

**TREND DALAM RUNTUN WAKTU EKONOMETRI DAN  
PENERAPANNYA**

**SKRIPSI**

**Diajukan kepada Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam  
Universitas Negeri Yogyakarta  
untuk memenuhi sebagian persyaratan  
guna memperoleh gelar Sarjana Sains**



**Oleh:**

**Agustin Shinta anggraeni**

**NIM. 033114744**

**PROGRAM STUDI MATEMATIKA  
JURUSAN PENDIDIKAN MATEMATIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
UNIVERSITAS NEGERI YOGYAKARTA**

**2010**

**PERSETUJUAN**

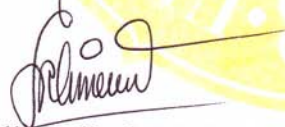
**SKRIPSI**

**TREND DALAM RUNTUN WAKTU EKONOMETRI DAN  
PENERAPANNYA**

Telah memenuhi syarat dan siap diujikan

Disetujui pada:  
Hari/tanggal: 1 Oktober 2010

Dosen Pembimbing I



Elly Arliani, M.Si  
NIP. 19670816 199203 2 001

Dosen Pembimbing II



Kismiantini, M. Si  
NIP. 19790816 200112 2001

## PERNYATAAN

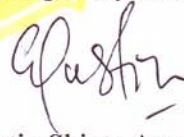
Yang bertanda tangan di bawah ini, saya:

Nama : Agustin Shinta Anggraeni  
NIM : 033114744  
Program Studi : Matematika  
Fakultas : Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam  
Judul skripsi : *Trend dalam Runtun Waktu Ekonometri dan Penerapannya*

dengan ini menyatakan bahwa skripsi ini adalah hasil pekerjaan saya sendiri dan sepanjang pengetahuan saya tidak berisi materi yang telah dipublikasikan atau ditulis oleh orang lain atau telah digunakan sebagai persyaratan penyelesaian studi perguruan tinggi lain, kecuali pada bagian-bagian tertentu yang saya ambil sebagai acuan. Apabila ternyata terbukti pernyataan ini tidak benar, sepenuhnya menjadi tanggung jawab saya.

Yogyakarta, 1 Oktober 2010

Yang menyatakan,



Agustin Shinta Anggraeni  
NIM. 033114744

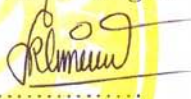

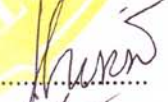
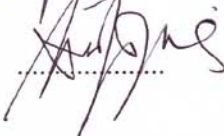
**PENGESAHAN  
SKRIPSI**

**TREND DALAM RUNTUN WAKTU EKONOMETRI DAN  
PENERAPANNYA**

Disusun oleh  
**Agustin Shinta anggraeni**  
NIM. 033114744

Telah dipertahankan di depan Dewan Penguji Skripsi, Jurusan Pendidikan  
Matematika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam  
Universitas Negeri Yogyakarta  
pada tanggal 14 Oktober 2010 dan dinyatakan telah memenuhi syarat guna  
memperoleh gelar Sarjana Sains.

**Dewan Penguji**

Nama	Jabatan	Tanda tangan	Tanggal
Elly Arliani, M. Si NIP. 19670816 199203 2 001	Ketua Penguji		20 Oktober 2010
Kismiantini, M. Si NIP. 19670816 199203 2 001	Sekretaris Penguji		21 Oktober 2010
Dr. Dhoriva Urwatul W. NIP. 19660331 199303 2 001	Penguji I		20 Oktober 2010
Dr. Djamilah B W NIP.19610303 198601 2 001	Penguji II		20 Oktober 2010

Yogyakarta, Oktober 2010

FMIPA UNY

Dekan



Dr. Ariswan

NIP195306101982031003

## MOTTO

*" Sesungguhnya sesudah kesulitan itu ada kemudahan. Maka apabila kamu telah selesai (dari suatu urusan) kerjakanlah dengan sungguh-sungguh (urusan yang lain. Dan hanya kepada Tuhanmulah kamu berharap)*

*(Qs. Al Insyirah: 6-8)*

*"... Berdoalah selalu kepada Allah SWT dan yakinkan bahwa Allah SWT akan mengabulkannya...." (HR, Tirmidzi)*

*"... Pintu kebahagiaan terbesar adalah doa kedua orang tua maka berusaha lah mendapatkan doa itu dengan berbakti kepada mereka agar doa mereka menjadi benteng yang kuat untuk menjagamu dari semua hal yang tidak kita sukai...."*

*(DR, 'Aidh al-Qarni)*

*"Hidup ini akan terasa lebih indah dan bermakna jika kita dapat bermanfaat untuk orang lain."*

## PERSEMBAHAN

*Kupersembahkan karya ini kepada:*

- *Ayahandaiku Alm Sugijarto dan Ibundaiku Sugeng Sri Utami, yang selalu mendoakan, mendidik, menyayangi, dan mendukungku dengan penuh ketulusan, terimakasih untuk semuanya*
- *Keluarga kecilku, suamiku "mas udin" dan putraku "gavyn abiyu saqif", terimakasih atas kasih sayang dan semangat yang diberikan*

*Terima kasih untuk:*

- *Adikku shanti mahendra astuti, serta keluarga dan kerabatku*
- *Math NR 03 atas kebersamaannya selama ini*
- *Teman-teman Math 03*
- *Sahabat-sahabatku : ana, aan, aas, hany, tina, ika, ari, ema, dan retno*

*Terima kasih karena kalian telah membuat hidup lebih berwarna dan bermakna*

# **TREND DALAM RUNTUN WAKTU EKONOMETRI DAN PENERAPANNYA**

Oleh:  
Agustin Shinta Anggraeni  
NIM. 033114744

## **ABSTRAK**

Penulisan skripsi ini bertujuan untuk menjelaskan mekanisme pengujian *trend* dalam runtun waktu ekonometri. Selain itu menjelaskan penerapan *trend* dalam runtun waktu ekonometri pada data ekonomi.

*Trend* dalam runtun waktu ekonometri adalah *trend* yang berkaitan dengan masalah ekonomi. *Trend* dalam runtun waktu ekonometri dapat dibedakan menjadi dua, yaitu *trend* deterministik dan *trend* stokastik. *Trend* deterministik adalah *trend* yang tidak mempunyai *unit root* atau bersifat stasioner. Sedangkan *trend* stokastik adalah *trend* yang mempunyai *unit root* atau bersifat tidak stasioner.

Contoh penerapan yang dibahas dalam skripsi ini, menggunakan data makroekonomi tiga runtun waktu ekonomi Amerika Serikat untuk periode tiga bulanan dari tahun 1970 sampai tahun 1991 (Data diambil dari buku *Basic Econometrics – Gujarati*). Data runtun waktu tersebut yaitu *Gross Domestic Product (GDP)*, *Personal Disposable Income (PDI)*, dan *Personal Consumption Expenditure (PCE)*. Untuk data *GDP* pengujian kestasioneritasan data digunakan dua kali pengujian, yaitu berdasarkan *correlogram* dan uji *unit root Augmented Dickey-Fuller (ADF)*. Kesimpulan yang diperoleh berdasarkan dua kali pengujian menunjukkan bahwa data *GDP* tidak stasioner atau mengandung *unit root*. Dengan kata lain data *GDP* merupakan *trend* stokastik. Untuk data *PDI* dan *PCE* kestasioneritasan data diuji dengan uji *unit root Augmented Dickey-Fuller (ADF)*, hasilnya menunjukkan data *PDI* dan *PCE* tidak stasioner atau mengandung *unit root*. Dengan kata lain data *PDI* dan *PCE* merupakan *trend* stokastik. Untuk menstasionerkan data *GDP*, *PDI*, dan *PCE* dilakukan diferensi data. Uji kointegrasi *Engle-Granger* dan *Cointegrating Regression Durbin Watson (CRDW)* dilakukan untuk menguji kointegrasi variabel *PDI* dan *PCE*.

## **KATA PENGANTAR**

Alhamdulillah robbil ‘alamiin, segala puji bagi Allah SWT yang telah mencurahkan rahmat dan karunia-Nya sehingga penulisan tugas akhir skripsi dengan judul “Trend dalam Runtun Waktu Ekonometri dan Penerapannya” dapat diselesaikan dengan baik. Shalawat serta salam selalu tercurah kepada Rasullullah SAW, para keluarganya, para sahabatnya, dan para pengikutnya hingga akhir zaman.

Skripsi ini dibuat dalam rangka memenuhi sebagian dari persyaratan guna memperoleh gelar Sarjana Sains di Jurusan Pendidikan Matematika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Yogyakarta. Penulisan skripsi ini dapat terlaksana dengan lancar berkat bantuan dari beberapa pihak. Untuk itu penulis ingin menyampaikan rasa hormat dan terima kasih kepada banyak pihak, yaitu

1. Bapak Dr. Ariswan, selaku Dekan FMIPA UNY yang telah memberikan kelancaran pelayanan dalam urusan akademik.
2. Bapak Dr. Hartono, selaku Ketua Jurusan Pendidikan Matematika FMIPA UNY yang telah memberikan izin kepada penulis untuk menyusun skripsi dan memberikan kelancaran pelayanan dalam urusan akademik.
3. Ibu Atmini Dhoruri, M. Si, selaku Ketua Program Studi Matematika FMIPA UNY yang memberikan izin penulis untuk membuat skripsi.

4. Ibu Elly Arliani, M. Si, selaku dosen pembimbing I yang telah memberikan bimbingan, saran serta nasehatnya kepada penulis, semoga Allah SWT membalas kebaikannya.
5. Ibu Kismiantini, M. Si, selaku dosen pembimbing II yang telah memberi pengarahan dan bimbingan, semoga semoga Allah SWT membalas kebaikannya.
6. Seluruh Dosen Jurusan Pendidikan Matematika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Yogyakarta, yang telah memberikan ilmunya kepada penulis.
7. Semua pihak yang tidak mungkin penulis sebutkan satu persatu, yang telah membantu dan mendukung dalam penulisan skripsi ini.

Penulis menyadari skripsi ini masih jauh dari sempurna dikarenakan berbagai keterbatasan. Walaupun demikian, penulis berharap skripsi ini dapat bermanfaat bagi pembaca pada umumnya dan khususnya bagi penyusun. Amin.

Yogyakarta, 1 Oktober 2010

Penulis,

Agustin Shinta Anggraeni

## DAFTAR ISI

	Hal
HALAMAN JUDUL .....	i
HALAMAN PERSETUJUAN.....	ii
HALAMAN PERNYATAAN .....	iii
HALAMAN PENGESAHAN .....	iv
HALAMAN MOTO .....	v
HALAMAN PERSEMBAHAN .....	vi
ABSTRAK.....	vii
KATA PENGANTAR.....	viii
DAFTAR ISI.....	x
DAFTAR TABEL.....	xii
DAFTAR GAMBAR.....	xiii
DAFTAR LAMPIRAN.....	xiv
BAB I PENDAHULUAN	
A. Latar Belakang Permasalahan .....	1
B. Rumusan Masalah .....	3
C. Tujuan Penulisan .....	3
D. Manfaat Penulisan .....	3

BAB II	LANDASAN TEORI	
A.	Analisis Runtun Waktu .....	4
B.	Kestasioneritasan Data .....	8
C.	Proses Stokastik.....	11
D.	Model <i>Autoregresif (AR)</i> .....	12
E.	Fungsi Autokorelasi.....	14
BAB III	PEMBAHASAN	
A.	Mekanisme Pengujian <i>Trend</i> Dalam Runtun Waktu Ekonometri.	15
B.	Penerapan <i>Trend</i> Dalam Runtun Waktu Ekonometri.....	29
BAB IV	PENUTUP	
A.	Kesimpulan.....	41
B.	Saran.....	42
DAFTAR PUSTAKA.....		43
LAMPIRAN.....		44

## DAFTAR TABEL

Tabel 3.1 Plot dan Nilai <i>GDP</i> , Amerika Serikat, tahun 1970-1 sampai 1991-IV .....	31
---	----

## DAFTAR GAMBAR

Gambar 2.1 Pola Trend.....	5
Gambar 2.2 Pola Gerak Siklis.....	6
Gambar 2.3 Pola Variasi Musim.....	6
Gambar 2.4 Pola Gerak tidak beraturan.....	7
Gambar 3.1 Plot Data <i>GDP</i> , Amerika Serikat, Tahun 1970-1991.....	30
Gambar 3.2 Plot Diferensi Pertama dari <i>GDP</i> , Amerika Serikat, Tahun 1970-1991 .....	35
Gambar 3.3 Plot <i>PCE</i> dan <i>PDI</i> , Amerika Serikat, Tahun 1970-1991 .....	36

## DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Makroekonomi, Amerika Serikat, 1970-I sampai 1991-IV.....	44
Lampiran 2. Data Diferensi Pertama <i>GDP</i> , <i>PCE</i> , dan <i>PDI</i> .....	47
Lampiran 3. Output Eviews Uji Akar Unit pada data <i>GDP</i> dengan metode <i>Dickey-Fuller</i> (bila trend dianggap hanya mengandung suatu konstan) .....	50
Lampiran 4. Output Eviews Uji Akar Unit pada data <i>GDP</i> dengan metode <i>Dickey-Fuller</i> (bila trend dianggap hanya mengandung suatu konstan dan trend waktu).....	51
Lampiran 5. Uji Akar Unit pada data <i>GDP</i> dengan metode augmented <i>Dickey-Fuller</i> .....	55
Lampiran 6. Output Eviews Uji Integrasi Data <i>GDP</i> .....	53
Lampiran 7. Output Eviews Akar Unit pada data <i>PCE</i> dengan metode <i>Dickey-Fuller</i> (bila trend dianggap hanya mengandung suatu konstan dan trend waktu).....	54
Lampiran 8. Output Eviews Uji Akar Unit pada data <i>PDI</i> dengan metode <i>Dickey-Fuller</i> (bila trend dianggap hanya mengandung suatu konstan dan trend waktu) .....	55
Lampiran 9. Output Eviews Hubungan Kesetimbangan <i>PCE</i> dan <i>PDI</i> .....	56
Lampiran 10. Uji Integrasi Data <i>PCE</i> .....	57
Lampiran 11. Uji Integrasi Data <i>PDI</i> .....	58
Lampiran 12. Data Estimasi Residu ( $\hat{\varepsilon}_t$ ).....	59
Lampiran 13. Uji <i>Unit Root DF</i> pada Estimasi Residu.....	62

## **BAB I**

### **PENDAHULUAN**

#### **A. Latar Belakang Masalah**

Analisis runtun waktu merupakan suatu teknik statistik untuk mengetahui tingkah laku perubahan nilai suatu variabel dari waktu ke waktu pada masa yang lalu, yang juga dapat digunakan untuk menyusun rencana-rencana pada waktu yang akan datang. Analisis runtun waktu pada dasarnya digunakan untuk melakukan analisis data yang mempertimbangkan pengaruh waktu. Data-data yang dikumpulkan secara periodik berdasarkan urutan waktu, bisa dalam jam, hari, minggu, bulan, kuartal, dan tahun, bisa dilakukan analisis menggunakan analisis runtun waktu. Contohnya adalah harga saham satu perusahaan diamati selama 30 hari, atau data penjualan diteliti selama 6 bulan.

Salah satu langkah dalam analisis runtun waktu dengan membuat grafik data. Apabila suatu data runtun waktu disusun dalam bentuk grafik, maka akan tampak pola-pola dasar gerakan yang cenderung mencirikan deret data. Pola-pola dasar yang cenderung mencirikan deret data adalah gerakan jangka panjang, variasi musim, gerak siklis dan gerak tak beraturan (Kustituantto, 1984: 27).

Gerakan jangka panjang merupakan titik petunjuk dari gerak runtun waktu dalam jangka panjang, yang biasanya lebih dari 10 tahun. Gerak ini dapat naik dan turun. Gerakan jangka panjang ini sering pula disebut *trend*.

Ekonometrika merupakan hasil dari suatu pandangan khusus atau peranan ilmu ekonomi, terdiri dari penerapan statistika matematika atas data ekonomi untuk memberikan dukungan empiris pada model yang disusun dengan ilmu

matematika ekonomi dan untuk memperoleh hasil dalam angka (Gerhard, 1968: 74). Metode peramalan yang digunakan dalam bidang ekonomi adalah metode runtun waktu ekonometri. Sesuai dengan tujuan dari ekonometri yaitu menghasilkan pernyataan-pernyataan ekonomi kuantitatif yang menjelaskan variabel-variabel ekonomi yang diamati dan meramalkan yang belum diamati.

Berdasarkan data yang digunakan, ekonometri dibagi menjadi tiga analisis, yaitu analisis runtun waktu (*time series*), analisis antar-wilayah (*cross section*), dan analisis data panel (Wing Wahyu Winarno, 2007 : 2.1). Analisis runtun waktu menjelaskan mengenai perilaku suatu variabel sepanjang beberapa waktu berturut-turut, berbeda dengan analisis antar-wilayah yang menjelaskan antara beberapa daerah dalam satu waktu tertentu (*snapshot*). Sementara itu analisis data panel menggabungkan antara data runtun waktu dengan data antar-wilayah.

Di Indonesia, penerapan ekonometri sudah mulai berkembang. Hal tersebut ditunjukkan semakin banyak perusahaan, konsultan, dan universitas-universitas yang menggunakannya. Ekonometri terutama digunakan oleh bank sentral, tim ekonomi pemerintah untuk melakukan perencanaan dan analisis kebijakan ekonomi, dan oleh dunia usaha untuk mengoptimalkan kinerja perusahaan.

*Trend* dalam runtun waktu ekonometri adalah *trend* yang berkaitan dengan masalah ekonomi. *Trend* dalam hal ini dapat dibedakan menjadi dua, yaitu *trend* deterministik dan *trend* stokastik. *Trend* dalam ekonometri membawa keuntungan, karena *trend* sendiri menggambarkan pergerakan dan bisa juga memprediksikan

sesuatu hal dimasa depan. Jika hal ini digunakan dalam ilmu ekonomi akan sangat bermanfaat untuk mengurangi resiko yang merugikan.

*Trend* deterministik dan *trend* stokastik merupakan ilmu pengetahuan yang masih ada hubungannya dengan analisis runtun waktu dan proses stokastik yang belum menjadi materi kuliah. Untuk itu penulis tertarik untuk mengkaji *trend* deterministik dan *trend* stokastik dengan contoh penerapan menggunakan data ekonomi. Dalam melakukan analisis *trend* deterministik dan *trend* stokastik dalam runtun waktu ekonometri penulis mempergunakan bantuan software Eviews 3.0.

## **B. Rumusan Masalah**

1. Bagaimana mekanisme pengujian *trend* dalam runtun waktu ekonometri?
2. Bagaimana penerapan *trend* dalam runtun waktu ekonometri?

## **C. Tujuan Penulisan**

Tujuan dari penulisan ini adalah:

1. Menjelaskan langkah-langkah cara pengujian *trend* dalam runtun waktu ekonometri
2. Menjelaskan penerapan *trend* dalam runtun waktu ekonometri

## **D. Manfaat Penulisan**

Manfaat dari penulisan ini adalah:

1. Menambah pengetahuan pembaca tentang aplikasi ilmu matematika pada bidang ekonomi.
2. Sebagai tambahan bacaan mahasiswa matematika dalam menyusun skripsi.

## **BAB II**

### **KAJIAN TEORI**

#### **A. Analisis Runtun Waktu**

Runtun waktu secara umum tidak lain adalah serangkaian data hasil pengamatan terhadap sesuatu peristiwa, kejadian gejala, atau variabel yang diambil dari waktu ke waktu, dicatat secara teliti menurut urutan waktu terjadinya, dan kemudian disusun sebagai data statistik. Dari suatu runtun waktu akan dapat diketahui apakah peristiwa, kejadian, gejala, atau yang diamati itu berkembang mengikuti pola-pola perkembangan yang teratur atau tidak. Runtun waktu adalah serangkaian data hasil pengamatan terhadap suatu peristiwa, kejadian, gejala atau variabel yang diambil dari waktu ke waktu dan dicatat menurut urutan waktu terjadinya kemudian disusun sebagai data statistic (Sutrisno, 1998: 353)..

Analisis runtun waktu merupakan analisis terhadap pengamatan, pencatatan, dan penyusunan peristiwa yang diambil dari waktu ke waktu. Pada umumnya pengamatan dan pencatatan itu dilakukan dalam jangka-jangka waktu tertentu misalnya tiap-tiap akhir triwulan, tiap-tiap permulaan tahun, tiap-tiap sepuluh tahun, dan sebagainya. Misalnya data mingguan (harga saham, nilai tukar), data bulanan (Indeks Harga Konsumen (IHK)), data kuartalan (jumlah uang beredar), data tahunan (output nasional atau *GDP*).

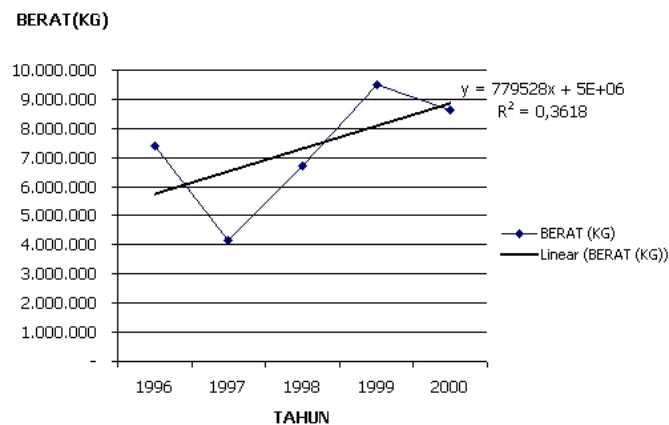
Sebagai teknik dari statistik analisis runtun waktu baru dapat dilakukan terhadap data yang sudah dikuantifikasikan atau diwujudkan dalam angka-

angka. Apabila besarnya gejala dalam runtun waktu diberi simbol  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ , dan waktu-waktu pencatatan gejala itu kita beri simbol  $w_1, w_2, \dots, w_n$ , maka runtun waktu dari gejala  $Y$  akan ditunjukkan oleh persamaan  $Y = F(w)$ , dibaca  $Y$  adalah fungsi dari  $w$  atau dalam bahasa sehari-hari dapat diartikan : besarnya gejala  $Y$  tergantung kepada waktu terjadinya gejala itu. Persamaan  $Y = F(w)$  itu merupakan definisi matematik dari rangkaian waktu.

Ada empat komponen yang terlihat dalam pengamatan data runtun waktu yang mempengaruhi pola data masa lalu.

1. *Trend* yaitu suatu gerakan yang menunjukkan arah perkembangan secara umum baik yang menaik ataupun menurun yaitu yang mengalami pertumbuhan ataupun yang mengalami penurunan. Pola ini mempunyai arah gerakan yang bertahan dalam jangka waktu yang lama.

Contoh pola *trend* ditunjukkan pada grafik dibawah ini



Gambar 2.1 Pola Trend.

- Gerak siklis sering juga disebut siklus bisnis. Gerak siklis menunjukkan ekspansi dan penurunan aktivitas bisnis disekitar nilai normal. Panjang dari setiap siklus tidak tetap dan relatif pendek.

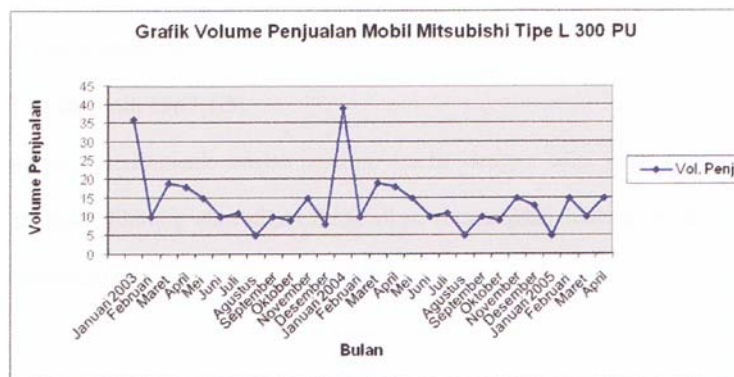
Contoh pola gerak siklis ditunjukkan pada grafik dibawah ini



Gambar 2.2 Pola Gerak Siklis.

- Variasi musim menunjukkan perubahan yang berulang secara periodik dalam runtun waktu. Gerakan musiman sering dijumpai pada data kuartalan, bulanan, atau mingguan.

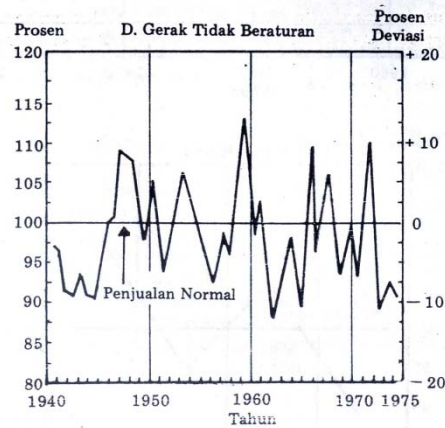
Contoh pola variasi musim ditunjukkan pada grafik dibawah ini



Gambar 2.3 Pola Variasi Musim.

4. Gerak tidak beraturan menunjukkan semua bentuk gerak dari runtun waktu selain trend, variasi musim, dan gerak siklis.

Contoh pola gerak tidak beraturan ditunjukkan pada grafik dibawah ini



Gambar 2.4 Pola Gerak Tidak Beraturan.

Suatu runtun waktu jika dipandang dari sejarah nilai-nilai observasi yang diperoleh dapat dibedakan menjadi dua yaitu: runtun waktu deterministik dan runtun waktu stokastik.

**Definisi 2.1 (Soejoeti, 1987:1.5)**

Runtun waktu deterministik adalah runtun waktu dengan nilai observasi mendatang dapat dihitung atau dapat diramalkan secara pasti melalui suatu fungsi berdasarkan nilai observasi masa lampau.

**Definisi 2.2 (Soejoeti, 1987:1.9)**

Runtun waktu stokastik adalah runtun waktu yang nilai observasi mendatang menunjukkan struktur probabilistik yang digambarkan melalui fungsi tertentu berdasarkan observasi yang lampau.

**B. Kestasioneritasan Data**

Suatu data pengamatan dikatakan stasioner jika data tersebut mempunyai nilai *mean* dan variansi yang relatif konstan dari waktu ke waktu. (Widarjono,2007: 340). Sebaliknya, data pengamatan yang tidak stasioner mempunyai *mean* dan variansi yang tidak konstan atau berubah seiring dengan berubahnya waktu.

**Definisi 2.3 (Thomas, 1997: 374)**

Suatu proses  $\{Y_t\}$  dikatakan stasioner jika memenuhi keadaan sebagai berikut:

1.  $E(Y_t) = \mu_Y$  konstan untuk semua  $t$
2.  $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$  konstan untuk semua  $t$
3.  $Cov(Y_t, Y_{t+k}) = \gamma_k$  konstan untuk semua  $t$  dan  $k \neq 0$

Metode sederhana yang dapat digunakan untuk menguji apakah data stasioner atau tidak ialah dengan melihat plot autokorelasi dari data yang sering disebut dengan *correlogram*. Jika nilai autokorelasi pada setiap *lag* sama dengan nol maka data stasioner. Sebaliknya jika nilai autokorelasi tinggi maka data tidak stasioner. Secara formal stasioner tidaknya suatu data runtun waktu juga dapat dilakukan melalui uji statistik berdasarkan *standard error* (*Se*). Rumus kesalahan standar (*standard error*) berikut ini (Makridakis dkk,

1999: 401) dapat digunakan untuk memeriksa apakah nilai autokorelasi tertentu yang berasal dari populasi secara nyata berbeda dari nol:

$$Se_{\hat{\rho}_k} = \frac{1}{\sqrt{n}} \quad (2.5)$$

dengan

$Se_{\hat{\rho}_k}$  : nilai kesalahan standar dari  $\hat{\rho}_k$

$\hat{\rho}_k$  : nilai autokorelasi sampel dalam lag  $k$ ,  $k = 0,1,2,\dots$

$n$  : besar sampel

Dengan menggunakan taraf signifikansi ( $\alpha$ ) tertentu, suatu nilai autokorelasi populasi dalam  $k$  lag,  $\hat{\rho}_k$ , dikatakan secara nyata tidak berbeda dari atau sama dengan nol jika:

$$(-z_{\alpha/2} \times Se_{\hat{\rho}_k}) \leq \hat{\rho}_k \leq (z_{\alpha/2} \times Se_{\hat{\rho}_k}) \quad (2.6)$$

Dari persamaan (2.6) jika nilai ( $\hat{\rho}_k$ ) terletak dalam interval tersebut maka nilai  $\hat{\rho}_k$  sama dengan nol berarti data stasioner, dan sebaliknya jika nilai ( $\hat{\rho}_k$ ) tidak terletak dalam interval tersebut maka nilai  $\hat{\rho}_k$  tidak sama dengan nol berarti data tidak stasioner.

Asumsi analisis runtun waktu yang digunakan adalah data yang diolah stasioner. Jika ditemukan indikasi data tidak stasioner maka diperlukan suatu proses untuk menanggulangi ketidakstasioneran data tersebut yaitu menggunakan metode pembedaan dan transformasi.

Langkah yang dapat dilakukan untuk menghilangkan ketidakstasioneran data runtun waktu dalam *mean* adalah dengan menggunakan metode pembedaan (*differencing*). Pada metode ini digunakan

suatu operator *shift* mundur (*backward shift operator*),  $B$ , yang penggunaannya diilustrasikan sebagai berikut:

$$BY_t = Y_{t-1} \quad (2.7)$$

Notasi  $B$  pada persamaan 2.7 mempunyai pengaruh menggeser data 1 periode ke belakang. Untuk dua penerapan operator  $B$  pada  $Y_t$  yang akan menggeser data ke dua periode sebelumnya, yaitu:

$$B(BY_t) = B^2Y_t = Y_{t-2} \quad (2.8)$$

Bila suatu data runtun waktu hasil pengamatan tidak stasioner, data tersebut dapat dibuat lebih mendekati stasioner dengan melakukan perbedaan orde pertama dari deret data, dengan menggunakan persamaan:

$$Y_t^{(1)} = Y_t - Y_{t-1} = Y_t - BY_t = (1 - B)Y_t \quad (2.9)$$

Jika melalui perbedaan orde pertama data tersebut belum stasioner, maka dapat dilakukan perbedaan orde kedua, yaitu

$$\begin{aligned} Y_t^{(2)} &= Y_t^{(1)} - Y_{t-1}^{(1)} \\ &= (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2}) \\ &= Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \\ &= Y_t - 2BY_t + B^2Y_t \\ &= (1 - B)^2Y_t \end{aligned} \quad (2.10)$$

Pada umumnya, data pengamatan akan menjadi stasioner setelah perbedaan orde pertama atau kedua. Namun, bila dengan perbedaan orde kedua data belum stasioner, maka dapat dilakukan perbedaan lagi hingga diperoleh data yang stasioner. Persamaan umum perbedaan orde ke- $d$  adalah

$$Y_t^{(d)} = (1 - B)^d Y_t \quad (2.11)$$

### C. Proses Stokastik

Suatu proses acak atau stokastik adalah suatu kumpulan variabel acak dalam waktu. Misal  $Y$  adalah variabel acak, variabel acak kontinu disimbolkan  $Y(t)$  dan untuk variabel acak diskret disimbolkan  $Y_t$ .

#### Definisi 2.11 (Wei, 1990: 16)

Suatu proses  $\{Y_t\}$  dikatakan proses *white noise* jika  $\{Y_t\}$  adalah barisan variabel random yang tidak berkorelasi dengan:

1.  $E(Y_t) = \mu_y = 0$
2.  $Var(Y_t) = \sigma_y^2$
3.  $\gamma_k = Cov(Y_t, Y_{t+k})$  untuk setiap  $k \neq 0$

Berdasarkan definisi diatas, diperoleh bahwa proses *white noise*  $\{Y_t\}$  bersifat

stasioner dengan fungsi autokovarian  $\gamma_k = \begin{cases} \sigma_y^2, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases}$ . Jika nilai autokorelasi

semua anggota mendekati nol tersebut disebut *white noise*

*Random Walk* merupakan model *time series* proses stokastik yang paling sederhana, dan merupakan contoh klasik dari model yang tidak stasioner. Ada dua bentuk *random walk*:

- a. *Random walk without drift*

Asumsi pada model ini adalah perubahan nilai  $Y_t$  yang berurutan berdasarkan suatu distribusi probabilitas dengan *mean* 0. Dengan demikian, modelnya dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ atau}$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t$$

$$E(\varepsilon_t) = 0 \tag{2.12}$$

dengan :  $\varepsilon_t$  adalah *error* yang “*white noise*”, dengan *mean* = 0 dan variansi =  $\sigma^2$

Model diatas dapat diartikan bahwa nilai  $Y$  pada waktu ke- $t$  sama dengan nilai  $Y$  pada waktu  $(t-1)$  ditambah *error* yang *white noise*.

b. *Random walk with drift*

Salah satu model *random walk* adalah dengan menambahkan *trend* pada modelnya. Proses ini mengakomodasikan kemungkinan adanya trend naik atau turun sehingga modelnya menjadi:

$$Y_t = Y_{t-1} + d + u_t \tag{2.13}$$

Selanjutnya lihat stasioneritas dari model tersebut, dengan demikian:

$$E(Y_t = Y_0 + td + \sum_{i=1}^t u_i) = Y_0 + td \tag{2.14}$$

$$V(Y_t = Y_0 + td + \sum_{i=1}^t u_i) = t\sigma^2 \tag{2.15}$$

Pada model ini terlihat bahwa rata-rata dan variansinya berubah sepanjang waktu.

**D. Model Autoregresif (AR)**

Model *Autoregresif (AR)* adalah suatu model persamaan regresi yang menghubungkan nilai-nilai sebelumnya (*time lagged*) dari suatu variabel

dependen (variabel tak bebas) dengan variabel dependen itu sendiri pada selang waktu tertentu.

Model AR dengan derajat  $p$  dinotasikan dengan  $AR(p)$ . Bentuk umum model  $AR(p)$  (Wei, 1990: 32) adalah:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

dengan

- $Y_t$  : variabel dependen pada waktu ke- $t$
- $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$  : variabel independen yang merupakan *lag* dari  $Y_t$
- $\phi_p$  : parameter *autoregresif* ke- $p$
- $\varepsilon_t$  : nilai residual (nilai kesalahan)

Persamaan (2.16) menunjukkan ketergantungan  $Y$ , terhadap variabel pendahulunya sebanyak  $p$  sering disebut proses *autoregresif* berderajat  $p$ . Dalam prakteknya, derajat proses *autoregresif* yang sering digunakan adalah  $p = 1$  dan  $p = 2$ .

Persamaan (2.16) dapat diubah ke dalam bentuk persamaan dengan menggunakan *backward shift operator*,  $B$ , sebagai berikut:

$$\begin{aligned} Y_t - \phi_1 Y_{t-1} - \phi_2 Y_{t-2} - \dots - \phi_p Y_{t-p} &= \varepsilon_t \\ Y_t - \phi_1 B Y_t - \phi_2 B^2 Y_t - \dots - \phi_p B^p Y_t &= \varepsilon_t \\ (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) Y_t &= \varepsilon_t \\ \phi_p(B) Y_t &= \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.17)$$

dengan  $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$ .

Model AR dengan demikian menunjukkan bahwa nilai prediksi variabel dependen  $Y_t$  hanya merupakan fungsi linier dari sejumlah  $Y_t$  aktual sebelumnya.

## E. Fungsi autokorelasi

Fungsi autokorelasi digunakan untuk menghitung koefisien korelasi yang berurutan dalam runtun waktu dengan selisih waktu (*lag*) 0, 1, 2 periode atau lebih (Makridakis dkk. 1999: 398).

### Definisi 2.18 (Wei, 1990: 10)

Kovariansi antara  $Y_t$  dan  $Y_{t+k}$  didefinisikan sebagai

$$\gamma_k = Cov(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) \quad (2.19)$$

### Definisi 2.20 (Wei, 1990: 10)

Korelasi antara  $Y_t$  dan  $Y_{t+k}$  adalah

$$\rho_k = \frac{Cov(Y_t, Y_{t+k})}{\sqrt{Var(Y_t)}\sqrt{Var(Y_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (2.21)$$

dengan  $Var(Y_t) = Var(Y_{t+k}) = \gamma_0$

$\gamma_k$  disebut fungsi autokovariansi

$\rho_k$  disebut fungsi autokorelasi (*ACF*)

Adapun sifat-sifat dari autokovariansi ( $\gamma_k$ ) dan autokorelasi ( $\rho_k$ ) adalah sebagai berikut:

1.  $\gamma_0 = Var(Y_t)$  dan  $\rho_0 = 1$
2.  $|\gamma_k| \leq \gamma_0$  dan  $|\rho_k| \leq 1$
3.  $\gamma_k = \gamma_{-k}$  dan  $\rho_k = \rho_{-k}$ , untuk semua  $k$ , yaitu  $\gamma_k$  dan  $\rho_k$  simetris terhadap  $k = 0$ . Sifat ini berasal dari fakta bahwa perbedaan waktu antara  $Y_t$  dan  $Y_{t+k}$  serta  $Y_t$  dan  $Y_{t-k}$  adalah sama.

### BAB III

#### PEMBAHASAN

Dalam pembahasan ini akan dibahas mengenai mekanisme pengujian *trend* dalam runtun waktu ekonometri dan penerapan *trend* dalam runtun waktu ekonometri

#### A. Mekanisme Pengujian *Trend* Dalam Runtun Waktu Ekonometri

##### 1. *Trend* Deterministik dan *Trend* Stokastik

*Trend* adalah suatu gerakan yang menunjukkan arah perkembangan secara umum, baik yang menaik ataupun menurun yaitu yang mengalami pertumbuhan ataupun yang mengalami penurunan. Pola ini mempunyai arah gerakan yang bertahan dalam jangka waktu yang lama.

*Trend* dalam runtun waktu ekonometri adalah *trend* yang berkaitan dengan masalah data ekonomi. *Trend* dalam masalah ekonomi dapat dibedakan menjadi dua yaitu, *trend* deterministik dan *trend* stokastik.

*Trend* deterministik memiliki bentuk

$$Y_t = \alpha + \beta_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

dengan  $Y_t$  adalah *trend*, waktu disini menunjuk pada  $\beta$ . Model ini merupakan kasus khusus dari proses orde pertama

$$Y_t = \alpha + \beta_t + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t, \alpha \neq 0 \quad (3.2)$$

dengan  $\beta \neq 0$  dan  $\phi \neq 0$  dan  $\varepsilon_t = \text{white noise}$  dan  $t$  adalah *trend* waktu. Apabila  $\phi = 1$  dan  $\beta = 0$ , maka akan di dapat model *trend* stokastik dengan bentuk:

$$Y_t = \alpha + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

atau dapat ditulis:

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + \varepsilon_t$$
$$\Delta Y_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

dengan  $Y_t$  adalah *trend*, bergantung pada tanda  $\alpha$ . Jika  $\beta \neq 0$  dan  $\phi = 1$ , maka *trend* deterministik dan stokastik akan ditampilkan.

*Trend* deterministik dan *trend* stokastik dalam persamaan diferensi linear stokastik terdiri dari tiga bagian yang berbeda:

$$Y_t = \text{trend} + \text{seasonal} + \text{gerak siklis} \quad (3.5)$$

Contoh model dengan *trend* deterministik

$$Y_t = a_0 + a_1 t + \varepsilon_t \quad (\text{trend waktu linear}) \quad (3.6)$$

$$Y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \dots + a_n t^n + \varepsilon_t \quad (\text{trend waktu polinomial}) \quad (3.7)$$

Salah satu contoh model runtun waktu yang menunjukkan *trend* stokastik yaitu proses *random walk*. Runtun waktu keuangan (financial) *time series* yaitu seperti data harga saham, data indeks saham gabungan, data kurs mata uang terhadap mata uang asing, data inflasi, data pertumbuhan ekonomi, dan pendapatan domestik bruto adalah sebuah *random walk* yang artinya bahwa nilai yang diketahui dari variabel-variabel sekarang belum tentu dapat membantu kita untuk memprediksi nilai-nilai yang akan datang. Jadi mengetahui variabel sekarang sulit untuk mengetahui apa yang terjadi besok. Sehingga variabel sekarang adalah variabel sebelumnya ditambah *stock* random. Model sederhananya adalah:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{atau } \Delta Y_t = \varepsilon_t) \quad (3.8)$$

dengan  $\varepsilon_t = \text{white noise}$  dengan  $\text{mean} = 0$  dan variansi konstan  $\sigma^2$ . Model *random walk* merupakan kasus khusus dari proses  $AR(1)$   $Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$  dengan  $a_0 = 0$  dan  $a_1 = 1$

Apabila dari persamaan 3.8 diambil untuk  $t = 1$ , maka akan didapat:

$$\begin{aligned} Y_1 &= Y_0 + \varepsilon_1 \\ Y_2 &= Y_1 + \varepsilon_2 = Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 \\ Y_3 &= Y_2 + \varepsilon_3 = Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 \end{aligned}$$

dan secara umum

$$Y_t = Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

atau

$$Y_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (3.10)$$

yang merupakan solusi umum  $Y_t$  untuk model *random walk* dengan  $Y_0$  adalah syarat awalnya.

Dengan mengambil nilai ekspektasi, maka diperoleh

$$E(Y_t) = Y_0 + E\left(\sum_{i=1}^t \varepsilon_i\right) = Y_0 \quad (3.11)$$

$$E(Y_{t-s}) = Y_0 + E\left(\sum_{i=1}^{t-s} \varepsilon_i\right) = Y_0 \quad (3.12)$$

Karena  $E(Y_t) = E(Y_{t-s})$ , maka *mean* dari *random walk* adalah konstan.

Selanjutnya jika diberikan  $t$  realisasi pertama dari proses  $\{\varepsilon_t\}$ , mean bersyarat

dari  $Y_{t+1}$  adalah

$$E(Y_{t+1}) = E(Y_t + \varepsilon_{t+1}) = Y_t \quad (3.13)$$

Dengan cara yang sama, *mean* bersyarat dari  $Y_{t+s}$  (untuk suatu  $s > 0$ ) dapat

diperoleh dari :

$$Y_{t+s} = Y_t + \sum_{i=1}^s \varepsilon_{1+i} \quad (3.14)$$

diperoleh

$$E(Y_{t+s}) = Y_t + E\left(\sum_{i=1}^s \varepsilon_{1+i}\right) = Y_t \quad (3.15)$$

*Mean* bersyarat dari semua nilai  $Y_{t+s}$  untuk setiap  $s > 0$  sama dengan  $Y_t$ .

Perlu diperhatikan bahwa variansi  $Y_t$  dan variansi  $Y_{t+s}$  bergantung terhadap waktu, sehingga tidak konstan yaitu  $\text{Var}(Y_t) \neq \text{Var}(Y_{t-s})$ , maka proses *random walk* tidak stasioner. Disamping itu untuk  $t \rightarrow \infty$ , maka variansi  $Y_t$  juga mendekati tak terhingga. Jadi proses runtun waktu akan panjang dan tidak menunjukkan suatu kecenderungan naik atau turun. Demikian pula karena *mean* konstan, maka dapat dibentuk kovariansi  $Y_{t-s}$  sebagai

$$\begin{aligned} E[(Y_t - E(Y_t))(Y_{t-s} - E(Y_{t-s}))] &= E[(Y_t - Y_0)(Y_{t-s} - Y_0)] \\ &= E[(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \dots + \varepsilon_1)(\varepsilon_{t-s} + \varepsilon_{t-s-1} + \dots + \varepsilon_1)] \\ &= E[(\varepsilon_{t-s})^2 + (\varepsilon_{t-s-1})^2 + \dots + (\varepsilon_1)^2] \\ &= (t-s)\sigma^2 \end{aligned} \quad (3.16)$$

Untuk membentuk koefisien korelasi  $\rho_s$ , kita dapat membagi  $Y_{t-s}$ , dengan mengkalikan standar deviasi  $Y_t$  dengan standar deviasi  $Y_{t-s}$

$$\begin{aligned} \rho_s &= \frac{Y_{t-s}}{\sigma Y_t \sigma Y_{t-s}} = \frac{(t-s)\sigma^2}{((\sigma\sqrt{t})(\sigma\sqrt{t-s}))} \\ \rho_s &= \frac{(t-s)}{\sqrt{(t-s)t}} = \sqrt{\frac{(t-s)}{t}} \end{aligned} \quad (3.17)$$

Hasil ini berperan dalam mendeteksi suatu runtun waktu yang non stasioner. Untuk suatu autokorelasi pertama, sampel berukuran  $t$  akan relatif besar terhadap banyaknya autokorelasi yang dibentuk. Sedangkan untuk nilai-nilai  $s$  yang kecil, rasio  $\frac{(t-s)}{t}$  mendekati satu. Namun dengan membesarkan harga  $s$ , nilai-nilai  $\rho_s$  akan tetap menurun.

Dimisalkan  $Y_t$  memuat *trend* deterministik dan *trend* stokastik, *random walk with drift* mengembangkan model *random walk* dengan menambahkan suatu konstanta  $a_0$  :

$$Y_t = Y_{t-1} + a_0 + \varepsilon_t, \text{ dengan } a_0 \text{ menjadi parameter } \textit{drift}. \quad (3.18)$$

Apabila dari persamaan 3.24 diambil untuk  $t=1$ , maka akan didapat

$$\begin{aligned} Y_1 &= Y_0 + a_0 + \varepsilon_1 \\ Y_2 &= Y_1 + a_0 + \varepsilon_2 = Y_0 + a_0 + a_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 \\ Y_3 &= Y_2 + a_0 + \varepsilon_3 = Y_0 + a_0 + a_0 + a_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 \end{aligned}$$

dan secara umum

$$Y_t = Y_0 + a_0 t + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_t$$

atau

$$Y_t = Y_0 + a_0 t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (3.19)$$

Persamaan 3.19 merupakan solusi umum untuk  $Y_t$  dan  $Y_0$  adalah syarat awalnya.

Tingkah laku barisan  $\{Y_t\}$  ditentukan oleh 2 komponen non stasioner yaitu *trend* deterministik linear dan *trend* stokastik  $\sum \varepsilon_i$ . Jika diambil ekspektasi, *mean* dari  $Y_t$  adalah  $E(Y_t) = Y_0 + a_0 t$  dan *mean* dari  $Y_{t+s}$  adalah

$E(Y_{t+s}) = Y_0 + a_0(t+s)$ . Perubahan deterministik dalam setiap realisasi  $\{Y_t\}$  adalah  $a_0$ , sehingga setelah  $t$  periode, perubahan yang terakumulasi adalah  $a_0t$ . Terdapat juga trend stokastik  $\sum \varepsilon_i$ ,  $y_i$  setiap guncangan  $\varepsilon_i$  mempunyai efek permanen pada *mean*  $Y_t$ . Perlu diperhatikan bahwa diferensi pertama dari runtun waktu ini adalah stasioner dan dengan mengambil diferensi pertama dihasilkan barisan stasioner  $\Delta Y_t = a_0 + \varepsilon_t$ . Jika  $Y_t = Y_0 + a_0t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$  diperbaharui dengan  $s$  periode diperoleh  $Y_{t+s} = Y_0 + a_0(t+s) + \sum_{i=1}^{t+s} \varepsilon_i = Y_t + a_0s + \sum_{i=1}^s \varepsilon_{t+i}$ .

## 2. Mekanisme Pengujian *Trend* Deterministik dan *Trend* Stokastik

Seperti yang sudah dijelaskan, perbedaan antara *trend* deterministik dan *trend* stokastik terletak pada ada tidaknya *unit root*, stasioner atau tidak stasionernya data.

Ada beberapa metode uji stasioneritas. Metode uji stasioner data telah berkembang pesat seiring dengan perhatian para ahli ekonometrika terhadap ekonometrika *time series*. Metode yang akhir –akhir ini banyak digunakan oleh ahli ekonometrika untuk menguji masalah stasioner data adalah uji akar-akar unit (*unit root test*). Uji akar unit pertama kali dikembangkan oleh *Dickey-Fuller* dan dikenal dengan uji akar unit *Dickey-Fuller (DF)*. Ide dasar uji stasionaritas data dengan uji akar unit melalui model berikut :

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t, -1 \leq \rho \leq 1 \quad (3.20)$$

dimana  $\varepsilon_t$  adalah variabel gangguan yang bersifat random atau stokastik dengan *mean* nol, variansi yang konstan dan tidak saling berhubungan. Variabel yang mempunyai sifat tersebut disebut variabel gangguan yang *white noise*.

Jika nilai  $\rho = 1$  dikatakan bahwa variabel random (stokastik)  $Y$  mempunyai akar unit (*unit root*). Jika data *time series* mempunyai akar unit maka dikatakan data tersebut bergerak secara random (*random walk*) dan data yang mempunyai sifat *random walk* dikatakan data tidak stasioner. Oleh karena itu jika kita melakukan regresi  $Y_t$  pada *lag*  $Y_{t-1}$  dan mendapat nilai  $\rho = 1$  maka data dikatakan tidak stasioner.

Jika persamaan (3.20) tersebut dikurangi kedua sisinya dengan  $Y_{t-1}$  maka akan menghasilkan persamaan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{3.21}$$

Persamaan (3.21) dapat ditulis menjadi :

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.22}$$

dengan  $\phi = (\rho - 1)$  dan  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ .

Untuk menguji ada tidaknya masalah akar unit, diestimasi persamaan (3.22) daripada persamaan (3.20) dengan menggunakan hipotesis nul  $\phi = 0$ . Jika  $\phi = 0$  maka  $\rho = 1$  sehingga data  $Y$  mengandung akar unit yang berarti *time series*  $Y$  adalah tidak stasioner. Tetapi jika  $\phi \neq 0$  maka persamaan (3.22) dapat ditulis sebagai berikut :

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t \tag{3.23}$$

Karena  $\varepsilon_t$  adalah variabel gangguan yang mempunyai sifat *white noise*, maka perbedaan atau diferensi pertama (*first difference*) dari data *time series random walk* adalah stasioner.

Berdasarkan persamaan (3.22), untuk mengetahui masalah akar unit, dilakukan regresi  $Y_t$  dengan  $Y_{t-1}$  dan mendapatkan koefisiennya  $\phi$ . Jika nilai koefisien  $\phi = 0$  maka bisa disimpulkan bahwa data  $Y$  adalah tidak stasioner. Tetapi jika  $\phi$  negatif maka data  $Y$  adalah stasioner karena agar  $\phi$  tidak sama dengan nol maka nilai  $\rho$  harus lebih kecil dari satu.

*Dickey-Fuller* menunjukkan bahwa dengan hipotesis nul  $\phi = 0$  nilai estimasi  $t$  dari koefisien  $Y_{t-1}$  di dalam persamaan (3.22) akan mengikuti distribusi statistik  $\tau$  (*tau*). Distribusi statistik  $\tau$  dikembangkan lebih jauh oleh *Mackinnon* dan dikenal dengan distribusi statistik *Mackinnon*.

Untuk menguji apakah data mengandung akar unit atau tidak, digunakan uji *Dickey Fuller* yang dilakukan sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.24)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.25)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.26)$$

dengan  $t$  adalah variabel *trend* waktu

perbedaan persamaan (3.24) dengan dua regresi yang lainnya adalah memasukan konstanta dan variabel trend waktu. Dalam setiap model, jika data *time series* mengandung akar unit yang berarti data tidak stasioner hipotesis

nulnya adalah  $\phi = 0$ . Sedangkan hipotesis alternatifnya  $\phi < 0$  yang berarti data stasioner.

Prosedur untuk menentukan apakah data stasioner atau tidak dengan cara membandingkan antara nilai statistik  $DF$  dengan nilai kritisnya yakni distribusi statistik  $\tau$ . Nilai statistik  $DF$  ditunjukkan oleh nilai t statistik koefisien  $\phi Y_{t-1}$ . Jika nilai absolut statistik  $DF$  lebih besar dari nilai kritisnya maka kita menolak hipotesis nul sehingga data yang diamati menunjukkan stasioner. Sebaliknya data tidak stasioner jika nilai absolut nilai statistik  $DF$  lebih kecil dari nilai kritis distribusi statistik  $\tau$ .

Uji unit akar dari *Dickey-Fuller* dipersamaan (3.24) – (3.26) adalah model sederhana dan ini hanya bisa dilakukan jika data *time series* hanya mengikuti pola  $AR(1)$ . Apabila data *time series* mengandung unsur  $AR$  yang lebih tinggi sehingga asumsi tidak adanya autokorelasi variabel gangguan ( $\varepsilon_t$ ) tidak terpenuhi. Uji akar unit kemudian di kembangkan *Dickey-Fuller* dengan memasukan unsur  $AR$  yang lebih tinggi dalam modelnya dan menambahkan kelambanan variabel diferensi di sisi kanan

Persamaan yang dikenal dengan uji *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*. Uji *ADF* inilah yang sering digunakan untuk mendeteksi apakah data stasioner atau tidak. Adapun formulasi uji *ADF* sebagai berikut :

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.28)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.29)$$

dengan :

$Y$  = variabel yang diamati

$\Delta Y_t$  =  $Y_t - Y_{t-1}$

$T$  = *trend* waktu

Kestasioneran data dapat ditentukan dengan cara membandingkan antara nilai statistik *ADF* dengan nilai kritisnya distribusi statistik *Mackinnon*. Nilai statistik *ADF* ditunjukkan oleh nilai t statistik koefisien  $\gamma Y_{t-1}$  pada persamaan (3.27) sampai (3.29). Nilai absolut statistik *ADF* lebih besar dari nilai kritisnya, maka data yang diamati menunjukkan stasioner dan jika sebaliknya nilai absolut statistik *ADF* lebih kecil dari nilai kritisnya maka data tidak stasioner.

Dalam uji *ADF* bila dihasilkan kesimpulan bahwa data tidak stasioner, maka diperlukan langkah untuk membuat data menjadi stasioner melalui proses diferensi data. Uji stasioner data melalui proses diferensi ini disebut uji derajat integrasinya. Formulasi uji derajat dari *ADF* sebagai berikut :

$$\Delta 2Y_t = \gamma \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta 2Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.30)$$

$$\Delta 2Y_t = a_0 + \gamma \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta 2Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.31)$$

$$\Delta 2Y_t = a_0 + a_1 T + \gamma \Delta T_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta 2Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.32)$$

Seperti uji akar-akar unit sebelumnya, keputusan sampai pada derajat keberapa suatu data akan stasioner dapat dilihat dengan membandingkan antara

nilai statistik *ADF* yang diperoleh dari koefisien  $\gamma$  dengan nilai kritis distribusi statistik *Mackinnon*. Jika nilai absolut dari statistik *ADF* lebih besar dari nilai kritisnya pada diferensi tingkat pertama, maka data dikatakan stasioner pada derajat satu. Akan tetapi, jika nilainya lebih kecil maka uji derajat integasi perlu dilanjutkan pada diferensi yang lebih tinggi sehingga diperoleh data yang stasioner.

Hipotesis untuk menentukan data stasioner atau tidak stasioner sebagai berikut:

1. Menentukan formulasi hipotesis:

$H_0: \delta = 0$  (data *time series* nonstasioner)

$H_1: \delta \neq 0$  (data *time series* stasioner)

2. Menentukan taraf signifikansi  $\alpha$

3. Statistik uji

$$\text{Nilai statistik } Dickey\ Fuller\ (DF) = \frac{\hat{\delta}}{se_{\hat{\delta}}}$$

dengan  $\hat{\delta}$  adalah nilai estimasi  $\delta$  dengan menggunakan metode OLS dan  $se_{\hat{\delta}}$  adalah nilai estimasi *standar error*  $\hat{\delta}$ .

#### 4. Kriteria keputusan

$H_0$  ditolak jika nilai mutlak statistik  $DF$  lebih besar dari nilai kritis nilai kritis yaitu distribusi statistik  $\tau$ .

#### 5. Perhitungan

#### 6. Kesimpulan

Regresi yang menggunakan data *time series* yang tidak stasioner kemungkinan besar akan menghasilkan regresi lancung (*spurious regression*). Regresi lancung terjadi jika koefisien determinasi cukup tinggi tapi hubungan antara variabel independen dan variabel dependen tidak mempunyai makna. Hal ini terjadi karena hubungan keduanya yang merupakan data *time series* hanya menunjukkan trend saja. Jadi tingginya koefisien determinasi karena trend bukan karena hubungan antar keduanya. Jika data kedua variabel mengandung unsur akar unit atau dengan kata lain tidak stasioner, namun kombinasi linier kedua variabel mungkin saja stasioner. Persamaan sebagai berikut :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t - \varepsilon_t \quad (3.33)$$

$$\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \quad (3.34)$$

Variabel gangguan  $\varepsilon_t$  dalam hal ini merupakan kombinasi linier. Jika variabel gangguan  $\varepsilon_t$  ternyata tidak mengandung akar unit atau data stasioner atau  $I(0)$  maka terkointegrasi yang berarti mempunyai hubungan jangka panjang. Secara umum bisa dikatakan bahwa jika data *time series*  $Y$  dan  $X$  tidak stasioner pada

tingkat *level* tetapi menjadi stasioner pada diferensi yang sama yaitu Y adalah I(d) dan X adalah I(d) dimana tingkat d tingkat diferensi yang sama maka kedua data adalah terkointegrasi. Dengan kata lain uji kointegrasi hanya bisa dilakukan ketika data yang digunakan dalam penelitian berintegrasi pada derajat yang sama.

Dengan adanya perkembangan teori kointegrasi ini maka telah dikembangkan beberapa metode uji kointegrasi. Disini akan dibahas dua uji kointegrasi yaitu : (1) uji kointegrasi dari *Engle-Granger (EG)*; (2) uji *Cointegrating Regression Durbin Watson (CRDW)*

#### a. Uji Kointegrasi *Engle-Granger*

Untuk melakukan uji dari *EG* yang harus dilakukan meregresi persamaan (3.42) dan kemudian mendapatkan residualnya. Dari residual ini kemudian di uji dengan *DF* maupun *ADF*. Adapun persamaan uji keduanya dapat ditulis sebagai berikut :

$$\Delta e_t = \beta_1 e_{t-1} \quad (3.35)$$

$$\Delta \phi_t = \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=2}^p \alpha_i \Delta \varepsilon_{t-i+1} \quad (3.36)$$

Dari hasil estimasi nilai statistik *DF* dan *ADF* kemudian dibandingkan dengan nilai kritisnya. Nilai statistik *DF* dan *ADF* diperoleh dari koefisien  $\beta_1$ . Jika nilai statistiknya lebih besar dari nilai kritisnya maka variabel-variabel yang diamati saling berkointegrasi atau mempunyai hubungan jangka panjang dan sebaliknya maka variabel yang diamati tidak berkointegrasi.

Dalam hal ini nilai kritis statistik *DF* maupun *ADF* tidak lagi bisa digunakan karena variabel gangguannya didasarkan parameter kointegrasi.

**b. Uji *Cointegrating Regression Durbin Watson* (CRDW).**

Di dalam uji *CRDW* digunakan nilai *Durbin-Watson*  $d$  yang diperoleh dari persamaan (3.42). Nilai kritis untuk uji *CRDW* dikembangkan oleh Sargan dan Bhatgava (Gujarati, 2003: 824). Berdasarkan simulasinya, nilai kritis dengan  $\alpha = 1\%$ ;  $\alpha = 5\%$  dan  $\alpha = 10\%$  adalah masing-masing 0,511; 0,386 dan 0,322. Jika nilai hitung  $d$  lebih besar dari nilai kritisnya maka kita mengatakan bahwa data terkointegrasi dan sebaliknya berarti tidak ada kointegrasi.

Berdasarkan simulasi Sargan dan Bhargava nilai kritis untuk uji kointegrasi adalah

Taraf Signifikansi (%)	Statistik Durbin-Watson
1	0,511
5	0,386
10	0,322

Prosedur pegujiannya adalah sebagai berikut:

1. Menentukan formulasi hipotesis:

$H_0: d = 0$  (variabel-variabel terkointegrasi)

$H_1: d \neq 0$  (variabel-variabel tidak terkointegrasi)

2. Menentukan taraf signifikansi  $\alpha$

3. Statistik uji

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

dimana  $e_t$  adalah galat OLS

4. Kriteria keputusan

Ho ditolak jika nilai statistik  $d$  lebih besar dari nilai kritisnya.

5. Perhitungan

6. Kesimpulan

## **B. Penerapan *Trend* dalam Runtun Waktu Ekonometri**

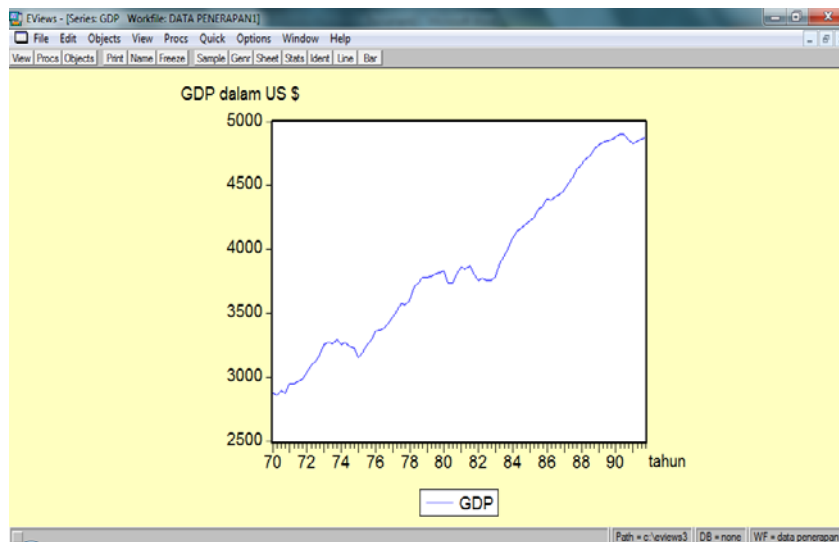
Data yang digunakan adalah data tiga runtun waktu ekonomi Amerika Serikat untuk periode tiga bulanan dari tahun 1970 sampai tahun 1991, total observasi untuk setiap runtun waktu adalah 88 observasi. Runtun tersebut yaitu *Gross Domestic Product (GDP)*, *Personal Disposable Income (PDI)*, *Personal Consumption Expenditure (PCE)*. Data dapat dilihat pada lampiran I.

Data diambil dari buku *Basic Econometrics – Gujarati*. Pada bagian aplikasi trend ini akan diberikan contoh analisis data runtun waktu ekonometri.

Dari data tersebut akan dilakukan uji stasioneritas pada runtun *GDP* dan uji kointegrasi pada runtun *PDI* dan *PCE*.

### 1. Uji stasioneritas pada runtun *GDP*

Sebelum melakukan uji stasioneritas, terlebih dahulu akan dilihat bagaimana plot data runtun *GDP*



Gambar 3.1: *GDP*, Amerika Serikat, tahun 1970-1991

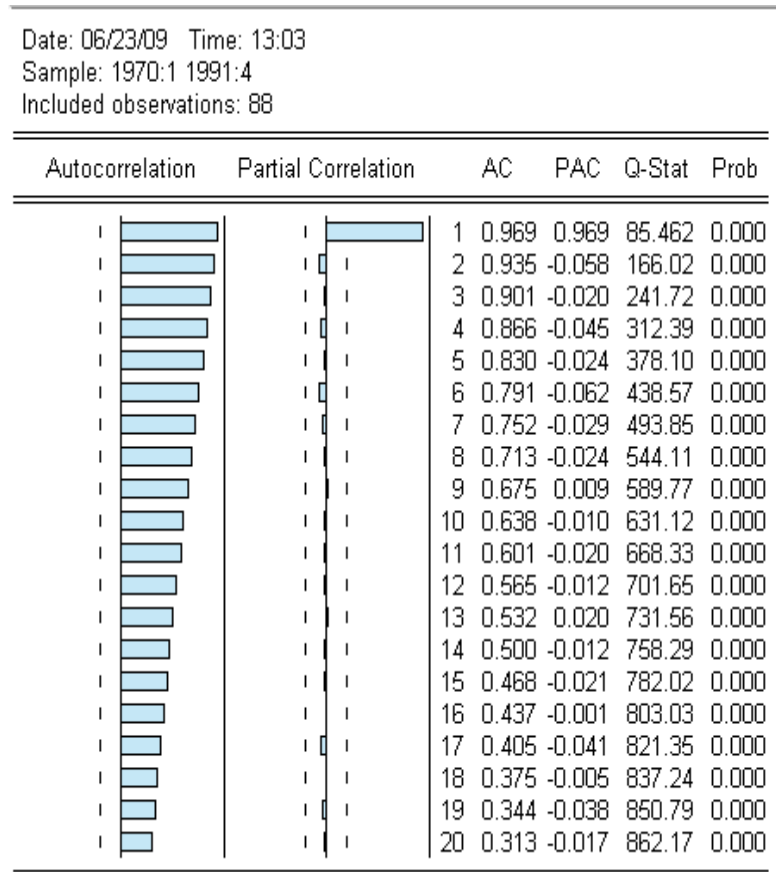
Dari plot gambar diatas terlihat bahwa plot data runtun *GDP* menunjukkan trend yang naik, meskipun trendnya tidak halus. Sekilas dari plot diatas juga dapat diambil kesimpulan bahwa runtun waktu tersebut non stasioner karena *mean*, variansi, dan autokovariansinya bergantung pada waktu. Untuk lebih pasti maka akan dilakukan uji stasioneritas pada data *GDP*.

a. Uji Stasioneritas berdasarkan *correlogram*

Dengan menggunakan program Eviews 3, sampel *correlogram* untuk runtun waktu *GDP* dapat dilihat pada tabel 3.1

**Tabel 3.1 : Correlogram, GDP, Amerika Serikat, tahun 1970-1 sampai 1991-**

IV



Tabel 3.1 menunjukkan sampel *correlogram* dari runtun waktu *GDP* yang diberikan pada lampiran I. Dengan mengambil lag *correlogram* sampai 20, dapat dilihat bahwa sampel *correlogram*-nya mulai dari nilai yang sangat tinggi (sekitar 0.97 pada lag 1) dan berangsur-angsur berkurang. Meskipun pada lag 14 koefisien autokorelasi tetap 0.5. Pola semacam ini secara umum mengindikasikan bahwa runtun waktu bersifat non stasioner. Sebaliknya, jika proses stokastik random, autokorelasinya lebih besar dari nol pada setiap lag nol.

Dapat juga diambil kesimpulan berdasarkan signifikansi statistik pada setiap  $\hat{\rho}_k$  berdasarkan *standard error*-nya. Runtun waktu *GDP* murni random,

yaitu menunjukkan adanya *white noise*, maka koefisien sampel autokorelasinya akan mendekati distribusi normal dengan *mean* nol dan variansi  $\frac{1}{n}$ , dimana  $n$  adalah ukuran sampel. Untuk data *GDP*  $n = 88$ , sehingga variansinya  $\frac{1}{88}$  atau *standard error*nya  $\frac{1}{\sqrt{88}} = 0.1066$ . Dengan mengikuti sifat distribusi normal, interval konfidensi 95% untuk  $\hat{\rho}_k$  yaitu  $\pm 1.96(0.1066) = 0.2089$  pada kedua sisi dari nol. Selanjutnya, jika estimasi  $\hat{\rho}_k$  jatuh didalam interval  $(-0.2089 ; 0.2089)$ , maka hipotesis bahwa  $\hat{\rho}_k$  adalah nol diterima. Tetapi, jika estimasi  $\hat{\rho}_k$  terletak diluar interval konfidensi ini, maka hipotesis bahwa  $\hat{\rho}_k$  adalah nol ditolak.

Untuk menguji hipotesis gabungan bahwa semua koefisien autokorelasi  $\hat{\rho}_k$  adalah sama dengan nol secara simultan, digunakan statistik- $Q$ . Dari tabel 3.1 dapat dilihat bahwa statistik- $Q$  untuk *lag ke-20* yaitu 862,17, yang merupakan statistik- $Q$  yang cukup tinggi. Sehingga  $p$ -values untuk *chi-square* adalah nol. Sehingga dapat diambil kesimpulan bahwa tidak semua  $\hat{\rho}_k$  dari data *GDP* adalah nol. Berdasarkan *correlogram*, dari semua kesimpulan yang di dapat, diambil kesimpulan bahwa runtun waktu *GDP* yang diberikan pada lampiran 1 bersifat non stasioner.

b. Uji Stasioneritas berdasarkan *Unit root*

Selain menggunakan *correlogram*, stasioneritas data dapat diuji dengan menggunakan uji *unit root Augmented Dickey-Fuller (ADF)*.

Berdasarkan output uji *unit root* (*ADF*) pada lampiran 3, regresi menurut persamaan (3.25) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\Delta\hat{GDP}_t &= 28,20542 - 0,001368\hat{GDP}_{t-1} \\ t &= (1,157605)(-0,219165) \\ R^2 &= 0,000565 \quad d = 1,351998\end{aligned}\tag{3.37}$$

dan berdasarkan output Eviews lampiran 4 persamaan (3.35) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\Delta\hat{GDP}_t &= 190,3837 + 1,477641t - 0,060317\hat{GDP}_{t-1} \\ t &= (1,838999) (1,610958) (-1,625296) \\ R^2 &= 0,030517 \quad d = 1,314680\end{aligned}\tag{3.38}$$

Dalam uji *unit root* ini hal yang penting untuk diperhatikan adalah statistik *t* (*tau*) dari variabel  $GDP_{t-1}$ . Hipotesis null pada uji ini yaitu  $\gamma = 0$ , atau dapat pula dikatakan  $a_1 = 1$ , atau terdapat *unit root*. Untuk model (3.37) nilai kritik statistik- $\tau$  adalah 1%, 5%, dan 10% yang dihitung berdasarkan *MacKinnon* adalah -3,5064; -2,8947; dan -2,5842. Selanjutnya nilai  $\tau$  hitung adalah -0,219165, dengan nilai mutlaknya lebih kecil dari nilai kritik 1%, 5%, dan 10%, maka hipotesis *null* diterima bahwa  $\gamma = 0$ , yaitu runtun *GDP* menunjukkan adanya *unit root*, atau dengan kata lain bahwa runtun *GDP* bersifat non stasioner.

Untuk model (3.38) nilai kritik 1%, 5%, dan 10% dari  $\tau$  adalah -4,0661; -3,4614; -3,1567. Nilai hitung *t* (*tau*) adalah -1,625296 untuk  $GDP_{t-1}$  yaitu tidak signifikan secara statistik, atau nilai hitung *t* adalah -2,215287 untuk  $GDP_{t-1}$  yaitu tidak signifikan secara statistik, atau  $\gamma = 0$  atau terdapat *unit root* dalam *GDP*.

Untuk menduga ada tidaknya kemungkinan korelasi serial dalam  $\varepsilon_t$ , dapat juga digunakan sebuah model seperti (3.29) dan menerapkan uji *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*;  $d$  statistik *Durbin-Watson* yang diberikan dalam persamaan (3.37) dan (3.38). Untuk nilai *lag* yang sama dengan satu nilai dari diferensi pertama *GDP*, regresinya adalah (berdasarkan output Eviews lampiran 5):

$$\begin{aligned} \Delta \hat{GDP}_t &= 234,9729 + 1,8921t - 0,078661GDP_{t-1} + 0,355794\Delta GDP_{t-1} \\ t &= (2,383391) (2,152260) (-2,215287) (3,464708) \\ R^2 &= 0,152615 \quad d = 2,085875 \end{aligned} \tag{3.39}$$

Karena *Durbin-Watson d* naik, mungkin terdapat korelasi serial. Tetapi karena  $\tau = - 2,215287$  tetap berada dibawah nilai kritik *ADF* yaitu -4.0673 (1%), -3.4620 (5%), dan -3.1570 (10%), maka dapat diambil kesimpulan bahwa runtun waktu *GDP* bersifat non stasioner .

Jadi dapat diambil kesimpulan bahwa data *GDP* Amerika Serikat untuk tahun 1970-I sampai tahun 1991-IV bersifat non stasioner, berdasarkan uji *correlogram* dan uji *ADF*. Dengan kata lain data *GDP* merupakan *trend* stokastik.

Setelah diketahui bahwa data *GDP* bersifat non stasioner, ingin diketahui apakah diferensi pertama runtun waktu *GDP* atau  $\Delta GDP_t = (\Delta GDP_t - \Delta GDP_{t-1})$  bersifat stasioner. Berdasarkan output E-Views lampiran 6, dengan menulis  $D_t$  sebagai  $\Delta GDP_t$ , maka didapat hasil sebagai berikut:

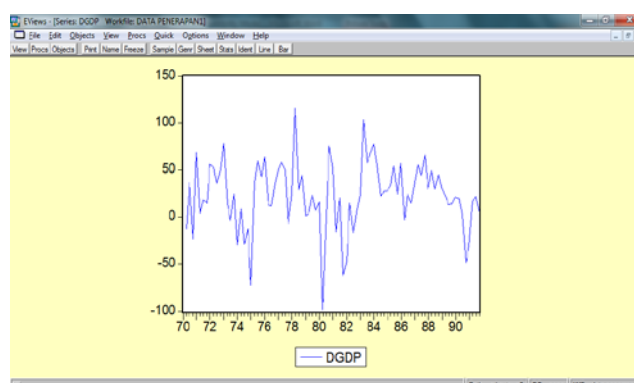
$$\Delta \hat{D}_t = 16.00498 - 0.6827 D_{t-1} \quad (3.40)$$

$$t = (3.640211)(-6.63034)$$

$$R^2 = 0.343552$$

Nilai kritik statistik- $\tau$  1%, 5%, dan 10% yang dihitung berdasarkan *MacKinnon* adalah -3,5073; -2,8951; dan -2,5844. Karena nilai  $\tau$  hitung adalah -6,63034; dengan nilai mutlaknya lebih besar dari nilai kritik 1%, 5%, dan 10%, maka hipotesis *null* ditolak, bahwa  $\gamma$  (koefisien dari  $D_{t-1}$ ) adalah nol. Yaitu, diferensi pertama dari *GDP* tidak menunjukkan adanya *unit root*, atau dengan kata lain bahwa diferensi pertama dari *GDP* bersifat stasioner. Gambar 3.2 menunjukkan difrensi pertama dari data *GDP* . Apabila dibandingkan dengan runtun *GDP* aslinya yang diberikan gambar 3.1, diferensi runtun *GDP* yang ditunjukkan dalam gambar 3.2 tidak menunjukkan adanya *trend*.

Karena  $\Delta GDP_t$  stasioner, atau dapat ditulis sebagai proses stokastik  $I(0)$ , maka berarti  $GDP_t$  sendiri adalah runtun waktu  $I(1)$ ; atau dapat dikatakan  $GDP_t$  adalah *random walk*.



Gambar 3.2 :diferensi pertama dari GDP, Amerika Serikat, tahun 1970 – 1991

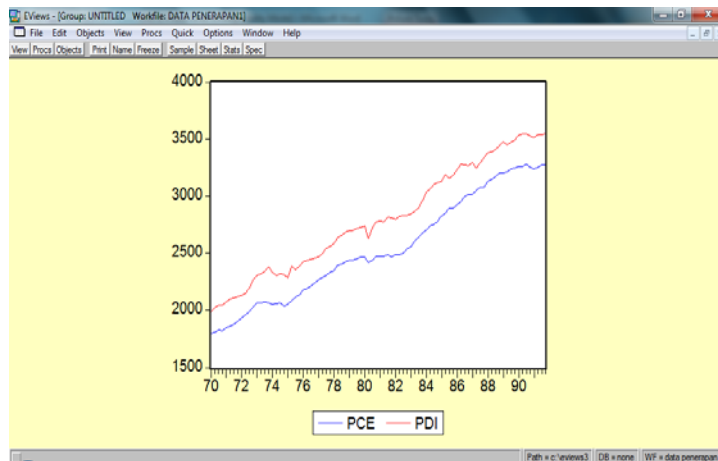
2. Uji kointegrasi pada runtun *PDI* dan *PCE*

Untuk melihat aplikasi dari variabel – variabel yang saling berkointegrasi, digunakan data *PCE* dan *PDI* yang terdapat dalam lampiran 1. gambar 3.3 menunjukkan plot data *PCE* dan *PDI*. Untuk menguji kedua variabel tersebut saling berkointegrasi, terdapat dua uji kointegrasi:

a. Pengujian menggunakan metode *Engle-Granger*

1. langkah 1: menguji orde integrasi variabel *PCE* dan *PDI*

Untuk menguji orde integrasi variabel *PCE* dan *PDI*, terlebih dahulu dilakukan uji stasioneritas pada kedua variabel tersebut.



Gambar 3.3: *PCE* dan *PDI*, Amerika Serikat, tahun 1970-1971

Dari output uji *unit root DF* untuk *PCE* (lampiran 7) dan *PDI* (lampiran 8), dengan mengestimasi persamaan (3.37) untuk data *PCE* didapat hasil:

$$\begin{aligned} \hat{\Delta PCE}_t &= 94,19111 + 0,79872t - 0,044464PCE_{t-1} & (3.41) \\ t &= (1,674765) (1,360435) \quad (-1,376068) \end{aligned}$$

dan untuk data *PDI* didapat hasil sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \hat{\Delta PDI}_t &= 396,9264 + 3,516057t - 0,191244PDI_{t-1} \\ t &= (3.055501) \quad (2.849328) \quad (-2.904927) \end{aligned} \quad (3.42)$$

Nilai kritik statistik -  $\tau$  1%, 5%, dan 10% untuk data *PCE* dan *PDI* yang dihitung berdasarkan *MacKinnon* adalah -4,0661; -3,4614; dan -3,1567. Karena nilai  $\tau$  hitung untuk *PCE* dan *PDI* adalah -1,376068 dan -2.904927, dengan nilai mutlaknya lebih kecil dari nilai kritik 1%, 5%, dan 10%, maka hipotesis *null*  $\gamma = 0$  diterima. Berarti bahwa masing-masing data *PCE* dan *PDI* mempunyai *unit root*, atau dengan kata lain bersifat non stasioner.

Setelah diketahui bahwa data *PCE* dan *PDI* bersifat non stasioner, ingin diketahui apakah diferensi pertama runtun waktu *PCE* dan *PDI* atau  $\Delta PCE_t = (\Delta PCE - \Delta PCE_{t-1})$  dan  $\Delta PDI_t = (PDI_t - PDI_{t-1})$  bersifat stasioner. Berdasarkan output E-views lampiran 10, dengan menulis  $D(PCE)_t$  sebagai  $\Delta PCE_t$  maka didapat hasil sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \hat{\Delta D(PCE)}_t &= 13,9437 - 0,820193D(PCE)_{t-1} \\ t &= (5,1843) \quad (-7,615082) \\ R^2 &= (0,408407) \end{aligned} \quad (3.43)$$

dan  $D(PDI)_t$  (berdasarkan output Eviews lampiran 11) sebagai  $\Delta PDI_t$  maka didapat hasil sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \hat{\Delta D(PDI)}_t &= 19.86201 - 1.116655D(PDI)_{t-1} \\ t &= (5.055613) \quad (-10.30644) \\ R^2 &= (0.558412) \end{aligned} \quad (3.44)$$

Nilai kritik statistik -  $\tau$  1%, 5%, dan 10% yang dihitung berdasarkan *MacKinnon* untuk model (3.43) adalah -3,5073; -2,8951; dan -2,5844. Karena nilai  $\tau$  hitung adalah -7,615082, dimana nilai mutlaknya lebih besar dari nilai kritik 1%, 5%, dan 10%, maka hipotesis *null*  $\gamma = 0$  (koefisien dari  $D(PCE)_{t-1}$ ) di tolak. Yaitu, diferensi pertama dari data *PCE* tidak menunjukkan adanya *unit root*, atau dengan kata lain bahwa diferensi pertama dari data *PCE* bersifat stasioner.

Nilai kritik statistik -  $\tau$  1%, 5%, dan 10% yang dihitung berdasarkan *MacKinnon* untuk model (3.44) adalah -3,5073; -2,8951; dan -2,5844. Karena nilai  $\tau$  hitung adalah -10.30644, dengan nilai mutlaknya lebih besar dari nilai kritik 1%, 5%, dan 10%, maka hipotesis *null*  $\gamma = 0$  (koefisien dari  $D(PDI)_{t-1}$ ) di tolak. Yaitu, diferensi pertama dari data *PDI* tidak menunjukkan adanya *unit root*, atau dengan kata lain bahwa diferensi pertama dari data *PDI* bersifat stasioner.

Karena  $\Delta PCE_t$  dan  $\Delta PDI_t$  stasioner, atau dapat juga ditulis sebagai proses stokastik  $I(0)$ , maka  $PCE_t$  dan  $PDI_t$  sendiri adalah runtun waktu  $I(1)$ . Jadi dari hasil uji integrasi pada variabel *PCE* dan *PDI* dapat disimpulkan *PCE* dan *PDI* terintegrasi pada orde yang sama yaitu  $I(1)$ .

2. Langkah 2 : mengestimasi hubungan kesetimbangannya

Setelah diketahui bahwa *PCE* dan *PDI* adalah  $I(1)$ , langkah selanjutnya yaitu mengestimasi hubungan kesetimbangannya. Estimasi

hubungan kesetimbangan antara variabel *PCE* dan *PDI* (berdasarkan output Eviews lampiran 9) adalah

$$\begin{aligned} \hat{PCE}_t &= -169.4449 + 0.966784PDI_t + \varepsilon_t \\ t &= (-7.350964) \quad (119.0917) \\ R^2 &= 0.993973 \quad d = 0.592726 \end{aligned} \quad (3.45)$$

Untuk menentukan apakah variabel-variabel *PCE* dan *PDI* benar-benar berkointegrasi, dapat dilihat dari barisan residualnya,  $\varepsilon_t = PCE_t - \beta_0 - \beta_1 PDI_t$ ,

Apabila kombinasi linearnya ( $\varepsilon_t$ ) stasioner, maka dapat dikatakan variabel *PCE* dan *PDI* saling berkointegrasi. Untuk memastikan *PCE* dan *PDI* saling berkointegrasi atau tidak, maka dilakukan uji stasioneritas pada  $\varepsilon_t$ . Dari hasil estimasi regresi (3.54) dan uji *unit root* DF (lampiran 13) pada estimasi residunya, maka dihasilkan:

$$\begin{aligned} \hat{\Delta\varepsilon}_t &= -0.305390\hat{\varepsilon}_{t-1} \\ t &= (-3.981915) \quad R^2 = 0.157211 \end{aligned} \quad (3.46)$$

Karena estimasi  $\varepsilon$  berdasar pada estimasi parameter terkointegrasi  $\beta_1$ , maka nilai signifikansi kritik DF dan ADF tidak betul-betul mendekati. Engle dan Granger telah menghitung nilai ini. Nilai kritik  $\tau$  Engle dan Granger 1%, 5%, dan 10% adalah -3,5064; -2,8947, dan -2,5842. Karena nilai mutlak estimasi  $\tau$  adalah 3.981915 yang lebih besar dari setiap nilai kritik, maka dapat diambil kesimpulan bahwa estimasi  $\varepsilon_t$  stasioner (tidak mempunyai *unit root*), sehingga mengakibatkan variabel *PCE* dan *PDI* saling berkointegrasi.

b. Pengujian dengan metode Durbin-Watson

Metode alternatif lainnya yang berguna untuk menentukan apakah *PCE* dan *PDI* berkointegrasi yaitu uji kointegrasi dengan menggunakan nilai statistik *Durbin-Watson*. Dari hasil regresi (3.45) didapat  $d = 0,5316$ . Hipotesis *null* uji ini yaitu  $d = 0$ . Berdasarkan simulasi Sargan dan Bhargava nilai kritis untuk uji kointegrasi 1%, 5%, dan 10% dengan uji hipotesis yaitu benar bahwa  $d = 0$  adalah 0,511; 0,386; dan 0,322, sehingga jika nilai  $d$  hitung lebih kecil dari, misalkan 0,511 maka  $H_0$  ditolak pada tingkat 1%. Kesimpulannya *PCE* dan *PDI* memang berkointegrasi atau ada hubungan jangka panjang antara *PCE* dan *PDI* meskipun *PCE* dan *PDI* masing-masing tidak stasioner.

## BAB IV

### KESIMPULAN DAN SARAN

#### A. Kesimpulan

Dari seluruh pembahasan skripsi ini dapat diambil beberapa kesimpulan sebagai berikut :

1. *Trend* dalam runtun waktu ekonometri dibagi menjadi dua, yaitu *trend* deterministik dan *trend* stokastik. Mekanisme pengujian *trend* deterministik dan *trend* stokastik menggunakan uji stasioneritas *Augmented Dickey Fuller* dan berdasarkan *correlogram*. Adapun formulasi uji *ADF* sebagai berikut :

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

dengan :

$Y$  = variabel yang diamati

$\Delta Y_t$  =  $Y_t - Y_{t-1}$

$T$  = *trend* waktu

2. Penerapan *trend* dalam runtun waktu ekonometri dalam skripsi ini digunakan data tiga runtun waktu ekonomi Amerika Serikat untuk periode tiga bulanan dari tahun 1970 sampai tahun 1991. Data runtun tersebut yaitu *Gross Domestic Product (GDP)*, *Personal Disposable Income (PDI)*, *Personal Consumption Expenditure (PCE)*. Untuk data *GDP* pengujian kestasioneritasan data digunakan dua kali pengujian, yaitu berdasarkan *correlogram* dan uji *unit root Augmented Dickey-Fuller (ADF)*. Kesimpulan yang diperoleh berdasarkan dua kali pengujian menunjukkan bahwa data *GDP* tidak stasioner atau mengandung *unit root* dengan kata lain data *GDP* merupakan *trend* stokastik. Untuk data *PDI* dan *PCE* kestasioneritasan data di uji dengan uji *unit root Dickey-Fuller*, hasilnya menunjukkan data *PDI* dan *PCE* tidak stasioner atau mengandung *unit root* dengan kata lain data *PDI* dan *PCE* merupakan *trend* stokastik. Untuk menstasionerkan data *GDP*, *PDI*, dan *PCE* dilakukan diferensi data

## **B. Saran**

Saran dari penulis setelah pembaca mempelajari skripsi ini yaitu pembaca dapat menerapkan *trend* dalam runtun waktu ekonometri untuk beberapa kasus lain serta membandingkan kasus tersebut dengan kasus yang dibahas dalam skripsi ini sehingga dapat ditemukan hal lain yang bermanfaat. Dengan hal tersebut diharapkan ada pemicu pembahasan lebih lanjut untuk variasi lain dari *trend* dalam runtun waktu ekonometri seperti melakukan peramalan dengan berdasarkan *trend* deterministik dan *trend* stokastik.

## DAFTAR PUSTAKA

- Gujarati, Daamodar N. 1995. *Basic Econometric*. New York: McGraw Hill, Inc.
- Kustitunto, Bambang. 1984. *Analisa Runtut Waktu dan Regresi Korelasi*.  
Yogyakarta: BPFE
- Makridakis, S, S. C Wheelwright, V.E Mc Gee. 1999. *Metode dan Aplikasi Peramalan*. (Alih Bahasa oleh Hari Suminto). Jakarta: Binarupa Aksara
- Tintner, Gerhard. 1968. *Methodology of Mathematical Economics and Econometric*. The University of Chicago
- Thomas, R L.1997. *Modern Econometrics: An Introduction*. Harlow: Addison-Wesley.
- Wei, William W.S. 1990. *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*. New York: Addison-Wesley.
- Widarjono, Agus. 2005. *Ekonometrika: Teori dan Aplikasi untuk Ekonomi dan Bisnis*. Yogyakarta: Ekonisia.
- Winarno, Wing Wahyu. 2007. *Analisis Ekonometrika dan Statistika dengan Eviews*. Yogyakarta: UPP STIM YKPN.
- Zanzawi, Soejoeti. 1987. *Materi Pokok Analisis Runtut Waktu*. Jakarta: Depdikbud

## LAMPIRAN 1

Data Makroekonomi, Amerika Serikat, 1970-I sampai 1991-IV

Quarter	GDP	PCE	PDI
1970 - I	2872.8	1800.5	1990.6
1970 - II	2860.3	1807.5	2020.1
1970 - III	2896.6	1824.7	2045.3
1970 - IV	2873.7	1821.2	2045.2
1971 - I	2942.9	1849.9	2073.9
1971 - II	2947.4	1863.5	2098
1971 - III	2966	1876.9	2106.6
1971 - IV	2980.8	1904.6	2121.1
1972 - I	3037.3	1929.3	2129.7
1972 - II	3089.7	1963.3	2149.1
1972 - III	3125.8	1989.1	2193.9
1972 - IV	3175.5	2032.1	2272
1973 - I	3253.3	2063.9	2300.7
1973 - II	3267.6	2062	2315.2
1973 - III	3264.3	2073.7	2337.9
1973 - IV	3289.1	2067.4	2382.7
1974 - I	3259.4	2050.8	2334.7
1974 - II	3267.6	2059	2304.5
1974 - III	3239.1	2065.5	2315
1974 - IV	3226.4	2039.9	2313.7
1975 - I	3154	2051.8	2282.5
1975 - II	3190.4	2086.9	2390.3
1975 - III	3249.9	2114.4	2354.4
1975 - IV	3292.5	2137	2389.4
1976 - I	3356.7	2179.3	2424.5
1976 -II	3369.2	2194.7	2434.9
1976 - III	3381	2213	2444.7
1976 - IV	3416.3	2242	2459.5
1977 - I	3466.4	2271.3	2463
1977 - II	3525	2280.8	2490.3
1977 - III	3574.4	2302.6	2541
1977 - IV	3567.2	2331.6	2556.2
1978 - I	3591.8	2347.1	2587.3
1978 - II	3707	2394	2631.9
1978 - III	3735.6	2404.5	2653.2
1978 - IV	3779.6	2421.6	2680.9
1979 - I	3780.8	2437.9	2699.2
1979 - II	3784.3	2435.4	2697.6
1979 - III	3807.5	2454.7	2715.3
1979 - IV	3814.6	2465.4	2728.1

Quarter	GDP	PCE	PDI
1980 - I	3830.8	2464.6	2742.9
1980 - II	3732.6	2414.2	2629
1980 - III	3733.5	2440.3	2722.5
1980 - IV	3808.5	2469.2	2777
1981 - I	3860.5	2475.5	2783.7
1981 - II	3844.4	2476.1	2776.7
1981 - III	3864.5	2487.4	2814.1
1981 - IV	3803.1	2468.6	2808.8
1982 - I	3756.1	2484	2795
1982 - II	3771.1	2488.9	2824.8
1982 - III	3754.4	2502.5	2829
1982 - IV	3759.6	2539.3	2832.6
1983 - I	3783.5	2556.5	2843.6
1983 - II	3886.5	2604	2867
1983 - III	3944.4	2639	2903
1983 - IV	4012.1	2678.2	2960.6
1984 - I	4089.5	2703.8	3033.2
1984 - II	4144	2741.1	3065.9
1984 - III	4166.4	2754.6	3102.7
1984 - IV	4194.2	2784.8	3118.5
1985 - I	4221.8	2824.9	3123.6
1985 - II	4254.8	2849.7	3189.6
1985 - III	4309	2893.3	3156.5
1985 - IV	4333.5	2895.3	3178.7
1986 - I	4390.5	2922.4	3227.5
1986 - II	4387.7	2947.9	3281.4
1986 - III	4412.6	2993.7	3272.6
1986 - IV	4427.1	3012.5	3266.2
1987 - I	4460	3011.5	3295.2
1987 - II	4515.3	3046.8	3241.7
1987 - III	4559.3	3075.8	3285.7
1987 - IV	4625.5	3074.6	3335.8
1988 - I	4655.3	3128.2	3380.1
1988 - II	4704.8	3147.8	3386.3
1988 - III	4734.5	3170.6	3407.5
1988 - IV	4779.7	3202.9	3443.1
1989 - I	4809.8	3200.9	3473.9
1989 - II	4832.4	3208.6	3450.9
1989 - III	4845.6	3241.1	3466.9
1989 - IV	4859.7	3241.6	3493
1990 - I	4880.8	3258.8	3531.4
1990 - II	4900.3	3258.6	3545.3
1990 - III	4903.3	3281.2	3547

Quarter	GDP	PCE	PDI
1990 - IV	4855.1	3251.8	3529.5
1991 - I	4824	3241.1	3514.8
1991 - II	4840.7	3252.4	3537.4
1991 - III	4862.7	3271.2	3539.9
1991 - IV	4868	3271.1	3547.5

## LAMPIRAN 2

Data Diferensi Pertama GDP, PCE, dan PDI

Quarter	DGDP	DPCE	DPDI
1970 - I			
1970 - II	-12.5	7	29.5
1970 - III	36.3	17.2	25.2
1970 - IV	-22.9	-3.5	-0.1
1971 - I	69.2	28.7	28.7
1971 - II	4.5	13.6	24.1
1971 - III	18.6	13.4	8.6
1971 - IV	14.8	27.7	14.5
1972 - I	56.5	24.7	8.6
1972 - II	52.4	34	19.4
1972 - III	36.1	25.8	44.8
1972 - IV	49.7	43	78.1
1973 - I	77.8	31.8	28.7
1973 - II	14.3	-1.9	14.5
1973 - III	-3.3	11.7	22.7
1973 - IV	24.8	-6.3	44.8
1974 - I	-29.7	-16.6	-48
1974 - II	8.2	8.2	-30.2
1974 - III	-28.5	6.5	10.5
1974 - IV	-12.7	-25.6	-1.3
1975 - I	-72.4	11.9	-31.2
1975 - II	36.4	35.1	107.8
1975 - III	59.5	27.5	-35.9
1975 - IV	42.6	22.6	35
1976 - I	64.2	42.3	35.1
1976 -II	12.5	15.4	10.4
1976 - III	11.8	18.3	9.8
1976 - IV	35.3	29	14.8
1977 - I	50.1	29.3	3.5
1977 - II	58.6	9.5	27.3
1977 - III	49.4	21.8	50.7
1977 - IV	-7.2	29	15.2
1978 - I	24.6	15.5	31.1
1978 - II	115.2	46.9	44.6
1978 - III	28.6	10.5	21.3
1978 - IV	44	17.1	27.7
1979 - I	1.2	16.3	18.3
1979 - II	3.5	-2.5	-1.6
1979 - III	23.2	19.3	17.7
1979 - IV	7.1	10.7	12.8

Quarter	DGDP	DPCE	DPDI
1980 - I	16.2	-0.8	14.8
1980 - II	-98.2	-50.4	-113.9
1980 - III	0.9	26.1	93.5
1980 - IV	75	28.9	54.5
1981 - I	52	6.3	6.7
1981 - II	-16.1	0.6	-7
1981 - III	20.1	11.3	37.4
1981 - IV	-61.4	-18.8	-5.3
1982 - I	-47	15.4	-13.8
1982 - II	15	4.9	29.8
1982 - III	-16.7	13.6	4.2
1982 - IV	5.2	36.8	3.6
1983 - I	23.9	17.2	11
1983 - II	103	47.5	23.4
1983 - III	57.9	35	36
1983 - IV	67.7	39.2	57.6
1984 - I	77.4	25.6	72.6
1984 - II	54.5	37.3	32.7
1984 - III	22.4	13.5	36.8
1984 - IV	27.8	30.2	15.8
1985 - I	27.6	40.1	5.1
1985 - II	33	24.8	66
1985 - III	54.2	43.6	-33.1
1985 - IV	24.5	2	22.2
1986 - I	57	27.1	48.8
1986 - II	-2.8	25.5	53.9
1986 - III	24.9	45.8	-8.8
1986 - IV	14.5	18.8	-6.4
1987 - I	32.9	-1	29
1987 - II	55.3	35.3	-53.5
1987 - III	44	29	44
1987 - IV	66.2	-1.2	50.1
1988 - I	29.8	53.6	44.3
1988 - II	49.5	19.6	6.2
1988 - III	29.7	22.8	21.2
1988 - IV	45.2	32.3	35.6
1989 - I	30.1	-2	30.8
1989 - II	22.6	7.7	-23
1989 - III	13.2	32.5	16
1989 - IV	14.1	0.5	26.1
1990 - I	21.1	17.2	38.4
1990 - II	19.5	-0.2	13.9
1990 - III	3	22.6	1.7

Quarter	DGDP	DPCE	DPDI
1990 - IV	-48.2	-29.4	-17.5
1991 - I	-31.1	-10.7	-14.7
1991 - II	16.7	11.3	22.6
1991 - III	22	18.8	2.5
1991 - IV	5.3	-0.1	7.6

### LAMPIRAN 3

Uji Akar Unit pada data GDP dengan metode Dickey-Fuller (bila trend dianggap hanya mengandung suatu konstan)

ADF Test Statistic	-0.219165	1% Critical Value*	-3.5064
		5% Critical Value	-2.8947
		10% Critical Value	-2.5842

---

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP)

Method: Least Squares

Date: 04/13/10 Time: 20:38

Sample(adjusted): 1970:2 1991:4

Included observations: 87 after adjusting endpoints

---

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	-0.001368	0.006242	-0.219165	0.8270
C	28.20542	24.36532	1.157605	0.2503

---

R-squared	0.000565	Mean dependent var	22.93333
Adjusted R-squared	-0.011193	S.D. dependent var	35.93448
S.E. of regression	36.13503	Akaike info criterion	10.03512
Sum squared resid	110987.9	Schwarz criterion	10.09181
Log likelihood	-434.5278	F-statistic	0.048033
Durbin-Watson stat	1.351998	Prob(F-statistic)	0.827047

---

## LAMPIRAN 4

Uji Akar Unit pada data GDP dengan metode Dickey-Fuller (bila trend dianggap hanya mengandung suatu konstan dan trend waktu)

ADF Test Statistic	-1.625296	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

---

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP)

Method: Least Squares

Date: 04/13/10 Time: 21:15

Sample(adjusted): 1970:2 1991:4

Included observations: 87 after adjusting endpoints

---

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	-0.060317	0.037111	-1.625296	0.1078
C	190.3837	103.5257	1.838999	0.0694
@TREND(1970:1)	1.477641	0.917244	1.610958	0.1109

---

R-squared	0.030517	Mean dependent var	22.93333
Adjusted R-squared	0.007434	S.D. dependent var	35.93448
S.E. of regression	35.80066	Akaike info criterion	10.02768
Sum squared resid	107661.7	Schwarz criterion	10.11272
Log likelihood	-433.2042	F-statistic	1.322060
Durbin-Watson stat	1.314680	Prob(F-statistic)	0.272075

---

## LAMPIRAN 5

### Uji Akar Unit pada data GDP dengan metode augmented Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-2.215287	1% Critical Value*	-4.0673
		5% Critical Value	-3.4620
		10% Critical Value	-3.1570

---

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP)

Method: Least Squares

Date: 04/13/10 Time: 21:17

Sample(adjusted): 1970:3 1991:4

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	-0.078661	0.035508	-2.215287	0.0295
D(GDP(-1))	0.355794	0.102691	3.464708	0.0008
C	234.9729	98.58764	2.383391	0.0195
@TREND(1970:1)	1.892199	0.879168	2.152260	0.0343
R-squared	0.152615	Mean dependent var		23.34535
Adjusted R-squared	0.121613	S.D. dependent var		35.93794
S.E. of regression	33.68187	Akaike info criterion		9.917191
Sum squared resid	93026.38	Schwarz criterion		10.03135
Log likelihood	-422.4392	F-statistic		4.922762
Durbin-Watson stat	2.085875	Prob(F-statistic)		0.003406

## LAMPIRAN 6

### Uji Integrasi Data *GDP*

ADF Test Statistic	-6.630339	1% Critical Value*	-3.5073
		5% Critical Value	-2.8951
		10% Critical Value	-2.5844

---

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP,2)

Method: Least Squares

Date: 04/13/10 Time: 21:24

Sample(adjusted): 1970:3 1991:4

Included observations: 86 after adjusting endpoints

---

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.682762	0.102975	-6.630339	0.0000
C	16.00498	4.396717	3.640211	0.0005

---

R-squared	0.343552	Mean dependent var	0.206977
Adjusted R-squared	0.335737	S.D. dependent var	42.04441
S.E. of regression	34.26717	Akaike info criterion	9.929233
Sum squared resid	98636.06	Schwarz criterion	9.986311
Log likelihood	-424.9570	F-statistic	43.96140
Durbin-Watson stat	2.034425	Prob(F-statistic)	0.000000

---

## LAMPIRAN 7

Uji Akar Unit pada data PCE dengan metode Dickey-Fuller (bila trend dianggap hanya mengandung suatu konstan dan trend waktu)

ADF Test Statistic	-1.376068	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PCE)

Method: Least Squares

Date: 04/13/10 Time: 21:48

Sample(adjusted): 1970:2 1991:4

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PCE(-1)	-0.044464	0.032312	-1.376068	0.1725
C	94.19111	56.24138	1.674765	0.0977
@TREND(1970:1)	0.798720	0.587106	1.360435	0.1773
R-squared	0.022053	Mean dependent var		16.90345
Adjusted R-squared	-0.001232	S.D. dependent var		18.29021
S.E. of regression	18.30147	Akaike info criterion		8.685714
Sum squared resid	28135.27	Schwarz criterion		8.770745
Log likelihood	-374.8285	F-statistic		0.947106
Durbin-Watson stat	1.595415	Prob(F-statistic)		0.391964

## LAMPIRAN 8

Uji Akar Unit pada data PDI dengan metode Dickey-Fuller (bila trend dianggap hanya mengandung suatu konstan dan trend waktu)

ADF Test Statistic	-2.904927	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

---

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PDI)

Method: Least Squares

Date: 04/13/10 Time: 21:56

Sample(adjusted): 1970:2 1991:4

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PDI(-1)	-0.191244	0.065834	-2.904927	0.0047
C	396.9264	129.9055	3.055501	0.0030
@TREND(1970:1)	3.516057	1.233995	2.849328	0.0055
R-squared	0.092681	Mean dependent var	17.89540	
Adjusted R-squared	0.071078	S.D. dependent var	31.48905	
S.E. of regression	30.34933	Akaike info criterion	9.697300	
Sum squared resid	77370.88	Schwarz criterion	9.782331	
Log likelihood	-418.8326	F-statistic	4.290217	
Durbin-Watson stat	2.028202	Prob(F-statistic)	0.016824	

## LAMPIRAN 9

### Hubungan Kesetimbangan PCE dan PDI

Dependent Variable: PCE

Method: Least Squares

Date: 04/13/10 Time: 22:23

Sample: 1970:1 1991:4

Included observations: 88

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-169.4449	23.05070	-7.350964	0.0000
PDI	0.966784	0.008118	119.0917	0.0000
R-squared	0.993973	Mean dependent var	2537.042	
Adjusted R-squared	0.993903	S.D. dependent var	463.1134	
S.E. of regression	36.16203	Akaike info criterion	10.03636	
Sum squared resid	112461.6	Schwarz criterion	10.09266	
Log likelihood	-439.5999	F-statistic	14182.83	
Durbin-Watson stat	0.592726	Prob(F-statistic)	0.000000	

## LAMPIRAN 10

### Uji Integrasi Data *PCE*

ADF Test Statistic	-7.615082	1% Critical Value*	-3.5073
		5% Critical Value	-2.8951
		10% Critical Value	-2.5844

---

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PCE,2)

Method: Least Squares

Date: 10/11/10 Time: 21:06

Sample(adjusted): 1970:3 1991:4

Included observations: 86 after adjusting endpoints

---

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PCE(-1))	-0.820193	0.107706	-7.615082	0.0000
C	13.94370	2.689600	5.184300	0.0000

---

R-squared	0.408407	Mean dependent var	-0.082558
Adjusted R-squared	0.401364	S.D. dependent var	23.49141
S.E. of regression	18.17567	Akaike info criterion	8.661026
Sum squared resid	27749.83	Schwarz criterion	8.718104
Log likelihood	-370.4241	F-statistic	57.98948
Durbin-Watson stat	2.046675	Prob(F-statistic)	0.000000

---

## LAMPIRAN 11

### Uji Integrasi Data *PDI*

ADF Test Statistic	-10.30644	1% Critical Value*	-3.5073
		5% Critical Value	-2.8951
		10% Critical Value	-2.5844

---

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PDI,2)

Method: Least Squares

Date: 10/11/10 Time: 21:56

Sample(adjusted): 1970:3 1991:4

Included observations: 86 after adjusting endpoints

---

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PDI(-1))	-1.116655	0.108345	-10.30644	0.0000
C	19.86201	3.928705	5.055613	0.0000

---

R-squared	0.558412	Mean dependent var	-0.254651
Adjusted R-squared	0.553155	S.D. dependent var	47.30068
S.E. of regression	31.61881	Akaike info criterion	9.768363
Sum squared resid	83978.95	Schwarz criterion	9.825441
Log likelihood	-418.0396	F-statistic	106.2228
Durbin-Watson stat	2.019694	Prob(F-statistic)	0.000000

---

## LAMPIRAN 12

Data Estimasi Residu ( $\hat{\varepsilon}_t$ )

Quarter	PCE	PDI	$\hat{\varepsilon}_t$
1970 - I	1800.5	1990.6	45.46437
1970 - II	1807.5	2020.1	23.94424
1970 - III	1824.7	2045.3	16.78128
1970 - IV	1821.2	2045.2	13.37796
1971 - I	1849.9	2073.9	14.33126
1971 - II	1863.5	2098	4.631758
1971 - III	1876.9	2106.6	9.717414
1971 - IV	1904.6	2121.1	23.39904
1972 - I	1929.3	2129.7	39.7847
1972 - II	1963.3	2149.1	55.02909
1972 - III	1989.1	2193.9	37.51716
1972 - IV	2032.1	2272	5.011318
1973 - I	2063.9	2300.7	9.064614
1973 - II	2062	2315.2	-6.85376
1973 - III	2073.7	2337.9	-17.0998
1973 - IV	2067.4	2382.7	-66.7117
1974 - I	2050.8	2334.7	-36.9061
1974 - II	2059	2304.5	0.490834
1974 - III	2065.5	2315	-3.1604
1974 - IV	2039.9	2313.7	-27.5036
1975 - I	2051.8	2282.5	14.56008
1975 - II	2086.9	2390.3	-54.5593
1975 - III	2114.4	2354.4	7.648305
1975 - IV	2137	2389.4	-3.58914
1976 - I	2179.3	2424.5	4.776737
1976 -II	2194.7	2434.9	10.12218
1976 - III	2213	2444.7	18.9477
1976 - IV	2242	2459.5	33.63929
1977 - I	2271.3	2463	59.55555
1977 - II	2280.8	2490.3	42.66234
1977 - III	2302.6	2541	15.44639
1977 - IV	2331.6	2556.2	29.75127
1978 - I	2347.1	2587.3	15.18428
1978 - II	2394	2631.9	18.96571
1978 - III	2404.5	2653.2	8.873205
1978 - IV	2421.6	2680.9	-0.80672
1979 - I	2437.9	2699.2	-2.19887
1979 - II	2435.4	2697.6	-3.15201
1979 - III	2454.7	2715.3	-0.96409
1979 - IV	2465.4	2728.1	-2.63893

Quarter	PCE	PDI	$\hat{\varepsilon}_t$
1980 - I	2464.6	2742.9	-17.7473
1980 - II	2414.2	2629	41.96938
1980 - IV	2469.2	2777	-46.1147
1981 - I	2475.5	2783.7	-46.2921
1981 - II	2476.1	2776.7	-38.9246
1981 - III	2487.4	2814.1	-63.7824
1981 - IV	2468.6	2808.8	-77.4584
1982 - I	2484	2795	-48.7168
1982 - II	2488.9	2824.8	-72.627
1982 - III	2502.5	2829	-63.0875
1982 - IV	2539.3	2832.6	-29.7679
1983 - I	2556.5	2843.6	-23.2025
1983 - II	2604	2867	1.674757
1983 - III	2639	2903	1.870528
1983 - IV	2678.2	2960.6	-14.6162
1984 - I	2703.8	3033.2	-59.2048
1984 - II	2741.1	3065.9	-53.5186
1984 - III	2754.6	3102.7	-75.5963
1984 - IV	2784.8	3118.5	-60.6715
1985 - I	2824.9	3123.6	-25.5021
1985 - II	2849.7	3189.6	-64.5098
1985 - III	2893.3	3156.5	11.09075
1985 - IV	2895.3	3178.7	-8.37186
1986 - I	2922.4	3227.5	-28.4509
1986 - II	2947.9	3281.4	-55.0606
1986 - III	2993.7	3272.6	-0.75289
1986 - IV	3012.5	3266.2	24.23453
1987 - I	3011.5	3295.2	-4.80221
1987 - II	3046.8	3241.7	82.22074
1987 - III	3075.8	3285.7	68.68224
1987 - IV	3074.6	3335.8	19.04635
1988 - I	3128.2	3380.1	29.81782
1988 - II	3147.8	3386.3	43.42376
1988 - III	3170.6	3407.5	45.72793
1988 - IV	3202.9	3443.1	43.61042
1989 - I	3200.9	3473.9	11.83346
1989 - II	3208.6	3450.9	41.7695
1989 - III	3241.1	3466.9	58.80095
1989 - IV	3241.6	3493	34.06789
1990 - I	3258.8	3531.4	14.14338
1990 - II	3258.6	3545.3	0.505077
1990 - III	3281.2	3547	21.46154

Quarter	PCE	PDI	$\hat{\varepsilon}_i$
1990 - IV	3251.8	3529.5	8.980267
1991 - I	3241.1	3514.8	12.49199
1991 - II	3252.4	3537.4	1.942672
1991 - III	3271.2	3539.9	18.32571
1991 - IV	3271.1	3547.5	10.87815

## LAMPIRAN 13

### Uji *Unit Root DF* pada Estimasi Residu

ADF Test Statistic	-3.981915	1% Critical Value*	-3.5064
		5% Critical Value	-2.8947
		10% Critical Value	-2.5842

---

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(E)

Method: Least Squares

Date: 10/11/10 Time: 23:19

Sample(adjusted): 1970:2 1991:4

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
E(-1)	-0.305390	0.076694	-3.981915	0.0001
C	-0.435728	2.755988	-0.158102	0.8748
R-squared	0.157211	Mean dependent var	-0.397543	
Adjusted R-squared	0.147296	S.D. dependent var	27.83782	
S.E. of regression	25.70599	Akaike info criterion	9.354045	
Sum squared resid	56167.81	Schwarz criterion	9.410733	
Log likelihood	-404.9010	F-statistic	15.85564	
Durbin-Watson stat	2.271795	Prob(F-statistic)	0.000144	