

ISSN 2252-5548

Volume 5, Nomor 2, Oktober 2016

JURNAL PEMBANGUNAN **(Journal of Development)**



Jurnal Pembangunan	Volume 5	Nomor 2	Hal 98 - 208	Pematangsiantar	ISSN 2252-5548
--------------------	----------	---------	--------------	-----------------	----------------

Laporan Penelitian

**ANALISIS PELANGGARAN ASUMSI KLASIK
DALAM MODEL PERMINTAAN UANG JANGKA PANJANG INDONESIA
TAHUN 2000-2014**

O
l
e
h

Drs. Badhu Nadapdap, M.S



**LEMBAGA PENELITIAN DAN PENGABDIAN MASYARAKAT
UNIVERSITAS HKBP NOMMENSEN
MEDAN
2016**

HALAMAN PENGESAHAN PENELITIAN INTERN BIASA

Judul Penelitian : Analisis Pelanggaran Asumsi Klasik dalam Model
Permintaan Uang Jangka Panjang Indonesia Tahun 2000 -
2014

Jenis Penelitian : Terapan

Ketua Peneliti

a. Nama lengkap : Drs. Badhu Nadapdap, M.S.
b. NIDN : 0117035401
c. Jabatan Fungsional : Lektor
d. Jabatan Struktural : Kepala Laboratorium Statistika dan Ekonometrika
e. Golongan Pangkat : IIIc/Penata
f. Program Studi : Ekonomi Pembangunan
g. Alamat surel : badhunadapdap@yahoo.co.id

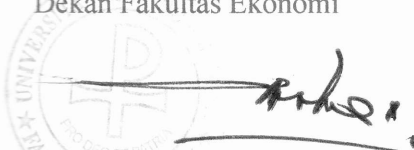
Anggota Peneliti :

a. Nama Lengkap :
b. NIDN :
c. Jabatan Fungsional :
d. Jabatan Struktural :
e. Golongan/Pangkat :
f. Program Studi :
g. Alamat surel :

Lama Penelitian : 5 (lima) bulan
Lokasi Penelitian : Indonesia
Biaya Penelitian : 4.000.000,-
Sumber Biaya Penelitian : Universitas HKBP Nommensen

Medan, Oktober 2016

Mengetahui,
Dekan Fakultas Ekonomi



Drs. Jusmer Sihotang, M.Si.
NIDN: 0120126102

Ketua Peneliti,



Drs. Badhu Nadapdap, M.S.
NIDN: 0117035401

Menyetujui
Ketua Lembaga Penelitian



Prof. Dr. Monang Sitorus, M.Si.
NIDN: 0109046201

SURAT PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama : Drs. Badhu Nadapdap, M.S.

NIDN : 0117035401

Sebagai Ketua Peneliti

Dalam penelitian: "Analisis Pelanggaran Asumsi Klasik dalam Model Permintaan Uang Jangka Panjang Indonesia Tahun 2000 -2014"

Menyatakan bahwa penelitian ini bukanlah hasil plagiat.

Apabila dikemudian hari diketahui bahwa penelitian ini adalah hasil plagiat, kami bersedia dituntut sesuai dengan aturan yang berlaku.

Demikian surat pernyataan ini kami buat untuk dapat digunakan seperlunya.

Medan, Oktober 2016

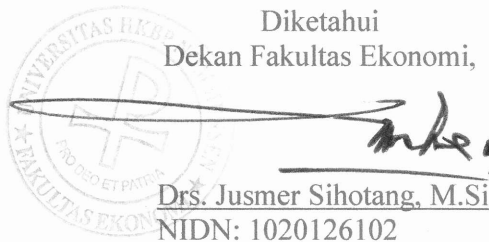
Yang membuat pernyataan,
Ketua Peneliti,



Drs. Badhu Nadapdap, M.S.

NIDN: 0117035401

Diketahui
Dekan Fakultas Ekonomi,



Drs. Jusmer Sihotang, M.Si

NIDN: 1020126102

KATA PENGANTAR

Segala hormat dan puji syukur kepada Tuhan Yesus Kristus atas rahmat dan anugerah-Nya sehingga penelitian ini dapat diselesaikan dengan baik meskipun pada awalnya ada rintangan dalam pengumpulan data. Penelitian ini yang berjudul Analisis Pelanggaran Asumsi Klasik Dalam Model Permintaan Uang Jangka Panjang Indonesia Tahun 2000 – 2014 merupakan salah satu dari pelaksanaan Tridarma Perguruan Tinggi oleh tenaga edukatif perguruan tinggi.

Dalam kesempatan ini patut diucapkan terima kasih kepada berbagai pihak yang telah turut membantu sejak dari rencana penelitian, pengumpulan data hingga penulisan laporan penelitian khususnya kepada:

1. Bapak Rektor Universitas HKBP Nommensen
2. Dekan Fakultas Ekonomi Universitas HKBP Nommensen
3. Ketua Lembaga Penelitian dan Pengabdian Masyarakat (LPPM) Universitas HKBP Nommensen.
4. Ketua dan Sekretaris Progam Studi Ekonomi Pembangunan
5. Tim reviewer atau penguji internal dari Fakultas Ekonomi Universitas HKBP Nommensen
6. Pimpinan dan Kepala Perpustakaan Bank Indonesia Jln. Balai Kota No. 4 Medan
7. Pimpinan dan Humas BPS Provinsi Sumatera Utara

Penulis sangat menyadari bahwa apa yang disajikan dalam laporan penelitian ini belumlah sempurna tetapi diharapkan dapat berguna khususnya bagi mahasiswa dalam penelitian untuk menyusun skripsi dengan model regresi. Penulis menyambut baik saran-saran konstruktif dari pembaca budiman demi penyempurnaan isi laporan ini dikemudian hari.

Akhir kata, kiranya laporan penelitian ini memberikan manfaat bagi pembaca sebagai salah satu wujud dari pelaksanaan Tridarma Perguruan Tinggi.

Medan, Oktober 2016

Penulis,

Drs. Badhu Nadapdap, M.S.

DAFTAR ISI

	Halaman
Kata Pengantar	i
Daftar Isi	iii
Daftar Tabel	v
Daftar Gambar	vi
Ringkasan	vii
BAB 1. PENDAHULUAN	1
1.1. Latar Belakang	1
1.2. Perumusan Masalah	2
1.3. Tujuan Penelitian	3
1.4. Manfaat Penelitian	3
BAB 2. URAIAN TEORETIS	4
2.1. Pelanggaran Asumsi Klasik	4
2.1.1. Multikolinearitas	4
2.1.2. Autokorelasi	7
2.1.3. Normalitas	9
2.2. Permintaan Uang Pendekatan Model Penyesuaian Persediaan (<i>Partial Adjustment Model</i> , PAM)	10
BAB 3. METODOLOGI PENELITIAN	14
3.1. Bahan Penelitian	14
3.2. Konsep Pengukuran Variabel-variabel Model	14
3.3. Metode Analisis	15
3.3.1. Struktur Model	16
3.3.2. Analisis Struktural	18
3.3.3. Pengujian Pelanggaran Asumsi Klasik	18
1. Uji Pelanggaran Terhadap Asumsi Klasik Multikolinearitas....	18
2. Autokorelasi	20

3. Normalitas	23
BAB 4. HASIL DAN PEMBAHASAN	26
4.1. Analisis Struktural	26
4.1.1. Pendugaan Model Regresi Sampel Permintaan Uang Jangka Pendek	26
4.1.2. Pengujian Hipotesis: Uji Individu atau Uji t	27
4.1.3. Selang Kepercayaan	28
4.1.4. Uji Kebaikan Suai: Koefisien Determinasi R^2	29
4.1.5. Uji Serentak: Uji F	29
4.2. Analisis Permintaan Uang Jangka Pendek dan Hubungannya Dengan Permintaan Uang Jangka Panjang	30
4.3. Pengujian Pelanggaran Asumsi Klasik	31
4.3.1. Uji Multikolinearitas	31
4.3.2. Uji Autokorelasi	36
4.3.3. Uji Kenormalan (Normalitas)	39
BAB 5. KESIMPULAN DAN SARAN	44
5.1. Kesimpulan	44
5.2. Saran	45
DAFTAR PUSTAKA	46
LAMPIRAN	

DAFTAR TABEL

Tabel	Halaman
4.1. Hasil Pendugaan Model	26
4.2. Selang Kepercayaan	28
4.3. Koefisien Determinasi	29
4.4. Tabel Analisis Ragam	30
4.5. Koefisien Korelasi	32
4.6. Koefisien Korelasi Pearson	33
4.7. Statistik Kolinearitas	34
4.8. Nilai Koefisien Determinasi Variabel Bebas lnRt Sebagai Variabel Takbebas	35
4.9. Nilai Koefisien Determinasi Variabel Bebas lnPDBt Sebagai Variabel Takbebas	35
4.10. Nilai Koefisien Determinasi Variabel lnlagMt Sebagai Variabel Takbebas	35
4.11. Nilai Statistik Durbin-Watson	36
4.12. Nilai Simpangan Baku Koefisien Regresi Variabel Kelambanan lnlagMt	37
4.13. Hasil Uji BG	38
4.14. Hasil Uji Run	39
4.15. Statistik Deskriptif	42
4.16. Hasil Uji Kolmogorov-Smirnov	43



DAFTAR GAMBAR

Nomor	<u>Teks</u>	Halaman
2.1.	Penyesuaian Permintaan Uang Jangka Panjang secara Berangsur-angsur (diadaptasi dari Gujarati, 2003)	12
4.1.	Histogram Galat (Residu) Pendugaan Regresi	40
4.2.	Diagram Normal Galat Pendugaan Regresi	41

RINGKASAN

ANALISIS PELANGGARAN ASUMSI KLASIK DALAM MODEL PERMINTAAN UANG JANGKA PANJANG INDONESIA TAHUN 2000-2014

Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui apakah analisis struktural yang bertujuan untuk mengukur dan memahami besaran kuantitatif hubungan variabel-variabel ekonomi dalam model nyata secara statistik dan sesuai dengan harapan teoritis, untuk mengetahui apakah terdapat pelanggaran asumsi klasik multikolinearitas dalam model permintaan uang jangka panjang Indonesia, untuk mengetahui apakah dengan kehadiran variabel kelambanan (lag) dari variabel takbebas, yaitu variabel permintaan uang jangka panjang yang diinginkan atau permintaan uang periode sebelumnya pada ruas kanan persamaan permintaan uang jangka pendek akan mengakibatkan pelanggaran autokorelasi, dan untuk mengetahui apakah galat (residu) pendugaan model regresi menyebar normal.

Penelitian yang dilakukan terdiri dari 3 (tiga) bagian, yaitu yaitu: (1) analisis struktural bertujuan untuk mengukur dan memahami besaran kuantitatif hubungan variabel-variabel ekonomi, pengujian hipotesis dan validasi hubungan ekonomi, (2) analisis permintaan uang jangka pendek dan hubungannya dengan permintaan uang jangka panjang dan (3) pengujian pelanggaran asumsi klasik meliputi uji multikolinearitas, uji autokorelasi, dan uji kenormalan. Analisis struktural sebagai langkah validasi model meliputi: (1) Pendugaan model regresi sampel persamaan permintaan uang jangka pendek dengan menggunakan data triwulan mulai pada periode waktu tahun 2000 sampai tahun 2014. Produk domestik bruto PDB menggunakan data harga konstan tahun dasar 2000. Untuk pendugaan model digunakan program pengolah data SPSS. (2) Pengujian hipotesis, uji individu atau uji t. (3) Selang kepercayaan (4) Uji kebaikan-suai dan (5) Uji simultan atau uji F.

Dengan menggunakan data triwulan mulai tahun 2000 sampai tahun 2014, permintaan uang jangka panjang Indonesia yang tidak dapat diamati secara langsung, maka dengan menggunakan hipotesis penyesuaian stok atau model penyesuaian parsial (*partial adjustment model*, PAM) sehingga diperoleh model permintaan uang jangka pendek. Setelah dianalisis dan dievaluasi dapat diperoleh beberapa hasil sebagai berikut. (1) Analisis struktural yang bertujuan untuk mengukur dan memahami besaran kuantitatif hubungan variabel-variabel ekonomi dalam model permintaan uang jangka pendek menghasilkan hubungan yang benar sesuai harapan teoritis, yaitu bahwa variabel tingkat suku bunga PUAB R_t berpengaruh negatif dan nyata pada taraf nyata $\alpha = 10\%$ terhadap permintaan uang jangka pendek M_t , masing-masing variabel PDB_t dan permintaan uang kelambanan lag M_t berpengaruh positif dan sangat nyata ($\alpha = 1\%$) terhadap permintaan uang jangka pendek. Koefisien penyesuaian $\hat{\delta} = 0,242$ yang berarti sekitar 24,2% perbedaan antara permintaan uang jangka panjang atau permintaan uang yang diinginkan dengan permintaan uang yang terjadi (yang nyata atau aktual) dieliminasi atau disesuaikan dalam satu triwulan. Elastisitas permintaan uang jangka panjang masing-masing terhadap tingkat suku bunga PUAB R_t dan PDB_t lebih besar dibandingkan dengan elastisitas permintaan uang jangka pendek masing-masing terhadap tingkat suku bunga PUAB R_t dan PDB_t. Model permintaan uang jangka pendek dapat dianggap sudah sesuai karena koefisien determinasi $R^2 = 0,997$ artinya 99,7% keragaman variabel takbebas atau variabel respon permintaan uang jangka pendek M_t dapat dijelaskan oleh variabel-variabel bebas tingkat suku bunga PUAB R_t , PDB_t dan variabel kelambanan permintaan uang jangka pendek lag M_t . Juga berdasarkan uji serentak, nilai $F = 6320,851$ berarti secara bersama-sama variabel-variabel bebas R_t , PDB_t dan lag M_t sangat nyata berpengaruh terhadap variabel respon permintaan uang jangka pendek M_t . (2) Dari hasil

analisis dan evaluasi nilai koefisien determinasi R^2 , matriks korelasi variabel-variabel bebas, koefisien korelasi Pearson, nilai *variance inflation factor* (VIF) dan nilai *tolerance* (TOL), regresi parsial, maka dapat disimpulkan bahwa pelanggaran asumsi klasik multikolinearitas dalam model permintaan uang jangka pendek dapat diabaikan. (3) Dengan hadirnya variabel kelambanan takbebas $\text{lag}M_t$ atau variabel permintaan uang jangka pendek periode sebelumnya yang memiliki sifat stokastik pada ruas kanan persamaan regresi permintaan uang jangka pendek, setelah menganalisis hasil uji DW, uji Durbin-h, uji Langrange Multiplier (uji LM) atau uji Breusch-Godfrey (uji BG), dan uji Run ternyata tidak terdapat autokorelasi dalam model permintaan uang. (4) Dengan menggunakan uji grafik, uji statistik berupa Z_{skewness} dan Z_{Kurtosis} dan uji nonparameter, yaitu uji Kolmogorov-Smirnov dapat dinyatakan bahwa galat (residu) pendugaan adalah menyebar normal.

BAB 1

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Model Permintaan Uang Jangka Panjang Indonesia dalam penelitian ini adalah suatu model ekonometrika dinamis, yakni salah satu bentuk rasionalisasi lain dari model Koyck yang dikembangkan oleh Marc Nerlove pada tahun 1958 yang dikenal sebagai Model Nerlove (Gujarati, 2003). Dalam penelitian ini akan digunakan analisis regresi berganda dengan menggunakan data lintas waktu (*time series*). Untuk menjelaskan Permintaan Uang Jangka Panjang Indonesia digunakan model regresi linear klasik berganda dengan penduga kuadrat terkecil (*Ordinary Least Square, OLS*). Model permintaan uang jangka panjang adalah model ekonomi yang dirumuskan sebagai hasil penyederhanaan kenyataan ekonomi yang dibentuk dalam model makroekonometrik dinamis atau model kelambanan (Widarjono, 2013), yaitu suatu model yang ditandai dengan kehadiran variabel beda kala atau *lag* (Gapinski, 1982) dan memasukkan suatu pertimbangan waktu ke dalam model (Chiang dan Wainwright, 2005).

Dalam model permintaan uang jangka panjang, variabel permintaan uang jangka panjang tidak dapat diamati secara langsung sehingga digunakan hipotesis penyesuaian stok atau model penyesuaian parsial (*partial adjustment model, PAM*) sehingga muncullah variabel kelambanan variabel tak bebas (Widarjono, 2013) atau variabel permintaan jangka panjang yang diinginkan periode sebelumnya pada ruas kanan persamaan permintaan uang jangka pendek sebagai variabel bebas. Dengan demikian menghasilkan model autoregresif permintaan uang jangka pendek yang akan melahirkan beberapa masalah secara statistik.

Dalam kajian empirik analisis ekonomi yang menggunakan data ekonomi lintas waktu, pada umumnya akan terjadi korelasi serial (*serial correlation*) atau autokorelasi (*autocorrelation*). Data pengamatan yang berurutan saling kait mengait. Didalam ekonomi ketergantungan variabel takbebas pada variabel bebas jarang terjadi seketika itu juga.

Seringkali respon variabel takbebas memerlukan jangka waktu tertentu yang disebut beda

kala (*lag*). Kehadiran korelasi serial atau autokorelasi dalam model permintaan uang jangka pendek akan mengakibatkan pendugaan parameter menjadi tak efisien, dengan demikian ragam dan galat baku (*standard error*) tidak lagi minimum (Gujarati, 2003). Dalam analisis regresi berganda, di mana ada beberapa variabel bebas, bisa terjadi sesama variabel bebas saling berkorelasi. Karena itu pelanggaran asumsi klasik yang akan diteliti adalah multikolinearitas dan otokorelasi.

1.2. Perumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang di atas, masalah pokok penelitian ini dapat dirumuskan sebagai berikut: Apakah terdapat pelanggaran asumsi klasik dalam model permintaan uang jangka panjang Indonesia tahun 2000 - 2014? Agar lebih jelas, masalah pokok di atas dibagi atas tiga sub masalah, yaitu:

1. Apakah analisis struktural yang bertujuan untuk mengukur dan memahami besaran kuantitatif hubungan variabel-variabel ekonomi dalam model nyata secara statistik dan sesuai dengan harapan teoritis.
2. Apakah terdapat pelanggaran multikolinearitas dalam model permintaan uang jangka panjang Indonesia?
3. Apakah dengan kehadiran variabel kelambanan (*lag*) atau variabel permintaan uang jangka panjang periode sebelumnya dari variabel takbebas pada ruas kanan sebagai variabel bebas pada persamaan permintaan uang jangka pendek akan mengakibatkan pelanggaran autokorelasi?

4. Apakah galat (residu) pendugaan model regresi menyebar normal?

1.3. Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah di atas maka tujuan penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Untuk mengetahui apakah analisis struktural yang bertujuan untuk mengukur dan memahami besaran kuantitatif hubungan variabel-variabel ekonomi dalam model nyata secara statistik dan sesuai dengan harapan teoritis.
2. Untuk mengetahui apakah terdapat pelanggaran asumsi klasik multikolinearitas dalam model permintaan uang jangka panjang Indonesia.
3. Untuk mengetahui apakah dengan kehadiran variabel kelambanan (lag) dari variabel takbebas, yaitu variabel permintaan uang jangka panjang yang diinginkan periode sebelumnya pada ruas kanan persamaan permintaan uang jangka pendek akan mengakibatkan pelanggaran autokorelasi.
4. Untuk mengetahui apakah galat (residu) pendugaan model regresi menyebar normal.

1.4. Manfaat Penelitian

Hasil penelitian ini diharapkan dapat bermanfaat untuk berbagai kepentingan, yaitu:

1. Untuk memberikan kontribusi bagi pengguna model-model makroekonometrik dalam mengembangkan penggunaan model ekonometrik.
2. Untuk memperkaya khazanah pengembangan analisis-analisis model-model makroekonometrik.

BAB 2

URAIAN TEORETIS

2.1. Pelanggaran Asumsi Klasik

2.1.1. Multikolinearitas

Satu asumsi dari model regresi berganda adalah bahwa tidak ada hubungan linier (kolinearitas) yang pasti antara tiap variabel bebas dalam model (Pindyck dan Rubinfeld, 1991). Istilah multikolinearitas mangacu pada Ragnar Fisch. Awalnya, hal tersebut berarti keberadaan dari hubungan linear yang “sempurna”, atau tepat, di antara sebagian atau seluruh variabel penjelas dalam sebuah model regresi. Secara jelas, multikolinearitas merujuk pada keberadaan lebih dari satu hubungan yang tepat, dan kolinearitas merujuk pada keberadaan hubungan linear tunggal. Akan tetapi, perbedaan ini jarang dipertahankan dalam praktiknya, dan multikolinearitas merujuk pada kedua kasus (Gujarati dan Porter, 2010).

1). Sifat Dasar Multikolinearitas

$$\text{PRS: } Y_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \hat{\beta}_3 X_{3i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki} + \varepsilon_i, 2, 3, \dots, n.$$

Terdapat multikolinearitas jika terdapat hubungan linear:

$$\sim \text{Sempurna, jika: } \lambda_1 X_1 + \lambda_2 X_2 + \lambda_3 X_3 + \dots + \lambda_k X_k = 0$$

$$\text{Andaikan } \lambda_2 \neq 0 \text{ maka: } X_{2i} = -\frac{\lambda_1}{\lambda_2} X_{1i} - \frac{\lambda_3}{\lambda_2} X_{3i} - \dots - \frac{\lambda_k}{\lambda_2} X_{ki}$$

X_2 merupakan kombinasi linear peubah X yang lain.

Konsekuensi Multikolinearitas sempurna: Nilai koefisien regresi diperoleh bentuk taktentu dan ragam koefisien regresi tak dapat didefinisikan.

Kurang sempurna jika: $\lambda_1 X_1 + \lambda_2 X_2 + \lambda_3 X_3 + \dots + \lambda_k X_k + v_i = 0$ galat stokastik,

$$\text{maka } X_{2i} = -\frac{\lambda_1}{\lambda_2} X_{1i} - \frac{\lambda_3}{\lambda_2} X_{3i} - \dots - \frac{\lambda_k}{\lambda_2} X_{ki} - \frac{v_i}{\lambda_2}$$

X_2 selain kombinasi linear X yang lain, juga ditentukan oleh galat v_i . Dengan demikian penduga OLS masih takbias, ragam minimum, efisien

Pendugaan Multikolinearitas Sempurna

$$\text{Model regresi dua variabel bebas: } Y_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \varepsilon_i$$

$$\text{Diperoleh: } \hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}_1 - \hat{\beta}_2 \bar{X}_2$$

Dengan menggunakan peubah :

$$y_i = Y_i - \bar{Y}, x_{1i} = X_{1i} - \bar{X}_1, x_{2i} = X_{2i} - \bar{X}_2,$$

maka diperoleh :

$$\hat{\beta}_1 = \frac{(\sum_{i=1}^n x_{1i} y_i)(\sum_{i=1}^n x_{2i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{2i} y_i)(\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i})}{(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)(\sum_{i=1}^n x_{2i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i})^2}$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{(\sum_{i=1}^n x_{2i} y_i)(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{1i} y_i)(\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i})}{(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)(\sum_{i=1}^n x_{2i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i})^2}$$

Diasumsikan bahwa: $X_{2i} = \lambda X_{1i}$, $\lambda \neq 0$ disubstitusikan ke :

$$\hat{\beta}_1 = \frac{(\sum_{i=1}^n x_{1i} y_i)(\sum_{i=1}^n x_{2i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{2i} y_i)(\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i})}{(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)(\sum_{i=1}^n x_{2i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i})^2}$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{(\sum_{i=1}^n x_{1i} y_i)(\lambda^2 \sum_{i=1}^n x_{1i}^2) - (\lambda \sum_{i=1}^n x_{1i} y_i)(\lambda \sum_{i=1}^n x_{1i}^2)}{(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)(\lambda^2 \sum_{i=1}^n x_{1i}^2) - \lambda^2 (\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)^2} = \frac{0}{0} : \text{ bentuk tak tentu}$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{(\sum_{i=1}^n x_{2i} y_i)(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{1i} y_i)(\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i})}{(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)(\sum_{i=1}^n x_{2i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i})^2}$$

$$= \frac{\lambda(\sum_{i=1}^n x_{1i} y_i)(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{1i} y_i)(\lambda \sum_{i=1}^n x_{1i}^2)}{(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)(\lambda^2 \sum_{i=1}^n x_{1i}^2) - \lambda^2 (\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)^2}$$

$$= \frac{0}{0} : \text{ bentuk tak tentu}$$

Ragam koefisien regresi $\hat{\beta}_1$:

$$\text{var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum_{i=1}^n x_{2i}^2}{(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)(\sum_{i=1}^n x_{2i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i})^2} \sigma^2$$

$$= \frac{\lambda^2 \sum_{i=1}^n x_{1i}^2}{\lambda^2 (\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)^2 - \lambda^2 (\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)^2} \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{0} = \sim$$

Ragam koefisien regresi tak terdefinisi, demikian juga simpangan bakunya.

Untuk koefisien regresi $\hat{\beta}_2$:

$$\text{var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sum_{i=1}^n x_{1i}^2}{(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)(\sum_{i=1}^n x_{2i}^2) - (\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i})^2} \sigma^2$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n x_{1i}^2}{\lambda^2 (\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)^2 - \lambda^2 (\sum_{i=1}^n x_{1i}^2)^2} \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{0} = \sim$$

Ragam koefisien regresi tak terdefinisi demikian juga simpangan bakunya.

2). Konsekuensi Multikolinearitas

Menurut Widarjono, 2013, konsekuensi jika model mengandung multikolinearitas, yaitu karena ragam terus naik atau membesar maka simpangan baku $\hat{\beta}_1$ dan $\hat{\beta}_2$ juga naik atau

membesar. Dampak multikolinearitas jika digunakan teknik pendugaan dengan metode kuadrat terkecil (OLS) tetapi masih mempertahankan asumsi lain adalah sebagai berikut:

1. Estimator masih bersifat BLUE (*the Best Linear Unbiased Estimator*) namun estimator mempunyai varian dan kovarian yang besar sehingga sulit mendapatkan estimasi yang tepat.
2. Interval estimasi akan cenderung lebih lebar dan nilai hitung statistik uji t akan kecil sehingga membuat variabel independen secara statistik tidak signifikan mempengaruhi variabel dependen.
3. Walaupun secara individu variabel independen tidak berpengaruh terhadap variabel dependen melalui uji statistik t, namun nilai koefisien determinasi R^2 masih bisa relatif tinggi.

a. Pengujian koefisien regresi:

$$t_{\hat{\beta}_k} = \frac{\hat{\beta}_k - \beta_k}{s_{\hat{\beta}_k}} = \frac{\hat{\beta}_k - \beta_k}{\sim} = \text{kecil atau mendekati } 0$$

Dengan demikian koefisien regresi tidak nyata walaupun nilai koefisien determinasi R^2 besar.

b. Selang kepercayaan koefisien regresi

$$\hat{\beta}_k - t_{\alpha/2} s_{\hat{\beta}_k} \leq \beta_k \leq \hat{\beta}_k + t_{\alpha/2} s_{\hat{\beta}_k}, s_{\hat{\beta}_k} = \sim \text{ (sangat besar), maka selang kepercayaan}$$

$(1-\alpha)100\%$ bagi β_k menjadi lebih besar.

2.1.2. Autokorelasi

1). Sifat Dasar Autokorelasi

Model regresi populasi berganda:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i, \quad i=1, 2, 3, \dots, N$$

Autokorelasi menunjukkan sifat residual (galat) regresi yang tidak bebas dari satu observasi ke observasi lainnya, atau secara formal $E(u_i, u_j) \neq 0, i \neq j$. Fenomena ini umum ditemukan pada regresi dengan data yang bersifat *time series* tetapi kadang juga ditemukan pada data *cross section* (Ariefianto, 2012).

Asumsi klasik: $E(u_i, u_j) = 0, i \neq j$. Artinya tidak ada autokorelasi antara galat. Pada dua nilai variabel bebas tertentu, X_i dan X_j ($i \neq j$), korelasi antara dua galat u_i dan u_j ($i \neq j$) adalah nol

$$\begin{aligned} \text{cov}(u_i, u_j | X_i, X_j) &= E\{[u_i - E(u_i)] | X_i\} \{[u_j - E(u_j)] | X_j\} \\ &= E\{(u_i | X_i)(u_j | X_j)\} = 0 \end{aligned}$$

Asumsi ini juga menyatakan bahwa galat tidak korelasi serial. Galat tidak berkorelasi secara positif atau secara negatif.

2). Konsekuensi Autokorelasi

$$\text{Persamaan regresi } Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t, u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, -1 < \rho < 1$$

di mana ρ adalah suatu parameter yang nilai absolutnya lebih kecil dari satu dan ε_t bebas dari u_{t-1} (Kmenta, 1986). Jika $\rho = 0$ maka $u_t = \varepsilon_t$ sehingga variabel gangguan (galat) di dalam persamaan tersebut tidak saling berhubungan atau tidak ada autokorelasi (Widarjono, 2013). Parameter ρ (= rho) diketahui sebagai koefisien autokovarian (*coefficient of autocovariance*) dan ε_t adalah galat stokastik yang memenuhi asumsi OLS standar (Gujarati, 2003), yaitu sebagai berikut:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$$

$$\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+s}) = 0, s \neq 0$$

Persamaan $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$ diketahui sebagai Skema autoregresiv *orde* pertama Markov atau disingkat skema autoregresiv *orde* pertama biasanya dinyatakan dengan AR(1).

Skema autoregresiv *orde* kedua :

$$\text{AR}(2): u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \varepsilon_t, \text{ dan seterusnya}$$

Model yang paling umum digunakan untuk menjelaskan masalah hubungan antara galat (variabel gangguan) yang satu dengan galat yang lain dalam persamaan regresi di atas adalah model autoregresif tingkat pertama disingkat AR(1).

Menurut Widarjono, 2013, jika ada autokorelasi dalam regresi maka estimator yang didapatkan akan mempunyai karakteristik sebagai berikut:

1. Estimator metode OLS masih tidak bias (*unbiased*)
2. Estimator metode OLS masih linier (*linear*)
3. Namun estimator metode OLS tidak mempunyai varian yang minimum lagi (*no longer best*).

Karena variabel bebas model permintaan uang jangka pendek mengandung *lag* variabel respon yaitu M_{t-1} , maka statistik DW d tidak cocok digunakan dalam model autoregresif untuk menemukan jika ada korelasi serial dalam data (Gujarati, 2003).

2.1.3. Normalitas

Model regresi linear normal klasik mengasumsikan bahwa galat u_i menyebar normal dengan:

rata-rata hitung: $E(u_i) = 0$,

ragam: $E[u_i - E(u_i)]^2 = E(u_i^2) = \sigma^2$ dan

kovarian: $\text{kov}(u_i, u_j): E\{[u_i - E(u_i)][u_j - E(u_j)]\} = E(u_i u_j) = 0, i \neq j$.

Asumsi di atas dapat dituliskan sebagai $u_i \sim N(0, \sigma^2)$, dibaca galat u_i menyebar normal dengan rata-rata hitung 0 dan ragam σ^2 .

Seperti diketahui bahwa dalam uji t dan uji F mengasumsikan bahwa galat (residu) pendugaan mengikuti sebaran normal (Ghozali, 2013). Jika asumsi ini tidak dipenuhi maka uji statistik menjadi tidak sah untuk ukuran sampel kecil.

2.2. Permintaan Uang Pendekatan Model Penyesuaian Persediaan (*Partial Adjustment Model, PAM*)

Selain dengan model penyesuaian adaptif, teori yang bisa menjelaskan tentang kelambanan (*lag*) geometrik adalah model penyesuaian persediaan (*partial adjustment model, PAM*). Permintaan uang jangka panjang diadopsi dari model penyesuaian persediaan (*stock*), yaitu diadaptasi dari rasionalisasi model Koyck lainnya yang dikembangkan oleh Marc Nerlov dengan nama “stock adjustment or partial adjustment model” (Supranto, 20014), yaitu bahwa tingkat modal Y^*_t yang diinginkan merupakan fungsi linear dari *output* X , sebagai berikut: $Y^*_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$ dengan Y^*_t = persediaan optimal atau keseimbangan dan

X = tingkat penjualan.

Berdasarkan teori yang dikembangkan oleh Keynes, permintaan uang dipengaruhi oleh dua faktor, yaitu pendapatan dan suku bunga. Pendapatan sebagai variabel motif transaksi berhubungan positif sedangkan variabel suku bunga sebagai variabel motif oportunitas berhubungan negatif terhadap permintaan uang (Widarjono, 2013). Model yang dibangun adalah model makroekonometrik dinamis sederhana berupa permintaan uang jangka panjang (Gujarati, 2003), yaitu:

$$M_t^* = \beta_0 R_t^{\beta_1} Y_t^{\beta_2} e^{u_t}$$

dengan M_t^* = permintaan uang jangka panjang yang diinginkan

R_t = tingkat suku bunga pasar uang & antar bank, PUAB (%)

Y_t = Produk Domestik Bruto riil (PDB)

e = bilangan logaritma alam (2, 718)

u_t = galat (*disturbance error*) persamaan regresi populasi.

Untuk pendugaan secara statistik, model permintaan uang jangka panjang di atas dipergunakan transformasi logaritma natural sehingga diperoleh:

$$\ln M^*_t = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln R_t + \beta_2 \ln Y_t + u_t.$$

Oleh karena variabel permintaan uang yang diinginkan atau keseimbangan permintaan uang tidak dapat diamati atau diobservasi secara langsung, maka digunakan pendekatan model penyesuaian persediaan atau *partial adjustment model*, PAM (Widarjonon, 2013), yaitu hipotesis penyesuaian persediaan (Gujarati, 2003):

$$\frac{M_t}{M_{t-1}} = \left(\frac{M^*_t}{M_{t-1}} \right)^\delta, \quad 0 < \delta \leq 1, \delta \text{ diketahui sebagai koefisien penyesuaian.}$$

Proses penyesuaian permintaan uang jangka panjang yang diinginkan secara berangsur-angsur ditunjukkan dalam Gambar 2.1.

Dalam bentuk logaritma, persamaan di atas dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\ln M_t - \ln M_{t-1} = \delta (\ln M^*_t - \ln M_{t-1})$$

Dengan mensubstitusikan $\ln M^*_t$ pada model transformasi logaritma di atas dan menyederhanakannya sehingga diperoleh model permintaan uang jangka pendek, yaitu sebagai berikut:

$$\ln M_t = \delta \ln \beta_0 + \beta_1 \delta \ln R_t + \beta_2 \delta \ln Y_t + (1-\delta) \ln M_{t-1} + \delta u_t.$$

Model regresi permintaan uang jangka pendek di atas tidak lagi linear dalam parameter karena koefisien dari variabel R_t dan Y_t , masing-masing adalah $\beta_1 \delta$ dan $\beta_2 \delta$, yaitu terdiri dari perkalian dua parameter. Hal ini adalah konsekuensi dari hipotesis penyesuaian persediaan untuk mendapatkan permintaan uang jangka pendek karena data permintaan uang jangka panjang tidak dapat diamati. Salah satu asumsi klasik untuk penduga OLS adalah model persamaan regresi linear dalam parameter. Menurut Gujarati (2013), meskipun penduga OLS dapat menghasilkan penduga yang takbias, katakanlah bagi $\beta_1 \delta$ secara bersama-sama,

tetapi mungkin tidak menghasilkan penduga yang takbias bagi β_1 dan δ secara individu, khususnya jika jumlah sampel adalah kecil. Dengan demikian model regresi sampel permintaan uang jangka pendek yang akan diduga dapat dituliskan sebagai berikut:

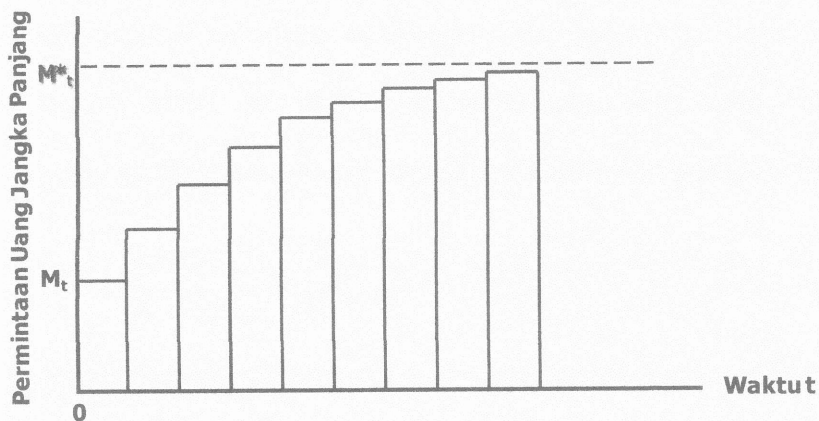
$$\ln M_t = \hat{\delta} \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{\delta} \ln R_t + \hat{\beta}_2 \hat{\delta} \ln Y_t + (1 - \hat{\delta}) \ln M_{t-1} + \hat{\delta} \varepsilon_t$$

atau
$$\ln M_t = \hat{\delta} \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{\delta} \ln R_t + \hat{\beta}_2 \hat{\delta} \ln Y_t + (1 - \hat{\delta}) \ln \text{lag} M_t + \hat{\delta} \varepsilon_t$$

Dan permintaan uang jangka panjang yang diinginkan yang akan diduga dinyatakan sebagai berikut:

$$\ln M_t^* = \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln R_t + \hat{\beta}_2 \ln Y_t + v_t.$$

Persamaan regresi sampel permintaan uang jangka panjang di atas dapat diketahui setelah lebih dahulu persamaan regresi permintaan uang jangka pendek diketahui.



Gambar 2.1. Penyesuaian Permintaan Uang Jangka Panjang secara berangsur-angsur (diadaptasi dari Gujarati, 2003)

Dengan hadirnya variabel permintaan uang yang diinginkan periode sebelumnya (*lag*)

M_{t-1} pada persamaan permintaan uang jangka pendek di atas maka model tersebut berubah menjadi model autoregresif. Dengan demikian akan timbul beberapa masalah dalam model autoregresif, yaitu sebagai berikut:

1. Kehadiran variabel M_{t-1} (dalam hal ini $\ln M_{t-1}$) sebagai peubah bebas menimbulkan masalah secara statistik karena variabel tersebut mempunyai sifat stokastik seperti variabel respon M_t . Bila stokastik, variabel $\ln M_{t-1}$ harus bebas dengan galat $\delta \varepsilon_t$.
2. Dalam model penyesuaian Persediaan (PAM) galat $w_t = \delta u_t$ di mana $0 < \delta < 1$. Jika u_t memenuhi asumsi OLS maka variabel galat w_t mempunyai sifat homoskedastisitas dan tidak autokorelasi. Oleh karena itu dapat digunakan metode OLS untuk mengestimasi dan estimator yang didapat adalah konsisten (Widarjono, 2013).
3. Kehadiran variabel $\ln M_{t-1}$ sebagai variabel bebas melanggar salah satu asumsi yang melandasi uji Durbin-Watson d. Dengan demikian uji DW d tidak dapat digunakan lagi untuk menguji kehadiran autokorelasi. Sebagai penggantinya digunakan uji Durbin h (Gujarati, 2003). Durbin telah mengembangkan yang disebut dengan statistik h untuk menguji autokorelasi orde-pertama yang didefinisikan sebagai berikut:

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\gamma)]}}, \quad \hat{\rho} \approx 1 - \frac{d}{2}$$

dengan n menyatakan ukuran sampel, $\text{var}(\gamma)$ adalah ragam dari koefisien $\ln M_{t-1}$, $\hat{\rho}$ adalah nilai dugaan autokorelasi orde-pertama, dan d adalah nilai dugaan statistik DW.

BAB 3

METODE PENELITIAN

3.1. Bahan Penelitian

Dalam perencanaan semula data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data tahunan mulai dari tahun 1983 sampai tahun 2014 atas dasar harga konstan. Tetapi karena kesulitan mengumpulkan data tersebut akhirnya data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data triwulan sejak tahun 2000 sampai tahun 2014. Data Produk Domestik Bruto PDB menggunakan harga konstan atas tahun dasar 2000 menurut Lapangan Usaha. Pada penyajian atas dasar harga konstan suatu tahun dasar, semua agregat produk domestik bruto dinilai atas dasar harga tetap yang terjadi pada tahun dasar. Karena menggunakan harga tetap, maka perkembangan agregat produk domestik bruto dari tahun ke tahun semata-mata karena perkembangan riil dan bukan karena kenaikan harga. Data yang digunakan adalah data sekunder yang berasal dari Badan Pusat Statistik (BPS) dan Bank Indonesia (BI). Data PDB diperoleh dari BPS dan data suku bunga pasar uang & antar bank PUAB dan data permintaan uang M1 diperoleh dari BI.

3.2. Konsep Pengukuran Variabel-variabel Model

Konsep yang digunakan dalam pengukuran peubah-peubah model yang digunakan oleh BPS untuk mengumpulkan dan mengolah data sesuai penjelasan-penjelasan pada BPS adalah sebagai berikut:

Produk Domestik Bruto PDB (Gross Domestic Product, GDP)

Produk Domestik Bruto (PDB) diinterpretasikan menurut pendekatan Lapangan Usaha, yaitu semua komponen permintaan akhir meliputi: (1) pertanian, peternakan, kehutanan dan perikanan, (2) pertambangan dan penggalan, (3) industri pengolahan, (4)

listrik, gas dan air bersih, (5) bangunan, (6) perdagangan, hotel dan restoran, (7) pengangkutan dan komunikasi, (8) keuangan, persewaan & jasa perusahaan, dan (9) jasa-jasa dan diukur dalam miliar rupiah menurut harga konstan atas tahun dasar 2000.

Permintaan Uang, M

Permintaan uang adalah keinginan memegang dalam bentuk tunai atau surat berharga (konsep $M1 = \text{uang kartal} + \text{uang giral}$).

Permintaan Uang Jangka Panjang atau Permintaan Uang yang Diinginkan M_t^*

Permintaan uang jangka panjang yang diinginkan tidak dapat diamati secara langsung sehingga digunakan hipotesis penyesuaian stok untuk mendapatkan permintaan uang jangka pendek.

Permintaan Uang Kelambanan (*lag*) M_{t-1} atau $\text{lag}M_t$

Permintaan uang kelambanan adalah permintaan uang periode sebelumnya.

Suku Bunga, R

Suku bunga adalah bunga uang yang berlaku di pasar uang dan antar bank (PUAB), diukur dalam persen per tahun dalam triwulan.

3.3. Metode Analisis

Penelitian yang dilakukan terdiri dari tiga bagian, yaitu: (1) analisis struktural bertujuan untuk mengukur dan memahami besaran kuantitatif hubungan variabel-variabel ekonomi, pengujian hipotesis dan validasi hubungan ekonomi, (2) analisis permintaan uang jangka pendek dan hubungannya dengan permintaan uang jangka panjang dan (3) pengujian pelanggaran asumsi klasik meliputi uji multikolinearitas, uji autokorelasi, dan uji kenormalan.

3.3.1. Struktur Model

Konstruksi atau bentuk model dengan beberapa kriteria yang digunakan untuk validasi model banyak bergantung pada tujuan untuk apa model dibangun. Tujuan utama dari penyusunan model ekonometrik adalah untuk analisis struktural berupa pendugaan, pengujian hipotesis dan uji kebaikan-suai sebagai langkah validasi model.

Struktur model dibangun sedemikian rupa sesuai dengan teori makroekonomi. Validasi model akan meliputi suatu pedoman untuk melihat apakah koefisien-koefisien dugaan adalah nyata secara statistik dengan tanda yang sesuai dengan teori makroekonomi.

Model yang dibangun adalah model makroekonometrik dinamis sederhana berupa permintaan uang jangka panjang (Gujarati, 2003), yaitu:

$$M_t^* = \beta_0 R_t^{\beta_1} Y_t^{\beta_2} e^{u_t}$$

dengan M_t^* = permintaan uang jangka panjang yang diinginkan

R_t = tingkat bunga pasar uang dan antar bank (PUAB)

Y_t = Produk Domestik Bruto Riil (PDB)

e = bilangan logaritma alam (2,718)

u_t = galat model populasi (*disturbance error*)

Untuk pendugaan secara statistik, model permintaan uang jangka panjang di atas dipergunakan transformasi logaritma sehingga diperoleh persamaan berikut:

$$\ln M_t^* = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln R_t + \beta_2 \ln Y_t + u_t$$

Oleh karena variabel permintaan uang jangka panjang M_t^* yang diinginkan tidak dapat diamati secara langsung, maka dipergunakan hipotesis penyesuaian stok (Gujarati, 2003) sehingga diperoleh model permintaan uang jangka pendek, yaitu sebagai berikut:

$$\ln M_t = \delta \ln \beta_0 + \beta_1 \delta \ln R_t + \beta_2 \delta \ln Y_t + (1-\delta) \ln M_{t-1} + \delta u_t$$

Dengan demikian model regresi sampel permintaan uang jangka pendek yang akan diduga dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\ln M_t = \hat{\delta} \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{\delta} \ln R_t + \hat{\beta}_2 \hat{\delta} \ln Y_t + (1 - \hat{\delta}) \ln M_{t-1} + \hat{\delta} \varepsilon_t$$

$$\text{atau } \ln M_t = \hat{\delta} \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{\delta} \ln R_t + \hat{\beta}_2 \hat{\delta} \ln Y_t + (1 - \hat{\delta}) \ln \text{lag} M_t + \hat{\delta} \varepsilon_t$$

Dalam bab 2 telah disinggung bahwa model regresi permintaan jangka pendek di atas tidak linear dalam penduga parameter. Koefisien regresi dari variabel R_t dan Y_t masing-masing adalah $\hat{\beta}_1 \hat{\delta}$ dan $\hat{\beta}_2 \hat{\delta}$ tidak linear tetapi terdiri dari perkalian dua penduga parameter. Hal ini merupakan pelanggaran asumsi klasik penduga OLS yang memerlukan persamaan regresi yang linear dalam parameter. Sebagai konsekuensinya, dengan menggunakan penduga OLS dapat menghasilkan penduga yang bias khususnya dalam sampel yang jumlahnya kecil. Karena hal inilah juga sebagai salah satu alasan sehingga dibutuhkan data sampel yang jumlahnya besar dari semula data tahunan harga konstan mulai tahun 1983 sampai tahun 2014, ada sebanyak $n = 32$ (berkurang satu karena ada variabel kelambanan atau *lag*). Datanya tidak tersedia, dan menurut percakapan lewat *email* dengan BPS Pusat sebaiknya tidak menyatukan data dengan beberapa tahun dasar yang berbeda menjadi satu tahun dasar karena kondisi perekonomian. Akhirnya dikumpulkan data triwulan dari tahun 2000-2014 dengan tahun dasar 2000. Jadi ada data sampel sebanyak $n = 59$ berkurang satu karena adanya variabel kelambanan. Jadi data yang digunakan cukup besar.

Dan permintaan uang jangka panjang yang diinginkan yang akan diduga dinyatakan sebagai berikut:

$$\ln M_t^* = \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln R_t + \hat{\beta}_2 \ln Y_t + v_t.$$

3.3.2. Analisis Struktural

Analisis struktural yang dilakukan meliputi: (1) Pendugaan model regresi sampel persamaan permintaan uang jangka pendek dengan menggunakan data triwulan mulai pada periode waktu tahun 2000 sampai tahun 2014. Produk domestik bruto PDB menggunakan data harga konstan tahun dasar 2000. Untuk pendugaan model digunakan program pengolahan data SPSS. (2) Pengujian hipotesis, uji individu atau uji t. (3) Selang kepercayaan (4) Uji kebaikan-suai dan (5) Uji simultan atau uji F.

3.3.3. Pengujian Pelanggaran Asumsi Klasik

1. Uji Pelanggaran Terhadap Asumsi Klasik Multikolinearitas

a. Matriks Koefisien Korelasi

Dengan menganalisis matriks korelasi variabel-variabel bebas, kita dapat melihat ada atau tidaknya korelasi yang kuat antar variabel-variabel bebas. Jika antar variabel-variabel bebas ada korelasi yang cukup tinggi (umumnya di atas 0,90), maka hal ini merupakan indikasi adanya multikolinearitas (Ghozali, 2013). Tidak adanya korelasi yang tinggi antar variabel bebas tidak berarti bebas dari masalah multikolinearitas. Masalah multikolinearitas dapat disebabkan karena adanya pengaruh kombinasi dua atau lebih variabel bebas.

b. Nilai *Tolerance* dan *Variance Inflation Factor* (VIF)

Menurut W.H. Greene (2000) dan J.M. Wooldridge (2000) bahwa *Variance Inflation Factor* (VIF) dan *Tolerance* adalah dua ukuran yang dapat digunakan untuk menyelidiki multikolinearitas. Dengan pendugaan OLS maka diperoleh bahwa $\text{Var}(\hat{\beta}_i) = \frac{\sigma^2}{S_{ii}(1-R_i^2)}$ dengan $S_{ii} = \sum_{j=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i)^2$ dan R_i^2 adalah koefisien determinasi. Misalkan tidak ada korelasi linier sesama variabel bebas dalam model, maka koefisien

determinasi parsial sesama variabel bebas R_i^2 akan menjadi nol, maka ragam (variance) dari $(\hat{\beta}_i)$ akan menjadi $\frac{\sigma^2}{s_{ii}}$. Dibagikan terhadap $\text{Var}(\hat{\beta}_i)$ maka diperoleh *Variation Inflation Factor* dan *Tolerance* masing-masing sebagai berikut:

$$\text{VIF}(\hat{\beta}_i) = \frac{1}{1-R_i^2} \text{ dan } \text{Tolerance}(\hat{\beta}_i) = 1/\text{VIF} = 1 - R_i^2.$$

Kriteria pengambilan kesimpulan:

Jika nilai *Tolerance* kurang dari 0,10 berarti ada korelasi antar variabel bebas atau jika hasil perhitungan nilai *VIF* lebih dari 10, berarti ada korelasi antar variabel bebas.

c. Koefisien Determinasi R^2 Parsial

Cara lain mendeteksi ada tidaknya multikolinearitas dapat juga digunakan cara regresi parsial dengan prosedur sebagai berikut:

a). Pertama, dilakukan pendugaan model regresi awal $M_t = f(R_t, Y_t, M_{t-1})$ yang dianggap sebagai model utama dan didapatkan koefisien determinasi R^2 , dengan M_t = permintaan uang jangka pendek, R_t = tingkat bunga jangka panjang, Y_t = pendapatan nasional (PDRB), M_{t-1} = permintaan uang jangka pendek periode sebelumnya.

b). Kedua, dengan SPSS dilakukan regresi antar peubah bebas (Ghozali, 2013):

$R_t = g(Y_t, M_{t-1})$ diperoleh koefisien determinasi parsial R_1^2

$Y_t = g(R_t, M_{t-1})$ diperoleh koefisien determinasi parsial R_2^2

$M_{t-1} = g(M_t, Y_t)$ diperoleh koefisien determinasi parsial R_3^2

c). Ketiga, kriteria pengambilan keputusan: nilai R^2 parsial pada prosedur b) di atas dibandingkan dengan nilai koefisien determinasi R^2 model utama

[model awal pada prosedur a) di atas]. Jika nilai R^2 parsial lebih tinggi dibandingkan dengan R^2 model awal, maka di dalam model regresi terdapat multikolinearitas.

2. Autokorelasi

Tindakan uji autokorelasi bertujuan untuk menguji apakah dalam model regresi linear ada korelasi antara galat (kesalahan pengganggu, *disturbance error*) pada periode waktu t dengan galat pada periode waktu $t-1$ (sebelumnya). Terjadinya utokorelasi apabila galat dari periode waktu yang berbeda (observasi data lintas waktu atau *time series*) berkorelasi. Dikatakan bahwa galat berkorelasi atau mengalami autokorelasi apabila: $\text{Var}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \neq 0$ untuk $i \neq j$. Masalah autokorelasi muncul karena pengamatan yang berurutan berkaitan satu sama lainnya. Hal ini terjadi karena galat tidak bebas dari satu pengamatan ke pengamatan lainnya. Masalah ini sering terjadi pada data lintas waktu.

Dalam penggunaan data lintas individu (*crosssection*), masalah autokorelasi jarang terjadi karena galat pada pengamatan yang berbeda berasal dari pengamatan individu yang berbeda. Masalah yang sering terjadi pada penggunaan data lintas individu adalah masalah heteroskedastisitas. Karena dalam penelitian ini digunakan data lintas waktu (*time series*), maka tidak dilakukan pengujian heteroskedastisitas.

Untuk mendeteksi ada atau tidaknya autokorelasi ada beberapa cara yang digunakan dalam penelitian ini, yaitu sebagai berikut.

a. Uji Durbin – Watson (Uji DW)

Uji DW hanya digunakan untuk autokorelasi derajat (orde) satu dan mensyaratkan adanya intersep (konstanta) dalam model regresi dan tidak ada variabel *lag* atau variabel kelambanan di antara peubah bebas (Gujarati, 2003). Karena dalam penelitian ini digunakan model regresi makroekonometrik atau

model dinamis yang mengandung variabel kelambanan (lag), maka uji DW tidak digunakan. Tetapi nilai statistik DW atau statistik d dihitung untuk digunakan pada uji Durbin-h. Rumus uji DW adalah sebagai berikut:

$$d_{\text{hit}} = \frac{\sum (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum \varepsilon_t^2}$$

b. Uji Durbin – h

Karena model regresi yang digunakan mengandung variabel kelambanan (lag) takbebas sebagai variabel bebas, maka statistik Durbin-Watson d tidak patut digunakan untuk menemukan jika ada korelasi serial dalam data. Untuk model seperti ini, yang disebut model autoregresif, Durbin telah mengembangkan yang disebut statistik h untuk menguji ada atau tidaknya autokorelasi order-pertama (Gujarati, 2003).

Setelah nilai dugaan statistik d diperoleh dimasukkan ke statistik Durbin-h atau statistik h untuk menguji autokorelasi orde-pertama yang didefinisikan sebagai berikut:

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\gamma)]}}, \hat{\rho} \approx 1 - \frac{d}{2}$$

Dengan n menyatakan ukuran sampel, $\text{var}(\gamma)$ adalah ragam dari koefisien $\ln M_{t-1}$, $\hat{\rho}$ adalah nilai dugaan autokorelasi orde-pertama, dan d adalah nilai dugaan statistik DW.

Untuk ukuran sampel yang besar, secara teknis, Durbin telah menunjukkan bahwa, dengan hipotesis nol bahwa $\rho = 0$, $h \sim N(0,1)$, yaitu statistik h mengikuti sebaran normal baku. Dari sifat-sifat sebaran normal diketahui bahwa peluang $|h| > 1,96$ adalah sekitar 5%. Karena itu, jika

jika dalam suatu aplikasi $|h| > 1,96$, hipotesis nol ditolak $\rho = 0$ ditolak, yaitu petunjuk adanya autokorelasi order-pertama dalam model otoregresif.

Selanjutnya untuk mendapatkan nilai statistik d , mula-mula diregresikan model permintaan uang jangka pendek sehingga diperoleh nilai dugaan statistik d . Selanjutnya diperiksa apakah nilai statistik h berada dalam interval $-1,96 \leq h \leq 1,96$. Jika nilai statistik h berada dalam interval untuk $\alpha = 5\%$, maka dianggap tidak terdapat autokorelasi.

- c. Menurut Ghozali (2013) untuk melihat ada atau tidaknya autokorelasi digunakan Uji Langrange Multiplier (Uji LM) atau Uji Breusch-Godfrey (Uji BG)

Uji autokorelasi dengan uji LM sebenarnya digunakan terutama jika tersedia data sampel yang besar di atas 100 pengamatan dan derajat autokorelasi lebih dari satu. Untuk melakukan uji BG pertama didapatkan nilai galat (residu) dengan cara:

- 1). Pada *Windows Linear Regression* pada program SPSS dimasukkan peubah takbebas dan peubah bebas ke tempatnya masing-masing,
- 2). Pilih *Save* dan aktifkan *unstandardized residual*, sehingga diperoleh data residu (res_1),
- 3). Selanjutnya membentuk variabel lag residu (ϵ_{t-1} dan ϵ_{t-2}) dengan perintah pilih *Transform*, lalu *Compute* sehingga diperoleh data res_2, yaitu lagres_1 atau lag2 (ϵ_{t-2}),
- 4). Sekarang dilakukan uji Breusch-Godfrey dengan meregresikan model persamaan sebagai berikut:

$$res_1 = \hat{\delta} \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{\delta} \ln R_t + \hat{\beta}_2 \hat{\delta} \ln Y_t + (1 - \hat{\delta}) \ln lag M_t + \hat{\beta}_4 res_2$$

Kriteria pengambilan keputusan: Jika nilai $t_{\hat{\beta}_4}$ nyata berarti ada autokorelasi, sebaliknya jika tidak nyata berarti tidak ada autokorelasi.

d. Uji Run

Untuk mendeteksi ada atau tidaknya autokorelasi dalam model yang digunakan dapat juga digunakan uji Run. Uji Run merupakan bagian dari statistika nonparametrik dapat digunakan untuk menguji apakah antar galat terdapat korelasi yang tinggi. Jika antar galat (residu atau kesalahan pengganggu) tidak terdapat hubungan korelasi maka dikatakan bahwa galat adalah acak atau random. Uji Run digunakan untuk melihat apakah data galat terjadi secara acak atau tidak sistematis (Ghozali, 2013). Cara yang digunakan dalam uji Run adalah sebagai berikut.

H_0 : Galat (res_1) acak (random)

H_1 : Galat (res_1) tidak acak

Langkah analisis:

- (1). Dari menu utama SPSS pilih *Analyze* lalu *non-parametric Test*
- (2). Kemudian pilih *Runs*
- (3). Tampak di layar *Windows Runs Test*
- (4). Isikan *Unstandardized residual (res_1)* pada *Test variable List*.
- (5). Pilih *Median* pada *Cut Point*, abaikan lainnya dan tekan OK

3. Uji Normalitas

Asumsi klasik yang lain dalam pendugaan dengan menggunakan penduga OLS adalah kenormalan. Uji normalitas bertujuan untuk menguji apakah dalam model regresi, variabel galat atau residu memiliki sebaran normal. Penggunaan

uji t dan F mengasumsikan bahwa nilai galat menyebar normal. Kalau asumsi ini tidak dipenuhi atau dilanggar maka uji statistik menjadi tidak valid untuk jumlah sampel kecil (Ghozali, 2013). Untuk mendeteksi apakah galat menyebar normal atau tidak digunakan analisis grafik dan uji statistik.

a. Analisis Grafik

Untuk menguji normalitas galat dengan melihat grafik histogram yang membandingkan antara data pengamatan dengan sebaran yang mendekati sebaran normal. Caranya adalah dengan melihat sebaran peluang normal yang membandingkan sebaran kumulatif dari sebaran normal. Sebaran normal akan membentuk satu garis lurus diagonal, dan diagram data galat akan dibandingkan dengan garis diagonal tersebut. Jika sebaran data galat atau residu normal, maka garis yang menggambarkan data sesungguhnya akan mengikuti garis diagonal Langkah-langkah pengujian dilakukan sebagai berikut:

- a). Lakukan regresi dengan persamaan $\ln M_t = f(\ln R_t, \ln PDB, \ln IAG M_t)$
- b). Tekan tombol Plots hingga di layar tampak tampilan windows Linear Regression Plots
- c). Aktifkan standardized Residual Plots pada Histogram dan pada Normal Probability Plots.
- d). Tekan Continue dan Ok

b. Analisis Statistik

Untuk menguji apakah galat atau residu menyebar normal dengan menggunakan grafik dapat memberikan kesimpulan yang tidak tepat kalau tidak hati-hati secara visual. Oleh sebab itu dilengkapi juga dengan uji statistik, yaitu dengan melihat nilai kemencengan atau penjururan (skewness)

dan keruncingan (kurtosis) dari sebaran galat. Menurut Ghozali (2013), nilai z statistik untuk kemencengan dan nilai z keruncingan dapat dihitung dengan rumus, yaitu sebagai berikut:

$$z_{skewness} = \frac{skewness}{\sqrt{\frac{6}{n}}} \quad \text{dan} \quad z_{kurtosis} = \frac{kurtosis}{\sqrt{\frac{24}{n}}}, \text{ di mana } n \text{ adalah ukuran sampel.}$$

Jika nilai z hitung > z tabel, maka sebaran galat tidak normal. Untuk tingkat signifikansi $\alpha = 0,05$ nilai z tabel = $\pm 1,96$. Untuk mendapatkan nilai skewness (kemencengan) dan kurtosis dengan program SPSS dapat dilakukan sebagai berikut:

- a). Dari menu utama SPSS pilih analyze, kemudian pilih Descriptive Statistics, lalu pilih submenu Descriptive.
- b). Pada kotak variabel, isikan Unstandardized Residual, lalu pilih Options,
- c). Centang Kurtosis dan Skewness

Menurut Ghozali (2013) untuk menguji apakah sebaran galat pendugaan regresi menyebar normal atau tidak, dapat digunakan uji statistik lain yaitu uji statistik nonparametrik Kolmogorov-Smirnov (K-S). Uji K-S dilakukan dengan membuat hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Data galat (residu) menyebar normal

H_1 : Data galat tidak menyebar normal.

Uji Kolmogorov-Smirnov dilakukan dengan langkah-langkah sebagai berikut:

- a. Dari menu utama SPSS pilih menu Analyze, lalu pilih Nonparametric Tests
- b. Kemudian pilih submenu 1-Sample K-S
- c. Pada kotak Test Variable List, masukkan Unstandardized Residual dan pada Test Distribution centang Normal kemudian pilih Ok

BAB 4

HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Analisis Struktural

4.1.1. Pendugaan Model Regresi Sampel Permintaan Uang Jangka Pendek

Dengan menggunakan data triwulan mulai tahun 2000 sampai dengan tahun 2014 dilakukan pendugaan permintaan uang jangka pendek. Produk domestik bruto PDB menggunakan harga konstan tahun 2000. Model regresi sampel permintaan uang jangka pendek yang akan diduga untuk analisis struktural dituliskan sebagai berikut:

$$\ln M_t = \hat{\delta} \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{\delta} \ln R_t + \hat{\beta}_2 \hat{\delta} \ln Y_t + (1 - \hat{\delta}) \ln M_{t-1} + \hat{\delta} \varepsilon_t$$

atau $\ln M_t = \hat{\delta} \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{\delta} \ln R_t + \hat{\beta}_2 \hat{\delta} \ln Y_t + (1 - \hat{\delta}) \ln \text{lag} M_t + \hat{\delta} \varepsilon_t$

Dengan menggunakan program pengolah data SPSS diperoleh hasil pada Tabel 4.1, yaitu sebagai berikut.

Tabel 4.1. Hasil pendugaan model

Coefficients ^a					
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
(Constant)	-4,326	1,380		-3,135	,003
1 lnRt	-,031	,018	-,019	-1,692	,096
lnPDB	,573	,167	,223	3,429	,001
lnlagMt	,758	,065	,763	11,637	,000

a. Dependent Variable: lnMt

Hasil pendugaan persamaan regresi sampel permintaan uang jangka pendek adalah sebagai berikut:

$$\ln \hat{M}_t = -4,326 - 0,031 \ln R_t + 0,573 \ln PDB_t + 0,758 \ln lagM_t$$

Dari hasil pendugaan model regresi permintaan uang jangka pendek diperoleh hasil sebagai berikut:

1. Nilai koefisien regresi dari variabel bebas $\ln lagM_t$, yaitu $1 - \hat{\delta} = 0,758$ maka diperoleh $\hat{\delta} = 1 - 0,758 = 0,242$. Dengan demikian nilai koefisien penyesuaian $\hat{\delta} = 0,242$; artinya sekitar 24,2% perbedaan antara permintaan uang jangka panjang atau permintaan uang yang diinginkan dengan permintaan uang yang terjadi (yang nyata atau aktual) dieliminasi atau disesuaikan dalam satu triwulan, suatu penyesuaian yang relatif cepat.
2. Elastisitas permintaan uang jangka pendek terhadap suku bunga pasar uang dan antar bank (PUAB) $\hat{\beta}_1 \hat{\delta} = -0,031$ menunjukkan tanda yang benar sesuai dengan harapan teoretis, yaitu jika suku bunga PUAB naik maka permintaan uang jangka pendek akan turun, artinya jika suku bunga PUAB naik 1% maka permintaan uang jangka pendek akan turun sebesar 0,031%.
3. Elastisitas permintaan uang jangka pendek terhadap Produk Domestik Bruto PDB $\hat{\beta}_2 \hat{\delta} = 0,573$ menunjukkan tanda yang benar sesuai dengan harapan teoretis, yaitu jika PDB naik maka permintaan uang jangka pendek akan naik, artinya jika PDB naik 1% maka permintaan uang jangka pendek akan naik sebesar 0,573%.

4.1.2. Pengujian Hipotesis: Uji Individu atau Uji t

Dari hasil pendugaan model regresi sampel permintaan uang jangka pendek pada Tabel 4.1 dapat dilihat bahwa masing-masing koefisien regresi, yaitu koefisien konstanta adalah sangat nyata, suku bunga PUAB berpengaruh negatif dan nyata pada taraf nyata $\alpha = 10\%$ terhadap

permintaan uang jangka pendek. Demikian juga PDB berpengaruh positif dan sangat nyata (taraf nyata $\alpha = 1\%$) terhadap permintaan uang jangka pendek. Begitu juga variabel kelambanan permintaan uang jangka pendek $\ln \text{lag} M_t$ berpengaruh positif dan sangat nyata terhadap permintaan uang jangka pendek, dengan demikian koefisien penyesuaian δ sangat nyata secara statistik.

4.1.3 Selang Kepercayaan

Berdasarkan hasil pendugaan model regresi sampel maka selang kepercayaan 95% bagi koefisien-koefisien regresi adalah sebagai berikut.

Tabel 4.2. Selang Kepercayaan

Model	Coefficients ^a						
	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
(Constant)	-4,326	1,380		-3,135	,003	-7,092	-1,561
$\ln R_t$	-,031	,018	-,019	-1,692	,096	-,067	,006
$\ln PDB$,573	,167	,223	3,429	,001	,238	,907
$\ln \text{lag} M_t$,758	,065	,763	11,637	,000	,628	,889

a. Dependent Variable: $\ln M_t$

Dari Tabel 4.2 dapat dilihat bahwa berdasarkan data sampel yang digunakan untuk pendugaan model maka diperoleh selang kepercayaan 95% bagi koefisien-koefisien regresi populasi, yaitu sebagai berikut:

$$-7,092 < \delta \ln \beta_0 < -1,561 \text{ jadi selang kepercayaan 95\% bagi } \beta_0 \text{ adalah } e^{-29,3058} < \beta_0 < e^{-6,4504}$$

$$-0,067 < \beta_1 \delta < 0,006 \text{ jadi selang kepercayaan 95\% bagi } \beta_1 \text{ adalah } -0,2769 < \beta_1 < 0,0248$$

$$0,238 < \beta_2 \delta < 0,907 \text{ jadi selang kepercayaan 95\% bagi } \beta_2 \text{ adalah } 0,9835 < \beta_2 < 3,7479$$

$0,628 < 1 - \delta < 0,889$ maka selang kepercayaan bagi koefisien penyesuaian δ adalah $0,111 < \delta < 0,372$.

4.1.4. Uji Kebaikan-Suai: Koefisien Determinasi R^2

Dari hasil pendugaan model regresi sampel permintaan uang jangka pendek diperoleh nilai koefisien determinasi sebagai berikut.

Tabel 4.3. Koefisien Determinasi

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,999 ^a	,997	,997	,03337

a. Predictors: (Constant), $\ln \text{lagMt}$, $\ln \text{Rt}$, $\ln \text{PDB}$

b. Dependent Variable: $\ln \text{Mt}$



Dari Tabel 4.2 di atas dapat dilihat bahwa nilai koefisien determinasi adalah $R^2 = 0,997$ artinya 99,7% keragaman variabel respon permintaan uang jangka pendek dapat dijelaskan oleh keragaman variabel-variabel bebas. Dengan demikian model regresi sampel yang digunakan untuk menjelaskan hubungan antara variabel respon permintaan uang jangka pendek dengan variabel-variabel bebas suku bunga pasar uang & antar bank dan PDB sudah dapat dianggap sangat sesuai, hanya 0,003% keragaman variabel respon yang tidak dapat dijelaskan oleh keragaman variabel-variabel bebas.

4.1.5 Uji Serentak: Uji F

Berdasarkan hasil pendugaan model diperoleh tabel analisis ragam, yaitu Tabel 4. 4 sebagai berikut.

Tabel 4. 4. Tabel Analisis Ragam

ANOVA ^a					
Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	21,117	3	7,039	6320,851	,000 ^b
Residual	,061	55	,001		
Total	21,178	58			

a. Dependent Variable: lnMt

b. Predictors: (Constant), lnlagMt, lnRt, lnPDB

Dari Tabel 4. 4 dapat dilihat bahwa nilai statistik F adalah 6320,851 artinya bahwa secara bersama-sama variabel-variabel bebas suku bunga pasar uang dan antar bank R_t , produk domestik bruto PDB_t dan varabel kelambanan permintaan uang jangka pendek $lagM_t$ sangat nyata berpengaruh terhadap variabel respon permintaan uang jangka pendek M_t .

4.2. Analisis Permintaan Uang Jangka Pendek dan Hubungannya dengan Permintaan Uang Jangka Panjang

Dari model regresi sampel permintaan uang jangka pendek

$$\ln M_t = \hat{\delta} \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{\delta} \ln R_t + \hat{\beta}_2 \hat{\delta} \ln Y_t + (1 - \hat{\delta}) \ln lag M_t + \hat{\delta} \varepsilon_t$$

dengan hasil pendugaan persamaan regresi sampel permintaan uang jangka pendek, yaitu sebagai berikut: $\ln \hat{M}_t = -4,326 - 0,031 \ln R_t + 0,573 \ln PDB_t + 0,758 \ln lag M_t$ dan persamaan regresi sampel permintaan uang jangka panjang yang akan diduga adalah sebagai berikut:

$$\ln M_t^* = \ln \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln R_t + \hat{\beta}_2 \ln Y_t + v_t$$

Berdasarkan model regresi sampel hasil pendugaan maka diperoleh $\hat{\delta} \ln \hat{\beta}_0 = -4,326$ dengan

$$\text{demikian } \ln \hat{\beta}_0 = \frac{-4,326}{0,242} = -17,8760 \text{ atau } \hat{\beta}_0 = e^{-17,8760} \text{ dan } \hat{\beta}_1 \hat{\delta} = -0,031 \text{ maka}$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{-0,031}{0,242} = -0,1281 \text{ dan } \hat{\beta}_2 \hat{\delta} = 0,573 \text{ maka } \hat{\beta}_2 = \frac{0,573}{0,242} = 2,3678. \text{ Dengan demikian maka}$$

persamaan regresi dugaan permintaan uang jangka panjang atau permintaan uang yang diinginkan dapat dituliskan sebagai berikut: $\ln \hat{M}_t^* = -17,8760 - 0,1281 \ln R_t + 2,3678 \ln PDB_t$.

Jika hasil regresi dugaan permintaan uang jangka pendek dibandingkan dengan hasil persamaan regresi dugaan permintaan uang jangka panjang, maka dapat dilihat bahwa:

1. Elastisitas permintaan uang yang diinginkan atau permintaan uang jangka panjang terhadap suku bunga PUAB adalah $\hat{\beta}_1 = -0,128$. Untuk kenaikan 1% suku bunga PUAB maka permintaan uang yang diinginkan turun sebesar 0,128% dibandingkan dengan 0,031% penurunan permintaan uang jangka pendek.
2. Elastisitas permintaan uang yang diinginkan terhadap PDB adalah $\hat{\beta}_2 = 2,3678$. Artinya untuk setiap kenaikan PDB 1% maka permintaan uang yang diinginkan akan bertambah sebesar 2,3678% bandingkan dengan hanya 0,573% kenaikan permintaan uang pada permintaan uang jangka pendek.

4.3. Pengujian Pelanggaran Asumsi Klasik

4.3.1. Uji Multikolinearitas

Untuk mendeteksi ada atau tidaknya pelanggaran asumsi klasik multikolinearitas di dalam model regresi adalah sebagai berikut:

1. **Dengan melihat nilai koefisien determinasi R^2 .** Dari hasil pendugaan model regresi empiris dengan menggunakan metode OLS diperoleh nilai R^2 yang tinggi, yaitu $R^2 = 0,997$, dan secara individu dua variabel bebas PDB dan variabel kelambanan permintaan uang memberi pengaruh yang sangat nyata ($\alpha < 1\%$) terhadap variabel respon permintaan uang jangka pendek. Variabel bebas suku bunga PUAB memberi pengaruh yang nyata

pada tingkat $\alpha = 10\%$. Dengan demikian model regresi sudah dapat dianggap sesuai untuk menjelaskan hubungan antara variabel respon permintaan uang dengan variabel-variabel bebas, artinya pelanggaran asumsi klasik multikolinearitas masih dapat ditolerir.

2. **Dengan menganalisis matriks korelasi variabel-variabel bebas, kovarian dan Selang Kepercayaan.** Dari hasil pendugaan model regresi diperoleh koefisien korelasi pada Tabel 4.5 maka dapat dilihat bahwa variabel bebas PDB mempunyai korelasi yang tinggi dengan variabel bebas kelambanan permintaan uang $\text{lag}M_t$, yaitu sebesar - 0,985 lebih besar dari 95%. Hal ini terjadi adalah konsekuensi dari kehadiran variabel kelambanan (lag) variabel takbebas sebagai variabel bebas pada ruas kanan persamaan permintaan uang jangka pendek. Dengan demikian terdapat kolinearitas yang tinggi di antara dua variabel bebas PDB_t dan $\text{lag}M_t$ sehingga ini merupakan indikasi adanya pelanggaran terhadap asumsi klasik multikolinearitas, yaitu bahwa sesama variabel bebas tidak boleh berkorelasi. Jika terjadi multikolinearitas maka kovarian (peragam) akan besar, tetapi dalam Tabel 4.5 nampak bahwa kovarian adalah kecil. Disamping itu, dengan memperhatikan selang kepercayaan koefisien-koefisien regresi yang kecil pada Tabel 4.2, dapat dikatakan bahwa pelanggaran multikolinearitas dapat diabaikan.

Tabel 4.5. Tabel Koefisien Korelasi

Coefficient Correlations ^a					
Model		lnlagMt	lnRt	lnPDB	
1		lnlagMt	1,000	,138	-,985
	Correlations	lnRt	,138	1,000	-,008
		lnPDB	-,985	-,008	1,000
		lnlagMt	,004	,000	-,011
	Covariances	lnRt	,000	,000	-2,320E-005
		lnPDB	-,011	-2,320E-005	,028
lnlagMt					

Jika diperhatikan koefisien korelasi Pearson pada Tabel 4.6 maka dapat dilihat bahwa ada korelasi yang kuat antara variabel takbebas permintaan uang jangka pendek M_t dengan variabel bebas PDB_t , yaitu sebesar $r = 0,995$. Jadi variabel bebas PDB_t akan mempunyai korelasi yang tinggi dengan $lagM_t$, yaitu sebesar $0,994$.

Tabel 4.6. Koefisien Korelasi Pearson

		Correlations			
		InMt	InRt	InPDB	InlagMt
Pearson Correlation	InMt	1,000	-,769	,995	,998
	InRt	-,769	1,000	-,757	-,762
	InPDB	,995	-,757	1,000	,994
	InlagMt	,998	-,762	,994	1,000
Sig. (1-tailed)	InMt	.	,000	,000	,000
	InRt	,000	.	,000	,000
	InPDB	,000	,000	.	,000
	InlagMt	,000	,000	,000	.
N	InMt	59	59	59	59
	InRt	59	59	59	59
	InPDB	59	59	59	59
	InlagMt	59	59	59	59

3. Dengan memperhatikan nilai *variance inflation factor* (VIF) dan nilai *tolerance*.

Sesuai hasil pendugaan model regresi sampel maka diperoleh nilai VIF dan Tolerance pada Tabel 4.7 Kedua nilai VIF dan Tolerance ini menunjukkan tiap variabel bebas manakah yang dijelaskan oleh variabel bebas yang lain. Tolerance mengukur variabilitas variabel independen yang terpilih yang tidak dijelaskan oleh variabel independen lainnya (Ghozali, 2013). Nilai tolerance yang rendah sama dengan nilai VIF yang tinggi karena $VIF = 1/Tolerance$. Ukuran yang umum dipakai untuk menunjukkan adanya multikolinearitas adalah nilai $Tolerance \leq 0,10$ atau sama dengan nilai $VIF \geq 10$. Dalam Tabel 4.7 dapat dilihat bahwa masing-masing variabel bebas PDB memiliki Tolerance =

0,012 < 0,10 dan VIF = 80,105 > 10 dan lagM_t memiliki nilai Tolerance = 0,012 < 0,10 atau VIF = 81,653 > 10. Hal ini merupakan indikasi adanya pelanggaran terhadap asumsi klasik multikolinearitas. Selanjutnya untuk mendeteksi ada atau tidaknya multikolinearitas digunakan cara regresi parsial.

4. **Mendeteksi ada atau tidaknya multikolinearitas dengan menggunakan cara regresi parsial.** Sesuai Tabel 4.3 hasil regresi model permintaan jangka pendek diperoleh nilai koefisien determinasi $R^2 = 0,997$ sebagai koefisien determinasi model utama.

Tabel 4.7. Statistik Kolinearitas

		Coefficients ^a						
		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-4,326	1,380		-3,135	,003		
	lnRt	-,031	,018	-,019	-1,692	,096	,419	2,388
	lnPDB	,573	,167	,223	3,429	,001	,012	80,105
	lnlagMt	,758	,065	,763	11,637	,000	,012	81,653

a. Dependent Variable: lnMt

Sekarang sesama variabel bebas diregresikan dan diperoleh nilai R^2 nya, yaitu sebagai berikut:

(2) $\ln PDB_t = f(\ln R_t, \ln lag M_t)$, koefisien detrninasinya adalah R_2^2 ,

(1) $\ln R_t = f(\ln PDB_t, \ln lag M_t)$, koefisien determinasinya adalah R_1^2 ,

(3) $\ln lag M_t = f(\ln R_t, \ln PDB_t)$, koefisien determinasinya adalah R_3^2 .

Dari hasil regresi parsial (1), sesuai dengan Tabel 4.8 diperoleh nilai $R_1^2 = 0,581$.

Tabel 4.8. Nilai Koefisien Determinasi Variabel Bebas $\ln R_t$ Sebagai Variabel Takbebas

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,762 ^a	,581	,566	,24442

a. Predictors: (Constant), $\ln \text{lagMt}$, $\ln \text{PDB}$

b. Dependent Variable: $\ln R_t$

Dari hasil regresi parsial (2), sesuai dengan Tabel 4.9 diperoleh nilai $R_2^2 = 0,988$.

Tabel 4.9. Nilai Koefisien Determinasi Variabel Bebas $\ln \text{PDB}_t$ Sebagai Variabel Takbebas

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,994 ^a	,988	,987	,02671

a. Predictors: (Constant), $\ln \text{lagMt}$, $\ln R_t$

b. Dependent Variable: $\ln \text{PDB}$

Dari hasil regresi parsial (3), sesuai dengan Tabel 4.10 diperoleh nilai koefisien determinasi $R_3^2 = 0,988$

Tabel 4.10. Nilai Koefisien Determinasi Variabel $\ln \text{lagMt}$ Sebagai Variabel Takbebas

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,994 ^a	,988	,987	,06842

a. Predictors: (Constant), $\ln \text{PDB}$, $\ln R_t$

b. Dependent Variable: $\ln \text{lagMt}$

Dari hasil ketiga regresi parsial diperoleh bahwa nilai koefisien determinasi $R^2 = 0,997$ model utama atau model awal lebih tinggi dari semua koefisien determinasi regresi parsial, yaitu $R^2 >$

$R_1^2, R^2 > R_2^2, R^2 > R_3^2$. Dengan demikian masalah multikolinearitas yang terjadi masih dapat ditolerir.

4.3.2. Uji Autokorelasi

Untuk mendeteksi ada atau tidaknya autokorelasi dalam model regresi dilakukan beberapa cara, yaitu sebagai berikut.

a. Uji Durbin-Watson

Uji Durbin-Watson atau uji DW tidak dapat digunakan dalam pengujian model karena model regresi yang digunakan adalah model autoregresif atau model makroekonometrik dinamis, yaitu model yang mengandung variabel kelambanan (*lag*) takbebas lagMt sebagai variabel bebas. Dengan demikian penggunaan uji DW akan bias. Tetapi nilai statistik DW atau statistik d perlu dihitung untuk digunakan dalam uji Durbin-h. Berdasarkan regresi sampel model permintaan uang jangka pendek, maka diperoleh nilai statistik d seperti ditunjukkan dalam Tabel 4.11, yaitu sebesar $d = 2,359$

Tabel 4.11. Nilai Statistik Durbin-Watson

Model Summary ^b					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,999 ^a	,997	,997	,03337	2,359

a. Predictors: (Constant), lnlagMt, lnRt, lnPDB

b. Dependent Variable: lnMt

b. Uji Durbin-h

Karena model regresi yang digunakan mengandung variabel kelambanan (*lag*) takbebas sebagai variabel bebas, statistik Durbin-Watson d tidak sesuai digunakan untuk menguji apakah ada korelasi serial dalam data. Untuk model seperti ini, yang disebut model autoregresif, Durbin

telah mengembangkan yang disebut dengan statistik h untuk menguji autokorelasi order-pertama,

$$\text{yaitu: } h = \left(1 - \frac{d}{2}\right) \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\gamma)]}}$$

Di atas telah diperoleh nilai statistik $d = 2,359$; ukuran sampel $n = 59$ (ukuran sampel berkurang satu dari 60 menjadi 59 karena ada variabel kelambanan lagMt); dan dari Tabel 4.12 diperoleh nilai simpangan baku koefisien regresi variabel kelambanan lnlagMt , yaitu $0,065172$, maka diperoleh nilai $\text{var}(\gamma) = (0,065172)^2 = 0,0042$.

Tabel 4.12. Nilai Simpangan Baku Koefisien Regresi Variabel Kelambanan lnlagMt

Coefficients ^a						
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	-4,326	1,380		-3,135	,003
	lnRt	-,031	,018	-,019	-1,692	,096
	lnPDB	,573	,167	,223	3,429	,001
	lnlagMt	,758	,065	,763	11,637	,000

a. Dependent Variable: lnMt

Sehingga diperoleh nilai statistik Durbin-h atau statistik h:

$$\begin{aligned} h &= \left(1 - \frac{d}{2}\right) \sqrt{\frac{n}{1 - n(\text{var } \gamma)}} \\ &= \left(1 - \frac{2,359}{2}\right) \sqrt{\frac{59}{1 - 59(0,0042)}} \\ &= (1 - 1,1795) \sqrt{\frac{59}{1 - 0,2506}} \\ &= (-0,1795) \sqrt{\frac{59}{0,7494}} \\ &= (-0,1795) \sqrt{78,7297} \\ &= (-0,1795)(8,8730) \\ &= -1,5927 \end{aligned}$$

Dengan demikian nilai statistik $h = -1,5927$ berada dalam selang $-1,96 \leq h \leq 1,96$, berarti tidak terjadi autokorelasi dalam data. *galat*

c. Uji Langrange Multiplier (Uji LM) atau Uji Breusch-Godfrey (Uji BG)

Dengan menggunakan prosedur uji BG maka diperoleh hasil pada Tabel 4.13. Tampilan *output* SPSS menunjukkan bahwa koefisien regresi res_2 , yaitu $\hat{\beta}_4 = -0,243$ untuk galat atau residu lag 2 (res_2) memberikan peluang signifikan 0,128 tidak nyata. Hal ini menunjukkan bahwa tidak ada indikasi adanya autokorelasi order-satu. Hasil uji BG ini bersesuaian dengan hasil uji Durbin-h.

Tabel 4.13. Hasil Uji BG

Coefficients ^a					
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
(Constant)	1,207	1,603		,753	,455
1					
lnRt	,001	,018	,013	,063	,950
lnPDB	-,149	,196	-1,055	-,762	,450
lnlagMt	,059	,077	1,067	,759	,451
res_2	-,243	,157	-,242	-1,547	,128

a. Dependent Variable: Unstandardized Residual

d. Uji Run

Uji Run digunakan untuk melihat apakah data galat terjadi secara acak atau tidak. Untuk uji ini digunakan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Galat (res_1) acak (random)

H_1 : Galat ($res-1$) tidak acak

Dengan menggunakan prosedur untuk uji Run sebagaimana sudah dibicarakan pada Bab 3, maka diperoleh hasil uji Run pada Tabel 4.14. Hasil output SPSS menunjukkan bahwa nilai uji adalah 0,00404 dengan peluang 0,236 ($> 0,05$) tidak nyata yang berarti hipotesis nol diterima, sehingga dapat disimpulkan bahwa galat adalah acak atau tidak terjadi autokorelasi antar nilai galat.

Dari beberapa metode pengujian autokorelasi yang telah dilakukan di atas, dapat disimpulkan bahwa asumsi klasik adanya autokorelasi tidak terjadi dalam model regresi.

Tabel 4.14. Hasil Uji Run

Runs Test	
	Unstandardized Residual
Test Value ^a	,00404
Cases < Test Value	29
Cases \geq Test Value	30
Total Cases	59
Number of Runs	35
Z	1,185
Asymp. Sig. (2-tailed)	,236

a. Median

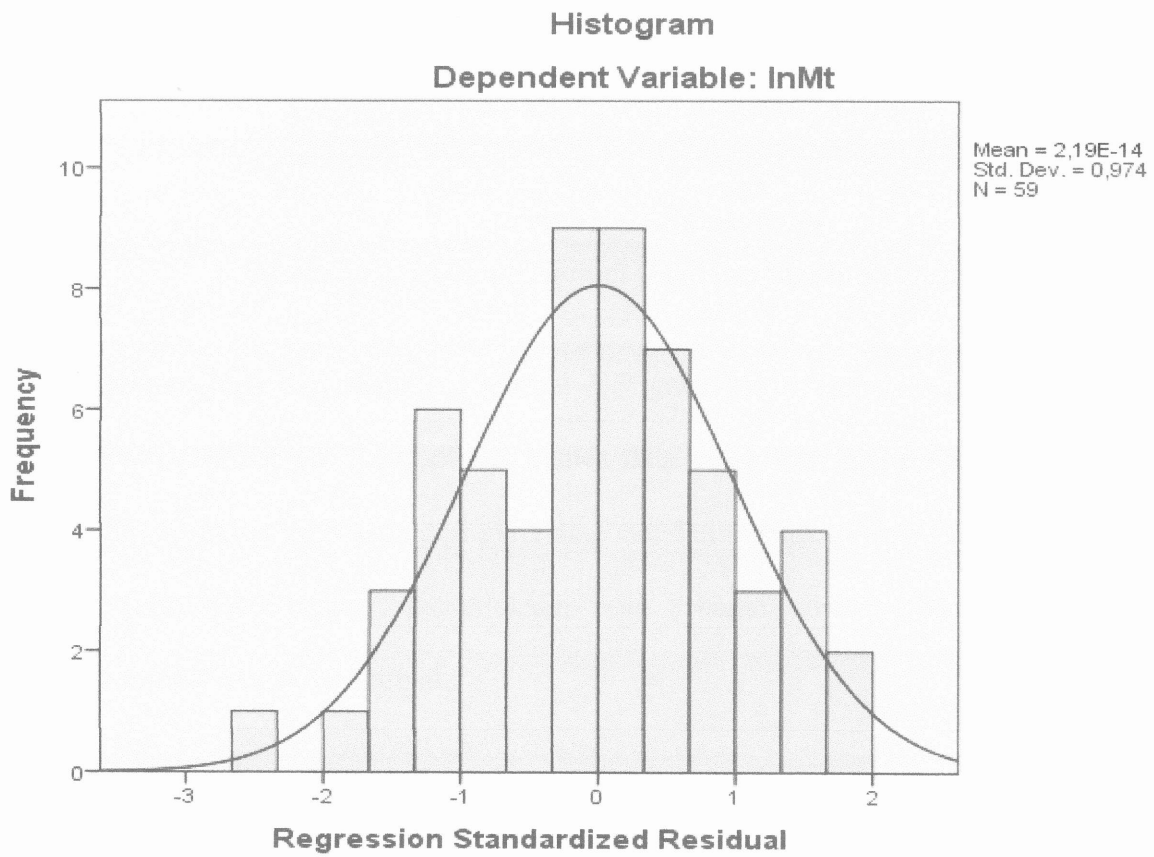
4.3.3. Uji Kenormalan (Normalitas)

Untuk menguji apakah galat (residu) pendugaan regresi menyebar normal atau tidak digunakan dengan cara, yaitu:

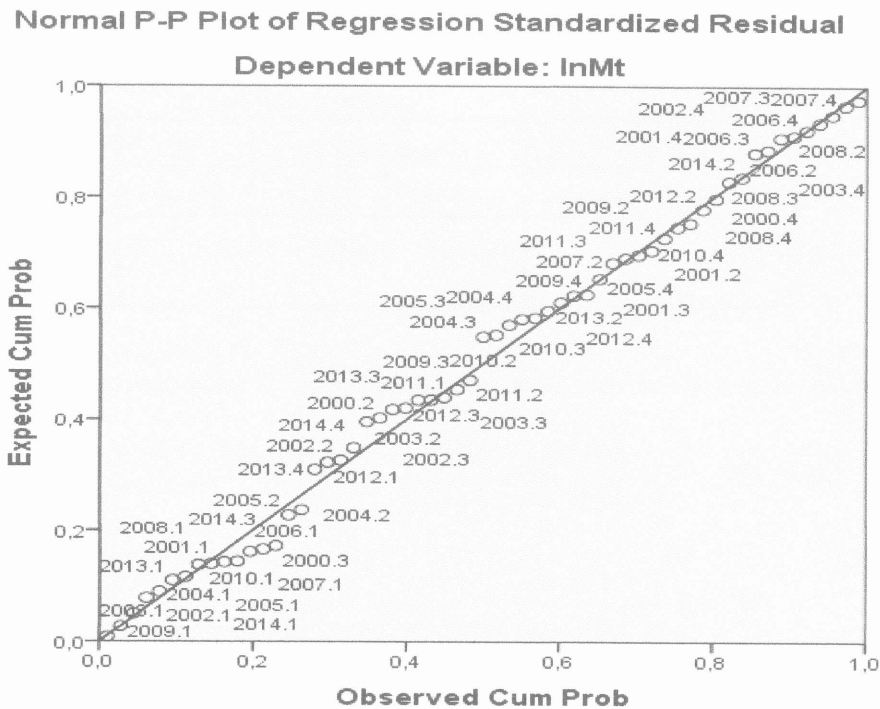
- a. Uji Grafik
- b. Uji Statistik terdiri dari uji statistik deskriptif dan nonparameter.

a. Uji Grafik

Sesuai dengan prosedur uji grafik yang sudah dijelaskan pada Bab 3, maka hasilnya adalah seperti ditunjukkan pada Gambar 4.1. Dengan memperhatikan tampilan grafik histogram pada Gambar 4.1 dapat dilihat bahwa histogram galat pendugaan regresi menyebar normal dengan rata-rata $\bar{\epsilon} = 2,19^{-14}$ mendekati 0 dan simpangan baku $s_{\epsilon} = 0,974$ mendekati 1 dengan demikian galat pendugaan regresi menghampiri sebaran normal baku, yaitu $\epsilon \sim N(0,1)$.



Gambar 4.1. Histogram Galat (Residu) Pendugaan Regresi



Gambar 4.2. Diagram Normal Galat Pendugaan Regresi

Demikian juga dari diagram normal P-P galat baku regresi (regression standardized residual) pada Gambar 4.2 dapat dilihat bahwa data galat baku menyebar terletak pada garis diagonal dan di sekitar tidak jauh dari garis diagonal dan mengikuti arah garis diagonal. Dengan demikian galat baku regresi menunjukkan pola sebaran normal sehingga model regresi memenuhi asumsi menyebar normal.

b. Analisis Statistik

Sebagaimana telah dijelaskan tentang pengujian apakah galat regresi menyebar normal atau tidak dengan menggunakan uji statistik sederhana, yaitu dengan melihat nilai kemencengan (skewness) dan keruncingan (kurtosis) seperti diuraikan pada Bab 3, maka diperoleh hasil seperti ditunjukkan pada Tabel 4.15.

Tabel 4. 15. Statistik Deskriptif

Descriptive Statistics					
	N	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Unstandardized Residual	59	-,126	,311	-,401	,613
Valid N (listwise)	59				

Dari Tabel 4.15 diperoleh nilai kemencengan sebesar -0,126 dan keruncingan sebesar -0,401,

dengan demikian nilai $z_{skewness} = \frac{skewness}{\sqrt{6/n}} = \frac{-0,126}{\sqrt{6/59}} = \frac{-0,126}{0,3189} = -0,3951$ dan

$$\text{nilai } z_{kurtosis} = \frac{kurtosis}{\sqrt{24/n}} = \frac{-0,401}{\sqrt{24/59}} = \frac{-0,401}{0,6378} = -0,6287.$$

Hasil perhitungan $z_{skewness}$ dan $z_{kurtosis}$ berada dalam interval $-1,96 < Z < 1,96$ pada taraf nyata $\alpha = 5\%$; dengan demikian dapat disimpulkan bahwa galat regresi menyebar normal, tidak menceng (menjuler) ataupun runcing secara berarti. Hasil uji ini sesuai dengan uji grafik.

Selanjutnya dengan uji statistik nonparametrik Kolmogorov-Smirnov (K-S) dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Data galat (residu) regresi menyebar normal

H_1 : Data galat (residu) regresi tidak menyebar normal

Hasil pengujian dengan menggunakan SPSS adalah seperti ditunjukkan dalam Tabel 4.16.

Dari hasil uji Kolmogorov-Smirnov pada Tabel 4.16 diperoleh nilai Z Kolmogorov-Smirnov sebesar 0,552 dengan nilai signifikans $0,921 > 0,05$ dengan demikian tidak nyata. Hal ini berarti menerima H_0 , yaitu bahwa data galat regresi menyebar normal. Hasil Kolmogorov-Smirnov konsisten dengan uji grafik dan juga uji kemencengan serta keruncingan.

Tabel 4.16. Hasil Uji Kolmogorov-Smirnov

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test		Unstandardized Residual
N		59
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	0E-7
	Std. Deviation	,03249602
	Absolute	,072
Most Extreme Differences	Positive	,072
	Negative	-,058
Kolmogorov-Smirnov Z		,552
Asymp. Sig. (2-tailed)		,921

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

BAB 5

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1. Kesimpulan

Dengan menggunakan data triwulan mulai tahun 2000 sampai tahun 2014 atas dasar harga konstan 2000, permintaan uang jangka panjang Indonesia yang tidak dapat diamati secara langsung, maka dengan menggunakan hipotesis penyesuaian stok atau model penyesuaian parsial (*partial adjustment model*, PAM) sehingga diperoleh model permintaan uang jangka pendek. Setelah dianalisis dan dievaluasi dapat diambil beberapa kesimpulan sebagai berikut.

1. Analisis struktural yang bertujuan untuk mengukur dan memahami besaran kuantitatif hubungan variabel-variabel ekonomi dalam model permintaan uang jangka pendek menghasilkan hubungan yang benar sesuai harapan teoretis, yaitu bahwa variabel tingkat suku bunga PUAB R_t berpengaruh negatif dan nyata pada taraf nyata $\alpha = 10\%$ terhadap permintaan uang jangka pendek M_t , masing-masing variabel PDB_t dan permintaan uang kelambanan lag M_t berpengaruh positif dan sangat nyata ($\alpha = 1\%$) terhadap permintaan uang jangka pendek. Koefisien penyesuaian $\hat{\delta} = 0,242$ yang berarti sekitar 24,2% perbedaan antara permintaan uang jangka panjang atau permintaan uang yang diinginkan dengan permintaan uang yang terjadi (yang nyata atau aktual) dieliminasi atau disesuaikan dalam satu triwulan. Elastisitas permintaan uang jangka panjang masing-masing terhadap tingkat suku bunga PUAB R_t dan PDB_t lebih besar dibandingkan dengan elastisitas permintaan uang jangka pendek masing-masing terhadap tingkat suku bunga PUAB R_t dan PDB_t. Model permintaan uang jangka pendek dapat dianggap sudah sesuai karena koefisien determinasi $R^2 = 0,997$ artinya 99,7% keragaman variabel takbebas atau variabel respon permintaan uang

jangka pendek M_t dapat dijelaskan oleh variabel-variabel bebas tingkat suku bunga PUAB R_t , PDB_t dan variabel kelambanan permintaan uang jangka pendek lag M_t . Juga berdasarkan uji serentak, nilai $F = 6320,851$ berarti secara bersama-sama variabel-variabel bebas R_t , PDB_t dan lag M_t sangat nyata berpengaruh terhadap variabel respon permintaan uang jangka pendek M_t .

2. Dari hasil analisis dan evaluasi nilai koefisien determinasi R^2 , matriks korelasi variabel-variabel bebas, koefisien korelasi Pearson, nilai *variance inflation factor* (VIF) dan nilai *tolerance* (TOL), regresi parsial, maka dapat disimpulkan bahwa pelanggaran asumsi klasik multikolinearitas dalam model permintaan uang jangka pendek dapat diabaikan.
3. Dengan hadirnya variabel kelambanan takbebas lag M_t atau variabel permintaan uang jangka pendek periode sebelumnya yang memiliki sifat stokastik pada ruas kanan persamaan regresi permintaan uang jangka pendek, setelah menganalisis hasil uji DW, uji Durbin-h, uji Langrange Multiplier (uji LM) atau uji Breusch-Godfrey (uji BG), dan uji Run ternyata tidak terdapat autokorelasi dalam model permintaan uang.
4. Dengan menggunakan uji grafik, uji statistik berupa $Z_{skewness}$ dan $Z_{Kurtosis}$ dan uji nonparameter, yaitu uji Kolmogorov-Smirnov dapat dinyatakan bahwa galat (residu) pendugaan adalah menyebar normal.

5.2. Saran

Data tingkat suku bunga yang digunakan dalam penelitian ini adalah data tingkat suku bunga pasar uang antar bank PUAB. Hasil dalam penelitian ini menunjukkan bahwa tingkat suku bunga pasar uang antar bank PUAB nyata berpengaruh negatif terhadap permintaan uang jangka pendek dengan taraf nyata 9,6%. Untuk penelitian lanjutan mungkin akan lebih baik hasilnya jika menggunakan data bunga deposito berjangka.

DAFTAR PUSTAKA

- Ariefianto, Moch. Doddy, **Ekonometrika: esensi dan aplikasi dengan menggunakan Eviews**, Penerbit Erlangga, Jakarta, 2012.
- Bank Indonesia, Laporan Perekonomian Indonesia.
- Bank Indonesia, Laporan Tahunan
- Badan Pusat Statistik (BPS), Statistik Indonesia
- Chiang, Alpha C. dan Kevin Wainwright, **Fundamental Methods of Mathematical Economics**, Fourth Edition, McGraw-Hill International Edition, Indonesia, 2005.
- Gapinski, J. H., **Macroeconomic Theory: Statistics, Dynamics, and Policy**, International Student Edition, McGraw-Hill International Book Company, Tokyo, 1982.
- Ghozali, Imam, **Aplikasi Analisis Multivariate Dengan Program IBM SPSS 21: Update PLS Regresi**, Edisi 7, Badan Penerbit Universitas Diponegoro, Semarang, 2013.
- Gujarati, D. N., **Basic Econometrics**, Fourth Edition, International Edition, McGraw-Hill, Singapore, 2003.
- Gujarati, D.N. and Dawn C. Porter, **Basic Econometrics (Dasar-dasar Ekonometrika)**, Buku 1, Edisi 5, Penerjemah: Eugenia Mardanugraha, Sita Wardhani, dan Carlos Mangunsong, Penerbit Salemba Empat, Jakarta, 2010.
- Kmenta, Jan, **Elements of Econometrics**, Second Edition, Macmillan Publishing Company, New York, 1986.
- Mankiw, N. Gregory., **Teori Makroekonomi**, Edisi kelima, Terjemahan Imam Nurmawan, Erlangga, 2003.

Pindyck, R.S. and D.L. Rubinfeld, **Econometric Models and Economic Forecasts**. Third Edition, McGraw-Hill International Editions, Singapore, 1991.

Supranto, J. **Ekonometri**, Buku Kedua, Edisi Revisi, Ghalia Indonesia, Jakarta, 2004.

Widarjono, Agus, **Ekonometrika: Pengantar dan Aplikasinya Disertai Penduan Eviews**, Edisi Keempat, UPP STIM YKPN, Yogyakarta, 2013.

LAMPIRAN

DATA PENELITIAN PERMINGTAAN UANG.sav

...	Triwulan	M1	PDB	R	lagMt	lnMt
1	2000.1	123080.0C	342852.4C	9.50	.	11.72
2	2000.2	130474.7C	340865.2C	10.03	123080.0C	11.78
3	2000.3	135900.0C	355289.5C	10.89	130474.7C	11.82
4	2000.4	147424.7C	350762.8C	11.43	135900.0C	11.90
5	2001.1	147866.3C	356114.9C	12.71	147424.7C	11.90
6	2001.2	156743.3C	360533.0C	14.45	147866.3C	11.96
7	2001.3	164414.7C	367514.4C	15.15	156743.3C	12.01
8	2001.4	173025.7C	356240.4C	15.93	164414.7C	12.06
9	2002.1	167195.0C	368650.4C	16.18	173025.7C	12.03
10	2002.2	170425.3C	375720.9C	15.19	167195.0C	12.05
11	2002.3	177093.7C	387919.6C	13.56	170425.3C	12.08
12	2002.4	190047.7C	372925.5C	11.86	177093.7C	12.16
13	2003.1	180960.0C	386743.9C	10.63	190047.7C	12.11
14	2003.2	189963.0C	394620.5C	9.77	180960.0C	12.15
15	2003.3	202011.7C	405607.6C	8.00	189963.0C	12.22
16	2003.4	220243.7C	390199.3C	7.42	202011.7C	12.30
17	2004.1	218154.0C	402597.3C	6.93	220243.7C	12.29
18	2004.2	224287.7C	411935.5C	5.93	218154.0C	12.32
19	2004.3	239309.6C	423852.3C	6.02	224287.7C	12.39
20	2004.4	250547.3C	418131.7C	5.92	239309.6C	12.43
21	2005.1	249700.0C	426612.1C	5.33	250547.3C	12.43
22	2005.2	255476.0C	436121.3C	6.72	249700.0C	12.45
23	2005.3	271888.3C	448597.7C	7.39	255476.0C	12.51
24	2005.4	281783.0C	439484.1C	8.99	271888.3C	12.55
25	2006.1	278656.7C	448485.3C	10.16	281783.0C	12.54
26	2006.2	300159.3C	457636.8C	10.47	278656.7C	12.61
27	2006.3	325033.0C	474903.5C	10.08	300159.3C	12.69
28	2006.4	350044.0C	466101.1C	6.34	325033.0C	12.77
29	2007.1	344415.3C	475641.7C	6.02	350044.0C	12.75
30	2007.2	361754.7C	488421.1C	7.07	344415.3C	12.80
31	2007.3	403713.0C	506933.0C	5.78	361754.7C	12.91
32	2007.4	433424.3C	493331.5C	6.12	403713.0C	12.98
33	2008.1	417123.7C	505218.8C	7.05	433424.3C	12.94
34	2008.2	444093.3C	519204.6C	7.93	417123.7C	13.00
35	2008.3	467517.7C	538641.0C	9.23	444093.3C	13.06
36	2008.4	470928.7C	519391.7C	9.87	467517.7C	13.06

DATA PENELITIAN PERMINGTAAN UANG.sav

...	lnPDB	lnRt	lnlagMt
1	12.75	2.25	.
2	12.74	2.31	11.72
3	12.78	2.39	11.78
4	12.77	2.44	11.82
5	12.78	2.54	11.90
6	12.80	2.67	11.90
7	12.81	2.72	11.96
8	12.78	2.77	12.01
9	12.82	2.78	12.06
10	12.84	2.72	12.03
11	12.87	2.61	12.05
12	12.83	2.47	12.08
13	12.87	2.36	12.16
14	12.89	2.28	12.11
15	12.91	2.08	12.15
16	12.87	2.00	12.22
17	12.91	1.94	12.30
18	12.93	1.78	12.29
19	12.96	1.80	12.32
20	12.94	1.78	12.39
21	12.96	1.67	12.43
22	12.99	1.91	12.43
23	13.01	2.00	12.45
24	12.99	2.20	12.51
25	13.01	2.32	12.55
26	13.03	2.35	12.54
27	13.07	2.31	12.61
28	13.05	1.85	12.69
29	13.07	1.80	12.77
30	13.10	1.96	12.75
31	13.14	1.75	12.80
32	13.11	1.81	12.91
33	13.13	1.95	12.98
34	13.16	2.07	12.94
35	13.20	2.22	13.00
36	13.16	2.29	13.06

DATA PENELITIAN PERMINGTAAN UANG.sav

	Triwulan	M1	PDB	R	lagMt	lnMt
37	2009.1	440213.3C	528056.5C	8.51	470928.7C	13.00
38	2009.2	464171.0C	540677.8C	7.39	440213.3C	13.05
39	2009.3	483191.3C	561637.0C	6.47	464171.0C	13.09
40	2009.4	498807.7C	548479.1C	6.34	483191.3C	13.12
41	2010.1	493690.7C	559683.4C	6.22	498807.7C	13.11
42	2010.2	518042.7C	574712.8C	6.16	493690.7C	13.16
43	2010.3	548394.0C	594250.6C	6.21	518042.7C	13.21
44	2010.4	577432.3C	585812.0C	5.74	548394.0C	13.27
45	2011.1	590220.0C	595721.8C	6.07	577432.3C	13.29
46	2011.2	610877.0C	612500.6C	6.22	590220.0C	13.32
47	2011.3	652863.3C	632823.9C	5.80	610877.0C	13.39
48	2011.4	685192.7C	623519.8C	4.83	652863.3C	13.44
49	2012.1	697944.7C	633400.1C	3.98	685192.7C	13.46
50	2012.2	749930.0C	651326.8C	3.86	697944.7C	13.53
51	2012.3	779913.0C	672108.7C	4.15	749930.0C	13.57
52	2012.4	806036.0C	662096.4C	4.23	779913.0C	13.60
53	2013.1	794821.3C	671320.3C	4.24	806036.0C	13.59
54	2013.2	837862.7C	688526.6C	4.29	794821.3C	13.64
55	2013.3	867830.0C	709679.8C	5.24	837862.7C	13.67
56	2013.4	871228.0C	699526.3C	6.08	867830.0C	13.68
57	2014.1	843570.7C	705934.3C	6.52	871228.0C	13.65
58	2014.2	910971.7C	723411.8C	6.55	843570.7C	13.72
59	2014.3	921187.0C	745151.4C	6.36	910971.7C	13.73
60	2014.4	946035.0C	734684.0C	5.83	921187.0C	13.76

DATA PENELITIAN PERMINGTAAN UANG.sav

	InPDB	InRt	InlagMt
37	13.18	2.14	13.06
38	13.20	2.00	13.00
39	13.24	1.87	13.05
40	13.21	1.85	13.09
41	13.24	1.83	13.12
42	13.26	1.82	13.11
43	13.30	1.83	13.16
44	13.28	1.75	13.21
45	13.30	1.80	13.27
46	13.33	1.83	13.29
47	13.36	1.76	13.32
48	13.34	1.57	13.39
49	13.36	1.38	13.44
50	13.39	1.35	13.46
51	13.42	1.42	13.53
52	13.40	1.44	13.57
53	13.42	1.44	13.60
54	13.44	1.46	13.59
55	13.47	1.66	13.64
56	13.46	1.81	13.67
57	13.47	1.87	13.68
58	13.49	1.88	13.65
59	13.52	1.85	13.72
60	13.51	1.76	13.73