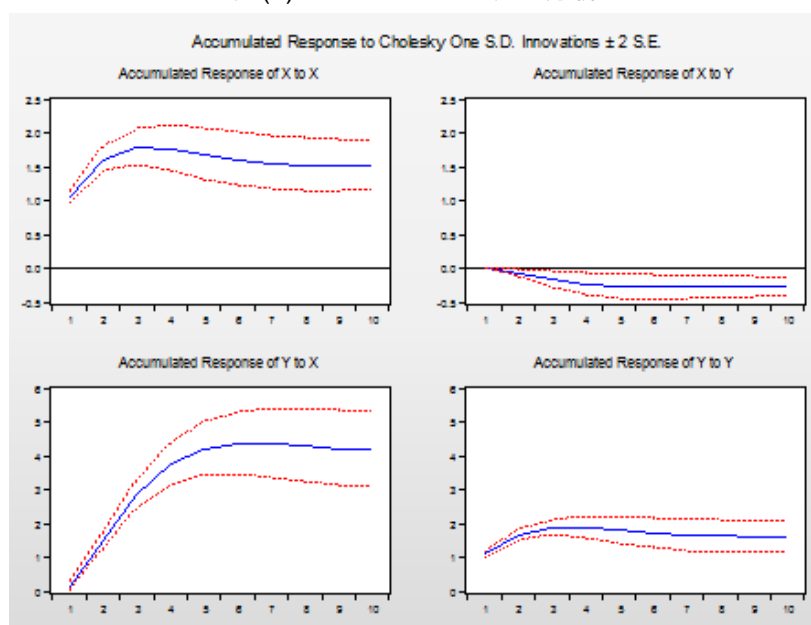
Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.516685	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.572745	
5% level	-1.941892	
10% level	-1.615988	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

図(2)-4 インパルス反応分析



### 問題(3) 解答

問題文の EViews のサンプルデータは、(EV6, Manual Data Ch.34, Var1)ではなく、(EViews Example File, EV8, Mannual Data, Ch.36, Var1)です。ここに訂正するとともに、お詫び申し上げます。

最初に単位根検定 (ADF 検定) を行います。検定結果は、m1 が図(3)-1、ip が図(3)-2 です。単位根検定に当たっては、両変数ともトレンドを有することを考慮して、＜定数項あり、トレンド項あり＞を採用しました。 m1 は、明らかに単位根の帰無仮説を棄却できません。ip は、10%、5%の棄却域では棄却されますが、1%では棄却されません。

検定結果は省略しますが、＜定数項あり、トレンド項なし＞の場合についても、単位根

検定を行いました。＜定数項あり、トレンド項なし＞の場合は、m1 及び ip のいずれの変数も、1%、5%、10%の棄却域すべてにおいて、単位根の帰無仮説を棄却できませんでした。そこで、以下では m1、ip とともに単位根を有すると想定して共和分検定を行います。

共和分検定は、Johansen の共和分検定（トレース検定、最大固有値検定）を行います。共和分式にはトレンド項を含み、階差のラグ次数を 4 とします。Johansen の共和分検定の結果は図(3)-3 の通りです。トレース検定、最大固有値検定のいずれの検定においても、m1 と ip は共和分関係が存在しないことを示しています。

図(3)-1 m1 単位根検定（ADF 検定）

Null Hypothesis: M1 has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.760110	0.9671
Test critical values: 1% level	-3.980006	
5% level	-3.420533	
10% level	-3.132959	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

図(3)-2 ip 単位根検定（ADF 検定）

Null Hypothesis: IP has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.571507	0.0335
Test critical values: 1% level	-3.979443	
5% level	-3.420259	
10% level	-3.132797	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

そこで、両変数の階差（DM1=m1-m1(-1), DIP=ip-ip(-1)）をとった VAR モデル（階差の VAR モデル）を推定し、インパルス反応分析を行ったのが図(3)-4、図(3)-5 です。インパルス反応分析にあたって、誤差項のコレスキー分解を行いました。変数の順序は、図(3)-4 が＜DM1, DIP>、図(3)-5＜DIP, DM1>です。

インパルス反応分析では、10 期までの累積効果を見えています。いずれの順序においても、インパルス反応分析の結果は、マネーサプライ m1 の増加のショック（金融緩和ショック）が鉱工業生産指数 ip を増やすことを明らかにしています。すなわち、マネーの増加は実体経済にプラスの影響を与える結果になっています。変数の順序を入れ替えても結果は変わりませんので、この金融政策に関する結果はロバストと言えます。

### 図(3)-3 Johansen 検定

Date: 01/13/14 Time: 18:07  
Sample (adjusted): 1959M06 1995M04  
Included observations: 431 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: M1 IP  
Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.030781	15.21634	15.49471	0.0550
At most 1	0.004031	1.741087	3.841466	0.1870

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

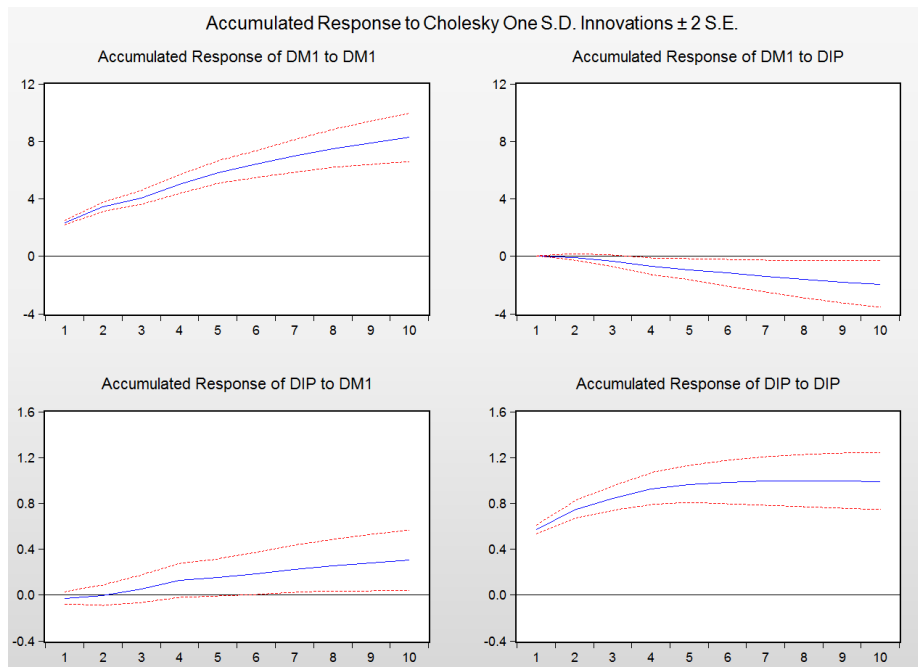
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.030781	13.47526	14.26460	0.0663
At most 1	0.004031	1.741087	3.841466	0.1870

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

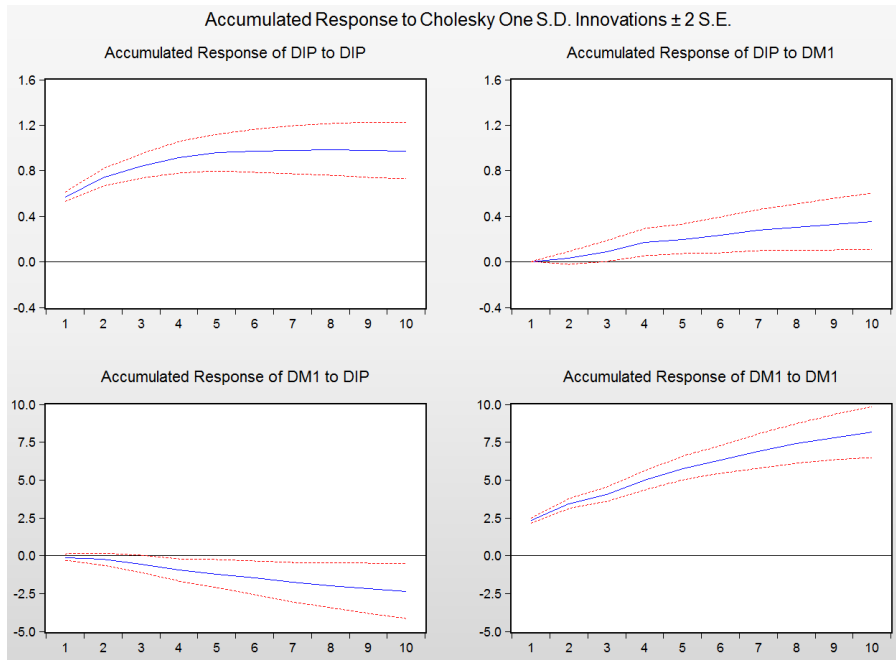
\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

### 図(3)-4 インパルス反応分析、変数の順序<DM1, DIP>



図(3)-5 インパルス反応分析、変数の順序<DIP, DM1>



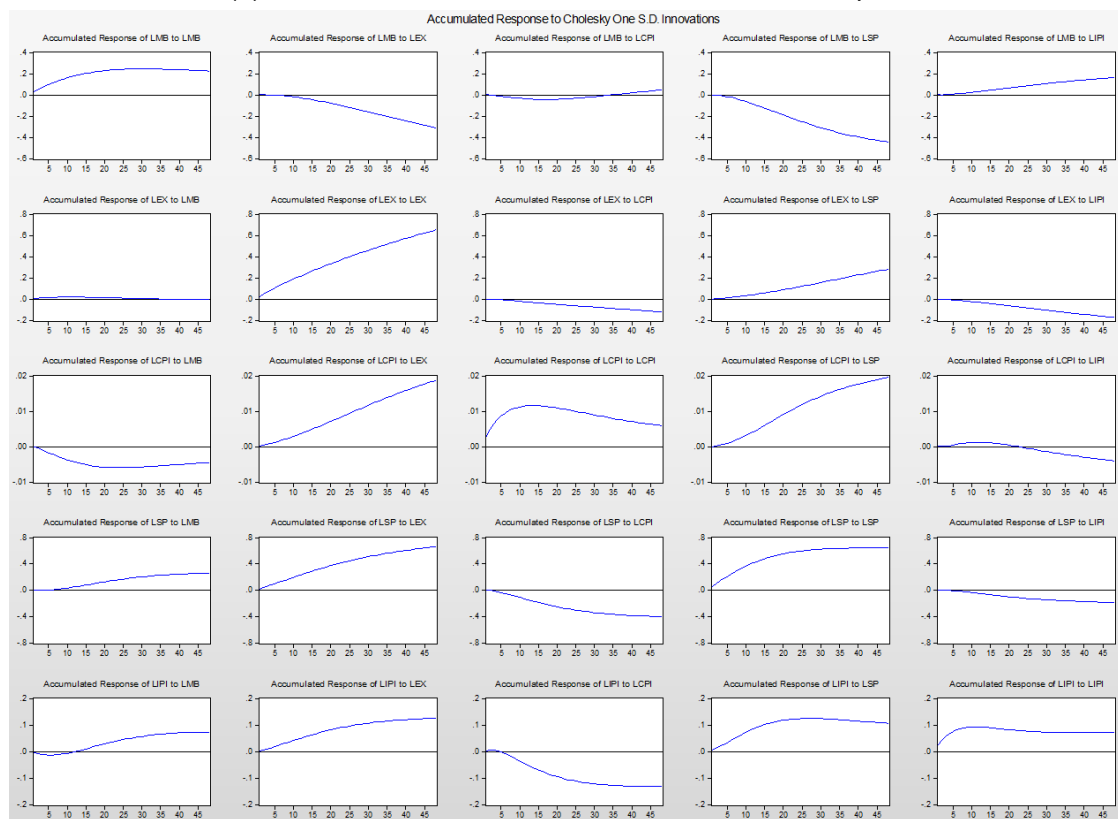
#### 問題(4) 解答

インパルス反応分析の累積効果が発散するのは、変数が単位根を有する場合です。しかし、累積効果が発散するかどうかを判定するには、十分な期間の追跡が必要です。累積効果が、短期的に発散するように見えても長期的には一定値に落ち着く可能性があります。この点に留意する必要があるでしょう。

#### 問題(5) 解答

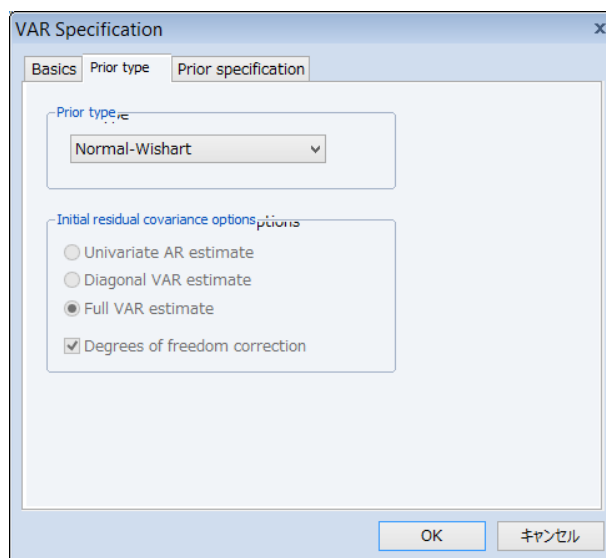
最初に、比較のために本文中の Litterman/Minnesota の prior の VAR モデル推定の結果を使ったインパルス反応分析（本文中の図 2.54）を図(5)-1 で示しておきます。ここで用いるデータに関しては、EViews ファイル(Ch2problem(5).wf1)で日本評論社のホームページにアップロードしておきますので、ご利用ください。

図(5)-1 インパルス反応分析 (Litterman/Minnesota prior)



Prior が Normal-Wishart の場合は、Bayesian VAR の Prior type を図(5)-2 のよう Normal-Wishart を指定します。そして、Prior Specification は図(5)-3 のように、確率変数である VAR モデルの各係数の平均値  $\mu_1$  (Mu1) と分散のパラメータ  $\lambda_1$  (Lambda1) を特定化します。

図(5)-2 Norman-Wishart Prior の指定



図(5)-3 パラメータの平均(Mu1)と分散(Lambda1)の指定

The screenshot shows the 'VAR Specification' dialog box with the 'Prior specification' tab selected. The 'Prior specification type' is set to 'Hyper-parameters'. Under 'Coefficient Priors', 'Mu1' is 0 (AR(1) coefficient) and 'Mu6' is 0.1 (Initial observation dummies). Under 'Residual Priors', 'Lambda1' is 0.1 (Overall tightness\*), 'Lambda2' is 0.99 (Relative cross-variable weight), 'Lambda3' is 1 (Lag decay), and 'Lambda0' is 1 (Residual covariance tightness\*). A note at the bottom states: '\*You may use the keyword "inf" to specify infinite'. 'OK' and 'キャンセル' buttons are at the bottom right.

すべてのパラメータの平均は0、分散は0.1をpriorとして指定しています。これらを指定した後に、Bayesian VARモデルを推定して、インパルス反応分析を行った結果が図(5)-4です。

PriorとしてのLitterman/MinnesotaとNormal-WishartによるVARモデルの推定に基づくインパルス反応分析の結果は、いくつかのケースを除いてほぼ同じです。顕著に異なるのは、マネタリーベース(lmb)増加のショックによる消費者物価指数(lcpi)への効果と消費者物価指数(lcpi)の上昇ショックの鉱工業生産指数(lipi)への効果です。

Litterman/Minnesotaでは、マネタリーベースの増加のショック（金融緩和政策）は消費者物価指数に対して下落効果を与えますが(図(5)-1の3行1列)、Normal-Wishartでは、マネタリーベースの増加のショックは消費者物価指数を上昇させる効果を与えます(図(5)-4の3行1列)。もう一つは、消費者物価指数(lcpi)の増加のショックの鉱工業生産指数(lipi)に与える効果です。Normal-Wishartではほとんど効果を認められませんが(図(5)-4の5行3列)、Litterman/Minnesotaではマイナスの効果を持ちます(図(5)-1の5行3列)。消費者物価指数の独立のプラスのショックを供給インフレと解釈すると、鉱工業生産指数に与える効果はマイナスと理解されるので、この場合はLitterman/MinnesotaのPriorの方が適していると言えます。

図(5)-4 インパルス反応分析 (Normal-Wishart prior)

