

# Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Konsumsi Rumah Tangga Di Indonesia

## Factors Affecting Consumption Households in Indonesia

**Komalawati<sup>1</sup>, Anggi Sahru Romdon<sup>2</sup>, Zumi Saidah<sup>3</sup>**

*BPTP Jawa Tengah Jl. Soekarno Hatta Km.26 no.10, Bergas, Kabupaten Semarang, Jawa Tengah <sup>1\*</sup>*

*BPTP Jawa Tengah Jl. Soekarno Hatta Km.26 no.10, Bergas, Kabupaten Semarang, Jawa Tengah <sup>2</sup>*

*Universitas Padjajaran Jl. Raya Bandung-Sumedang Km.21, Hegarmanah, Jatinangor, Kabupaten*

*Sumedang, Jawa Barat <sup>3</sup>*

Email : lalabptjtg@gmail.com

### Abstract

*Consumption is one of the important factors in aggregate expenditure and has a major contribution to the economic growth of a country. Many factors affect the level of household consumption. For this reason, this paper is intended to examine the factors that influence the level of household consumption in Indonesia by referring to several existing consumption theories. The data used is time series data obtained from the Central Statistics Agency, and processed using the Ordinary Least Square (OLS) method. The results of the analysis strengthen the initial Keynesian theory which shows that a significant factor influencing household consumption is disposable income.*

**Keywords:** *consumption, economic growth, disposable income, Keynesian*

### Abstrak

Konsumsi merupakan salah satu faktor yang penting dalam pengeluaran agregat dan memiliki kontribusi yang besar terhadap pertumbuhan ekonomi suatu negara. Banyak faktor yang memengaruhi tingkat konsumsi rumah tangga. Untuk itu, makalah ini ditujukan untuk mengkaji faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat konsumsi rumah tangga di Indonesia dengan merujuk pada beberapa teori konsumsi yang telah ada. Data yang digunakan merupakan data time series yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik, serta diolah dengan menggunakan metode *Ordinary Least Square (OLS)*. Hasil analisis memperkuat teori Keynesian awal yang menunjukkan bahwa faktor yang signifikan memengaruhi konsumsi rumah tangga adalah pendapatan yang siap dibelanjakan (*disposable income*).

**Kata kunci:** *konsumsi, pertumbuhan ekonomi, disposable income, Keynesian*

## I. PENDAHULUAN

Aktivitas perekonomian suatu negara dalam mengkonsumsi mempunyai peran yang sangat penting dan mempunyai pengaruh yang sangat besar terhadap stabilitas perekonomian. Konsumsi ini menjadi penting dalam kajian makroekonomi sebab pengeluaran konsumsi rumah tangga memiliki porsi terbesar dalam pengeluaran agregat. Di sebagian besar negara, pengeluaran konsumsi rumah tangga memiliki kontribusi sebesar 60 - 70 persen terhadap pendapatan nasional [1]. Di Indonesia, pengeluaran konsumsi rumah tangga juga masih memiliki kontribusi yang besar terhadap pertumbuhan ekonomi dibandingkan dengan pengeluaran untuk ekspor, impor, investasi, dan konsumsi pemerintah.

Merujuk pada kontribusinya terhadap pertumbuhan ekonomi, konsumsi rumah tangga juga penting karena dapat menentukan fluktuasi kegiatan ekonomi dari satu waktu ke waktu lainnya. Dengan demikian, konsumsi rumah tangga bersifat *endogenous* karena perkembangan masyarakat yang begitu cepat juga menyebabkan perilaku konsumsi masyarakat yang juga berubah dengan cepat.

Pengeluaran konsumsi rumah tangga (*consumption*) merupakan pembelian barang akhir dan jasa oleh rumah tangga untuk memenuhi kebutuhan hidupnya dengan menggunakan pendapatan yang siap dibelanjakan. Apabila pengeluaran-pengeluaran konsumsi semua individu dalam suatu negara dijumlahkan, hasilnya adalah pengeluaran konsumsi masyarakat negara yang bersangkutan [2].

Banyak faktor yang mempengaruhi konsumsi rumah tangga, diantaranya adalah *disposable income* dan tingkat konsumsi periode sebelumnya. Keynes menjelaskan bahwa konsumsi saat ini (*current consumption*) sangat dipengaruhi oleh pendapatan disposabel (*current disposable income*). Menurut Keynes, ada batas konsumsi minimal yang tidak

tergantung tingkat pendapatan. Artinya, tingkat konsumsi tersebut harus dipenuhi, walaupun tingkat pendapatan sama dengan nol. Itulah yang disebut dengan konsumsi otonomus (*autonomus consumption*). Jika pendapatan *disposable* meningkat, maka konsumsi juga akan meningkat. Hanya saja peningkatan konsumsi tersebut tidak sebesar peningkatan pendapatan *disposable*.

Faktor-faktor yang mempengaruhi konsumsi rumah tangga juga dapat dilihat dari berbagai macam teori seperti teori konsumsi John Maynard Keynes yaitu *Hipotesis Pendapatan Absolut (Absolute Income Hypothesis-AIH)* dan teori konsumsi Irving Fisher yang menganalisis *bagaimana konsumen berpandangan ke depan dan rasional membuat pilihan antar waktu*, yaitu pilihan yang meliputi periode waktu berbeda. Teori konsumsi lainnya yang dapat menjadi pertimbangan dalam menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi konsumsi adalah teori konsumsi yang pada dasarnya dikembangkan oleh tiga orang ahli yaitu Alberto Ando, Richard Brumberg dan Franco Modigliani. Pengembangan teori konsumsi yang dilakukan oleh Modigliani dikenal dengan sebutan *Hipotesis Siklus Hidup (Life Cycle Hypothesis-LCH)*. Modigliani menekankan pada variabel sosial ekonomi, dimana yang lebih menjadi perhatian adalah variabel usia (umur). Di dalam teorinya Modigliani menjelaskan bahwa pengeluaran konsumsi seseorang sangat tergantung dari perjalanan umur seseorang. Secara sistematis siklus hidup seseorang terkait dengan pendapatan yang diterimanya selama kehidupan (karena adanya masa pensiun) dan tabungan, membuat konsumen dapat mengalihkan pendapatan dari masa hidupnya ketika pendapatan tinggi ke masa hidup ketika pendapatan rendah [3].

Teori konsumsi lainnya yang dapat digunakan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi konsumsi rumah tangga adalah teori *Konsumsi dengan Hipotesis Pendapatan Permanen (Permanent Income Hypothesis)* yang dikemukakan oleh Milton Friedman [4]. Teori Friedman ini merupakan teori pendukung dari teori yang telah diungkapkan oleh Modigliani. Dalam teori ini Friedman membagi perjalanan hidup manusia ke dalam tiga periode, yaitu periode sebelum produktif (0 tahun sampai dengan usia kerja), periode produktif (dari usia kerja sampai dengan usia di mana orang tersebut sudah menjelang usia tua) dan periode tidak produktif lagi. Pada periode sebelum produktif dapat dikatakan bahwa seseorang melakukan konsumsi dalam kondisi "*dissaving*" karena seseorang yang melakukan konsumsi sangat tergantung pada orang lain, sedangkan pada periode produktif dapat dikatakan bahwa seseorang berkonsumsi dalam kondisi "*saving*" karena seseorang pada tahap ini pengeluaran konsumsinya sudah tidak tergantung pada orang lain. Periode terakhir yang diungkapkan oleh Friedman adalah periode tidak produktif lagi, dimana pada tahap ini seseorang kembali berada dalam kondisi "*dissaving*", karena dalam tahap ini seseorang tidak lagi mampu untuk mencukupi kebutuhan hidupnya sendiri dengan kata lain bahwa seseorang dalam melakukan konsumsi kembali tergantung pada orang lain.

Selain membagi siklus hidup ke dalam tiga periode, Friedman juga menggolongkan pendapatan masyarakat ke dalam dua golongan yaitu pendapatan permanen (*permanent income*) dan pendapatan sementara (*transitory income*) Hipotesis pendapatan permanen menekankan bahwa manusia mengalami perubahan acak dan temporer dalam pendapatan mereka dari tahun ke tahun. Pendapatan permanen juga dapat diartikan pendapatan yang selalu diterima pada setiap periode tertentu dan dapat diperkirakan sebelumnya atau pendapatan yang diperoleh dari semua faktor yang menentukan kekayaan seseorang (yang menciptakan kekayaan). Pendapatan permanen merupakan bagian pendapatan yang orang harapkan untuk terus bertahan di masa depan sedangkan pendapatan transitoris adalah bagian pendapatan yang tidak diharapkan untuk terus bertahan. Jadi pendapatan permanen merupakan rata-rata, sedangkan pendapatan transitoris adalah derivasi acak dari rata-rata tersebut.

Berdasarkan latar belakang yang telah dikemukakan di atas, makalah ini ditujukan untuk mengkaji faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat konsumsi rumah tangga di Indonesia dengan merujuk pada beberapa teori konsumsi yang telah dikemukakan di atas. Hasil kajian diharapkan dapat membantu pengambil keputusan atau instansi terkait dalam merumuskan kebijakan yang diambil, terutama yang terkait dengan pengeluaran konsumsi rumah tangga di Indonesia.

## II. METODE PENELITIAN

Kajian ini difokuskan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi konsumsi masyarakat di Indonesia. Adapun jenis data yang digunakan pada kajian ini adalah data sekunder berupa data *time series* dengan rentang waktu tahun 1970-2010 yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS).

Data yang dikumpulkan di analisis dengan menggunakan metode *Ordinary Least Square* (OLS) dengan pertimbangan bahwa metode ini dapat menghasilkan error yang minimum sehingga model yang dihasilkannya dapat bersifat *Best Linier Unbiased Estimator* (BLUE) [5]. BLUE diperkuat oleh Teorema Gauss-Markov yang menyatakan bahwa asumsi kenormalan tidak penting secara mutlak, jika tujuannya hanya penaksiran. Karena estimasi OLS adalah BLUE, terlepas dari apakah  $U_i$  didistribusikan secara normal atau tidak, maka penaksiran OLS cenderung didistribusikan secara normal asimtotik untuk sampel yang besar [6]. Dengan adanya asumsi tersebut, diharapkan model yang dihasilkan dalam kajian ini juga bersifat BLUE. Pengolahan data dilakukan dengan menggunakan software SAS 9.1, dan hasil analisis disajikan secara deskriptif dan kuantitatif dalam bentuk tabel dan grafik.

Sebelum melakukan pengolahan data, spesifikasi model dilakukan terlebih dahulu. Spesifikasi model untuk persamaan konsumsi yang digunakan dalam kajian ini adalah persamaan konsumsi yang diambil berdasarkan teori *Keynesian* awal. Berdasarkan teori tersebut, konsumsi rumah tangga (C) ditentukan berdasarkan pendapatan disposabel (YD) dan memiliki hubungan linear sederhana [4]. Rumus pada teori *Keynesian* awal dapat diuraikan sebagai berikut.

$$C = \bar{C} + cYD; \quad 0 < c < 1$$

Teori konsumsi tersebut terus mengalami perkembangan dengan adanya *Hipotesis Siklus Hidup dan Pendapatan Permanen* yang dikemukakan oleh Franco Modigliani dan Milton Friedman. Teori *Hipotesis Siklus Hidup* menyatakan bahwa *individu merencanakan perilaku konsumsi dan tabungan mereka selama periode yang panjang dengan tujuan mengalokasikan konsumsi mereka untuk membuat hidup mereka lebih baik* [5]. Dengan demikian maka bentuk persamaannya di rumuskan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} C &= WL / NL \times YL \\ WL/NL &= MPC \end{aligned}$$

### Keterangan :

- C = Konsumsi rumah tangga
- WL = Tahun lamanya bekerja (Tahun pensiun dikurangi tahun pertama bekerja)
- NL = Sisa umur hidup dari pertama bekerja (Perkiraan umur hidup dikurangi umur pertama bekerja)
- YL = Upah Tahunan
- MPC = *Marginal Propensity to Consume*

Sementara dalam teori pendapatan permanen, *konsumsi tidak berhubungan dengan pendapatan saat ini, tetapi dengan estimasi pendapatan jangka panjang atau pendapatan permanen*. Bentuk persamaannya dapat diperlihatkan sebagai berikut :

$$C = cYP$$

### Keterangan :

- C = Konsumsi rumah tangga
- YP = Pendapatan (*disposable*) permanen

Teori konsumsi yang berkembang tersebut menyiratkan adanya perencanaan pengeluaran konsumsi rumah tangga yang diperkirakan dari pengeluaran konsumsi rumah tangga pada tahun sebelumnya. Dengan merujuk pada teori *Keynesian* awal dan mengakomodir perkembangan teori konsumsi, model yang disusun dalam makalah ini dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$CONS_t = a_0 + a_1 YD_t + a_2 LCONS_t + U_t$$

Dengan hipotesis  $a_1 > 0$  dan  $0 < a_2 < 1$

**Keterangan :**

CONS	= Konsumsi rumah tangga pada tahun ke-t ( Rp Milliar)
YD <sub>t</sub>	= <i>Disposable Income</i> (Rp Milliar)
LCONS	= Konsumsi rumah tangga pada tahun sebelumnya (Rp Milliar)
U <sub>t</sub>	= Error term atau <i>non-explanatory variable</i>

Suatu model dibangun dengan harapan dapat merepresentasikan gambaran dalam dunia nyata. Namun demikian, meskipun menggunakan metode seperti OLS yang dianggap dapat menghasilkan BLUE secara baik pun, model dapat saja masih terkena pelanggaran asumsi klasik, seperti multikolinearitas, heteroskedastisitas, dan autokorelasi. Untuk itu, pengujian terhadap pelanggaran asumsi klasik tersebut akan dilakukan dalam kajian ini. Berikut adalah beberapa pelanggaran asumsi klasik yang akan diuji pada makalah ini.

**Multicollinearity**

Suatu hubungan linier antara dua atau lebih variable independent (predictor variables) disebut sebagai *multicollinearity*. Dalam hal ini variable-variabel bebas tidak bersifat orthogonal. Variable-variabel bebas yang bersifat orthogonal adalah variable *independent* yang bernilai korelasi diantara sesama sama dengan nol. Jika terdapat korelasi yang sempurna diantara sesama variable independent dengan kata lain koefisien korelasi sama dengan satu, maka (1) koefisien parameter menjadi tidak dapat ditaksir, dan (2) nilai *standard error* setiap koefisien estimasi menjadi tidak terhingga.

Istilah *multicollinearity* bertujuan untuk menunjukkan derajat atau tingkat hubungan antara variable-variabel bebas. Pada kenyataannya jarang ditemui pada kasus dimana variable-variabel tidak berkorelasi ataupun variable-variabel bebas memiliki korelasi sempurna, tetapi pada umumnya memiliki derajat interkorelasi di ekonomi sepanjang waktu. Dalam arti bahwa diantara variable bebas pasti terdapat korelasi tetapi derajat hubungannya mungkin tidak memberikan pengaruh yang signifikan terhadap parameter estimasi.

Untuk menentukan masalah *multicollinearity* dapat dilihat dari nilai *variance inflation factor*. Masalah *multicollinearity* pada suatu model persamaan linier regresi berganda akan selalu ditemukan, tetapi ada yang serius dan ada yang tidak serius. Masalah *multicollinearity* menjadi sangat serius jika nilai *variance inflation factor* lebih besar dari 10 sedangkan masalah *multicollinearity* dianggap tidak serius jika nilai *variance inflation factor* lebih kecil atau sama dengan 10.

Untuk memeriksa kekuatan *multicollinearity*, Henke (2011) menyatakan bahwa kekuatan *multicollinearity* dapat diukur dengan *variance inflation factor* (VIF). Formula VIF dapat ditulis sebagai berikut :

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad j = 1, 2, \dots, k$$

$R_j^2$  adalah koefisien determinasi dari regresi variable independent ke-j terhadap sisa variable-variabel independent k-1. Untuk variable independent dimana k = 2, maka  $r_j^2$  merupakan akar dari koefisien korelasi (r) mereka.

Jika variable independent X<sub>j</sub> ke-j tidak berhubungan dengan variable lainnya ke X, maka  $R_j^2 = 0$  dan nilai VIF = 1. Jika ada hubungan, maka VIF<sub>j</sub> > 1. Misalkan  $R_j^2 = 0,90$ , maka nilainya :

$$VIF_j = \frac{90}{1 - 0,90} = 10$$

Nilai VIF lebih besar atau sama dengan 10 diyakini terdapat masalah *multicollinearity*, sedangkan nilai VIF lebih kecil dari 10 tidak terdapat masalah *multicollinearity* yang serius, apalagi jika nilai VIF = 1, maka dapat dipastikan tidak terdapat masalah *multicollinearity* pada variable *independent*

### **Heteroscedasticity**

Salah satu model klasik adalah varian setiap disturbance term yang dibatasi oleh nilai tertentu mengenai variable-variabel bebas yang merupakan bentuk suatu nilai konstan yang sama dengan  $\sigma^2$ , atau varian setiap  $U_i$  adalah sama untuk setiap nilai-nilai variable bebas. Asumsi inilah yang dikenal dengan *homoscedasticity* yang secara simbolis dapat dituliskan sebagai berikut:

$$E(U_i^2) = \sigma^2 \text{ dimana } i = 1, 2, \dots, n$$

Homoskedastisitas juga merupakan pengertian lain untuk homogenitas varian (varian konstan). Ada kasus dimana seluruh *disturbance term* atau faktor gangguan tidak memiliki varian yang sama atau variannya tidak konstan. Kondisi varian tidak konstan disebut dengan heteroskedastisitas (*heteroskedasticity*) atau terjadi ketika *error term* tidak mempunyai varian konstan. Secara simbolis dapat dituliskan sebagai berikut:

$$E(U_i^2) \neq \sigma^2$$

Heteroskedastisitas menyebabkan estimasi OLS parameter varian menjadi bias, yang pada gilirannya nilai parameter statistik t dan F menjadi tidak dapat dipercaya dengan kata lain tidak valid untuk digunakan. Dimana terdapat beberapa metode untuk mendeteksi adanya masalah kehadiran *heteroskedasticity* dalam varian *error term* dalam suatu model regresi, antara lain (1) metode grafik, (2) metode Park, (3) metode Glejser (4) metode Goldfed-Quant, dan (5) metode *Spearman Rank Correlation*.

### **Autocorrelation**

Asumsi lainnya yang harus dipenuhi agar estimasi parameter dalam model regresi linier berganda bersifat BLUE adalah *autocorrelation*, yaitu  $cov(U_i, U_j) = 0$ ,  $i \neq j$ , artinya tidak ada korelasi antara  $U_i$  dan  $U_j$  untuk  $U_i \neq U_j$  atau dapat dituliskan dengan  $E(U_i, U_j) = 0$ ,  $i \neq j$ . Asumsi ini mengandung arti nilai-nilai faktor gangguan  $U$  yang berurutan tidak tergantung secara temporer, yaitu gangguan yang terjadi pada satu titik observasi tidak berhubungan dengan faktor-faktor gangguan lainnya. Jika observasi dilakukan disepanjang waktu, pengaruh faktor gangguan yang terjadi dalam suatu periode tidak terbawa ke periode lainnya.

Istilah *autocorrelation*, juga dapat di definisikan sebagai korelasi yang terjadi antara anggota-anggota dari serangkaian pengamatan yang tersusun dalam rangkaian waktu (*data time series*) yang tersusun dalam rangkaian ruang (*data cross-sectional*). Jadi *autocorrelation* adalah korelasi antar variable itu sendiri, pada observasi yang berbeda waktu atau individu yang umumnya banyak terjadi pada kasus-kasus *time series*. Jika asumsi ini tidak terpenuhi (nilai  $U$  berkorelasi pada setiap periode dengan nilai-nilai  $U$  periode sebelumnya), maka berarti ada *autocorrelation* dari variable-variabel random.

*Autocorrelation* pada data *time series* menunjukkan kecenderungan sekuler atau perubahan jangka panjang sepanjang waktu. Fluktuasi siklis juga akan memperlihatkan keteraturan observasi variable yang berurutan sepanjang waktu menjadi penyebab *autocorrelation*. *Autocorrelation* juga dapat disebabkan oleh adanya bias spesifikasi, yaitu mengeluarkan variable yang benar (lebih relevan) dari persamaan regresi karena alasan-alasan tertentu.

Fenomena *Cobweb* juga dapat menyebabkan adanya *autocorrelation*, misalnya dalam kasus pertanian dimana penawaran bereaksi terhadap harga dengan keterlambatan satu periode waktu karena keputusan penawaran memerlukan waktu. Sehingga penawaran pada awal musim tanam tahun (*current*) petani dipengaruhi oleh harga yang terjadi pada tahun lalu. Penyebab lain dari *autocorrelation* adalah adanya keterlambatann (*lag*), seperti permintaan konsumsi sekarang dipengaruhi oleh pendapatan dan jumlah konsumsi tahun lalu.

*Autocorrelation* dari metode OLS akan menghasilkan *underestimated standart error parameter*. Selanjutnya nilai statistik t dan F juga  $R^2$  cenderung menjadi *overestimated*, sehingga memberikan kesimpulan yang menyesatkan tentang arti statistik dan hasil dari koefisien parameter estimasi.

Untuk menguji *autocorrelation residuals*, maka uji yang paling sering digunakan untuk mendeteksi *autocorrelation* adalah uji *Durbin-Watson (dw)*, yang di definisikan sebagai berikut :

$$dw = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}$$

Dimana  $\hat{\varepsilon}$  adalah nilai sisa (*residuals*).

Nilai statistik  $dw$  sama dengan  $2(1 - \rho)$ . Dimana  $\rho$  adalah koefisien korelasi antara *error* periode waktu  $t$  dengan *error* periode waktu  $t-1$  yang didefinisikan sebagai :

$$\rho = \frac{Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1})}{\sigma_{\varepsilon}^2}$$

Jika  $\rho = 0$ , maka tidak ada *autocorrelation*, maka nilai statistik  $dw$  mendekati dua. Jika  $\rho$  mendekati satu, maka nilai statistik  $dw$  mendekati nol, dan ketika  $\rho$  mendekati -1, maka nilai statistik mendekati 4. Berikut ini adalah *range* dari statistik *Durbin-Watson*:

Tabel 1. Range Statistik Durbin-Watson

Nilai dw	Hasil
$4 - d_l < dw < 4$	Tolak hipotesis nol; negatif <i>autocorrelation</i> ada
$4 - d_u < dw < 4 - d_l$	Tidak ada kesimpulan
$2 < dw < 4 - d_u$	Terima hipotesis nol
$d_u < dw < 2$	Terima hipotesis nol
$d_u < dw < d_l$	Tidak ada kesimpulan
$0 < dw < d_l$	Tolak hipotesis nol, positif <i>autocorrelation</i> ada

### III. HASIL DAN PEMBAHASAN

Hasil estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi konsumsi rumah tangga di Indonesia berdasarkan hasil pengolahan data dengan menggunakan SAS 9.1. Hasil pendugaan parameter pada model konsumsi rumah tangga menunjukkan bahwa parameter  $a_1$  dari variabel YD memiliki hubungan yang positif dengan pengeluaran konsumsi rumah tangga (C). Parameter  $a_1$  dapat diinterpretasikan sebagai *marginal propensity to consume* (MPC) atau kecenderungan dari mengkonsumsi. Hubungan yang positif dari slope tersebut menunjukkan bahwa ketika pendapatan disposabel atau pendapatan yang siap dibelanjakan meningkat satu persen, pengeluaran konsumsi rumah tangga akan meningkat sebesar 0,121796 persen.

Pengeluaran konsumsi rumah tangga Indonesia pada suatu periode, juga dipengaruhi oleh pengeluaran konsumsi rumah tangga Indonesia tahun sebelumnya. Berdasarkan hasil analisis, diketahui bahwa pengeluaran konsumsi rumah tangga tahun sebelumnya memiliki hubungan yang positif dengan pengeluaran konsumsi rumah tangga pada periode berjalan. Dengan kata lain, jika pengeluaran konsumsi rumah tangga tahun sebelumnya meningkat satu persen, pengeluaran konsumsi rumah tangga pada periode berikutnya akan meningkat sebesar 0,873556 persen. Berdasarkan hasil estimasi parameter tersebut, persamaan konsumsi rumah tangga penduduk Indonesia pada suatu periode tertentu dapat dirumuskan sebagai:

$$\hat{C} = -18971.7 + 0.121796YD + 0.873556LCONS$$

Selain dilihat dari tandanya, besaran dari koefisien dan hubungan antara variabel pun diuji dengan menggunakan uji statistik-t. Setiap parameter diberi label T untuk  $H_0$ : Parameter = 0. Sementara itu, untuk p-value (uji-t) dilabeli Prob > [T]. Nilai uji t untuk parameter YD adalah 4,14, dengan nilai Prob > [T] sama dengan 0.0002. Sementara itu, parameter LCONS adalah 21,94, dengan nilai Prob > [T] yaitu <.0001. Kedua parameter ini secara statistik signifikan pada taraf nyata 0,01. Dengan demikian, setiap variabel tersebut signifikan berkorelasi dengan variabel dependennya yaitu pengeluaran konsumsi rumah tangga (C). Sementara itu, intersep yang bernilai negatif pada persamaan konsumsi tersebut dapat diabaikan. Variabel intersep pada prakteknya tidaklah terlalu penting [8]. Hal ini juga diperkuat dengan nilai Prob > [T] yang bernilai 0.0424, tidak signifikan pada taraf nyata 0,01. Nilai F rasio yang bernilai 7070,60 menunjukkan bahwa konsumsi rumah tangga memang secara signifikan dipengaruhi oleh

pendapatan disposabel dan pengeluaran konsumsi rumah tangga tahun sebelumnya pada tingkat  $<0.0001$  (nilai  $Pr>F$ ).

Model konsumsi di atas memiliki nilai  $R^2$  (R-Squares) sebesar 0.99739. Hal ini mengindikasikan bahwa pendapatan disposabel dan pengeluaran konsumsi rumah tangga tahun sebelumnya mampu menjelaskan sekitar 99,74 persen variasi di dalam konsumsi (C). Dengan demikian, model persamaan tersebut dapat dikategorikan baik dalam menduga perilaku konsumsi rumah tangga tersebut. Nilai statistik dari uji Durbin-Watson adalah 1.441898. Nilai tersebut berada di antara 1,15 dan 1,46, signifikan pada taraf nyata 1%. Walaupun persamaan di atas memiliki nilai  $R^2$ , dan hasil uji-t dan F rasio yang sudah signifikan, namun belum tentu model persamaan tersebut tidak melanggar asumsi klasik multikolinearitas, heteroskedastisitas, dan autokorelasi. Untuk itu, model persamaan yang telah dihasilkan tersebut, diuji kembali dengan menggunakan uji multikolinearitas, heteroskedastisitas, dan autokorelasi.

### Uji Multikolinearitas

Hasil uji multikolinearitas dari persamaan menunjukkan bahwa kedua variabel baik YD maupun LCONS memiliki nilai VIF = 20,93, atau lebih besar dari 10. Kedua variabel tersebut signifikan pada level 0,0002 dan  $<.0001$ , namun memberikan masalah multikolinearitas yang serius. Dengan mempertimbangkan kedua nilai VIF tersebut, dapat disimpulkan bahwa persamaan tersebut memiliki permasalahan multikolinearitas yang cukup serius.

Menurut [7], permasalahan multikolinearitas dapat membawa konsekuensi atau dampak yang kurang baik, antara lain: (1) kesalahan standard estimasi akan cenderung meningkat dengan bertambahnya variabel independen, tingkat signifikansi yang digunakan untuk menolak hipotesis nol semakin besar, dan peluang menerima hipotesis yang salah semakin besar, sehingga koefisien estimasi model regresi yang diperoleh tidak valid dalam menduga variabel dependennya; (2) menyebabkan tanda koefisien regresi mengandung tanda yang berlawanan atau tidak sesuai dengan yang diharapkan secara teoritis; dan (3) menyebabkan koefisien regresi dari masing-masing variabel independen secara statistik tidak signifikan meskipun nilai  $R^2$ , t, dan F rasio cukup tinggi.

Multikolinearitas hampir selalu terjadi pada persamaan regresi linear berganda. Menurut [7] Terdapat beberapa hal yang dapat dilakukan untuk mengatasi permasalahan multikolinearitas, antara lain sebagai berikut :

1. Respesifikasi, dengan cara mengeluarkan atau menambah variabel yang dianggap lebih relevan secara apriori dan statistik yang paling diyakini dalam menentukan variabel dependen. Cara ini biasanya akan mengubah tanda dan besaran dari koefisien regresi. Model yang terpilih disebut sebagai elementary regression;
2. Transformasi variabel yang ada dalam model regresi menjadi bentuk lainnya disebut sebagai *first difference*. Hal ini dilakukan dengan mengurangi variabel pada periode sebelumnya (periode t-1) dengan variabel yang sedang berjalan (periode t);
3. Menambah lebih banyak data, kemungkinan dengan menambah jumlah data. Dengan ditambahkan data, diharapkan standard error akan turun dan memungkinkan untuk mengestimasi koefisien regresi dengan lebih tepat.

Pada kajian ini, dilakukan respesifikasi dengan cara mengeluarkan variabel pengeluaran konsumsi tahun sebelumnya. Setelah dilakukan respesifikasi, nilai VIF yang dihasilkan menjadi 1,00 atau kurang dari 10 dan signifikan pada  $<0.0001$ . Dengan demikian, tidak terdapat lagi permasalahan multikolinearitas di dalam model yang baru. Model persamaan baru saat ini hanya terdiri dari dua variabel yaitu satu variabel endogen dan satu variabel eksogen, atau lebih tepatnya variabel pengeluaran konsumsi rumah tangga dan variabel pendapatan disposabel. Model persamaan konsumsi rumah tangga saat ini adalah:

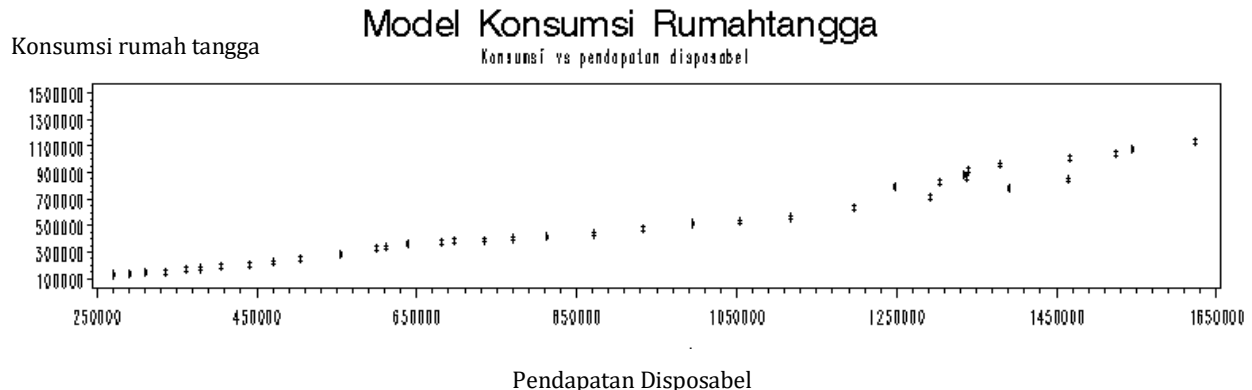
$$\hat{C} = -138018 + 0,74553YD$$

Model konsumsi rumah tangga yang baru di atas memiliki nilai  $R^2$  (R-Squares) sebesar 0.9640. Hal ini mengindikasikan bahwa pendapatan disposabel mampu menjelaskan sekitar

96,40 persen variasi di dalam konsumsi (C). Dengan demikian, model persamaan tersebut dapat dikategorikan baik dalam menduga perilaku konsumsi rumah tangga tersebut.

### Uji Heteroskedastisitas

Uji heteroskedastisitas merupakan uji yang dilakukan untuk memeriksa, menguji, dan mengatasi masalah saat terdapat heteroskedastisitas. Seperti yang telah dikemukakan sebelumnya, terdapat beberapa cara untuk memeriksa heteroskedastisitas atau keragaman dari varian. Dalam kajian ini, pemeriksaan terhadap heteroskedastisitas dilakukan dengan dua cara yaitu metode grafik dan metode Park. Hasil pemeriksaan dengan metode Grafik disajikan pada Gambar 1.



Gambar 1. Scatter Plot Untuk Model Kosumsi RumahTangga

Hasil uji heteroskedastisitas dengan menggunakan metode grafik menunjukkan adanya suatu pola penyebaran yang sistematis dari scatter plot untuk pengeluaran konsumsi rumah tangga dan pendapatan disposabel. Hal ini menunjukkan bahwa pengeluaran konsumsi rumah tangga akan meningkat seiring dengan meningkatnya pendapatan disposabel atau mengikuti suatu nilai yang konstan dari garis regresi. Dengan demikian, model atau persamaan konsumsi rumah tangga ini tidak memiliki masalah heteroskedastisitas atau sudah memenuhi persyaratan homoskedastisitas.

Metode lain untuk menguji heteroskedastisitas adalah dengan menggunakan metode park. Hasil uji heteroskedastisitas dengan menggunakan metode park menunjukkan bahwa nilai parameter dari  $\ln\_YD$  adalah 1,070058 pada p-value 0,1328. Nilai p-value tersebut lebih besar dari taraf nyata 0,05 atau dengan kata lain, secara statistik tidak signifikan pada taraf nyata 0,05. Dengan demikian, model tersebut dapat dikatakan tidak memiliki masalah heteroskedastisitas antara variabel dependen (pengeluaran konsumsi rumah tangga) dan variabel independennya (pendapatan disposabel).

### Uji Autokorelasi

Pengujian autokorelasi dari model yang telah direspesifikasi dari hasil uji multikolinearitas, dilakukan dengan cara memeriksa terlebih dahulu autokorelasi pada model, kemudian baru menguji autokorelasi, dan memperbaiki model jika terjadi autokorelasi. Pemeriksaan autokorelasi pada model dengan menggunakan SAS 9.1., dilakukan dengan terlebih dahulu menciptakan dua variabel baru yaitu persentase perubahan konsumsi rumah tangga dalam jangka panjang (3 tahun atau dengan lag 12) dan persentase perubahan pendapatan disposabel dalam jangka panjang (3 tahun atau dengan lag 12). Persentase perubahan pengeluaran konsumsi rumah tangga dan pendapatan disposabel dengan lag 12 dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$C = \frac{(Cons - Lag12(Cons))}{Lag12(Cons)} * 100$$

$$Y = \frac{(YD - Lag12(YD))}{Lag12(YD)} * 100$$



Selain menciptakan data tersebut, dibuat juga variabel baru untuk pendapatan disposabel dengan panjang lag  $k = 14$  kuartal ( $Y\_LAG14$ ). Lag  $k=14$  kuartal dipilih karena nilai ini dapat memaksimumkan nilai  $R^2$ . Hasil pendugaan dari model konsumsi rumah tangga dengan menggunakan OLS untuk pemeriksaan autokorelasi. Hasil estimasi model konsumsi rumah tangga dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\hat{C} = -56.4576 + 1.3865Y\_LAG14$$

Selain persamaan tersebut, terlihat juga adanya statistik Durbin Warson yang dapat digunakan untuk memeriksa keberadaan autokorelasi pada model. Hasil dari nilai statistik DW yang pertama adalah 0,5397, dan yang kedua adalah 0,7125. Keduanya signifikan pada tingkat 0,003. Hasil uji tersebut menunjukkan adanya positif *autocorrelation* yang signifikan atau masalah autokorelasi yang serius. Tanpa adanya perbaikan pada model, hasil uji statistik akan menjadi tidak akurat. Salah satu strategi yang dikembangkan untuk memperbaiki autokorelasi atau agar model tidak memiliki autokorelasi adalah strategi yang dikembangkan oleh Cochran dan Orcutt yaitu dengan mengestimasi parameter *autoregressive*, dan nilai dari residual yang diperoleh OLS (untuk *correction autoregression*) [10]. Hasil tersebut kemudian diestimasi lagi dengan menggunakan OLS. Koreksi pada metode Cochran dan Orcutt dapat dilakukan dengan menggunakan koreksi *first-order autoregressive*, yang dirumuskan sebagai berikut:

$$C_t = b_0 + b_1Y\_Lag14 + v_t$$

$v_t$  merupakan error term yang didefinisikan sebagai  $v_t = \varepsilon_t - \varphi_1 v_{t-1}$ .  $\varepsilon_t$  bebas dan terdistribusi normal, sesuai dengan asumsi model regresi klasik, dan  $\varphi$  merupakan parameter *autoregressive*. Sementara itu, koreksi *second-order autoregressive error process* dirumuskan sebagai berikut:

$$v_t = \varepsilon_t - \varphi_1 v_{t-1} - \varphi_2 v_{t-2}$$

Dengan demikian, jika dilakukan *p-order autoregressive error process* dengan rumus sebagai berikut:

$$v_t = \varepsilon_t - \varphi_1 v_{t-1} - \varphi_2 v_{t-2} - \dots - \varphi_p v_p$$

Dengan menggunakan *first-order autoregression* dan *second-order autoregression*, slope parameter estimasi dapat berubah [7]. Hasil uji autokorelasi dengan first order regression menunjukkan bahwa estimasi awal dengan metode OLS, menunjukkan slope atau nilai koefisien dari parameter  $Y\_Lag14$  yang berubah menjadi 1,3865, dan nilai tersebut signifikan pada level 0.0065. Namun demikian, nilai DW masih sebesar 0.5397 atau signifikan menunjukkan adanya autokorelasi yang positif. Nilai dari parameter *first-order regressive* adalah -0,654686 pada taraf nyata 0,01. Hasil uji estimasi dengan menggunakan *maximum likelihood* menunjukkan bahwa parameter  $Y\_LAG14$  turun menjadi 0,3742 dengan nilai uji-t sebesar 0,69. Hasil tersebut masih belum dapat dikatakan signifikan secara statistik. Namun demikian, nilai DW bernilai 1,4759, yang berada di antara du dan 2 atau diantara du dan (4-du) atau tidak signifikan pada taraf nyata 0,01, yang menunjukkan bahwa hipotesis nol diterima. Dengan demikian, dari uji maximum likelihood sendiri sudah terlihat bahwa model yang baru sudah tidak memiliki autokorelasi. Persamaan dari hasil estimasi model menggunakan *maximum likelihood* adalah:

$$\hat{C} = 46.0908 + 0.3742Y\_LAG14$$

Guna memperkuat keyakinan akan tidak adanya autokorelasi dalam model, dilakukan juga uji autokorelasi dengan *second-order condition*. Hasil uji *second order autoregression* menunjukkan bahwa nilai statistik DW sekarang lebih besar dari sebelumnya yaitu 1,5280 dan nilai ini tidak signifikan pada taraf nyata 1%. Hal ini membuktikan bahwa sesuai dengan hasil yang sudah diperoleh dari hasil estimasi model dengan menggunakan *maximum likelihood* bahwa hipotesis nol diterima, yakni tidak ada masalah dalam hal autokorelasi. Hasil estimasi untuk nilai parameter,  $R^2$ , nilai statistik, dan DW dari model yang diestimasi dengan OLS,

koefisien estimasi  $Y\_LAG14$  first order AR(1) dan second order AR(2), disajikan pada tabel berikut ini.

Tabel 2. Perbandingan Metode OLS, AR(1), dan AR(2) pada Uji Autokorelasi

Statistik dan Parameter	OLS	Koreksi <i>Autoregressive</i>	
		<i>First Order</i>	<i>Second Order</i>
Reg $R^2$	0.4456	0.0376	0.0229
Intersep	-56.4576	46.0908	54.5334
$Y\_LAG14$	1.3865	0.3742	0.2980
Statistik t	3.23	0.66	0.39
Durbin Watson	0.5397	1.4759	1.5280

Persamaan hasil estimasi OLS:  $\hat{C} = -56.4576 + 1.3865Y\_LAG14$

Persamaan hasil estimasi AR(1):  $\hat{C} = 46.0908 + 0.3742Y\_LAG14$

Persamaan hasil estimasi AR(2):  $\hat{C} = 54.5334 + 0.2980Y\_LAG14$

Merujuk pada hasil estimasi dengan menggunakan OLS, AR(1) dan AR(2), terdapat perbedaan yang signifikan antara persamaan model dengan menggunakan OLS dan setelah dilakukannya *first* dan *second order autoregression*. Hasil estimasi juga menunjukkan bahwa ketika autokorelasi di dalam persamaan tersebut hilang, terdapat tanda yang berubah. Jika sebelumnya intersep dari persamaan tersebut bertanda negatif, setelah autokorelasi hilang dengan first order autoregression, tandanya menjadi positif. Hal ini berimplikasi pada interpretasi yang sangat berbeda nantinya. Dengan demikian, jika penggunaan metode OLS yang tidak diikuti dengan uji autokorelasi akan menghasilkan kesalahpahaman (*misleading*) dalam menentukan parameter estimasi dan level signifikansi. Hal ini diperkuat oleh pendapat [5] bahwa jika terjadi autokorelasi, hal ini akan mempengaruhi nilai dan *standard error* dari parameter yang diestimasi, dan secara khusus mempengaruhi: (1) bias dalam model yang diuji; (2) varians OLS dari parameter yang diestimasi akan lebih besar daripada metode ekonometrika lainnya; (3) varians dari random  $u$  yang diestimasi terlalu rendah; dan (4) prediksi berdasarkan OLS akan menjadi tidak efisien.

Berdasarkan hasil pengolahan data dengan menggunakan OLS, disertai dengan uji multikolinearitas, heteroskedastisitas, dan autokorelasi, persamaan pengeluaran konsumsi rumah tangga yang awalnya terdiri dari variabel pendapatan disposabel dan pengeluaran konsumsi rumah tangga sebelumnya, mengalami respesifikasi akibat adanya multikolinearitas yang parah pada kedua variabel. Berdasarkan hasil respesifikasi dan setelah dilakukan ketiga uji, pengeluaran konsumsi rumah tangga di Indonesia dapat dengan lebih baik dijelaskan oleh pendapatan disposabel, tanpa dipengaruhi oleh pengeluaran konsumsi rumah tangga periode sebelumnya. Dengan demikian, hasil penelitian ini memperkuat teori Keynesian awal yang menyatakan adanya hubungan linear sederhana antara konsumsi rumah tangga dan pendapatan yang siap dibelanjakan (*disposable income*).

## IV. KESIMPULAN DAN SARAN

### Kesimpulan

Model konsumsi rumah tangga yang pertama kali dibangun dalam makalah ini terdiri dari pendapatan disposabel dan pengeluaran konsumsi rumah tangga periode sebelumnya. Model tersebut setelah diuji dengan menggunakan metode OLS telah menghasilkan nilai  $R^2$ , hasil uji t dan F rasio yang besar dan signifikan. Namun demikian, setelah diuji dengan menggunakan uji multikolinearitas, Uji heteroskedastisitas, dan uji autokorelasi, faktor yang signifikan dan kuat memengaruhi pengeluaran konsumsi rumah tangga adalah pendapatan yang siap dibelanjakan. Hal tersebut memperkuat teori Keynesian awal yang menyatakan adanya hubungan linear sederhana antara konsumsi rumah tangga dan pendapatan yang siap dibelanjakan (*disposable income*).

## **Saran**

Merujuk pada hasil pengolahan data dan uji multikolinearitas, heteroskedastisitas, dan autokorelasi yang dilakukan pada model persamaan, disarankan agar setiap peneliti atau akademisi atau praktisi yang mengkaji suatu penelitian dengan menggunakan metode regresi agar tetap melakukan uji multikolinearitas, heteroskedastisitas dan autokorelasi. Hal ini dimaksudkan agar hasil kajian yang dihasilkan dapat benar-benar merepresentasikan situasi yang nyata saat ini dan dapat menjadi *reliable* untuk digunakan sebagai rekomendasi dalam pengambilan keputusan.

## **DAFTAR PUSTAKA**

- [1] M Sangaji, "Fungsi Konsumsi Rumah Tangga di Indonesia (Pendekatan Model Koreksi Kesalahan)," *Jurnal Of Indonesia Applied Economics* , vol. 3, no. 2, pp. 150 - 165, 2009.
- [2] Dumairy, *Perekonomian Indonesia* , 5th ed. Jakarta: ERlangga, 2004.
- [3] N.G Mankiw, *Principples Of Economics*. Stanford USA: Cengage Learning, 2007.
- [4] R., S. Fischer dan R. Starz Dombusch, *Macroeconimics*.: PT Media Global Edukasi , 2008.
- [5] Koutsoyiannis. A, *Theory Of Econometric: An. Introductory Exposition of Econometric Methods* , 2nd ed. New York : The Macmillan Press Ltd, 1977.
- [6] D Gujarati, *Basic Econometrics* , Second ed. Pretice-Hall, Inc. Upper Sadle River , New Jersey: MC Grow\_Hill Book Company , 1988.
- [7] K.R dan B. Sinaga Sitepu, *Aplikasi Model Ekonometrika, Estimasi, Simultan Peramalan Menggunakan Program SAS*. Bogor : Program Studi ilmu Ekonomi Pertanian IPB, 2006.