

## BAB VI

### ANALISIS DATA DAN PEMBAHASAN

Analisis kausalitas bermanfaat untuk mengetahui manakah di antara PDB riil dan M2 yang dianggap memiliki pengaruh yang penting secara signifikan. Untuk keperluan tersebut, uji kausalitas yang digunakan dalam penelitian ini akan menunjukkan bagaimana bentuk hubungan kausalitas, yaitu apakah bersifat satu arah dua arah atau tidak saling berhubungan. Metode uji kausalitas yang digunakan adalah metode uji kausalitas dari Granger. Dalam konteks hubungan antara PDB riil dan M2 riil, model dasar yang digunakan dapat ditulis sebagai berikut:

$$PDBR = f(M2R) \dots\dots\dots(6.1)$$

$$F_{M2R} > 0$$

$$M2R = f(PDBR) \dots\dots\dots(6.2)$$

$$F_{M2R} > 0$$

Dimana:

PDBR : Produk Domestik Bruto (PDB) riil.

M2R : Jumlah uang yang beredar riil dalam bentuk M2.

Untuk memperkecil variasi data, maka dilakukan transformasi model dasar kedalam bentuk log-linier (Wantara,2000:69). Adapun hasil transformasi kedalam bentuk log-linier untuk persamaan (6.1) dan (6.2) adalah sebagai berikut:

$$LNPDBR = f(LNM2R) \dots\dots\dots(6.3)$$

$$F_{LNM2R} > 0$$

$$LNM2R = f(LNPDBR) \dots \dots \dots (6.4)$$

$$F_{LNPDBR} > 0$$

Di mana notasi LN menyatakan bentuk log-natural.

Berdasarkan persamaan (6.3) dan (6.4) akan dilakukan prosedur uji kausalitas Granger. Dalam prosedur tersebut, akan diawali dengan langkah uji stationaritas dan uji derajat integrasi. Setelah diperoleh hasil sesuai dengan ketentuan di mana keseluruhan variabel, yaitu LNPDBR dan LNM2R telah dinyatakan terintegrasi pada derajat yang sama, maka akan dibentuk persamaan uji kausalitas untuk menentukan bagaimana bentuk hubungan diantara PDB riil dan M2 riil.

#### 6.1. Uji Stationaritas

Gujarati (2003:814) menerangkan bahwa salah satu kriteria penting dalam asumsi-asumsi klasik adalah stationaritas atau *stationarity*. Dalam setiap pengamatan terhadap data runtut waktu (*time series data*) kecenderungan non stationaritas cukup besar. Suatu data dikatakan memenuhi ketentuan stationaritas diartikan bahwa gangguan-gangguan stokastik memiliki nilai rata-rata dan variasi (*variance*) yang konstan sepanjang waktu pengamatan serta nilai kovarian (*covariance*) antara dua periode tergantung diantara nilai *lag* periode tersebut dan bukan pada periode yang aktual saat dilakukan pengamatan.

##### 6.1.1. Uji Akar-Akar Unit (*Unit Root Test*)

Pengujian ini adalah yang paling sering digunakan dalam setiap pengamatan

data runtut waktu terutama dalam menguji pemenuhan ketentuan stationaritas. Dalam uji yang dikembangkan oleh Dickey dan Fuller akan membentuk model yang menunjukkan apakah model otoregresif yang ditaksir mempunyai nilai satu atau tidak (Insukindro, 1992:3-4).

Persamaan uji akar-akar unit untuk masing-masing variabel LNPDBR<sub>t</sub> dan LNM2R<sub>t</sub> dapat dituliskan sebagai berikut:

$$DLNPDBR_t = a_0 + a_1 BLNPDBR_t + \sum_{i=1}^k b_i B^i DLNPDBR_t \dots \dots \dots (6.5)$$

$$DLNPDBR_t = c_0 + c_1 T + c_2 BLNPDBR_t + \sum_{i=1}^k d_i B^i DLNPDBR_t \dots \dots \dots (6.6)$$

Di mana  $DLNPDBR_t = LNPDBR_t - LNPDBR_{t-1}$ ,  $BLNPDBR = LNPDBR_{t-1}$ ,  $T = trend$  waktu,  $LNPDBR_t$  adalah variabel yang diamati pada periode  $t$ ,  $B$  merupakan operasi kelambanan waktu ke hulu (*backward lag operator*) dan  $k$  adalah nilai waktu kelambanan yang disebut *backward periode* yang ditentukan sebesar  $k = \sqrt[3]{N}$ . Untuk variabel LNM2R<sub>t</sub> adalah :

$$DLNM2R_t = a_0 + a_1 BLNM2R_t + \sum_{i=1}^3 b_i B^i DLNM2R_t \dots \dots \dots (6.7)$$

$$DLNM2R_t = c_0 + c_1 T + c_2 BLNM2R_t + \sum_{i=1}^3 d_i B^i DLNM2R_t \dots \dots \dots (6.8)$$

Hipotesis nol menyatakan bahwa variabel yang diamati dikatakan berada dalam kondisi non-stasioner. Kriteria untuk menolak hipotesis nol didasarkan pada nilai t-statistik dari variabel BLNPDBR<sub>t</sub> dan BLNM2R<sub>t</sub> yang disebut nilai statistik DF pada

persamaan (6.5) dan (6.7), sedangkan pada persamaan (6.6) dan (6.8) disebut statistik ADF. Kriteria dari MacKinnon untuk menolak hipotesis menyatakan bahwa hipotesis nol ditolak jika nilai absolut masing-masing statistik DF dan ADF dikatakan lebih besar daripada nilai absolut dari tabel DF dan ADF. Jika nilai absolut dari masing-masing statistik DF dan ADF lebih besar daripada nilai absolut batas kritisnya, maka variabel tersebut dikatakan stasioner. Sebaliknya jika nilai absolut dari statistik DF dan ADF lebih kecil dari nilai absolut batas kritis maka variabel tersebut dikatakan tidak stasioner. Tabel 6.1 dan 6.2 berikut ini menyajikan hasil uji akar-akar unit dari masing-masing variabel  $LNPDBR_t$  dan  $LNM2R_t$ .

**Tabel 6.1**  
**Hasil Estimasi Uji Akar-Akar Unit Untuk Variabel  $LNPDBR_t$**

<b>Dickey-Fuller (DF)</b> <b>Dependent Variabel: <math>DLNPDBR_t</math></b>			<b>Augmented Dickey-Fuller (ADF)</b> <b>Dependent Variabel: <math>DLNPDBR_t</math></b>		
<b>Regresor</b>	<b>Koefisien</b>	<b>t-statistik</b>	<b>Regresor</b>	<b>Koefisien</b>	<b>t-statistik</b>
LNPDBR(-1)	-0.0787	-1.7808	LNPDBR(-1)	-0.2209	-1.4285
D(LNPDBR(-1))	-0.1256	-0.5689	D(LNPDBR(-1))	-0.0259	-0.1062
C	1.0519	1.8764	C	2.7437	1.4825
			@TREND(1982)	0.0081	0.9594
ADF test stat: -1.780847			ADF test stat: -1.428562		
MacKinnon critical values for rejection of hypotesis of a unit root : Critical value			MacKinnon critical values for rejection of hypotesis of a unit root : Critical value		
1% : -3.7856			1% : -4.4691		
5% : -3.0114			5% : -3.6454		
10% : -2.6457			10% : -3.2602		

Sumber : Lampiran halaman 1 - 2

Pada tabel 6.1, nilai absolute untuk statistik Dickey Fuller (DF) dari produk Domestik Bruto riil (LNPDBR<sub>t</sub>) ditunjukkan sebesar 1,78. Nilai tersebut lebih kecil dari nilai absolut dari batas kritis dari MacKinnon untuk menolak hipotesis nol pada tingkat signifikansi sebesar 5 persen. Berdasarkan kriteria untuk statistik DF, maka variabel LNPDBR<sub>t</sub> dinyatakan tidak stasioner. Nilai absolute untuk statistik Augmented Dickey Fuller (ADF) dari LNPDBR<sub>t</sub> ditunjukkan sebesar 1,42 dimana nilai tersebut lebih kecil dari nilai absolut dari batas kritis dari MacKinnon untuk menolak hipotesis nol pada tingkat signifikansi sebesar 5 persen. Secara keseluruhan, berdasarkan hasil uji akar-akar unit untuk statistic DF maupun ADF, variabel LNPDBR<sub>t</sub> dinyatakan tidak stasioner.

Tabel 6.2

**Hasil Estimasi Uji Akar-Akar Unit Untuk Variabel LNM2R<sub>t</sub>**

<b>Dickey-Fuller (DF)</b> <b>Dependent Variabel: D LNM2R<sub>t</sub></b>			<b>Augmented Dickey-Fuller (ADF)</b> <b>Dependent Variabel: D LNM2R<sub>t</sub></b>		
<b>Regresor</b>	<b>Koefisien</b>	<b>t-statistik</b>	<b>Regresor</b>	<b>Koefisien</b>	<b>t-statistik</b>
LNM2R(-1)	-0.0688	-2.0607	LNM2R(-1)	-0.1123	-0.759942
D(LNM2R(-1))	-0.1137	-0.5153	D(LNM2R(-1))	-0.0806	-0.320561
C	0.9246	2.3084	C	1.3649	0.902998
			@TREND(1982)	0.0054	0.302669
ADF test stat: -2.060762			ADF test stat: -0.759942		
MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root : Critical value			MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root : Critical value		
1% : -3.7856			1% : -4.4691		
5% : -3.0114			5% : -3.6454		
10% : -2.6457			10% : -3.2602		

Sumber : Lampiran halaman 5-6

Tabel 6.2 adalah hasil estimasi uji akar-akar unit untuk statistik DF dan ADF untuk variabel jumlah uang beredar dalam bentuk M2 ( $LNM2R_t$ ). Nilai absolut untuk statistik DF dari variabel  $LNM2R_t$  adalah 2.060762 di mana nilai tersebut lebih kecil dari batas kritis MacKinnon pada tingkat signifikansi 5 persen Nilai absolut ADF dari variabel  $LNM2R_t$  sebesar : 0.759942. nilai tersebut lebih kecil dari batas kritis untuk tingkat signifikansi sebesar 5 persen atau dikatakan tidak menolak hipotesis nol. Berdasarkan kedua kriteria tersebut, variabel  $LNM2R_t$  dikatakan tidak stasioner berdasarkan hasil uji akar-akar unit.

#### 6.1.2. Uji Derajat Integrasi

Hasil Uji akar-akar unit menunjukkan bahwa masing-masing variabel produk domestik bruto riil ( $LNPDBR_t$ ) dan jumlah uang beredar riil dalam bentuk M2 tidak stasioner. Variabel  $LNPDBR_t$  dan  $LNM2R_t$  di Indonesia memiliki ciri utama berupa variabel yang non stasioner jika dilakukan uji akar-akar unit (*Insukindro, 1992:3-4*). Hal ini karena pola data yang dibentuk dalam variabel  $LNPDBR_t$  dan  $LNM2R_t$  di Indonesia memiliki varian yang berbeda terhadap garis liniernya. Implikasi pola semacam ini akan menyebabkan penaksiran terhadap parameternya menjadi tidak efisien dan dalam beberapa kasus tertentu akan muncul gejala regresi lancung (*spurious Regresion*).

Untuk menghindari terjadinya regresi lancung, maka variabel-variabel yang digunakan akan ditransformasikan kedalam bentuk persamaan diferensiasi derajat

pertama atau *first difference squation transformation* (Insukindro,1990:4. sehingga menjadi persamaan (6.9) dan (6.10) untuk variabel LNM2R<sub>t</sub> seperti yang ditunjukkan berikut ini :

$$D^2LNPDBR_t = g_0 + g_1 BDLNPDBR_t + \sum_{i=1}^k h_i B^i D^2LNPDBR_t \dots \dots \dots (6.9)$$

$$D^2LNPDBR_t = g_0 + g_1 T + g_2 BDLNPDBR_t + \sum_{i=1}^k h_i B^i D^2LNPDBR_t \dots \dots \dots (6.10)$$

Sedangkan untuk

$$D^2LNM2R_t = j_0 + j_1 BDLNM2R_t + \sum_{i=1}^k k_i B^i D^2LNM2R_t \dots \dots \dots (6.11)$$

$$D^2LNM2R_t = j_0 + j_1 T + j_2 BDLNM2R_t + \sum_{i=1}^k k_i B^i D^2LNM2R_t \dots \dots \dots (6.12)$$

Dimana :

$$D^2LNPDBR_t = DLNPDBR_t - DLNPDBR_{t-1}$$

$$D^2LNM2R_t = D^2LNM2R_t - D^2LNM2R_{t-1}$$

$$BDLNPDBR_t = DLNPDBR_{t-1}$$

$$BDLNM2R_t = DLNM2R_{t-1}$$

T = time trend

Seperti pada prosedur uji akar-akar unit, nilai t-statistik dari masing-masing variabel BDLNPDBR<sub>t</sub> dan BDLNM2R<sub>t</sub> pada persamaan (6.9) dan (6.11) menyatakan nilai statistik DF. Sedangkan pada persamaan (6.10) dan (6.12) menyatakan nilai statistik ADF. Kriteria untuk menolak maupun menerima hipotesis nol juga didasarkan pada

kriteria batas kritis dari MacKinnon. Hipotesis nol ditolak jika nilai absolut dari masing-masing statistik DF dan ADF lebih besar daripada nilai absolut dari tabel DF dan ADF. Jika masing-masing variabel  $LNPDBR_t$  dan  $LN2M2R_t$  stasioner, maka dapat dikatakan bahwa kedua variabel tersebut telah terintegrasi pada derajat yang sama.

Uji derajat integrasi dilakukan untuk mengetahui derajat integrasi dari variabel Produk Domestik Bruto riil ( $LNPDBR_t$ ) dan jumlah uang beredar riil dalam bentuk M2 ( $LN2M2R_t$ ) dikatakan telah stasioner pada derajat yang sama. Untuk keperluan tersebut dalam penelitian ini akan tetap menggunakan uji DF (Dickey-Fuller) dan uji ADF (Augmented Dickey-Fuller) seperti yang digunakan pada uji akar-akar unit. Metode yang digunakan adalah dengan menurunkan persamaan uji akar-akar unit menjadi persamaan dengan derajat satu atau dikenal *first difference equation* untuk masing-masing variabel. Tabel 6.3 dan 6.4 menyajikan hasil uji derajat integrasi untuk variabel  $LNPDBR_t$  dan  $LN2M2R_t$ .

Tabel 6.3

**Hasil Estimasi Uji Integrasi Derajat 1 Untuk Variabel  $LNPDBR_t$**

Dickey-Fuller (DF) Dependent Variabel: $DLNPDBR_t$			Augmented Dickey-Fuller (ADF) Dependent Variabel: $DLNPDBR_t$		
Regresor	Koefisien	t-statistik	Regresor	Koefisien	t-statistik
D( $LNPDBR(-1)$ )	-1.0638	-3.0816	D( $LNPDBR(-1)$ )	-1.2642	-3.2904
D( $LNPDBR(-1),2$ )	0.0128	0.0539	D( $LNPDBR(-1),2$ )	0.1085	0.4340
C	0.0514	2.1966	C	0.1049	2.0133
			@TREND(1982)	-0.0034	-1.1456
ADF test stat: -3.081639			ADF test stat: -3.290490		

MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root : Critical value	MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root : Critical value
1% : -3.8067	1% : -4.5000
5% : -3.0199	5% : -3.6591
10% : -2.6502	10% : -3.2677

Sumber : Lampiran halaman 3-4

Pada table 6.3, nilai absolut dari statistik Dickey Fuller (DF-statistik) untuk variabel  $LNPDBR_t$  ditunjukkan sebesar 3.081639. Nilai tersebut lebih besar daripada nilai absolut batas kritis penolakan hipotesis dari MacKinnon sebesar 5 persen atau dinyatakan menolak hipotesis. Berdasarkan kriteria tersebut, pada pengujian integrasi derajat satu atau  $I(1)$  untuk kriteria DF, variabel  $LNPDBR_t$  dinyatakan stasioner. Untuk kriteria ADF, nilai absolutnya yang ditunjukkan sebesar 3.290490 di mana nilai tersebut berada pada daerah yang tidak menolak hipotesis dari MacKinnon pada tingkat signifikansi sebesar 5 persen. Secara keseluruhan, hasil uji integrasi dengan derajat satu atau  $I(1)$ , variabel  $LNPDBR_t$  dinyatakan tidak stasioner.

Tabel 6.4

Hasil Estimasi Uji Derajat Integrasi 1 Untuk Variabel  $LNM2R_t$

Dickey-Fuller (DF) Dependent Variabel: $DLNM2R_t$			Augmented Dickey-Fuller (ADF) Dependent Variabel: $DLNM2R_t$		
Regresor	Koefisien	t-statistik	Regresor	Koefisien	t-statistik
D(LNM2R(-1))	-0.9638	-2.8847	D(LNM2R(-1))	-1.4848	-4.041199
D(LNM2R(-1),2)	0.0047	0.0198	D(LNM2R(-1),2)	0.3023	1.228137
C	0.1024	2.2618	C	0.3105	3.238686
			@TREND(1982)	-0.0120	-2.388721
ADF test stat: -2.884753			ADF test stat: -4.041199		

MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root : Critical value	MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root : Critical value
1% : -3.8067	1% : -4.5000
5% : -3.0199	5% : -3.6591
10% : -2.6502	10% : -3.2677

Sumber : Lampiran halaman 7-8

Hasil estimasi integrasi derajat satu untuk variabel jumlah uang beredar riil dalam bentuk M2 ( $LNM2R_t$ ) memiliki nilai absolut statistik DF sebesar 2.884753. Nilai DF ini lebih kecil dari nilai kritis 5% sehingga tidak dapat menolak  $H_0$  atau variabel  $LNM2R$  berdasarkan kriteria DF tidak stasioner. Sedangkan nilai absolut statistik ADF sebesar 4.041199. Nilai ADF tersebut lebih besar daripada nilai absolut batas kritis penolakan hipotesis nol dari MacKinnon pada tingkat signifikansi 5 persen atau dapat dikatakan menolak hipotesis nol. Berdasarkan kriteria ADF tersebut, variabel  $LNM2R_t$  dikatakan stasioner pada uji integrasi derajat satu.

Hasil uji integrasi pada derajat satu menunjukkan bahwa hasil uji DF maupun ADF ada yang tidak stasioner. Ini berarti variabel  $LNPDBR_t$  dan  $LNM2R_t$  tidak terintegrasi pada derajat yang sama. Oleh karena itu diperlukan untuk menurunkan masing-masing variabel tersebut kedalam transformasi diferensiasi kedua atau *second difference*. Adapun model persamaannya adalah sebagai berikut:

$$D^2LNPDBR_t = g_0 + g_1BD^2LNPDBR_t + \sum_{i=1}^k h_i B^i D^2LNPDBR_t \dots \dots \dots (6.13)$$

$$D^3LNPDBR_t = g_0 + g_1 T + g_2 BD^2LNPDBR_t + \sum_{i=1}^k h_i B^i D^3LNPDBR_t \dots (6.14)$$

Di mana :

$$D^3LNPDBR_t = D^2LNPDBR_t - DLNPDBR_{t-1}$$

$$D^3LNM2R_t = D^2LNM2R_t - D^2LNM2R_{t-1}$$

$$BDLNPDBR_t = DLNPDBR_{t-1}$$

$$BDLNM2R_t = DLNM2R_{t-1}$$

T = time trend

Sedangkan untuk variabel LNM2R<sub>t</sub> dituliskan sebagai berikut :

$$D^3LNM2R_t = j_0 + j_1 BD^2LNM2R_t + \sum_{i=1}^k k_i B^i D^3LNM2R_t \dots (6.15)$$

$$D^3LNM2R_t = h_0 + h_1 T + h_2 BD^2LNM2R_t + \sum_{i=1}^k p_i B^i D^3LNM2R_t \dots (6.16)$$

Seperti pada prosedur uji akar-akar unit, nilai t-statistik dari masing-masing variabel  $BLNPDBR_t$  pada persamaan (6.13) dan variabel  $BLNM2R_t$  pada persamaan (6.15) menyatakan nilai statistik DF. Sedangkan pada persamaan (6.14) dan (6.16) menyatakan nilai statistik ADF. Kriteria untuk menolak maupun menerima hipotesis nol juga didasarkan pada kriteria batas kritis dari MacKinnon. Hipotesis nol ditolak jika nilai absolut lebih dari nilai kritis tabel DF dan ADF. Jika masing-masing variabel  $D^2LNPDBR_t$  dan  $D^2LNM2R_t$  stasioner, maka dapat dikatakan bahwa kedua variabel tersebut berintegrasi pada derajat dua untuk kedua variabel. Tabel 6.5 dan

tabel 6.6 menyajikan hasil estimasi uji integrasi pada derajat dua untuk variabel  $LNPDBR_t$  dan  $LNM2R_t$ .

Tabel 6.5

**Hasil Estimasi Uji Derajat Integrasi 2 Untuk variabel  $LNPDBR_t$**

Dickey-Fuller (DF) Dependent Variabel: $DLNPDBR_t$			Augmented Dickey-Fuller (ADF) Dependent Variabel: $DLNPDBR_t$		
Regresor	Koefisien	t-statistik	Regresor	Koefisien	t-statistik
D( $LNPDBR(-1),2$ )	-2.0041	-4.9156	D( $LNPDBR(-1),2$ )	-2.005805	-4.764725
D( $LNPDBR(-1),3$ )	0.3275	1.4136	D( $LNPDBR(-1),3$ )	0.327818	1.370585
C	-0.0005	-0.0294	C	-0.007215	-0.139836
			@TREND(1982)	0.000511	0.139718
ADF test stat: -4.915676			ADF test stat: -4.764725		
MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root : Critical value			MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root : Critical value		
	1%	-3.8304		1%	-4.5348
	5%	-3.0294		5%	-3.6746
	10%	-2.6552		10%	-3.2762

Sumber : Lampiran halaman 9

Hasil estimasi uji derajat integrasi dua untuk variabel  $LNPDBR_t$  menghasilkan nilai statistik DF dan ADF statistik yang dapat dinyatakan telah memenuhi asumsi stasionaritas (lihat table 6.5). Nilai absolut statistik DF yang ditunjukkan sebesar 4.915676 lebih besar daripada nilai batas kritis untuk menolak hipotesis dari MacKinnon pada tingkat signifikansi sebesar 5 persen. Untuk nilai absolut statistik ADF sebesar -4.764725 lebih besar daripada nilai batas kritis untuk menolak hipotesis dari MacKinnon pada tingkat signifikansi 5 persen. Hasil tersebut menyatakan bahwa hipotesis nol ditolak atau dapat dikatakan bahwa variabel Produk

Domestik Bruto riil (LNPDBR<sub>t</sub>) dinyatakan stasioner pada persamaan perbedaan yang kedua (*Second Difference*).

Tabel 6.6

**Hasil Estimasi Uji Derajat Integrasi 2 Untuk variabel LNM2R<sub>t</sub>**

Dickey-Fuller (DF) Dependent Variabel: DLNM2R <sub>t</sub>			Augmented Dickey-Fuller (ADF) Dependent Variabel: DLNM2R <sub>t</sub>		
Regresor	Koefisien	t-statistik	Regresor	Koefisien	t-statistik
D(LNM2R(-1),2)	-2.202508	-5.974641	D(LNM2R(-1),2)	-2.202239	-5.790119
D(LNM2R(-1),3)	0.528037	2.391390	D(LNM2R(-1),3)	0.527207	2.313696
C	-0.013958	-0.480327	C	-0.026403	-0.343393
			@TREND(1982)	0.000958	0.175773
ADF test stat: -5.974641			ADF test stat: -5.790119		
MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root : Critical value			MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root : Critical value		
1% : -3.8304			1% : -4.5348		
5% : -3.0294			5% : -3.6746		
10% : -2.6552			10% : -3.2762		

Sumber : Lampiran halaman 10

Pada table 4.6 nilai absolut statistik DF sebesar 5.974641 lebih besar dari pada nilai batas kritis untuk menolak hipotesis dari MacKinnon pada tingkat signifikansi sebesar 5 persen. Ini berarti hasil estimasi persamaan perbedaan kedua dari variabel LNM2R<sub>t</sub> dinyatakan menolak hipotesis atau dikatakan telah stasioner. Nilai absolut statistik ADF sebesar 5.790119 lebih besar dari nilai absolut batas kritisnya untuk menolak hipotesis atau dikatakan telah stasioner pada persamaan perbedaan yang kedua (*second Difference*). Berdasarkan hasil uji tersebut, variabel jumlah uang beredar riil dalam bentuk M2 dikatakan telah stasioner pada persamaan perbedaan

yang kedua. Secara keseluruhan, variabel  $LNPBR_t$  dan  $LNMR2R_t$  dikatakan telah berintegrasi pada derajat yang sama.

## 6.2. Uji Kausalitas

Alat analisis yang dipergunakan untuk mengamati hubungan kausalitas antara Produk domestik Bruto riil dan jumlah uang beredar riil dalam bentuk M2 adalah metode uji kausalitas yang dikembangkan oleh Granger. Metode tersebut digunakan untuk mengetahui apakah diantara variabel-variabel  $LNPDBR_t$  dan  $LNMR2R_t$  telah terjadi hubungan dua arah atau hanya terjadi hubungan satu arah. menerangkan bahwa hubungan tersebut didasarkan pada variasi dari suatu variabel yang dapat dijelaskan secara lebih baik dengan menggunakan nilai masa lalu dari variabel penjelas dibandingkan dengan tidak menggunakannya. (Wantara, 2000:67)

Uji kasualitas dari Granger yang dipergunakan dalam penelitian ini akan dikombinasikan dengan metode penentuan kelambaman waktu ( *lag* ) berupa penghitungan nilai *final prediction error* ( FPE) dari Hsiao. (Aliman dan Purnomo 2001:130). Kombinasi kedua metode tersebut dilakukan karena adanya kelemahan utama dari metode uji kasualitas Granger, yaitu tidak adanya ketentuan yang baku mengenai jumlah *time lag* yang akan digunakan. Kelemahan seperti ini akan beresiko menghasilkan suatu pengamatan yang cenderung berbentuk regresi lancung (*spurious regression*). Penentuan kelambaman waktu (*lag*) selain menggunakan FPE dari Hsiao sebagai perbandingan maka digunakan metode FPE dari Akaike dan metode *Akaike Info Criterion* serta *Schwarz criterion*

### 6.2.1. Menentukan Time Lag yang Optimal (Autoregresif Satu Dimensi)

Langkah pertama adalah melakukan estimasi terhadap persamaan berikut ini:

$$D^2LNPDBR_t = \alpha_0 + \alpha_1 D^2LNPDBR_{t-m} + \mu \dots \dots \dots (6.17)$$

$$D^2LNM2R_t = \beta_0 + \beta_1 D^2LNM2R_{t-n} + v \dots \dots \dots (6.18)$$

Di mana  $m$  dan  $n$  menyatakan jumlah *time lag* dari masing-masing variabel  $D^2LNPDBR_t$  dan  $D^2LNM2R_t$ . Estimasi dilakukan secara *trial dan error* di mana dalam penelitian ini dilakukan hingga masing-masing  $m$  dan  $n$  sebesar 12.

Selanjutnya adalah menghitung nilai  $FPE_{Hsiao}$ , Nilai  $FPE_{Akaike}$ , nilai *Akaike Info Criterion (AIC)* serta nilai *Schwarz criterion (SC)* dari masing-masing variabel  $D^2LNPDBR_t$  dan  $D^2LNM2R_t$ . Adapun rumus yang digunakan sebagai berikut:

**Rumus untuk menghitung  $FPE_{Hsiao}$  (Aliman Dan Purnomo, 2001:130) :**

$$FPE_{LNPDBR}(m,0) = \frac{T+S+1}{T-S-1} \times \frac{SSR}{T} \dots \dots \dots (6.19)$$

$$FPE_{LNM2R}(n,0) = \frac{T+n+1}{T-n-1} \times \frac{SSR}{T} \dots \dots \dots (6.20)$$

Di mana:

- SSR : Sum Square Residual
- T : banyaknya pengamatan/observasi
- S : jumlah *time lag* untuk variabel  $LNPDBR_t$
- n : jumlah *time lag* untuk variabel  $LNM2R_t$

**Rumus untuk menghitung  $FPE_{Akaike}$  (Utomo, 2001)**

$$FPE_{LNPDBR}(m,0) = \frac{N+m+1}{N-m-1} \times \frac{SSE}{N} \dots \dots \dots (6.21)$$

$$FPE_{LNM2R}(n,0) = \frac{N+m+1}{N-m-1} \times \frac{SSE}{N} \dots\dots\dots(6.22)$$

Di mana:

- SSE : Sum Square Error  
 N : banyaknya pengamatan/observasi  
 m : jumlah *time lag* untuk variabel LNPDBR<sub>t</sub>  
 n : jumlah *time lag* untuk variabel LNM2R<sub>t</sub>

**Rumus Untuk Menghitung Akaike Information Criterion dan Schwarz Criterion (Widarjono, 2005: 245)**

$$AIC = \text{Log} \left( \frac{\sum e_i^2}{n} \right) + \frac{2k}{n} \dots\dots\dots(6.23)$$

$$SC = \text{Log} \left( \frac{\sum e_i^2}{n} \right) + \frac{k}{n} \log n \dots\dots\dots(6.24)$$

Dimana

- $\sum e_i^2$  = residual kuadrat  
 k = Jumlah Variabel Independen  
 n = Jumlah Observasi

**Tabel 6.7**  
**Hasil Penghitungan Kelambaman Waktu (lag) pada Tahap I**

Time Lag	Variabel D <sup>2</sup> LNPDBR <sub>t</sub>				Variabel D <sup>2</sup> LNMR <sub>t</sub>			
	SSR/SSE	FPE Hsiao/Akaike	AIC	SC	SSR/SSE	FPE Hsiao/Akaike	AIC	SC
1	0.1283	<b>0.0083</b>	<b>-1.9489</b>	<b>-1.8495</b>	0.34532	<b>0.0224</b>	<b>-0.95932</b>	<b>-0.8599</b>
2	0.1728	0.0125	-1.5857	-1.4868	0.39959	0.0289	-0.74758	-0.6486
3	0.1726	0.0139	-1.5165	-1.4185	0.38778	0.0312	-0.70737	-0.6093
4	0.1664	0.0150	-1.4780	-1.3815	0.41539	0.0374	-0.56324	-0.4666
5	0.1638	0.0165	-1.4121	-1.3177	0.41430	0.0419	-0.48468	-0.3902
6	0.1620	0.0184	-1.3354	-1.2441	0.40565	0.0462	-0.41774	-0.3264
7	0.1579	0.0204	-1.2647	-1.1778	0.38718	0.0500	-0.36826	-0.2813
8	0.1460	0.0215	-1.2378	-1.1569	0.26430	0.0389	-0.64436	-0.5635
9	0.1574	0.0267	-1.0450	-0.9727	0.28443	0.0482	-0.45364	-0.3813
10	0.0800	0.0158	-1.5879	-1.5274	0.34027	0.0671	-0.14272	-0.0822
11	0.1408	0.0328	-0.8752	-0.8313	0.31932	0.0744	-0.05645	-0.0126
12	0.1565	0.0439	-0.5758	-0.5758	0.33313	0.0935	0.15920	0.17906

Sumber : lampiran halaman 11 –14 dan 17-20

Pada tabel 6.7 tampak hasil perhitungan untuk menentukan panjang lag optimum berdasarkan nilai FPE Hsiao, FPE Akaike, AIC dan SC pada tahap pertama yaitu autoregresif satu dimensi. Nilai FPE Hsiao dan FPE Akaike hasilnya sama persis sehingga ditulis salah satu. Kriteria untuk menentukan panjang lag yang optimum adalah nilai FPE atau AIC atau SC yang paling minimum (*Aliman dan Purnomo, 2001:130*).

Panjang lag optimal untuk variabel D<sup>2</sup>LNPDBR<sub>t</sub> berdasarkan nilai FPE, AIC maupun SC adalah sama yaitu 1 atau (m,0) = (1,0). Hasil estimasi masing-masing jumlah *time lag* dimana nilai FPE yang paling minimum yaitu 0.0083, AIC minimum -1.9489, SC minimum -1.8495 ketiga-tiganya terjadi pada estimasi autoregresif pada lag 1 atau (1,0).

Untuk Variabel  $D^2LNM2R_t$  panjang lag optimalnya juga satu dimana panjang lag tersebut didasarkan pada nilai FPE minimum yang tercapai pada *time lag* sebesar 1 atau  $(m,0) = (1,0)$ , yaitu FPE minimum 0.0224, AIC minimum -0.95932 dan SC minimum -0.8599.

Dengan demikian pada langkah pertama ini variabel  $D^2LNPDBR_t$  dan Variabel  $D^2LNM2R_t$  memiliki panjang lag optimal yang sama yaitu 1 atau  $(1,0)$ .

### 6.2.2.. Menentukan Time Lag Optimal (Autoregresif Dua Dimensi)

Langkah kedua adalah melakukan estimasi atas model tiap restriksi atau model autoregresif dua dimensi yang dituliskan sebagai berikut:

$$D^2LNPDBR_t = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 D^2LNPDBR_{t-m} + \varepsilon_2 D^2LNPDBR_{t-n} + \rho \dots\dots(6.25)$$

$$D^2LNM2R_t = \gamma_0 + \gamma_1 D^2LNM2R_{t-n} + \gamma_2 D^2LND2R_{t-m} + \sigma \dots\dots\dots(6.26)$$

Dimana  $m$  dan  $n$  menyatakan jumlah lag optimum dari masing-masing variabel  $D^2LNPDBR_t$  dan  $D^2LNM2R_t$ . Selanjutnya dalam menghitung nilai PFE minimum sebagai interpretasi dari jumlah *time lag* optimal digunakan rumus sebagai berikut (Aliman dan Purnomo, 2001:130):

$$FPE_{D^2LNPDBR}(m,n) = \frac{T+m+n+1}{T-m-n-1} \times \frac{SSR}{T} \dots\dots\dots(6.27)$$

$$FPE_{D^2LNM2R}(n,m) = \frac{T+n+m+1}{T-n+m-1} \times \frac{SSR}{T} \dots\dots\dots(6.28)$$

dimana :

T : banyak pengamatan/ observasi

$m$  : jumlah time lag untuk variabel  $D2LNPDBR_t$

$n$  : jumlah time lag untuk variabel  $D2LNM2R_t$

Pada tabel 6.8 tampak hasil perhitungan untuk menentukan panjang lag optimum berdasarkan nilai FPE Hsiao, FPE Akaike, AIC dan SC pada tahap kedua yaitu autoregresif dua dimensi dimensi.

**Tabel 6.8**  
**Hasil Penghitungan Kelambaman Waktu (lag) pada Tahap II**

Time Lag	Variabel $D2LNPDBR_t$				Variabel $D2LNM2R_t$			
	SSR/ SSE	FPE Hsiao/ Akaike	AIC	SC	SSR/ SSE	FPE Hsiao/ Akaike	AIC	SC
(1,1)	0.09560	<b>0.00692</b>	<b>-2.13833</b>	<b>-1.98921</b>	0.24091	<b>0.01743</b>	<b>-1.21412</b>	<b>-1.06500</b>
(1,2)	0.11864	0.00958	-1.85074	-1.70235	0.32079	0.02589	-0.85612	-0.70773
(1,3)	0.12742	0.01150	-1.70265	-1.55561	0.33581	0.03030	-0.73359	-0.58656
(1,4)	0.12093	0.01224	-1.67221	-1.52735	0.31478	0.03186	-0.71558	-0.57072
(1,5)	0.11698	0.01334	-1.61587	-1.47426	0.29473	0.03361	-0.69187	-0.55027
(1,10)	0.11283	0.02630	-1.04661	-0.95584	0.19968	0.04654	-0.47574	-0.38497

Sumber : Lampiran halaman 15 –17 dan 22-24

Berdasarkan tabel diatas dapat dilihat panjang lag optimal untuk variabel  $D^2LNPDBR_t$  berdasarkan nilai FPE, AIC maupun SC adalah sama yaitu  $(m,n) = (1,1)$ . Hasil estimasi masing-masing jumlah *time lag* dimana nilai FPE yang paling minimum yaitu **0.00692**, AIC minimum **-2.13833**, SC minimum **-1.98921** ketiga-tiganya terjadi pada estimasi autoregresif pada lag  $(1,1)$ .

Untuk Variabel  $D^2LNM2R_t$  panjang lag optimalnya juga satu dimana panjang lag tersebut didasarkan pada nilai FPE minimum yang tercapai pada *time lag* sebesar

(1,1), yaitu FPE minimum 0.01743, AIC minimum -1.21412 dan SC minimum -1.06500.

Dengan demikian pada tahap kedua atau autoregresif dua dimensi ini variabel  $D^2LNPDBR_t$  dan Variabel  $D^2LNM2R_t$  memiliki panjang lag optimal yang sama yaitu  $(m,n) = (1,1)$ .

#### 4.1.3 Membandingkan FPE tahap 1 dengan FPE tahap 2

Selanjutnya setelah diperoleh nilai FPE pada langkah kedua, kemudian akan dilakukan perbandingan antara nilai  $FPE_{LNPDBR}(m,0)$  dan  $FPE_{LNPDBR}(m,n)$ , dan antara nilai  $FPE_{LNM2R}(n,0)$  dan  $FPE_{LNM2R}(n,m)$ . Aliman dan Purnomo (2001:130-131) menjelaskan bahwa ketentuan untuk menentukan bentuk kausalitas adalah :

- 1) Jika nilai  $FPE_{LNPDBR}(m,0)$  lebih kecil daripada nilai  $FPE_{LNPDBR}(m,n)$ , maka model yang tepat adalah model tanpa keberadaan variabel  $LNM2R_t$  sebagai variabel bebas dari  $LNPDBR_t$ , artinya,  $LNM2R_t$  tidak mempengaruhi  $LNPDBR_t$ .
- 2) Jika nilai  $FPE_{LNPDBR}(m,0)$  lebih besar daripada nilai  $FPE_{LNPDBR}(m,n)$ , maka model yang tepat adalah model dengan keberadaan variabel  $LNM2R_t$  sebagai variabel bebas dari  $LNPDBR_t$ , artinya,  $LNM2R_t$  mempengaruhi  $LNPDBR_t$ .
- 3) Jika nilai  $FPE_{LNM2R}(n,0)$  lebih kecil daripada nilai  $FPE_{LNM2R}(n,m)$ , maka model yang tepat adalah model tanpa keberadaan variabel  $LNPDBR_t$  sebagai variabel bebas dari  $LNM2R_t$ , artinya,  $LNPDBR_t$  tidak mempengaruhi  $LNM2R_t$ .
- 4) Jika nilai  $FPE_{LNM2R}(n,0)$  lebih besar dari pada nilai  $FPE_{LNM2R}(n,m)$ , maka

model yang tepat adalah model dengan keberadaan variabel  $LNPDBR_t$  sebagai variabel bebas dari  $LNLM2R_t$ , artinya,  $LNPDBR_t$  mempengaruhi  $LNLM2R_t$ .

Perbandingan tersebut dapat dilihat pada tabel 6.9 berikut ini :

**Tabel 6.9**  
**Perbandingan FPE Langkah I dan FPE Langkah II**

Variabel	FPE Tahap I	FPE Tahap II	Keterangan	Kesimpulan
$D2LNPDBR_t$	0.0083	0.00692	$(m,0) > (m,n)$	Model yang tepat untuk prediksi PDBR adalah model dengan keberadaan M2R
$D2LNLM2R_t$	0.0224	0.01743	$(n,0) > (n,m)$	Model yang tepat untuk prediksi M2R adalah model dengan keberadaan PDBR

Sumber: Tabel 6.7 dan 6.8

Tabel 6.9 di atas dituliskan berdasarkan hasil yang telah ditunjukkan pada tabel 6.7 dan 6.8.

Pada tabel 6.9, nilai  $FPE_{D2LNPDBR} (m,0)$  sebesar 0.0083 yaitu lebih besar daripada nilai  $FPE_{D2LNPDBR} (m,n)$  sebesar 0.00692. Dari hasil ini model yang tepat adalah model dengan keberadaan variabel  $LNLM2R_t$  sebagai variabel penjelas dari variabel  $LNPDBR_t$ . Ini berarti jumlah uang beredar riil dalam bentuk M2 ( $LNLM2R_t$ ) mempengaruhi PDB riil ( $LNPDBR_t$ ).

Selanjutnya nilai  $FPE_{D2LNLM2R} (n,0)$  sebesar 0.0224 adalah lebih besar daripada nilai  $FPE_{D2LNLM2R} (n, m)$  sebesar 0.01743. Hasil ini menunjukkan bahwa model yang

tepat untuk  $\text{LNM2R}_t$  adalah model dengan menyertakan variabel  $\text{LNPDBR}_t$  sebagai variabel bebas dari  $\text{LNM2R}_t$ . Hal ini menunjukkan bahwa PDB riil mempengaruhi jumlah uang beredar riil dalam bentuk M2.

#### 4.1.4 Menentukan Pola Kausalitas Granger

Dari langkah 3 diatas selanjutnya dapat ditentukan pola kausalitas Granger(1969), yang menurut Granger ada 4 pola. Untuk itu akan ditentukan dulu model kausalitas granger(1969)

$$M_t = \sum_{j=1}^m a_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j P_{t-j} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (6.29)$$

$$P_t = \sum_{j=1}^m c_j P_{t-j} + \sum_{j=1}^n d_j M_{t-j} + \eta_t \dots\dots\dots (6.30)$$

Untuk mengestimasi persamaan (6.29) dan (6.30) digunakan program eviews dengan *time lag* optimum berdasarkan perhitungan langkah 2 yaitu (1,1). Hasil estimasi tersebut tampak dalam tabel berikut:

Tabel 6.10

## Hasil Estimasi Kausalitas Granger terhadap Variabel LNM2R

Dependent Variable: D2LNM2R				
Method: Least Squares				
Date: 12/07/05 Time: 08:36				
Sample(adjusted): 1986 2004				
Included observations: 19 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D2LNM2R(-1)	-0.740424	0.209631	-3.532039	0.0026
D2LNPDBR(-1)	0.891555	0.327160	2.725137	0.0144
R-squared	0.443154	Mean dependent var		-0.008995
Adjusted R-squared	0.410398	S.D. dependent var		0.155087
S.E. of regression	0.119084	Akaike info criterion		-1.318667
Sum squared resid	0.241079	Schwarz criterion		-1.219253
Log likelihood	14.52734	F-statistic		13.52907
Durbin-Watson stat	2.685741	Prob(F-statistic)		0.001864

Tabel 6.11

## Hasil Estimasi Kausalitas Granger terhadap Variabel LNPDBR

Dependent Variable: D2LNPDBR				
Method: Least Squares				
Date: 12/07/05 Time: 07:32				
Sample(adjusted): 1986 2004				
Included observations: 19 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D2LNPDBR(-1)	-0.249228	0.206120	-1.209138	0.2432
D2LNM2R(-1)	-0.318181	0.132074	-2.409118	0.0276
R-squared	0.447833	Mean dependent var		0.002138
Adjusted R-squared	0.415352	S.D. dependent var		0.098123
S.E. of regression	0.075027	Akaike info criterion		-2.242643
Sum squared resid	0.095693	Schwarz criterion		-2.143228
Log likelihood	23.30511	F-statistic		13.78776
Durbin-Watson stat	2.171272	Prob(F-statistic)		0.001728

Berdasarkan kedua tabel diatas dapat dibuat ringkasan uji signifikansi

terhadap koefisien hasil estimasi menggunakan uji t sebagaimana tampak pada tabel berikut:

Tabel 6.12

Ringkasan Hasil Uji t

No	Simbol Koefisien	Koefisien	t-test	Prob	Keterangan
1	$\sum a_j - M_{t-j}$	-0.7404	-3.5320	0.0026	Sig 1%
2	$\sum b_j - P_{t-j}$	0.8915	2.7251	00144	Sig 5%
3	$\sum c_j - P_{t-j}$	-0.2492	-1.2091	0.2432	Tidak Sig
4	$\sum d_j - M_{t-j}$	-0.3181	-2.4091	0.0276	Sig 5%

Sumber : Tabel 6.10 dan 6.11

Berdasarkan tabel 6.12 diatas tampak koefisien masa lalu PDRB yaitu  $\sum b_j = 0,8915$  signifikan pada taraf 5% dan koefisien masa lalu jumlah uang beredar yaitu  $\sum d_j = -0,3181$  signifikan pada taraf 5% sehingga dapat disimpulkan terjadi kausalitas dua arah atau umpan balik (*feedback or bilateral causality*) antara variabel PDB riil dan jumlah uang beredar dalam bentuk M2. Hal ini menunjukkan bahwa besarnya PDB riil menyebabkan terjadinya perubahan pada besarnya jumlah uang beredar riil dalam bentuk M2. Demikian juga sebaliknya, besarnya jumlah uang beredar riil dalam bentuk M2 di Indonesia mempengaruhi besarnya PDB riil.

Tanda koefisien regresi masa lalu PDB pada lag (1) terhadap Jumlah Uang Beredar dalam bentuk M2 adalah positif yaitu 0,8915. Ini menunjukkan bahwa Jumlah Uang Beredar tahun  $t$  (sekarang) dipengaruhi oleh PDB tahun  $t-1$  atau satu tahun sebelumnya. Karena koefisien positif berarti semakin tinggi PDB tahun  $t-1$  (sebelumnya) semakin tinggi pula Jumlah Uang Beredar tahun ke  $t$ . Hal ini sesuai dengan teori bahwa semakin tinggi tingkat pertumbuhan ekonomi suatu negara (dalam hal ini ditunjukkan oleh PDB) semakin tinggi pula jumlah uang beredar dimasyarakat. Temuan ini juga sesuai dengan Studi yang dilakukan Aliman dalam jurnal yang berjudul "*Model Autoregresif Analisis Kausalitas Antara Jumlah Uang Beredar Dan Tingkat Pendapatan Nasional : Studi Kasus Indonesia-Thailand*" (1998). Hasil uji kausalitas antara M2 dengan tingkat pendapatan nasional di Thailand, diperoleh pengaruh tingkat pendapatan nasional terhadap M2 lebih kuat, dengan tingkat signifikansi 5%.

Tanda koefisien regresi masa lalu Jumlah Uang Beredar dalam bentuk M2 pada lag (1) terhadap PDB adalah negatif yaitu  $-0,318$ . Ini menunjukkan bahwa PDB tahun  $t$  (sekarang) dipengaruhi oleh Jumlah Uang Beredar tahun  $t-1$  atau satu tahun sebelumnya. Karena koefisien negatif berarti semakin tinggi Jumlah Uang Beredar tahun  $t-1$  (sebelumnya) semakin rendah PDB tahun ke  $t$ . Hasil ini berbeda dengan hasil studi yang dilakukan oleh Yunita Rosidah (1998) bahwa uang primer dan pendapatan nasional berpengaruh positif dan signifikan terhadap jumlah uang beredar. Sedangkan menurut Santoso dan Iskandar dalam jurnalnya yang berjudul

“Pengendalian Moneter dalam Sistem Nilai Tukar yang Fleksibel” (1999) menunjukkan bahwa uang beredar (M1 dan M2) bersifat netral dan tidak mempengaruhi pendapatan nasional dalam jangka panjang.

Perbedaan hasil penelitian ini dengan kedua penelitian diatas kemungkinan disebabkan dalam periode penelitian ini terdapat masa krisis(1998) yang menyebabkan pertumbuhan ekonomi maupun jumlah uang beredar dimasyarakat tidak stabil. Secara logika apabila jumlah uang beredar terlalu besar maka akan terjadi penurunan nilai rupiah atau inflasi sehingga pertumbuhan ekonomi riil mengalami penurunan.

Sedangkan berdasarkan nilai koefisien, tampak pengaruh PDB riil terhadap jumlah uang beredar M2 riil lebih kuat dengan koefisien 0.8915 lebih besar dibanding koefisien pengaruh M2 riil terhadap PDB riil dengan koefisien  $-0.3181$  sehingga meskipun jumlah uang beredar berpengaruh signifikan negatif tetapi pengaruh tersebut tidak sekuat pengaruh PDB riil terhadap jumlah uang beredar. Hasil yang diperoleh dalam penelitian ini mendukung penemuan Aliman yang menjelaskan bahwa pertumbuhan pendapatan nasional Indonesia dengan M2 mempunyai tingkat kesimetrian waktu dan dengan derajat signifikansi yang sama tetapi pengaruh M2 terhadap tingkat pendapatan nasional yang lebih kuat (Aliman, 1998:18)