

**ANALISIS REGRESI PANEL DINAMIS DENGAN METODE
PENDUGAAN PARAMETER *BLUNDELL AND BOND*
GENERALIZED METHOD OF MOMENT/BB-GMM
(Studi Kasus pada Konsumsi Jawa Timur Tahun 2007-2015)**

SKRIPSI

Sebagai Salah Satu Syarat untuk Memperoleh Gelar
Sarjana Sains dalam Bidang Statistika

oleh:
WIRDA ISTI'ANA ZULFA
135090501111006



**PROGRAM STUDI STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2017**

LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI

**ANALISIS REGRESI PANEL DINAMIS DENGAN METODE
PENDUGAAN PARAMETER *BLUNDELL AND BOND*
GENERALIZED METHOD OF MOMENT/BB-GMM
(Studi Kasus pada Konsumsi Jawa Timur Tahun 2007-2015)**

oleh:

**WIRDA ISTI'ANA ZULFA
135090501111006**

**Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji
pada tanggal 28 April 2017
dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar
Sarjana Sains dalam bidang Statistika**

Pembimbing

**Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D
NIP. 197603281999032001**

**Mengetahui,
Ketua Jurusan Matematika
Fakultas MIPA Universitas Brawijaya**

**Ratno Bagus Edy Wibowo, S.Si., M.Si., Ph.D
NIP. 197509082000031003**

LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini :

Nama : Wirda Isti'ana Zulfa
NIM : 135090501111006
Jurusan : Matematika
Program Studi : Statistika
Penulis Skripsi Berjudul : Analisis Regresi Panel Dinamis dengan Metode Pendugaan Parameter *Blundell and Bond Generalized Method of Moment/ BB-GMM* (Studi Kasus pada Konsumsi Jawa Timur Tahun 2007-2015)

Dengan ini menyatakan bahwa :

1. Isi dari Skripsi yang saya buat adalah benar-benar karya sendiri dan tidak menjiplak karya orang lain, selain nama-nama yang termaktub di isi dan tertulis di daftar pustaka dalam Skripsi ini.
2. Apabila di kemudian hari ternyata Skripsi yang saya tulis terbukti hasil jiplakan, maka saya bersedia menanggung segala resiko yang akan saya terima.

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 28 April 2017
Yang menyatakan,

Wirda Isti'ana Zulfa
NIM. 135090501111006

**ANALISIS REGRESI PANEL DINAMIS DENGAN METODE
PENDUGAAN PARAMETER *BLUNDELL AND BOND
GENERALIZED METHOD OF MOMENT/BB-GMM*
(Studi Kasus pada Konsumsi Jawa Timur Tahun 2007-2015)**

ABSTRAK

Data panel sering digunakan dalam penelitian di bidang ekonomi. Pada praktiknya, hubungan peubah-peubah ekonomi tidak hanya berlangsung secara instan pada waktu yang sama. Analisis regresi panel dinamis merupakan metode yang sesuai untuk memodelkan hubungan antara peubah prediktor dengan peubah respon yang bersifat dinamis dengan data panel. Tujuan penelitian ini yaitu menentukan faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap konsumsi Jawa Timur tahun 2007-2015 berdasarkan model regresi panel dinamis serta menentukan efek jangka pendek dan efek jangka panjang PDRB, inflasi, dan jumlah penduduk terhadap konsumsi. Metode pendugaan parameter yang digunakan adalah Blundell dan Bond *Generalized Method of Moment* (BB-GMM). Hasil analisis menunjukkan bahwa dalam jangka pendek konsumsi satu tahun sebelumnya, PDRB tahun ini, dan jumlah penduduk tahun ini berpengaruh signifikan terhadap konsumsi tahun ini, sedangkan inflasi tahun ini tidak berpengaruh signifikan terhadap konsumsi tahun ini. Dalam jangka panjang, konsumsi dipengaruhi secara signifikan oleh PDRB dan jumlah penduduk.

Kata Kunci: BB-GMM, Konsumsi, Regresi Panel Dinamis.

**DYNAMIC PANEL REGRESSION ANALYSIS USING
BLUNDELL AND BOND GENERALIZED METHOD OF
MOMENT/BB-GMM
(Case Study on East Java Consumption in 2007-2015)**

ABSTRACT

Panel data generally used in economics researches. Practically, relations among economic variables do not happen instantly at the same time. Dynamic panel regression analysis is a suitable method for modeling the relationships among variables which is dynamic using panel data. The aims of this study are to determine the factors that significantly affect East Java consumption in 2007-2015 based on dynamic panel regression model and to determine the short run and long run effects of GRDP, inflation, and total population to consumption. The parameter estimation method that used in this study is Blundell and Bond Generalized Method of Moment (BB-GMM). The result showed that the previous year consumption, GRDP this year, and total population this year give significantly short run effect for consumption this year, while inflation this year gives insignificantly short run effect to consumption this year. Consumption is affected by GRDP and total population significantly for long term.

Keywords: BB-GMM, Consumption, Dynamic Panel Regression.

KATA PENGANTAR

Puji syukur kehadiran Allah SWT atas rahmat dan karunia-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi yang berjudul ‘Analisis Regresi Panel Dinamis dengan Metode Pendugaan Parameter *Blundell and Bond Generalized Method of Moment*/BB-GMM (Studi Kasus pada Konsumsi Jawa Timur Tahun 2007-2015)’.

Selama proses penulisan skripsi, penulis dapat menghadapi berbagai hambatan dengan bantuan dan doa dari berbagai pihak. Oleh karena itu, penulis menyampaikan terima kasih kepada:

1. Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D. selaku dosen pembimbing skripsi atas waktu dan bimbingan yang telah diberikan.
2. Ir. Heni Kusdarwati, MS. selaku dosen penguji I atas waktu dan bimbingan yang diberikan.
3. Samingun Handoyo, S.Si., M.Cs. selaku dosen penguji II atas waktu dan bimbingan yang diberikan.
4. Ratno Bagus Edy Wibowo, S.Si., M.Si., Ph.D. selaku Ketua Jurusan Matematika FMIPA Universitas Brawijaya.
5. Bapak, Ibu, dan keluarga atas kasih sayang, dukungan, dan doa yang selalu diberikan.
6. Teman-teman Statistika 2013 atas dukungan yang telah diberikan.
7. Semua pihak yang membantu penulis dalam penulisan skripsi ini.

Skripsi ini masih jauh dari kesempurnaan. Oleh karena itu, penulis mengharap adanya saran dan kritik yang membangun demi penyempurnaan skripsi ini. Semoga skripsi ini memberi manfaat bagi semua pihak.

Malang, April 2017

Penulis

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI	ii
LEMBAR PERNYATAAN	iii
ABSTRAK	iv
ABSTRACT	v
KATA PENGANTAR	vi
DAFTAR ISI	vii
DAFTAR GAMBAR	ix
DAFTAR TABEL	x
DAFTAR LAMPIRAN	xi
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1. Latar Belakang	1
1.2. Rumusan Masalah	4
1.3. Tujuan Penelitian	4
1.4. Manfaat Penelitian.....	4
1.5. Batasan Masalah.....	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	5
2.1. Data Panel	5
2.2. Model Regresi Panel.....	5
2.2.1. Model Efek Tetap (<i>Fixed Effect Model</i>).....	6
2.2.2. Model Efek Acak (<i>Random Effect Model</i>)	6
2.3. Model Regresi Panel Dinamis	6
2.4. Metode Pendugaan Parameter	7
2.4.1. <i>Instrumental Variable (IV)</i>	8
2.4.2. <i>Arellano and Bond Generalized Method of</i> <i>Moment (AB-GMM)</i>	9
2.4.3. <i>Blundell and Bond Generalized Method of</i> <i>Moment (BB-GMM)</i>	11
2.5. Pengujian Validitas Instrumen	13
2.6. Pengujian Asumsi Analisis Regresi.....	13
2.6.1. Pendeteksian Non Multikolinieritas	13
2.6.2. Uji Normalitas Galat	14
2.6.3. Uji Non Autokorelasi	14
2.6.4. Uji Homoskedastisitas.....	15
2.7. Stasioneritas	16
2.8. Pengujian Signifikansi Parameter	16
2.8.1. Uji Simultan	16

2.8.2. Uji Parsial.....	17
2.9. Tinjauan Non Statistika	17
2.9.1. Konsumsi	17
2.9.2. Hubungan Pendapatan dengan Konsumsi	18
2.9.3. Hubungan Inflasi dengan Konsumsi.....	18
2.9.4. Hubungan Jumlah Penduduk dengan Konsumsi	19
BAB III METODE PENELITIAN	21
3.1. Data	21
3.2. Peubah Penelitian	22
3.3. Metode Analisis Data	22
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN	27
4.1. Analisis Deskriptif	27
4.2. Pendeteksian Non Multikolinieritas	30
4.3. Pembentukan Model Awal Regresi Panel Dinamis dan Model Pembedaan Pertama	31
4.4. Pembentukan Peubah Instrumen	32
4.4.1. Peubah Instrumen bagi Model Awal Regresi Panel Dinamis	32
4.4.2. Peubah Instrumen bagi Model Pembedaan Pertama	32
4.5. Pengujian Validitas Instrumen	33
4.6. Pendugaan Parameter dengan Metode BB-GMM.....	33
4.7. Pengujian Signifikansi Parameter	34
4.7.1. Uji Simultan	34
4.7.2. Uji Parsial.....	34
4.8. Pengujian Stasioneritas.....	35
4.9. Pengujian Asumsi Analisis Regresi	35
4.9.1. Uji Normalitas Galat	35
4.9.2. Uji Non Autokorelasi	36
4.9.3. Uji Homoskedastisitas.....	36
4.10. Penentuan Efek Jangka Pendek dan Efek Jangka Panjang	36
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN	39
5.1. Kesimpulan	39
5.2. Saran.....	39
DAFTAR PUSTAKA.....	41
LAMPIRAN.....	43

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 3.1. Diagram Alir Analisis Regresi Panel Dinamis	25
Gambar 4.1. Grafik Konsumsi 7 Kabupaten/Kota di Jawa Timur Tahun 2007-2015	27
Gambar 4.2. Grafik PDRB 7 Kabupaten/Kota di Jawa Timur Tahun 2007-2015	28
Gambar 4.3. Grafik Inflasi 7 Kabupaten/Kota di Jawa Timur Tahun 2007-2015	29
Gambar 4.4. Grafik Jumlah Penduduk 7 Kabupaten/Kota di Jawa Timur Tahun 2007-2015	30



DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 4.1. Nilai VIF pada Pendeteksian Non Multikolinieritas	30
Tabel 4.2. Penduga Parameter pada <i>Two Step Efficient Estimator</i> ..	34
Tabel 4.3. Nilai p pada Uji Parsial.....	35

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran 1. Data Konsumsi, Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), Inflasi, dan Jumlah Penduduk 7 Kabupaten/ Kota di Jawa Timur Tahun 2007-2015.....	43
Lampiran 2. Matriks Peubah Instrumen bagi Model <i>Level</i>	44
Lampiran 3. Matriks Peubah Instrumen bagi Model Perbedaan Pertama.....	44
Lampiran 4. Hasil Pengujian Validitas Instrumen.....	45
Lampiran 5. Pendugaan Parameter Tahap <i>One Step Consistent Estimator</i> dan <i>Two Step Efficient Estimator</i>	45
Lampiran 6. Hasil Pengujian Stasioneritas.....	46
Lampiran 7. Hasil Pengujian Asumsi Analisis Regresi	47
Lampiran 8. Pembuktian Peubah $\Delta x_{i,t}$ sebagai Peubah Instrumen bagi $y_{i,t-1}$	49
Lampiran 9. Pembuktian Sifat Keباikannya Penduga BB-GMM	50

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB I

PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Pengeluaran untuk konsumsi mencerminkan tingkat daya beli masyarakat. Semakin tinggi daya beli maka semakin tinggi kemampuan masyarakat dalam memenuhi kebutuhan hidup. Hal ini menunjukkan bahwa pengeluaran untuk konsumsi menjadi salah satu indikator dari kesejahteraan suatu bangsa karena dalam lingkup ekonomi makro, konsumsi agregat dijumlahkan dari pengeluaran seluruh individu dalam suatu perekonomian.

Menurut Mankiw (2006), konsumsi bermakna pemenuhan kebutuhan hidup melalui pembelanjaan barang dan jasa. John Maynard Keynes, salah seorang pelopor yang menggagas teori konsumsi, berpendapat bahwa faktor utama yang mempengaruhi konsumsi adalah pendapatan. Namun, ada faktor-faktor lain yang juga mempengaruhi konsumsi secara agregat di antaranya inflasi dan jumlah penduduk (Ackley, 1973).

Jawa Timur yang memiliki 29 kabupaten dan 9 kota merupakan salah satu provinsi dengan pengeluaran untuk konsumsi yang tergolong besar. Berdasarkan data BPS (2015) pengeluaran rata-rata per kapita sebulan untuk konsumsi penduduk Jawa Timur pada tahun 2007 sampai 2015 selalu mengalami peningkatan. Perkembangan kesejahteraan masyarakat Jawa Timur juga tercermin melalui pergeseran struktur konsumsi yaitu bertambahnya proporsi pengeluaran untuk konsumsi bukan makanan. Adanya peningkatan atau penurunan besar pengeluaran untuk konsumsi dapat diketahui apabila pengeluaran untuk konsumsi saat ini lebih besar daripada pengeluaran tahun sebelumnya. Sehingga dibutuhkan pengamatan dalam beberapa periode waktu secara berkala.

Pada penelitian di bidang ekonomi, seringkali dijumpai permasalahan terbatasnya data untuk peubah yang akan diteliti, seperti keterbatasan unit waktu pada data *time series* dan terbatasnya unit individu dalam penelitian menggunakan data *cross section*. Untuk mengatasi hal tersebut, dapat digunakan data panel. Data panel adalah data satu atau beberapa peubah yang diamati dari beberapa individu dalam beberapa periode waktu (Baltagi, 2005). Beberapa keuntungan dari data panel adalah hasil analisis lebih informatif dan membuat peneliti lebih memahami tentang dinamika proses.

Pada praktiknya, konsumsi dan faktor-faktor yang berpengaruh tidak hanya berhubungan pada periode saat ini saja, tetapi juga pada periode sebelumnya. Waktu yang dibutuhkan untuk penyesuaian dalam menghadapi kondisi baru menyebabkan munculnya ketergantungan antara konsumsi saat ini dengan konsumsi pada periode sebelumnya dan faktor lain yang mempengaruhi konsumsi seperti pendapatan, inflasi, dan jumlah penduduk yang juga bersifat dinamis. Analisis regresi panel dinamis merupakan metode yang sesuai untuk melakukan pemodelan hubungan antar peubah yang bersifat dinamis dengan data panel. Model regresi panel dinamis ditandai dengan adanya *lag* peubah respon yang menjadi peubah prediktor bersama peubah prediktor lainnya.

Dalam model dinamis, pendugaan parameter regresi tidak tepat jika dilakukan dengan *Ordinary Least Square* (OLS) dan *Generalized Least Square* (GLS) karena adanya korelasi antara *lag* peubah respon dengan galat yang mengakibatkan penduga parameter tidak konsisten dan bias. Metode *Instrumental Variable* (IV) yang disarankan oleh Anderson dan Hsiao (1982) dapat digunakan dalam pendugaan parameter model regresi panel dinamis. Metode ini dilakukan dengan membentuk peubah instrumen yang tidak berkorelasi dengan galat tetapi berkorelasi dengan *lag* peubah respon dari model pembedaan pertama. Penduga yang dihasilkan melalui metode ini bersifat konsisten tetapi tidak efisien. Kemudian, Arellano dan Bond (1991) mengembangkan metode AB-GMM (*Arellano Bond-Generalized Method of Moment*) yang menghasilkan penduga bersifat bias, konsisten, dan efisien. Namun, metode ini hanya menggunakan peubah instrumen dari model pembedaan pertama tanpa mempertimbangkan model awal. Lalu, Blundell dan Bond (1998) memperkenalkan metode BB-GMM (*Blundell Bond-Generalized Method of Moment*) yang menggabungkan peubah instrumen dari model pembedaan pertama dengan model awal.

Regresi panel dinamis telah digunakan dalam berbagai penelitian sebelumnya di antaranya oleh Yasmin (2014) dan Riskia (2015). Yasmin (2014) melakukan pemodelan pertumbuhan ekonomi di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2007 sampai 2011 dengan menggunakan analisis regresi panel dinamis. Pendugaan parameter yang digunakan dalam penelitian tersebut adalah metode AB-GMM. Hasil yang didapatkan dari penelitian tersebut yaitu laju pertumbuhan ekonomi tahun sebelumnya, investasi tahun

sebelumnya, TPAK tahun sebelumnya, dan TPAK tahun ini berpengaruh signifikan terhadap laju pertumbuhan ekonomi Jawa Timur tahun ini. Akan tetapi, hasil penelitian tersebut menunjukkan bahwa terdapat hubungan negatif antara laju pertumbuhan ekonomi tahun sebelumnya dengan tahun lalu yang kurang sesuai dengan teori ekonomi yang ada. Kemudian Riskia (2015) melakukan penelitian yang sama tetapi menggunakan metode BB-GMM untuk menduga parameter regresi yang menyimpulkan bahwa dalam jangka pendek, pertumbuhan ekonomi di Jawa Timur tahun ini dipengaruhi oleh laju pertumbuhan ekonomi tahun sebelumnya, investasi tahun ini, TPAK tahun ini, dan TPAK tahun sebelumnya. Dalam jangka panjang, laju pertumbuhan ekonomi di Jawa Timur dipengaruhi oleh investasi dan TPAK. Metode BB-GMM ini menghasilkan penduga parameter yang lebih sesuai dengan teori ekonomi dibandingkan dengan metode AB-GMM. Hal ini sesuai dengan hasil penelitian Behr (2003) yang menyatakan bahwa metode BB-GMM menghasilkan penduga yang bersifat tidak bias dan paling efisien. Azis (2009) melakukan penelitian tentang faktor-faktor yang mempengaruhi konsumsi di Jawa Tengah yang menyimpulkan bahwa jumlah pendapatan riil, suku bunga riil, dan inflasi berpengaruh signifikan terhadap konsumsi.

Sitanggang (2014) juga melakukan penelitian yang sama di Sumatera Utara dan hasilnya menunjukkan bahwa PDRB, jumlah penduduk, dan suku bunga berpengaruh signifikan terhadap konsumsi, sedangkan inflasi tidak berpengaruh secara signifikan.

Pada penelitian Azis (2009) dan Sitanggang (2014), pemodelan konsumsi dilakukan menggunakan analisis regresi linier berganda. Namun, pada kenyataannya hubungan konsumsi dengan faktor-faktor yang mempengaruhinya tidak berlangsung secara instan pada waktu yang sama. Oleh karena itu, pada penelitian ini akan diterapkan metode regresi panel dinamis dengan pendugaan parameter menggunakan metode BB-GMM untuk memodelkan konsumsi di Jawa Timur. Berbeda dengan Riskia (2015) yang menggunakan $x_{i,t}$ sebagai peubah instrumen bagi $y_{i,t-1}$, dalam penelitian ini peubah instrumen bagi $y_{i,t-1}$ adalah $\Delta x_{i,t}$ karena salah satu syarat dari peubah instrumen adalah berkorelasi dengan lag peubah respon sedangkan $E(x_{i,t}, y_{i,t-1}) = 0$ sesuai dengan Behr (2003) dan Baltagi (2005). Dengan model dinamis yang terbentuk, dapat diketahui efek jangka pendek dan efek jangka panjang dari

perubahan pendapatan, inflasi, dan jumlah penduduk terhadap konsumsi di Jawa Timur. Unit *cross section* yang digunakan adalah 7 kabupaten/kota di Jawa Timur selama periode tahun 2007 sampai 2015.

1.2. Rumusan Masalah

Permasalahan yang dibahas pada penelitian ini adalah:

1. Apa saja faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap konsumsi di Jawa Timur tahun 2007 sampai 2015 dengan regresi panel dinamis?
2. Bagaimana efek jangka pendek serta efek jangka panjang perubahan pendapatan, inflasi, dan jumlah penduduk terhadap konsumsi di Jawa Timur tahun 2007 sampai 2015?

1.3. Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah yang telah diuraikan, tujuan dari penelitian ini adalah:

1. Menentukan faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap konsumsi di Jawa Timur tahun 2007 sampai 2015 dengan regresi panel dinamis.
2. Menentukan efek jangka pendek serta efek jangka panjang perubahan pendapatan, inflasi, dan jumlah penduduk terhadap konsumsi di Jawa Timur tahun 2007 sampai 2015.

1.4. Manfaat Penelitian

Dari penelitian yang akan dilakukan, diharapkan dapat memberi manfaat sebagai berikut:

1. Memberikan informasi sebagai bahan pertimbangan bagi pemerintah daerah dalam membuat kebijakan yang tepat sesuai dengan permasalahan konsumsi di Jawa Timur.
2. Memberikan wawasan mengenai penerapan analisis regresi panel dinamis dengan BB-GMM sebagai metode pendugaan parameter untuk memodelkan konsumsi di Jawa Timur.

1.5. Batasan Masalah

Dalam penelitian ini masalah dibatasi pada kriteria model yang digunakan adalah model penuh (*full model*).

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Data Panel

Tipe data yang menggabungkan antara data *cross section* dengan data *time series* seringkali dijumpai dalam bidang ekonomi. Data panel merupakan data satu atau beberapa peubah yang didapatkan dari pengamatan beberapa unit *cross section* yang diamati dalam beberapa periode waktu tertentu (Baltagi, 2005). Menurut Hsiao (2003) data panel memberikan keuntungan kepada peneliti untuk melakukan analisa terhadap permasalahan ekonomi yang tidak dapat diselesaikan dengan data *cross section* atau *time series*. Data panel dapat memperbanyak derajat bebas dan mereduksi kolinieritas di antara peubah-peubah prediktor sehingga pendugaan parameter semakin efisien. Selain itu, penggunaan data panel membuat peneliti lebih leluasa dalam membuat dan menguji model yang rumit serta mampu mengidentifikasi efek individu dan efek waktu yang tidak dapat dilakukan dalam analisis deret waktu dan *cross section*.

2.2. Model Regresi Panel

Model regresi panel adalah model regresi yang menggunakan data panel. Oleh Greene (2003) model tersebut dinyatakan dalam persamaan:

$$y_{i,t} = \alpha + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.1)$$
$$i = 1, \dots, N \text{ dan } t = 1, \dots, T$$

di mana:

$y_{i,t}$: peubah respon dari unit individu ke- i pada periode waktu ke- t

α : intersep (umum)

$\mathbf{x}'_{i,t}$: vektor peubah prediktor dari unit individu ke- i pada periode waktu ke- t

$\boldsymbol{\beta}$: vektor koefisien regresi

$\varepsilon_{i,t}$: galat bagi unit individu ke- i pada periode waktu ke- t

N : banyaknya unit individu

T : banyaknya unit waktu

Pendugaan parameter model regresi panel dibagi menjadi dua yaitu dengan pendekatan *fixed effect* dan *random effect* (Gujarati, 2004).

2.2.1. Model Efek Tetap (*Fixed Effect Model*)

Pada model efek tetap, intersep model regresi berbeda untuk tiap individu. Hal ini terjadi karena tiap individu memiliki karakter yang unik. Model efek tetap sesuai digunakan apabila terdapat pengaruh individu yang berkorelasi dengan satu atau lebih peubah prediktor (Gujarati, 2004). Model efek tetap dapat ditulis dalam bentuk sebagai berikut:

$$y_{i,t} = \alpha + \mu_i + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.2)$$
$$i = 1, \dots, N \text{ dan } t = 1, \dots, T$$

di mana:

μ_i : intersep bagi unit individu ke- i

2.2.2. Model Efek Acak (*Random Effect Model*)

Pada model efek acak, intersep dari tiap individu diasumsikan sebagai peubah acak dari populasi yang lebih besar dengan nilai tengah konstan (Gujarati, 2004). Intersep masing-masing individu tercermin dari simpangan terhadap nilai tengah tersebut. Model efek acak sesuai digunakan apabila intersep (pengaruh individu) tiap unit individu saling bebas dengan peubah prediktor. Berikut merupakan model efek acak:

$$y_{i,t} = \alpha + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.3)$$
$$\text{dengan } \varepsilon_{i,t} = \mu_i + u_{i,t}$$
$$i = 1, \dots, N \text{ dan } t = 1, \dots, T$$

di mana:

μ_i : pengaruh acak (tidak terobservasi) unit individu ke- i

$u_{i,t}$: galat acak yang tidak diketahui dari unit individu ke- i pada periode waktu ke- t

2.3. Model Regresi Panel Dinamis

Menurut Baltagi (2005), banyak hubungan ekonomi yang secara alami bersifat dinamis. Penelitian menggunakan data panel membuat peneliti lebih dapat memahami tentang dinamika penyesuaian proses. Hubungan dinamis ditandai dengan adanya *lag* peubah respon di antara peubah prediktor. Model regresi panel dinamis dengan efek tetap adalah sebagai berikut:

$$y_{i,t} = \mu_i + \delta y_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.4)$$
$$i = 1, \dots, N \text{ dan } t = 1, \dots, T$$

di mana:

δ : besaran skalar menyatakan parameter bagi *lag* peubah respon.

$\mathbf{x}'_{i,t}$: vektor peubah prediktor berukuran $1 \times k$ dari unit individu ke- i pada periode waktu ke- t

$\boldsymbol{\beta}$: vektor koefisien regresi berukuran $k \times 1$

k : banyaknya peubah prediktor

$\varepsilon_{i,t} \sim \text{NIID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$

Model regresi panel dinamis dengan efek acak adalah sebagai berikut:

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{i,t} \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.5)$$

dengan $\varepsilon_{i,t} = \mu_i + u_{i,t}$

$i = 1, \dots, N$ dan $t = 1, \dots, T$

di mana $\mu_i \sim \text{NIID}(0, \sigma_\mu^2)$, $u_{i,t} \sim \text{NIID}(0, \sigma_u^2)$ dan keduanya saling bebas.

Salah satu keuntungan dari regresi panel dinamis yaitu dapat diketahui efek jangka pendek dan efek jangka panjang dari perubahan peubah prediktor terhadap peubah respon. Efek jangka pendek dari perubahan peubah prediktor terhadap peubah respon dinyatakan dengan β . Sedangkan efek jangka panjang didapatkan dengan mengasumsikan bahwa $y_{i,t} = y_{i,t-1} = y_i^*$ sehingga model (2.5) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$y_i^* = \delta y_i^* + \mathbf{x}'_{i,t} \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(1 - \delta) y_i^* = \mathbf{x}'_{i,t} \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{i,t}$$

$$y_i^* = \mathbf{x}'_{i,t} \frac{\boldsymbol{\beta}}{(1-\delta)} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.6)$$

Dari persamaan di atas, didapatkan efek jangka panjang dari perubahan peubah prediktor sebesar $\frac{\boldsymbol{\beta}}{1-\delta}$.

2.4. Metode Pendugaan Parameter

Banyak kelebihan yang didapatkan dengan menggunakan regresi panel dinamis. Akan tetapi, timbul permasalahan dalam pendugaan parameter modelnya. Hal ini terjadi karena $y_{i,t}$ adalah fungsi dari $\varepsilon_{i,t}$ sehingga $y_{i,t-1}$ juga merupakan fungsi dari $\varepsilon_{i,t}$. Dengan kata lain, ada korelasi antara lag peubah respon $y_{i,t-1}$ yang berperan sebagai prediktor dengan galat $\varepsilon_{i,t}$ meskipun diasumsikan antargalat tidak saling berkorelasi (*unserially correlated*) sehingga metode *Ordinary Least Square* (OLS) dan *Generalized Least Square* (GLS) akan menghasilkan penduga parameter yang bias dan tidak konsisten jika digunakan pada model ini. Adanya korelasi antara $y_{i,t-1}$ dengan $\varepsilon_{i,t}$ dapat dideteksi dengan melakukan regresi linier

berganda antara peubah respon dengan semua peubah prediktor yang kemudian akan didapatkan sisaan. Kemudian *lag* peubah respon dan sisaan diplot. Apabila terdapat pola tertentu yang tidak acak maka artinya terdapat korelasi di antara keduanya.

2.4.1. *Instrumental Variable (IV)*

Anderson dan Hsiao (1982) memperkenalkan metode *Instrumental Variable (IV)*, yaitu metode pendugaan parameter model regresi panel dinamis dengan melakukan pembedaan pertama untuk menghilangkan μ_i , lalu membentuk suatu peubah instrumen yang tidak berkorelasi dengan galat tetapi berkorelasi dengan *lag* peubah respon. Model pembedaan pertama dari model efek tetap pada persamaan (2.4) adalah sebagai berikut:

$$(y_{i,t} - y_{i,t-1}) = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (x_{i,t} - x_{i,t-1})' \beta + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (2.7)$$

$i = 1, \dots, N$ dan $t = 1, \dots, T$

sedangkan pembedaan pertama dari model efek acak pada persamaan (2.5) adalah:

$$(y_{i,t} - y_{i,t-1}) = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (x_{i,t} - x_{i,t-1})' \beta + (u_{i,t} - u_{i,t-1}) \quad (2.8)$$

$i = 1, \dots, N$ dan $t = 1, \dots, T$

Dalam notasi vektor dan matriks, persamaan (2.7) dan (2.8) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\Delta \mathbf{y} = \Delta \mathbf{x} \boldsymbol{\beta} + \Delta \mathbf{u} \quad (2.9)$$

di mana:

$$\Delta \mathbf{y} = \begin{bmatrix} \Delta y_1 \\ \vdots \\ \Delta y_N \end{bmatrix} \quad \Delta \mathbf{x} = \begin{bmatrix} \Delta x_1 \\ \vdots \\ \Delta x_N \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \delta \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_{k-1} \end{bmatrix}$$

$$\Delta \mathbf{y}_i = \begin{bmatrix} \Delta y_{i,3} \\ \vdots \\ \Delta y_{i,T} \end{bmatrix} \quad \Delta \mathbf{x}_i = \begin{bmatrix} \Delta y_{i,2} & \Delta x_{i,3} \\ \vdots & \vdots \\ \Delta y_{i,T-1} & \Delta x_{i,T} \end{bmatrix} \quad \Delta \mathbf{u}_i = \begin{bmatrix} \Delta u_{i,3} \\ \vdots \\ \Delta u_{i,T} \end{bmatrix}$$

dengan $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, dan k : banyaknya peubah prediktor.

Pada model hasil pembedaan pertama, tidak lagi ditemui pengaruh masing-masing individu, tetapi masih terdapat korelasi antara $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ dengan $u_{i,t} - u_{i,t-1}$. Kemudian dibentuklah peubah instrumen yaitu z_i yang tidak berkorelasi dengan galat ($E(z_i \Delta u_{i,t}) = 0$) tetapi berkorelasi dengan *lag* peubah respon

$(E(z_i \Delta y_{i,t-1}) \neq 0)$. Peubah instrumen bagi $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ adalah $y_{i,t-2}$ dan $x_{i,t}$, sehingga didapatkan dua peubah instrumen bagi $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$. Matriks peubah instrumen dapat dinyatakan dengan:

$$\mathbf{z} = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{z}_N \end{bmatrix} \text{ di mana } \mathbf{z}_i = \begin{bmatrix} y_{i,1} & x_{i,3} \\ \vdots & \vdots \\ y_{i,T-2} & x_{i,T} \end{bmatrix}$$

di mana \mathbf{z} berukuran $N(T-2) \times k$.

Parameter β dapat diduga dengan:

$$\begin{aligned} E(\Delta \mathbf{y}) &= E(\Delta \mathbf{x} \beta + \Delta \mathbf{u}) \\ E(\Delta \mathbf{y}) &= E(\Delta \mathbf{x} \beta) + E(\Delta \mathbf{u}) \\ E(\mathbf{z}' \Delta \mathbf{y}) &= E(\mathbf{z}' \Delta \mathbf{x} \beta) + E(\mathbf{z}' \Delta \mathbf{u}) \\ E(\mathbf{z}' \Delta \mathbf{y}) &= \beta E(\mathbf{z}' \Delta \mathbf{x}) + 0 \\ \beta &= (E(\mathbf{z}' \Delta \mathbf{x}))^{-1} E(\mathbf{z}' \Delta \mathbf{y}) \end{aligned} \quad (2.10)$$

Metode *Instrumental Variable* menghasilkan penduga parameter yang tidak bias dan konsisten tetapi tidak efisien karena hanya menggunakan peubah instrumen $y_{i,t-2}$ dan $x_{i,t}$ bagi $\Delta y_{i,t-1}$. Atas dasar tersebut, Arellano dan Bond (1991) mengembangkan metode AB-GMM.

2.4.2. Arellano and Bond Generalized Method of Moment (AB-GMM)

Pengembangan metode *Instrumental Variable* dilakukan oleh Arellano dan Bond (1991) dengan menggunakan lebih banyak peubah instrumen bagi $\Delta y_{i,t-1}$. Persamaan (2.8) dapat diuraikan sebagai berikut:

- Untuk $t=3$ maka persamaan menjadi:

$$(y_{i,3} - y_{i,2}) = \delta(y_{i,2} - y_{i,1}) + (x_{i,3} - x_{i,2})' \beta + (u_{i,3} - u_{i,2})$$

$y_{i,1}$ dan $x_{i,2}$ adalah peubah instrumen yang valid karena berkorelasi dengan $y_{i,2} - y_{i,1}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $u_{i,3} - u_{i,2}$.

- Untuk $t=4$ maka persamaan menjadi:

$$(y_{i,4} - y_{i,3}) = \delta(y_{i,3} - y_{i,2}) + (x_{i,4} - x_{i,3})' \beta + (u_{i,4} - u_{i,3})$$

$y_{i,1}$, $y_{i,2}$, dan $x_{i,3}$ adalah peubah instrumen yang valid karena berkorelasi dengan $y_{i,3} - y_{i,2}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $u_{i,4} - u_{i,3}$.

- Untuk $t=5$ maka persamaan menjadi:

$$(y_{i,5} - y_{i,4}) = \delta(y_{i,4} - y_{i,3}) + (x_{i,5} - x_{i,4})' \beta + (u_{i,5} - u_{i,4})$$

$y_{i,1}$, $y_{i,2}$, $y_{i,3}$, dan $x_{i,4}$ adalah peubah instrumen yang valid karena berkorelasi dengan $y_{i,4} - y_{i,3}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $u_{i,5} - u_{i,4}$.

Secara umum didapatkan sebanyak $(T - 2) + k$ peubah instrumen bagi $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ pada periode T . Pembentukan peubah instrumen ini berbeda dengan Yasmin (2014) yang menggunakan $\Delta x_{i,t}$ sebagai peubah instrumen bagi $\Delta y_{i,t-1}$. Matriks peubah instrumen dapat ditulis sebagai berikut:

$$\mathbf{z}_a = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_{a1} \\ \vdots \\ \mathbf{z}_{aN} \end{bmatrix} \quad (2.11)$$

di mana:

$$\mathbf{z}_{a_i} = \begin{bmatrix} [y_{i,1}, x_{i,2}] & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & [y_{i,1}, y_{i,2}, x_{i,3}] & \ddots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & [y_{i,1}, \dots, y_{i,T-2}, x_{i,T-1}] \end{bmatrix}$$

dengan \mathbf{z}_a berukuran $N(T - 2) \times C$ di mana $C = \sum_{t=3}^T k + (t - 2)$.

Penduga dari β yang didapatkan melalui metode AB-GMM adalah:

$$\beta = [E(\Delta x' \mathbf{z}_a) WE(\mathbf{z}_a' \Delta x)]^{-1} E(\Delta x' \mathbf{z}_a) WE(\mathbf{z}_a' \Delta y) \quad (2.12)$$

sehingga:

$$\hat{\beta} = \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta x_i' \mathbf{z}_{a_i} \right) \widehat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{a_i}' \Delta x_i \right) \right]^{-1} \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta x_i' \mathbf{z}_{a_i} \right) \widehat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{a_i}' \Delta y_i \right) \right] \quad (2.13)$$

Pada *One Step Consistent Arellano and Bond Estimator* akan didapatkan penduga β yang konsisten dengan menggunakan matriks pembobot berukuran $C \times C$:

$$\widehat{W}_1 = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{a_i}' \mathbf{z}_{a_i} \right) \quad (2.14)$$

Dari proses tersebut akan didapatkan sisaan $\Delta \hat{u}$ yang digunakan dalam *Two Step Efficient Arellano and Bond Estimator* untuk mendapatkan penduga β yang efisien dengan matriks pembobot sebagai berikut:

$$\widehat{W}_2 = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{a_i}' \Delta \hat{u}_i \Delta \hat{u}_i' \mathbf{z}_{a_i} \right)^{-1} \quad (2.15)$$

Pendugaan parameter menggunakan AB-GMM menghasilkan penduga yang tidak bias, konsisten, dan efisien. Akan tetapi, penduga yang dihasilkan oleh metode BB-GMM lebih efisien karena menggunakan matriks peubah instrumen dari model deret asli (*level*) dan model perbedaan pertama.

2.4.3. *Blundell and Bond Generalized Method of Moment (BB-GMM)*

Prinsip penentuan peubah instrumen pada metode BB-GMM hampir sama dengan metode AB-GMM. Perbedaannya terletak pada penggunaan model *level* dalam penentuan matriks peubah instrumen. Sebagai langkah awal, dipilih suatu peubah instrumen bagi model *level*. Persamaan (2.5) dapat diuraikan sebagai berikut:

- Saat $t=3$ maka persamaan menjadi:

$$y_{i,3} = \delta y_{i,2} + x'_{i,3}\beta + \varepsilon_{i,3}$$
 $\Delta y_{i,2}$ dan $\Delta x_{i,3}$ adalah peubah instrumen karena berkorelasi dengan $y_{i,2}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $\varepsilon_{i,3}$.
- Saat $t=4$ maka persamaan menjadi:

$$y_{i,4} = \delta y_{i,3} + x'_{i,4}\beta + \varepsilon_{i,4}$$
 $\Delta y_{i,2}$, $\Delta y_{i,3}$, dan $\Delta x_{i,4}$ adalah peubah instrumen karena berkorelasi dengan $y_{i,3}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $\varepsilon_{i,4}$.
- Saat $t=5$ maka persamaan menjadi:

$$y_{i,5} = \delta y_{i,4} + x'_{i,5}\beta + \varepsilon_{i,5}$$
 $\Delta y_{i,2}$, $\Delta y_{i,3}$, $\Delta y_{i,4}$, dan $\Delta x_{i,5}$ adalah peubah instrumen karena berkorelasi dengan $y_{i,4}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $\varepsilon_{i,5}$.

Secara umum didapatkan sebanyak $(T - 2) + k$ peubah instrumen bagi $y_{i,t-1}$ pada periode T . Pembentukan peubah instrumen ini berbeda dengan Riskia (2015) yang menggunakan $x_{i,t}$ sebagai peubah instrumen bagi $y_{i,t-1}$. Matriks peubah instrumen dapat ditulis sebagai berikut:

$$z_b = \begin{bmatrix} z_{b1} \\ \vdots \\ z_{bN} \end{bmatrix} \quad (2.16)$$

di mana:

$$z_{b_i} = \begin{bmatrix} [\Delta y_{i,2}, \Delta x_{i,3}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [\Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3}, \Delta x_{i,4}] & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & [\Delta y_{i,2}, \dots, \Delta y_{i,T-1}, \Delta x_{i,T}] \end{bmatrix}$$

dengan z_b berukuran $N(T - 2) \times C$.

Matriks peubah instrumen dari model *level*:

$$y = x\beta + \varepsilon \quad (2.17)$$

dan matriks peubah instrumen dari model perbedaan pertama pada persamaan (2.9) dikombinasikan untuk mendapatkan peubah instrumen baru menjadi (Behr, 2003):

$$\begin{bmatrix} \Delta \mathbf{y} \\ \mathbf{y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{x} \\ \mathbf{x} \end{bmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{u} \\ \boldsymbol{\varepsilon} \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

Matriks peubah instrumen yang baru dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\mathbf{z} = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{z}_N \end{bmatrix} \quad (2.19)$$

di mana:

$$\mathbf{z}_i = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_{a_i} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{z}_{b_i} \end{bmatrix}$$

dengan \mathbf{z} adalah matriks berukuran $2N(T-2) \times 2C$.

Pendugaan parameter yang akan digunakan adalah perluasan dari metode momen yaitu *Generalized Method of Moment* (GMM), karena persamaan lebih banyak daripada parameter yang diduga. Penduga dari $\boldsymbol{\beta}$ yang didapatkan melalui metode BB-GMM di bawah asumsi $E(\mathbf{z}\mathbf{v}) = 0$ adalah:

$$E(g(\boldsymbol{\beta})) = E \left[\mathbf{z}' \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y} - \Delta \mathbf{x} \boldsymbol{\beta} \\ \mathbf{y} - \mathbf{x} \boldsymbol{\beta} \end{pmatrix} \right]$$

$$E(g(\boldsymbol{\beta})) = E \left[\mathbf{z}' \left(\begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{x} \\ \mathbf{x} \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} \right) \right] \quad (2.20)$$

di mana dimisalkan:

$$\boldsymbol{\varphi} = \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \quad \boldsymbol{\theta} = \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{x} \\ \mathbf{x} \end{pmatrix} \quad \text{dan} \quad \mathbf{v} = \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{u} \\ \boldsymbol{\varepsilon} \end{pmatrix}$$

maka:

$$E(g(\boldsymbol{\beta})) = E[\mathbf{z}'(\boldsymbol{\varphi} - \boldsymbol{\theta}\boldsymbol{\beta})] \quad (2.21)$$

Fungsi objektif GMM:

$$J(\boldsymbol{\beta}) = E(g(\boldsymbol{\beta}))' \mathbf{W} E(g(\boldsymbol{\beta}))$$

$$J(\boldsymbol{\beta}) = [E(\mathbf{z}'(\boldsymbol{\varphi} - \boldsymbol{\theta}\boldsymbol{\beta}))]' \mathbf{W} [E(\mathbf{z}'(\boldsymbol{\varphi} - \boldsymbol{\theta}\boldsymbol{\beta}))]$$

$$J(\boldsymbol{\beta}) = [E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\varphi}) - E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\theta}\boldsymbol{\beta})]' \mathbf{W} [E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\varphi}) - E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\theta}\boldsymbol{\beta})]$$

$$J(\boldsymbol{\beta}) = [E(\boldsymbol{\varphi}'\mathbf{z}) - E(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{\theta}'\mathbf{z})]' \mathbf{W} [E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\varphi}) - E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\theta}\boldsymbol{\beta})]$$

$$J(\boldsymbol{\beta}) = E(\boldsymbol{\varphi}'\mathbf{z})\mathbf{W}E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\varphi}) - E(\boldsymbol{\varphi}'\mathbf{z})\mathbf{W}E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\theta}\boldsymbol{\beta}) - E(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{\theta}'\mathbf{z})\mathbf{W}E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\varphi}) + E(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{\theta}'\mathbf{z})\mathbf{W}E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\theta}\boldsymbol{\beta})$$

$$J(\boldsymbol{\beta}) = E(\boldsymbol{\varphi}'\mathbf{z})\mathbf{W}E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\varphi}) - 2E(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{\theta}'\mathbf{z})\mathbf{W}E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\varphi}) + E(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{\theta}'\mathbf{z})\mathbf{W}E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\theta}\boldsymbol{\beta})$$

kemudian meminimumkan jumlah kuadrat terboboti dari fungsi tersebut yaitu:

$$\frac{\partial J(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = 0$$

$$-2E(\boldsymbol{\theta}'\mathbf{z})\mathbf{W}E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\varphi}) + 2E(\boldsymbol{\theta}'\mathbf{z})\mathbf{W}E(\mathbf{z}'\boldsymbol{\theta}\boldsymbol{\beta}) = 0$$

$$E(\theta' z)WE(z' \varphi) = E(\theta' z)WE(z' \theta \beta)$$

$$\beta = [E(\theta' z)WE(z' \theta)]^{-1}E(\theta' z)WE(z' \varphi) \quad (2.22)$$

Sehingga diperoleh penduga bagi β :

$$\hat{\beta} = \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta_i' z_i \right) \widehat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N z_i' \theta_i \right) \right]^{-1} \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta_i' z_i \right) \widehat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N z_i' \varphi_i \right) \right] \quad (2.23)$$

di mana \widehat{W} merupakan matriks pembobot. $\hat{\beta}$ dari metode *One Step Consistent Blundell and Bond Estimator* ini diperoleh dengan matriks pembobot \widehat{W}_1 berukuran $2C \times 2C$:

$$\widehat{W}_1 = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N z_i' z_i \right) \quad (2.24)$$

Dari langkah ini diperoleh sisaan \hat{q} . Kemudian dilanjutkan dengan *Two Step Efficient Blundell and Bond Estimator* untuk mendapatkan penduga yang efisien dengan matriks pembobot yang juga berukuran $2C \times 2C$:

$$\widehat{W}_2 = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N z_i' \hat{q}_i \hat{q}_i' z_i \right)^{-1} \quad (2.25)$$

2.5. Pengujian Validitas Instrumen

Menurut Baum (2006), uji validitas instrumen dapat menggunakan uji Sargan. Instrumen dikatakan valid apabila tidak berkorelasi dengan galat (v). Uji Sargan berlandaskan hipotesis:

$H_0: E(z', \hat{v}) = 0$ (instrumen valid) lawan

$H_1: E(z', \hat{v}) \neq 0$ (instrumen tidak valid)

$$J = N \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z_i' \hat{v}_i \right)' \widehat{W}_2 \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z_i' \hat{v}_i \right) \sim \chi_{l-(k+1)}^2 \quad (2.26)$$

di mana:

$$\widehat{W}_2 = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N z_i' \hat{q}_i \hat{q}_i' z_i \right)^{-1}$$

Apabila $J \leq \chi_{l-(k+1)}^2$ (di mana l adalah banyaknya instrumen dan k adalah banyaknya peubah prediktor) atau nilai p lebih dari $\alpha = 0.05$ maka H_0 diterima dan dapat dikatakan bahwa instrumen valid.

2.6. Pengujian Asumsi Analisis Regresi

Dalam analisis regresi, terdapat asumsi-asumsi yang harus dipenuhi yaitu non multikolinieritas, kenormalan galat, non autokorelasi, dan homoskedastisitas.

2.6.1. Pendeteksian Non Multikolinieritas

Multikolinieritas didefinisikan sebagai hubungan linier di antara beberapa atau seluruh peubah prediktor dalam model regresi.

Adanya multikolinieritas menyebabkan kesalahan baku penduga parameter besar sehingga penduga tersebut tidak akurat. Salah satu metode pendeteksian ada tidaknya multikolinieritas adalah dengan nilai VIF (*Variance-Inflating Factor*) setiap peubah prediktor. VIF menunjukkan keragaman satu peubah prediktor yang dapat dijelaskan peubah prediktor lain. Nilai VIF didapatkan dengan meregresikan salah satu peubah prediktor sebagai respon dengan peubah prediktor lain dan didefinisikan sebagai berikut.

$$VIF_j = \frac{1}{1-R_j^2}, j = 1, 2, \dots, k \quad (2.27)$$

di mana:

k : banyaknya peubah prediktor

R_j^2 : koefisien determinasi dari *auxiliary regression* dengan X_j sebagai peubah respon

Apabila $VIF \leq 10$ maka dapat dikatakan bahwa tidak terdapat multikolinieritas antarpeubah prediktor, dan sebaliknya.

2.6.2. Uji Normalitas Galat

Salah satu uji normalitas galat adalah uji Jarque Bera (Gujarati, 2004), berlandaskan hipotesis:

H_0 : Galat menyebar normal lawan H_1 : Galat tidak menyebar normal

Statistik uji dirumuskan sebagai berikut:

$$JB = NT \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \sim \chi_2^2 \quad (2.28)$$

dengan $S = \frac{\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_{i,t} - \bar{\hat{\epsilon}})^3}{\left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_{i,t} - \bar{\hat{\epsilon}})^2 \right)^{3/2}}$ dan $K = \frac{\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_{i,t} - \bar{\hat{\epsilon}})^4}{\left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_{i,t} - \bar{\hat{\epsilon}})^2 \right)^2}$

di mana $\hat{\epsilon}$ merupakan sisaan dari model regresi panel dinamis, S adalah kemencengan (*skewness*), dan K merupakan keruncingan (*kurtosis*). Apabila $S=0$ dan $K=3$ maka galat menyebar normal. Kriteria pengambilan keputusan pada uji Jarque Bera adalah menerima H_0 jika statistik $JB \leq \chi_2^2$ atau nilai p lebih dari $\alpha = 0.05$, maka galat menyebar normal.

2.6.3. Uji Non Autokorelasi

Autokorelasi didefinisikan sebagai hubungan antarwaktu atau antarlokasi pada tiap pengamatan. Dalam regresi diasumsikan bahwa tidak ada autokorelasi pada galat (Gujarati, 2004). Arellano

dan Bond (1991) menyarankan penggunaan *first order serial correlation* dengan statistik uji m_1 .

$$m_1 = \frac{\hat{\varepsilon}'_{-1} \hat{\varepsilon}_*}{\hat{\varepsilon}^{1/2}} \sim N(0,1) \quad (2.29)$$

dengan

$$\hat{\varepsilon} = \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}'_{i(-1)} \hat{\varepsilon}_{i*} \hat{\varepsilon}'_{i*} \hat{\varepsilon}_{i(-1)} - 2 \hat{\varepsilon}'_{(-1)} \mathbf{x}_* (\mathbf{x}' \mathbf{z} \mathbf{W} \mathbf{z}' \mathbf{x})^{-1} \mathbf{x}' \mathbf{z} \mathbf{W} \left(\sum_{i=1}^n \mathbf{z}' \hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}'_{i*} \hat{\varepsilon}_{i(-1)} \right) + \hat{\varepsilon}'_{(-1)} \mathbf{x}_* \text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) \mathbf{x}'_{*} \hat{\varepsilon}_{-1}$$

dan

$$\text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \left(\frac{\boldsymbol{\varphi}'_{-1} \mathbf{z}}{N} \widehat{\mathbf{W}}^{-1} \frac{\mathbf{z}' \boldsymbol{\varphi}_{-1}}{N} \right)^{-1}$$

di mana $\hat{\varepsilon}'_{-1}$ adalah vektor lag pertama sisaan berukuran $N(T-1) \times 1$ dan $\hat{\varepsilon}_*$ adalah vektor sisaan ($\hat{\varepsilon}$) tanpa elemen baris pertama bagi masing-masing unit individu (sisaan didapatkan dari model regresi panel dinamis). Pengujian ini berlandaskan hipotesis:

$H_0 : E(\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t-1}) = 0$ (tidak ada autokorelasi pada galat) lawan

$H_1 : E(\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t-1}) \neq 0$ (ada autokorelasi pada galat)

H_0 diterima jika statistik uji m_1 bernilai tidak lebih besar dari $z_{\alpha/2}$ atau nilai p lebih dari $\alpha = 0.05$, maka tidak ada autokorelasi pada galat.

2.6.4. Uji Homoskedastisitas

Salah satu asumsi regresi yang harus dipenuhi adalah galat pada fungsi regresi bersifat homogen atau dengan kata lain galat memiliki keragaman yang sama. Apabila asumsi ini tidak terpenuhi maka penduga yang diperoleh tidak efisien. Terpenuhi atau tidaknya asumsi ini salah satunya dapat diketahui dengan uji Breusch-Pagan. Pada pengujian ini, akan dibentuk *auxiliary regression* antara sisaan dari model regresi panel dinamis sebagai peubah respon dengan peubah prediktor.

$$\hat{\varepsilon}_{i,t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i,t} + \alpha_2 X_{2i,t} + \dots + \alpha_k X_{ki,t} + u_i \quad (2.30)$$

di mana:

$\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k$: koefisien regresi parsial

u_i : galat ke- i

Uji Breusch-Pagan berlandaskan pada hipotesis:

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$ (homoskedastisitas) lawan

H_1 : paling sedikit terdapat satu i di mana $\alpha_i \neq 0$ (heteroskedastisitas)

Kriteria pengambilan keputusan didasarkan pada statistik:

$$LM = (NT)R^2 \sim \chi_k^2 \quad (2.31)$$

H_0 diterima apabila nilai LM lebih kecil dari χ_k^2 atau nilai p lebih dari $\alpha = 0.01$, dan sebaliknya.

2.7. Stasioneritas

Menurut Hsiao (2003), pemeriksaan stasioneritas data panel dapat diamati melalui pengujian ada tidaknya akar unit (*unit root*) dalam peubah menggunakan uji Levin-Lin-Chu (LLC). Metode ini diperuntukkan bagi data panel dengan $N/T \rightarrow 0$. Jika diberikan model regresi *Augmented Dickey-Fuller*:

$$\Delta y_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \phi_{i,L} \Delta y_{i,t-L} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.32)$$

di mana $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$ dan L menyatakan *lag*. Pertama, perlu meregresikan $\Delta y_{i,t}$ dan $y_{i,t-1}$ dengan peubah lain di persamaan (2.32) pada masing-masing i untuk mendapatkan sisaan $\hat{\varepsilon}_{i,t}$ dan $\hat{v}_{i,t-1}$. Kemudian melakukan analisis regresi pada model berikut:

$$\hat{\varepsilon}_{i,t} = \rho \hat{v}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.33)$$

Uji LLC berlandaskan hipotesis:

$H_0: \rho = 0$ (data panel tidak stasioner) lawan

$H_1: \rho < 0$ (data panel stasioner)

dengan statistik uji:

$$t = \frac{\hat{\rho}}{SE(\hat{\rho})} \sim t_{(T)} \quad (2.34)$$

di mana $\hat{\rho}$ merupakan penduga parameter model *autoregressive* dan $SE(\hat{\rho})$ adalah salah baku $\hat{\rho}$.

Kriteria pengambilan keputusan dengan uji LLC adalah jika statistik uji $t > t_{(\alpha, T)}$ atau nilai p kurang dari $\alpha = 0.05$ maka H_0 ditolak dan dapat disimpulkan bahwa data panel stasioner.

2.8. Pengujian Signifikansi Parameter

2.8.1. Uji Simultan

Pengaruh perubahan peubah prediktor secara bersama-sama terhadap peubah respon dapat diketahui dengan uji simultan. Uji simultan berlandaskan hipotesis:

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ lawan

H_1 : Paling tidak terdapat satu i di mana $\beta_i \neq 0$, $i = 1, 2, \dots, k$

Statistik uji yang digunakan yaitu:

$$W^2 = \frac{\hat{\beta}' \hat{\beta}}{(var(\hat{\beta}))} \sim \chi_k^2 \quad (2.35)$$

Kriteria pengambilan keputusan dengan uji Wald adalah jika $W^2 \leq \chi_k^2$ atau nilai p lebih dari $\alpha = 0.05$ maka H_0 diterima dan dapat dikatakan bahwa secara bersama-sama perubahan peubah prediktor tidak berpengaruh nyata terhadap peubah respon, dan sebaliknya.

2.8.2. Uji Parsial

Uji parsial digunakan untuk mengetahui pengaruh masing-masing perubahan peubah prediktor terhadap peubah respon. Uji parsial dapat dilakukan dengan uji z, berlandaskan hipotesis:

$H_0: \beta_i = 0$ lawan $H_1: \beta_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, k$

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$z = \frac{\hat{\beta}_i}{Se(\hat{\beta}_i)} \sim N(0,1) \quad (2.36)$$

di mana:

$\hat{\beta}_i$: penduga parameter bagi peubah prediktor ke- i

$Se(\hat{\beta}_i)$: salah baku penduga parameter peubah prediktor ke- i yaitu

$$Se(\hat{\beta}_i) = \sqrt{var(\hat{\beta}_i)} \text{ yang didapatkan dari } var(\hat{\beta}) = \left(\frac{\varphi'_{-1} z}{N} \widehat{W}^{-1} \frac{z' \varphi_{-1}}{N} \right)^{-1}$$

Apabila $z \leq z_{\alpha/2}$ atau nilai p lebih dari $\alpha = 0.05$ maka H_0 diterima, peubah prediktor ke- i tidak berpengaruh nyata terhadap peubah respon.

2.9. Tinjauan Non Statistika

2.9.1. Konsumsi

Konsumsi adalah pembelanjaan oleh rumah tangga yang terdiri dari barang tahan lama dan barang tidak tahan lama serta jasa yang meliputi barang tidak berwujud, seperti pendidikan dan pelayanan kesehatan (Mankiw, 2006). Konsumsi dilakukan untuk memenuhi kebutuhan tiap individu. Dalam lingkup ekonomi makro, pengeluaran seluruh individu dalam perekonomian dijumlahkan membentuk peubah konsumsi agregat yang mencerminkan kesejahteraan suatu bangsa.

Besarnya pengeluaran untuk konsumsi bersifat fluktuatif seiring dengan naik turunnya faktor-faktor yang mempengaruhinya. Fuhrer (2000) menyatakan bahwa pola konsumsi (*habit*) seseorang cenderung tidak berubah secara signifikan dari waktu ke waktu. Hal ini menyebabkan adanya pengaruh dari besar pengeluaran untuk

konsumsi pada periode sebelumnya terhadap besar konsumsi pada saat ini. Selain itu, faktor lain yang mempengaruhi konsumsi secara agregat di antaranya pendapatan, inflasi, dan jumlah penduduk.

2.9.2. Hubungan Pendapatan dengan Konsumsi

Teori fungsi konsumsi paling dikenal adalah teori Keynes, seperti yang disebutkan dalam Sachs dan Larrain (1993) yaitu hukum *Psychological Law of Consumption*. Isi dari hukum tersebut adalah:

1. konsumsi seseorang akan meningkat seiring dengan peningkatan pendapatan, tetapi tidak melebihi kenaikan pendapatan tersebut.
2. Tambahan pendapatan yang diperoleh akan digunakan untuk konsumsi juga tabungan.
3. Naiknya pendapatan jarang menyebabkan penurunan konsumsi dan tabungan.

Model sederhana yang dikemukakan Keynes yaitu:

$$C = a + cY \quad (2.37)$$

di mana:

C : konsumsi

Y : pendapatan

a : konstanta

c : kecenderungan konsumsi marginal (Keynes mengasumsikan $c < 1$)

Hubungan antara kedua peubah ekonomi sesuai dengan persamaan di atas menjelaskan bahwa pengeluaran konsumsi masyarakat terutama ditentukan oleh tingkat pendapatan masyarakat yang bersangkutan. Pendapatan masyarakat dalam suatu daerah dapat digambarkan oleh PDRB (Produk Domestik Regional Bruto). PDRB merupakan jumlah seluruh nilai tambah bruto dari semua kegiatan ekonomi pada suatu wilayah dalam periode waktu tertentu (BPS, 2016).

2.9.3. Hubungan Inflasi dengan Konsumsi

Boediono (1990) menyatakan bahwa “inflasi adalah kecenderungan dari harga-harga untuk menaik secara umum dan terus menerus”. Dalam praktiknya, inflasi diukur melalui Indeks Harga Konsumen (IHK), yaitu harga rata-rata barang dan jasa yang dikonsumsi seseorang (Sachs dan Larrain, 1993). Naiknya harga barang dan jasa akan menyebabkan turunnya nilai riil pendapatan sehingga konsumsi masyarakat akan melemah.

2.9.4. Hubungan Jumlah Penduduk dengan Konsumsi

Ackley (1973) menjelaskan bahwa secara agregat, jumlah penduduk memberikan pengaruh terhadap besar kecilnya konsumsi suatu daerah. Perekonomian dengan penduduk yang lebih banyak, semakin banyak pula pengeluaran untuk konsumsi. Jika dibandingkan dengan perekonomian dengan pendapatan nasional yang sama tetapi jumlah penduduknya lebih sedikit. Hal ini disebabkan karena pengeluaran konsumsi agregat merupakan penjumlahan dari seluruh pengeluaran konsumsi individu dalam perekonomian.



UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB III METODE PENELITIAN

3.1. Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang dipublikasikan oleh Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Timur. Data tersebut yaitu pengeluaran untuk konsumsi, Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), inflasi, dan jumlah penduduk. Data penel diamati secara lengkap pada 7 kabupaten/kota di Jawa Timur yaitu Kota Surabaya, Kota Madiun, Kota Probolinggo, Kota Malang, Kota Kediri, Kabupaten Sumenep, dan Kabupaten Jember dengan unit *time series* yang digunakan adalah tahun 2007 hingga 2015.

Data pengeluaran untuk konsumsi yang dipublikasikan oleh BPS berasal dari kuesioner Konsumsi dan Pengeluaran (KP) hasil Susenas tiap tahun di Jawa Timur. Banyak sampel Susenas sebanyak ± 30000 rumah tangga yang tersebar di 38 kabupaten/kota. Kuesioner Susenas KP mengumpulkan data konsumsi di antaranya data kuantitas dan nilai konsumsi makanan, minuman, dan tembakau; pengeluaran untuk barang-barang bukan makanan; serta keterangan tentang pendapatan, penerimaan, dan pengeluaran bukan konsumsi selama satu bulan sebelumnya. Dari hasil pengumpulan data, pengeluaran untuk konsumsi rumah tangga dibagi banyaknya anggota keluarga sehingga didapatkan pengeluaran rata-rata perkapita sebulan. Kemudian angka ini dikalikan dengan banyak bulan dalam setahun lalu dikalikan jumlah penduduk (sesuai kabupaten/kota) sehingga didapatkan besaran pengeluaran untuk konsumsi tiap kabupaten/kota selama satu tahun.

BPS melakukan tiga pendekatan dalam menghitung PDRB yaitu pendekatan produksi, pendekatan pendapatan, dan pendekatan pengeluaran. Dari ketiga pendekatan ini akan menghasilkan angka yang sama. PDRB disajikan atas dasar harga berlaku dan atas dasar harga konstan. Pada penelitian ini menggunakan PDRB atas dasar harga konstan (dasar tahun 2000) sehingga perkembangan agregat dari tahun ke tahun semata-mata disebabkan oleh perkembangan riil kuantum produksi bukan karena faktor fluktuasi harga (inflasi atau deflasi). PDRB atas dasar harga konstan diperoleh melalui empat cara yaitu revaluasi, ekstrapolasi, deflasi, dan deflasi berganda.

Indikator inflasi di Indonesia adalah Indeks Harga Konsumen (IHK) yang mencakup tujuh kelompok pengeluaran

(bahan makanan; makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau; perumahan, air, listrik, gas dan bahan bakar; sandang; kesehatan; pendidikan, rekreasi, dan olah raga; serta transpor, komunikasi, dan jasa keuangan). Data harga masing-masing komoditas diperoleh melalui wawancara langsung dari tiga atau empat pedagang eceran yang didatangi petugas pengumpul data di beberapa pasar tradisional, pasar modern, dan *outlet* terpilih berdasarkan *purposive sampling* di suatu kabupaten/kota. IHK dihitung dengan rumus Laspeyres termodifikasi. Kemudian data IHK yang dihimpun akan dihitung dengan mengurangi IHK bulan t dengan IHK bulan $t - 1$ lalu dibagi dengan IHK bulan $t - 1$ untuk mendapatkan inflasi bulan t .

Data jumlah penduduk didapatkan melalui sensus penduduk yang dilakukan BPS setiap sepuluh tahun sekali. Untuk estimasi jumlah penduduk periode di antara dua sensus, digunakan metode geometrik dengan asumsi bahwa jumlah penduduk akan bertambah secara geometrik dan laju pertumbuhan penduduk dianggap sama untuk setiap tahun.

3.2. Peubah Penelitian

Peubah yang digunakan pada penelitian ini yaitu:

1. Peubah respon: jumlah konsumsi ($Kons_{i,t}$) kabupaten/kota ke- i di Jawa Timur pada tahun ke- t dalam miliar rupiah
2. Peubah prediktor:

$Kons_{i,t-1}$: jumlah konsumsi (miliar rupiah) kabupaten/kota ke- i di Jawa Timur pada tahun ke- $t-1$

$PDRB_{i,t}$: PDRB (miliar rupiah) kabupaten/kota ke- i di Jawa Timur pada tahun ke- t

$Inf_{i,t}$: inflasi (persen) kabupaten/kota ke- i di Jawa Timur pada tahun ke- t

$JP_{i,t}$: jumlah penduduk (orang) kabupaten/kota ke- i di Jawa Timur pada tahun ke- t

3.3. Metode Analisis Data

Tahapan yang dilakukan untuk mencapai tujuan pada penelitian ini adalah:

1. Membuat deskripsi tentang peubah respon dan peubah prediktor.
2. Melakukan pendeteksian non multikolinieritas sesuai dengan persamaan (2.27).

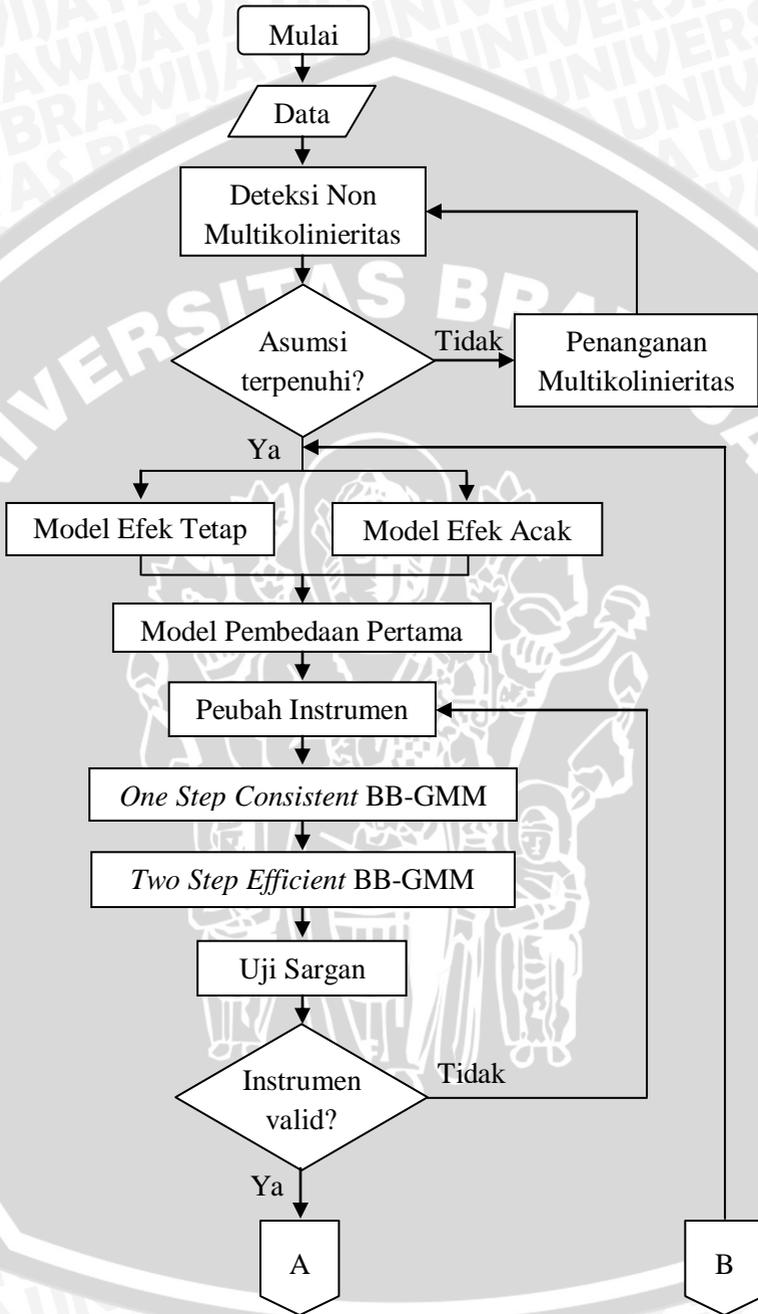
3. Membentuk model regresi panel dinamis yang terdiri dari model efek tetap dan model efek acak seperti pada persamaan (2.4) dan (2.5).
4. Membentuk model perbedaan pertama dari model efek tetap dan model efek acak sesuai persamaan (2.7) dan (2.8) sehingga kedua model menjadi sama.
5. Membentuk matriks peubah instrumen dari model regresi panel dinamis seperti pada persamaan (2.16) dan model perbedaan pertama sesuai persamaan (2.11)
6. Mengkombinasikan matriks peubah instrumen yang berkorelasi dengan *lag* peubah respon tetapi tidak berkorelasi dengan galat, dari model regresi panel dinamis dengan matriks peubah instrumen dari model perbedaan pertama yang didapatkan dari langkah 5 sesuai dengan persamaan (2.19).
7. Menduga parameter model panel dinamis yang konsisten dengan metode *One Step Consistent* BB-GMM seperti pada persamaan (2.23) dengan matriks pembobot \widehat{W}_1 pada persamaan (2.24).
8. Menduga parameter model panel dinamis yang efisien dengan metode *Two Step Efficient* BB-GMM berdasarkan persamaan (2.23) dengan matriks pembobot $\widehat{W}_{optimal}$ pada persamaan (2.25).
9. Melakukan uji validitas instrumen dengan uji Sargan sesuai dengan persamaan (2.26). Apabila instrumen valid maka dapat dilanjutkan ke tahap pengujian signifikansi parameter. Jika instrumen tidak valid maka dibentuk peubah instrumen kembali.
10. Melakukan uji signifikansi parameter model regresi panel dinamis sesuai persamaan (2.35) dan (2.36).
11. Melakukan uji asumsi regresi yaitu kenormalan galat dengan uji Jarque-Bera seperti pada persamaan (2.28), non autokorelasi menggunakan *first order serial correlation* seperti pada persamaan (2.29), dan uji homoskedastisitas dengan uji Breusch-Pagan seperti pada persamaan (2.30). Serta dilakukan uji stasioneritas dengan uji LLC sesuai persamaan (2.33). Apabila ada asumsi yang tidak terpenuhi maka dilakukan penanganan terhadap pelanggaran asumsi terlebih dahulu dan dilanjutkan ke tahap pembentukan model

regresi panel dinamis kembali. Jika semua asumsi telah terpenuhi maka dapat dilanjutkan ke tahap selanjutnya.

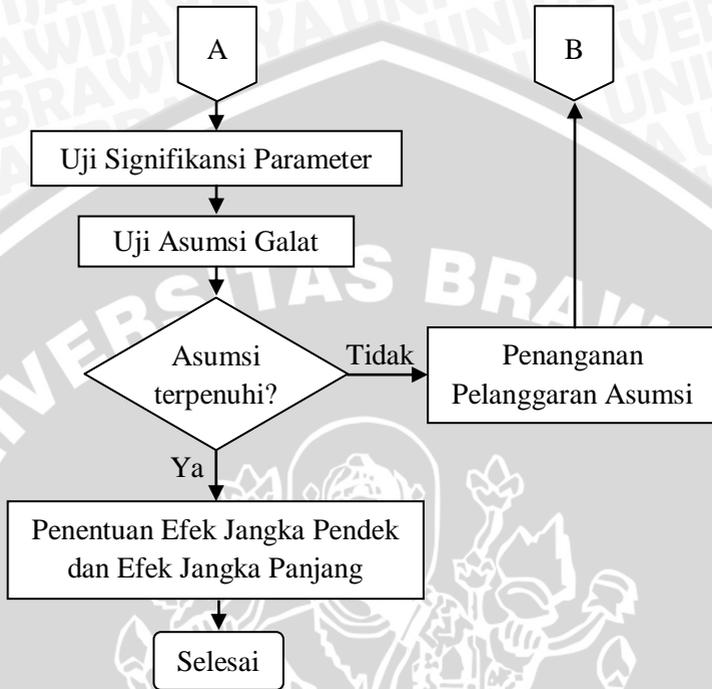
12. Menentukan efek jangka pendek dan efek jangka panjang perubahan peubah prediktor terhadap peubah respon sesuai dengan persamaan (2.6).

Analisis regresi panel dinamis dilakukan dengan menggunakan *software* STATA dan Microsoft Excel. Tahapan analisis data pada penelitian ini dapat disajikan dalam diagram alir pada Gambar 3.1.





Gambar 3.1 Diagram Alir Analisis Regresi Panel Dinamis

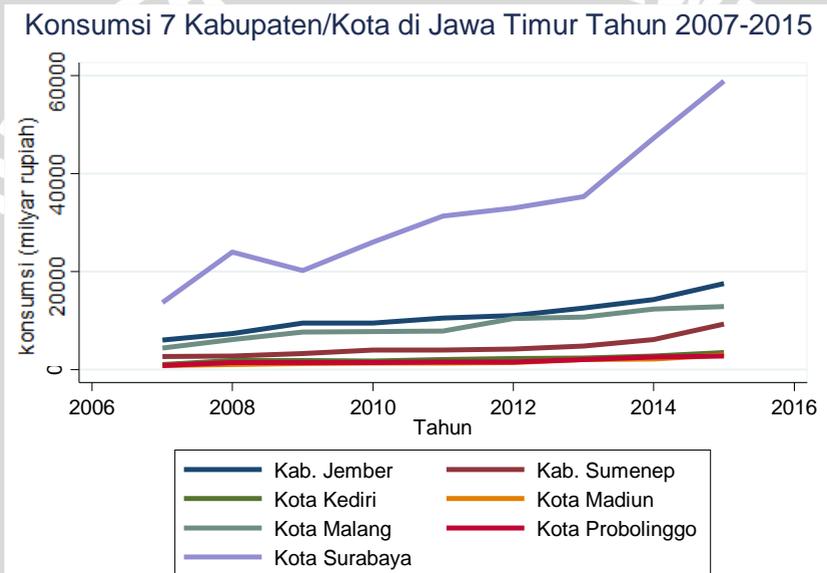


Gambar 3.1 (Lanjutan)

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

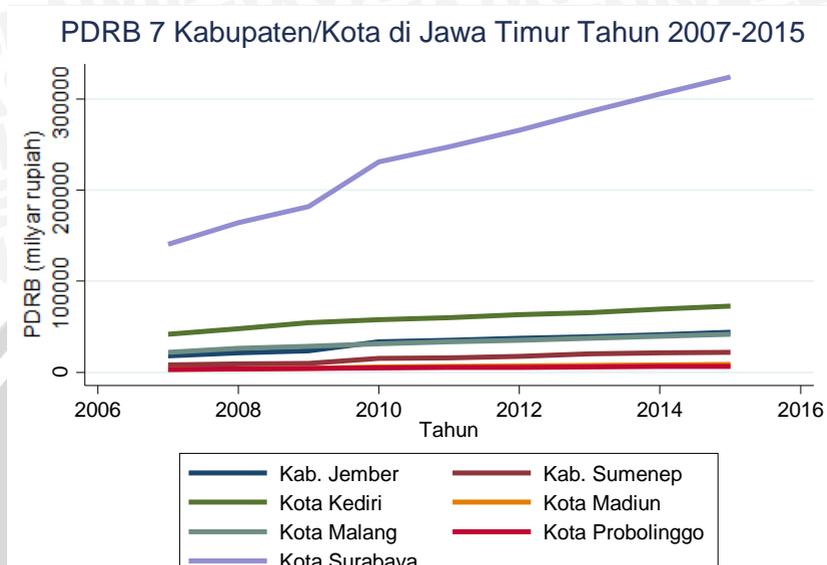
4.1. Analisis Deskriptif

Besar pengeluaran untuk konsumsi secara agregat merupakan penjumlahan dari pengeluaran seluruh individu dalam suatu perekonomian. Menurut Mankiw (2006), pendapatan merupakan faktor utama yang mempengaruhi besaran konsumsi. Sedangkan menurut Ackley (1973) konsumsi juga dipengaruhi oleh inflasi dan jumlah penduduk.



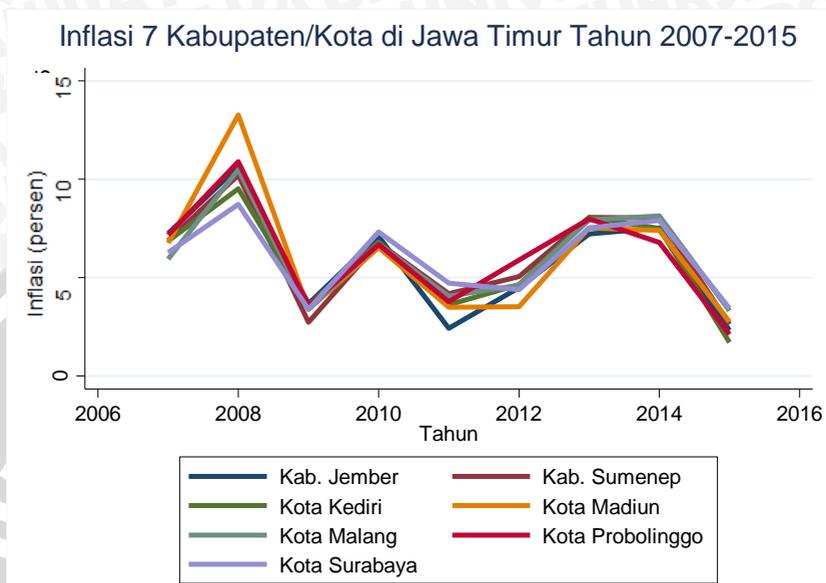
Gambar 4.1. Grafik Konsumsi 7 Kabupaten/Kota di Jawa Timur Tahun 2007-2015

Dari Gambar 4.1 dapat dilihat bahwa konsumsi 7 kabupaten/kota di Jawa Timur cenderung mengalami kenaikan dari tahun 2007-2015 dengan Kota Surabaya yang memiliki konsumsi paling besar selama periode tersebut. Konsumsi terendah terjadi di Kota Madiun tahun 2007 sebesar 799.20 milyar rupiah dan tertinggi di Kota Surabaya tahun 2015 sebesar 58897.30 milyar rupiah.



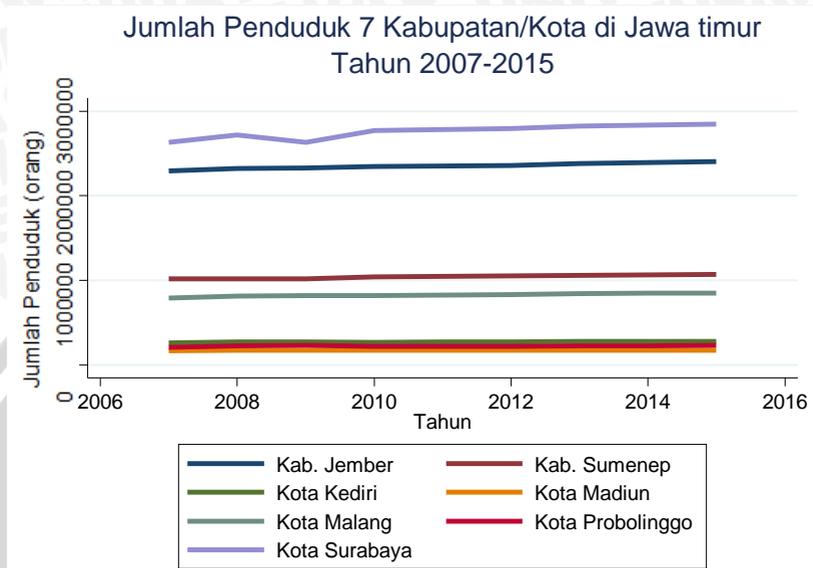
Gambar 4.2. Grafik PDRB 7 Kabupaten/Kota di Jawa Timur Tahun 2007-2015

Gambar 4.2 menunjukkan PDRB 7 kabupaten/kota memiliki *trend* naik dari 2007 sampai 2015. Ketimpangan terlihat dari Kota Surabaya yang merupakan ibukota Jawa Timur dengan perekonomian yang lebih maju memiliki PDRB lebih besar dibanding kabupaten/kota yang lain. Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) tertinggi sebesar 324227.80 milyar rupiah di Kota Surabaya pada tahun 2015, sedangkan PDRB terendah sebesar 3361.90 milyar rupiah di Kota Probolinggo pada tahun 2007. Besaran PDRB ini sesuai dengan besar konsumsi agregat tiap kabupaten/kota yang dapat diketahui dengan pola yang serupa antara Gambar 4.1 dengan Gambar 4.2.



Gambar 4.3. Grafik Inflasi 7 Kabupaten/Kota di Jawa Timur Tahun 2007-2015

Berdasarkan Gambar 4.3 dapat dilihat bahwa inflasi berfluktuasi dengan pola yang serupa pada ketujuh kabupaten/kota. Tahun 2008 terjadi inflasi tertinggi di 7 kabupaten/kota di Jawa Timur. Hal ini merupakan akibat adanya krisis keuangan global yang diawali dari Amerika Serikat pada tahun 2007. Inflasi terendah sebesar 1.71% terjadi di Kota Kediri pada 2015, sedangkan inflasi tertinggi terjadi pada tahun 2008 di Kota Madiun yaitu sebesar 13.27%.



Gambar 4.4. Grafik Jumlah Penduduk 7 Kabupaten/Kota di Jawa Timur Tahun 2007-2015

Gambar 4.4 menunjukkan bahwa Kabupaten Jember dan Kota Surabaya merupakan wilayah yang memiliki jumlah penduduk jauh lebih banyak dibandingkan dengan kelima kabupaten/kota yang lain dan ketujuh kabupaten/kota di Jawa Timur memiliki jumlah penduduk yang relatif stabil dari tahun 2007 sampai 2015. Jumlah penduduk terbanyak di Kota Surabaya pada tahun 2015 yaitu sebanyak 2848583 orang. Jumlah penduduk paling sedikit mendiami Kota Madiun pada tahun 2007 yaitu sebanyak 170291 orang.

4.2. Pendeteksian Non Multikolinieritas

Adanya multikolinieritas pada data dapat dideteksi melalui nilai VIF (*Variance Inflating Factor*) yang diperoleh dari *auxiliary regression* antara salah satu peubah prediktor sebagai respon dengan peubah prediktor lainnya.

Tabel 4.1. Nilai VIF pada Pendeteksian Non Multikolinieritas

Peubah Prediktor	VIF
$Kons_{t-1}$	5.94
$PDRB_t$	4.76
Inf_t	2.39
JP_t	1.01

Hasil pendeteksian non multikolinieritas yang tersaji pada Lampiran 7, disajikan secara ringkas dalam Tabel 4.1. VIF masing-masing peubah prediktor bernilai kurang dari 10 sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat hubungan linier di antara peubah prediktor.

4.3. Pembentukan Model Awal Regresi Panel Dinamis dan Model Pembedaan Pertama

Model regresi panel dinamis dengan efek tetap seperti pada persamaan 2.4 dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Kons_{i,t} = \mu_i + \delta Kons_{i,t-1} + \beta_1 PDRB_{i,t} + \beta_2 Inf_{i,t} + \beta_3 JP_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.1)$$

dan model regresi panel dinamis dengan efek acak adalah sebagai berikut:

$$Kons_{i,t} = \delta Kons_{i,t-1} + \beta_1 PDRB_{i,t} + \beta_2 Inf_{i,t} + \beta_3 JP_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.2)$$

dengan $\varepsilon_{i,t} = \mu_i + u_{i,t}$.

Kemudian dilakukan pembedaan pertama bagi kedua model di atas. Model pembedaan pertama bagi persamaan (4.1) yaitu:

$$\begin{aligned} (Kons_{i,t} - Kons_{i,t-1}) &= \delta (Kons_{i,t-1} - Kons_{i,t-2}) + \\ &\beta_1 (PDRB_{i,t} - PDRB_{i,t-1}) + \\ &\beta_2 (Inf_{i,t} - Inf_{i,t-1}) + \beta_3 (JP_{i,t} - \\ &JP_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (4.3)$$

dan model pembedaan pertama bagi persamaan (4.2) adalah

$$\begin{aligned} (Kons_{i,t} - Kons_{i,t-1}) &= \delta (Kons_{i,t-1} - Kons_{i,t-2}) + \\ &\beta_1 (PDRB_{i,t} - PDRB_{i,t-1}) + \\ &\beta_2 (Inf_{i,t} - Inf_{i,t-1}) + \beta_3 (JP_{i,t} - \\ &JP_{i,t-1}) + (u_{i,t} - u_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (4.4)$$

dengan $i = 1, \dots, N$ dan $t = 1, \dots, T$.

Persamaan (4.3) dan (4.4) menjadi sama karena keduanya tidak lagi mengandung efek individu. Lalu model awal (*level*) dikombinasikan dengan model pembedaan pertama yang dituliskan dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \Delta Kons \\ Kons \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta x \\ x \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \Delta u \\ \varepsilon \end{bmatrix} \quad (4.5)$$

di mana:

$$Kons = \begin{bmatrix} Kons_1 \\ \vdots \\ Kons_7 \end{bmatrix} \quad x = \begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_7 \end{bmatrix} \quad \beta = \begin{bmatrix} \delta \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} \quad Kons_i = \begin{bmatrix} Kons_{i,3} \\ \vdots \\ Kons_{i,9} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{u}_i = \begin{bmatrix} u_{i,3} \\ \vdots \\ u_{i,9} \end{bmatrix} \quad \mathbf{x}_i = \begin{bmatrix} Kons_{i,2} & PDRB_{i,3} & Inf_{i,3} & JP_{i,3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ Kons_{i,8} & PDRB_{i,9} & Inf_{i,9} & JP_{i,9} \end{bmatrix}$$

4.4. Pembentukan Peubah Instrumen

Prinsip pemilihan peubah instrumen yaitu peubah tersebut berkorelasi dengan *lag* peubah respon tetapi tidak berkorelasi dengan galat.

4.4.1. Peubah Instrumen bagi Model Awal Regresi Panel Dinamis

Persamaan (4.2) dapat diuraikan sebagai berikut:

- Saat $t=3$ maka persamaan menjadi:
 $Kons_{i,3} = \delta Kons_{i,2} + \beta_1 PDRB_{i,3} + \beta_2 Inf_{i,3} + \beta_3 JP_{i,3} + \varepsilon_{i,3}$
 $\Delta Kons_{i,2}$, $\Delta PDRB_{i,3}$, $\Delta Inf_{i,3}$, dan $\Delta JP_{i,3}$ adalah peubah instrumen karena berkorelasi dengan $Kons_{i,2}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $\varepsilon_{i,3}$.
- Saat $t=4$ maka persamaan menjadi:
 $Kons_{i,4} = \delta Kons_{i,3} + \beta_1 PDRB_{i,4} + \beta_2 Inf_{i,4} + \beta_3 JP_{i,4} + \varepsilon_{i,4}$
 $\Delta Kons_{i,2}$, $\Delta Kons_{i,3}$, $\Delta PDRB_{i,4}$, $\Delta Inf_{i,4}$, dan $\Delta JP_{i,4}$ adalah peubah instrumen karena berkorelasi dengan $Kons_{i,3}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $\varepsilon_{i,4}$.
- Dan seterusnya sampai pada saat $t=9$ maka persamaan menjadi:
 $Kons_{i,9} = \delta Kons_{i,8} + \beta_1 PDRB_{i,9} + \beta_2 Inf_{i,9} + \beta_3 JP_{i,9} + \varepsilon_{i,9}$
 $\Delta Kons_{i,2}$, $\Delta Kons_{i,3}$, $\Delta Kons_{i,4}$, $\Delta Kons_{i,5}$, $\Delta Kons_{i,6}$, $\Delta Kons_{i,7}$, $\Delta Kons_{i,8}$, $\Delta PDRB_{i,9}$, $\Delta Inf_{i,9}$, dan $\Delta JP_{i,9}$ adalah peubah instrumen karena berkorelasi dengan $Kons_{i,9}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $\varepsilon_{i,9}$.

Matriks peubah instrumen bagi model *level* (\mathbf{z}_{b_i}) yang berukuran 7×49 secara lengkap terlampir pada Lampiran 2.

4.4.2. Peubah Instrumen bagi Model Pembedaan Pertama

Persamaan (4.4) dapat diuraikan sebagai berikut:

- Saat $t=3$ maka persamaan menjadi:
 $(Kons_{i,3} - Kons_{i,2}) = \delta (Kons_{i,2} - Kons_{i,1}) + \beta_1 (PDRB_{i,3} - PDRB_{i,2}) + \beta_2 (Inf_{i,3} - Inf_{i,2}) + \beta_3 (JP_{i,3} - JP_{i,2}) + (u_{i,3} - u_{i,2})$

$Kons_{i,1}$, $PDRB_{i,2}$, $Inf_{i,2}$, dan $JP_{i,2}$ adalah peubah instrumen yang valid karena berkorelasi dengan $Kons_{i,2} - Kons_{i,1}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $u_{i,3} - u_{i,2}$.

- Saat $t=4$ maka persamaan menjadi:

$$(Kons_{i,4} - Kons_{i,3}) = \delta(Kons_{i,3} - Kons_{i,2}) + \beta_1(PDRB_{i,4} - PDRB_{i,3}) + \beta_2(Inf_{i,4} - Inf_{i,3}) + \beta_3(JP_{i,4} - JP_{i,3}) + (u_{i,4} - u_{i,3})$$

$Kons_{i,1}$, $Kons_{i,2}$, $PDRB_{i,3}$, $Inf_{i,3}$, dan $JP_{i,3}$ adalah peubah instrumen yang valid karena berkorelasi dengan $Kons_{i,3} - Kons_{i,2}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $u_{i,4} - u_{i,3}$.

- Dan seterusnya sampai pada saat $t=9$ maka persamaan menjadi:

$$(Kons_{i,9} - Kons_{i,8}) = \delta(Kons_{i,8} - Kons_{i,7}) + \beta_1(PDRB_{i,9} - PDRB_{i,8}) + \beta_2(Inf_{i,9} - Inf_{i,8}) + \beta_3(JP_{i,9} - JP_{i,8}) + (u_{i,9} - u_{i,8})$$

$Kons_{i,1}$, $Kons_{i,2}$, $Kons_{i,3}$, $Kons_{i,4}$, $Kons_{i,5}$, $Kons_{i,6}$, $Kons_{i,7}$, $PDRB_{i,8}$, $Inf_{i,8}$, dan $JP_{i,8}$ adalah peubah instrumen yang valid karena berkorelasi dengan $Kons_{i,8} - Kons_{i,7}$ tetapi tidak berkorelasi dengan $u_{i,9} - u_{i,8}$.

Matriks peubah instrumen bagi model perbedaan pertama (\mathbf{z}_{a_i}) yang berukuran 7×49 secara lengkap terlampir pada Lampiran 3. Kemudian kedua matriks peubah instrumen dikombinasikan menjadi matriks peubah instrumen \mathbf{z} yang berukuran 98×98 seperti pada persamaan (2.19).

4.5. Pengujian Validitas Instrumen

Validitas instrumen dapat diuji dengan uji Sargan yang berlandaskan hipotesis:

$$H_0: E(\mathbf{z}', \hat{\nu}) = 0 \text{ (instrumen valid) lawan}$$

$$H_1: E(\mathbf{z}', \hat{\nu}) \neq 0 \text{ (instrumen tidak valid)}$$

Berdasarkan hasil uji Sargan yang tercantum pada Lampiran 4, didapatkan nilai p sebesar 1.0000 yang lebih besar dibandingkan $\alpha = 0.05$ sehingga H_0 diterima dan dapat dikatakan instrumen valid.

4.6. Pendugaan Parameter dengan Metode BB-GMM

Matriks peubah instrumen kombinasi dari model level dan model perbedaan pertama yang valid digunakan dalam pendugaan parameter model regresi panel dinamis. Pada tahap pertama, dilakukan pendugaan parameter sesuai persamaan (2.23) dengan

matriks pembobot \widehat{W}_1 pada persamaan (2.24). Dari tahap ini dihasilkan penduga parameter yang bersifat tidak bias dan konsisten seperti terlampir pada Lampiran 5.

Kemudian sisaan dari tahap pertama digunakan dalam pendugaan parameter tahap kedua untuk mendapatkan penduga parameter yang bersifat efisien sesuai persamaan (2.23) dengan matriks pembobot \widehat{W}_2 pada persamaan (2.25). Penduga parameter yang dihasilkan dari tahap ini terlampir pada Lampiran 5 dan disajikan lebih ringkas sebagai berikut:

Tabel 4.2. Penduga Parameter pada *Two Step Efficient Estimator*

Peubah Prediktor	Penduga Parameter
$Kons_{t-1}$	0.843703
$PDRB_t$	0.069765
Inf_t	124.3427
JP_t	0.0023029

Berdasarkan Tabel 4.2. dapat dibentuk model sebagai berikut:

$$Kons_{i,t} = 0.8437Kons_{i,t-1} + 0.0698PDRB_{i,t} + 124.3427Inf_{i,t} + 0.0023JP_{i,t} \quad (4.6)$$

dengan $i = 1, \dots, N$ dan $t = 1, \dots, T$.

4.7. Pengujian Signifikansi Parameter

4.7.1. Uji Simultan

Pengaruh perubahan peubah prediktor secara bersama-sama terhadap peubah respon dapat diketahui dengan uji simultan yang berlandaskan hipotesis:

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ lawan

H_1 : Paling tidak terdapat satu i di mana $\beta_i \neq 0, i = 1, 2, 3, 4$

Pada Lampiran 5 tercantum hasil uji signifikansi parameter secara simultan dan didapatkan nilai p menuju nol yang kurang dari $\alpha = 0.05$ sehingga H_0 ditolak dan dapat dikatakan bahwa perubahan konsumsi tahun sebelumnya, PDRB tahun ini, inflasi tahun ini, dan jumlah penduduk tahun ini secara bersama-sama berpengaruh signifikan terhadap konsumsi tahun ini.

4.7.2. Uji Parsial

Pengaruh perubahan setiap peubah prediktor terhadap peubah respon dapat diketahui dengan uji parsial yang berlandaskan hipotesis:

$H_0: \beta_i = 0$ lawan $H_1: \beta_i \neq 0$, di mana $i = 1, 2, 3, 4$

Hasil uji signifikansi parameter secara parsial terlampir pada Lampiran 5 dan disajikan lebih ringkas sebagai berikut:

Tabel 4.3. Nilai p pada Uji Parsial

Peubah Prediktor	Nilai p
$Kons_{t-1}$	0.000
$PDRB_t$	0.007
Inf_t	0.388
JP_t	0.000

Berdasarkan Tabel 4.3 dapat diketahui bahwa perubahan konsumsi satu tahun sebelumnya, PDRB tahun ini, dan jumlah penduduk tahun ini berpengaruh signifikan terhadap konsumsi tahun ini dengan nilai p masing-masing peubah bernilai kurang dari $\alpha = 0.05$ sehingga H_0 ditolak. Sedangkan nilai p dari peubah inflasi tahun ini lebih besar dibandingkan $\alpha = 0.05$ sehingga H_0 diterima dan dapat dikatakan bahwa perubahan inflasi tahun ini tidak berpengaruh signifikan terhadap konsumsi tahun ini.

4.8. Pengujian Stasioneritas

Uji Levin-Lin-Chu (LLC) dilakukan pada galat untuk menguji stasioneritas terhadap rata-rata dengan berlandaskan hipotesis:

$H_0: \rho = 0$ (data panel tidak stasioner) lawan

$H_1: \rho < 0$ (data panel stasioner)

Hasil uji LLC pada Lampiran 6 menunjukkan nilai p menuju nol yang lebih kecil dari $\alpha = 0.05$ sehingga H_0 ditolak dan dapat disimpulkan bahwa galat telah stasioner.

4.9. Pengujian Asumsi Analisis Regresi

4.9.1. Uji Normalitas Galat

Uji Jarque Bera untuk menguji normalitas galat berlandaskan hipotesis:

H_0 : Galat menyebar normal lawan H_1 : Galat tidak menyebar normal

Hasil uji normalitas galat pada Lampiran 7 menunjukkan nilai p sebesar 0.2648 yang lebih besar dari $\alpha = 0.05$ sehingga H_0 diterima, galat menyebar normal.

4.9.2. Uji Non Autokorelasi

Uji non autokorelasi dengan *first order serial correlation* berlandaskan hipotesis:

$H_0 : E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{i,t-1}) = 0$ (tidak ada autokorelasi pada galat) lawan

$H_1 : E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{i,t-1}) \neq 0$ (ada autokorelasi pada galat)

Hasil pengujian non autokorelasi secara lengkap terlampir pada Lampiran 7, di mana nilai p yang didapatkan sebesar 0.1920 yang lebih besar dari $\alpha = 0.05$ sehingga H_0 diterima, tidak terdapat autokorelasi pada galat.

4.9.3. Uji Homoskedastisitas

Uji kehomogenan ragam galat dapat dilakukan dengan uji Breusch-Pagan yang berlandaskan hipotesis:

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_4 = 0$ (homoskedastisitas) lawan

H_1 : paling sedikit terdapat satu i di mana $\alpha_i \neq 0$ (heteroskedastisitas)

Koefisien determinasi yang diperoleh dari *auxiliary regression* antara kuadrat sisaan model regresi panel dinamis sebagai peubah respon dengan peubah prediktor adalah 0.2087 seperti yang tertera pada Lampiran 7. Kemudian dihitung statistik uji LM seperti pada persamaan (2.31):

$$LM = (NT)R^2 = 7 \times 9 \times 0.2087 = 13.1481$$

Nilai p dari statistik uji LM tersebut adalah sebesar 0.0105 yang lebih besar dibandingkan dengan $\alpha = 0.01$ sehingga H_0 dapat diterima dan dapat disimpulkan bahwa ragam galat homogen. Sesuai dengan hasil uji Breusch-Pagan pada Lampiran 7, dapat diketahui bahwa nilai p dari setiap peubah prediktor tidak signifikan. Hal ini menunjukkan bahwa ragam galat tidak dipengaruhi oleh peubah prediktor.

4.10. Penentuan Efek Jangka Pendek dan Efek Jangka Panjang

Keunggulan dari model regresi panel dinamis adalah dapat diketahui efek jangka pendek dan efek jangka panjang dari perubahan peubah prediktor terhadap peubah respon. Efek jangka pendek dinyatakan dengan β . Berdasarkan persamaan (4.6) diketahui efek jangka pendek dari perubahan tiap peubah prediktor terhadap peubah respon adalah sebagai berikut:

- Kenaikan konsumsi satu tahun sebelumnya sebesar 1 milyar rupiah akan meningkatkan konsumsi pada tahun ini sebesar 843.7 juta rupiah dengan asumsi PDRB, inflasi, dan jumlah penduduk konstan.
- Kenaikan PDRB tahun ini sebesar 1 milyar rupiah akan meningkatkan konsumsi pada tahun ini sebesar 69.8 juta rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan. Hubungan antara PDRB yang merupakan proksi dari pendapatan dengan konsumsi ini sesuai dengan teori yang dikemukakan Keynes bahwa tambahan pendapatan akan menyebabkan peningkatan konsumsi (Sachs dan Larrain, 1993).
- Kenaikan inflasi tahun ini sebesar 1% menyebabkan peningkatan konsumsi tahun ini sebesar 124.3427 milyar rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan. Hal ini tidak sesuai dengan Boediono (1990) yang mengemukakan bahwa kenaikan inflasi akan menurunkan konsumsi. Akan tetapi pengaruh perubahan inflasi terhadap konsumsi tidak signifikan yang sesuai jika dilihat pada data yang telah didapatkan, konsumsi relatif selalu mengalami kenaikan seiring dengan adanya kenaikan maupun penurunan tingkat inflasi. Berdasarkan data BPS (2015) diketahui bahwa provinsi Jawa Timur memiliki pendapatan perkapita tertinggi kedelapan dari 34 provinsi di Indonesia. Hal ini menunjukkan bahwa penduduk di Jawa Timur memiliki tingkat kesejahteraan ekonomi yang tinggi sehingga inflasi cenderung tidak berpengaruh signifikan terhadap besar konsumsi masyarakat Jawa Timur.
- Kenaikan jumlah penduduk pada tahun ini sebanyak 1 orang akan menyebabkan peningkatan konsumsi tahun ini sebesar 2.3 juta rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan. Hubungan ini sesuai dengan Ackley (1973) yang menjelaskan bahwa jumlah penduduk berpengaruh positif terhadap konsumsi secara agregat.

Dengan asumsi $Kons_{i,t} = Kons_{i,t-1} = Kons_i^*$, efek jangka panjang perubahan peubah prediktor sebesar $\frac{\beta}{1-\delta}$ seperti pada persamaan (2.6). Maka persamaan (4.6) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Kons_i^* = 0.8437Kons_i^* + 0.0698PDRB_i + 124.3427Inf_i + 0.0023JP_i$$

$$(1 - 0.8437)Kons_i^* = 0.0698PDRB_i + 124.3427Inf_i + 0.0023JP_i$$

$$0.1563 \text{Kons}_i^* = 0.0698 \text{PDRB}_i + 124.3427 \text{Inf}_i + 0.0023 \text{JP}_i$$

$$\text{Kons}_i^* = \frac{0.0698}{0.1563} \text{PDRB}_i + \frac{124.3427}{0.1563} \text{Inf}_i + \frac{0.0023}{0.1563} \text{JP}_i$$

$$\text{Kons}_i^* = 0.4466 \text{PDRB}_i + 795.5387 \text{Inf}_i + 0.0147 \text{JP}_i \quad (4.7)$$

Dengan demikian, efek jangka panjang dari perubahan tiap peubah prediktor terhadap peubah respon adalah sebagai berikut:

- Kenaikan PDRB sebesar 1 milyar rupiah akan meningkatkan konsumsi sebesar 446.6 juta rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan.
- Kenaikan inflasi sebesar 1% menyebabkan peningkatan konsumsi sebesar 795.5387 milyar rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan, akan tetapi pengaruh perubahan inflasi terhadap konsumsi tidak signifikan.
- Kenaikan jumlah penduduk sebanyak 1 orang akan menyebabkan peningkatan konsumsi sebesar 14.7 juta rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan.



BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1. Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis regresi panel dinamis pada data konsumsi Jawa Timur tahun 2007 sampai 2015, dapat disimpulkan:

1. Model yang terbentuk yaitu

$$Kons_{i,t} = 0.8437Kons_{i,t-1} + 0.0698PDRB_{i,t} + 124.3427Inf_{i,t} + 0.0023JP_{i,t}$$

Dari hasil analisis regresi panel dinamis, konsumsi tahun ini dipengaruhi secara signifikan oleh konsumsi satu tahun sebelumnya, Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) tahun ini, dan jumlah penduduk tahun ini, sedangkan inflasi tahun ini tidak berpengaruh signifikan.

2. Dalam jangka pendek kenaikan konsumsi satu tahun sebelumnya sebesar 1 milyar rupiah akan meningkatkan konsumsi pada tahun ini sebesar 843.7 juta rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan, kenaikan PDRB tahun ini sebesar 1 milyar rupiah akan meningkatkan konsumsi pada tahun ini sebesar 69.8 juta rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan, dan kenaikan jumlah penduduk pada tahun ini sebanyak 1 orang akan menyebabkan peningkatan konsumsi tahun ini sebesar 2.3 juta rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan. Dalam jangka panjang kenaikan PDRB sebesar 1 milyar rupiah akan meningkatkan konsumsi sebesar 446.6 juta rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan dan kenaikan jumlah penduduk sebanyak 1 orang akan menyebabkan peningkatan konsumsi sebesar 14.7 juta rupiah dengan asumsi peubah prediktor lain bernilai konstan.

5.2. Saran

Berdasarkan hasil analisis yang diperoleh, saran yang dapat diberikan peneliti adalah:

1. Bagi peneliti selanjutnya diharapkan dapat melakukan analisis regresi panel dinamis dan menduga efek dari masing-masing individu.
2. Melibatkan inflasi pada tahun sebelumnya sebagai peubah prediktor dalam model.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR PUSTAKA

- Ackley, G. 1973. *Teori Ekonomi Makro*. Jilid pertama. Alih bahasa: Paul Sitohang dan S.B. Joedono. UI Press. Jakarta.
- Anderson, T.W. and C.Hsiao. 1982. Formulation and Estimation of Dynamic Model Using Panel Data. *Journal of Econometrics*. Vol.18:47-82.
- Arellano, M. and S. Bond. 1991. Some Test Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*. Vol.58:277-297.
- Azis, M.A. 2009. *Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Konsumsi Masyarakat di Provinsi Jawa Tengah Tahun 2003-2007*. Skripsi. Jurusan Ekonomi Pembangunan Fakultas Ekonomi Universitas Sebelas Maret. Surakarta.
- Baltagi, B.H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd edition. John Wiley and Sons. Chichester.
- Baum, C.F. 2006. *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*. Stata Press. Texas.
- Behr, A. 2003. *A Comparison of Dynamic Panel Data Estimators: Monte Carlo Evidence and an Application to the Investment Function*. Deutsche Bundesbank, Press and Public Relations Division. Frankfurt.
- Blundell, R. and S. Bond. 1998. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*. Vol.87:115-143.
- Boediono. 1990. *Ekonomi Makro*. BPFE. Yogyakarta.
- BPS Jatim. 2016. *Produk Domestik Regional Bruto Kabupaten/Kota Jawa Timur Menurut Lapangan Usaha 2011-2015*. BPS Provinsi Jawa Timur. Surabaya.

- Fuhrer, J.C. 2000. Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary Policy Models. *American Economic Review*. Vol.90:367-390.
- Greene, W.H. 2003. *Econometric Analysis*. 5th edition. Prentice Hall. New Jersey.
- Gujarati, D.N. 2004. *Basic Econometrics*. 4th edition. McGraw-Hill. New York.
- Hsiao, C. 2003. *Analysis of Panel Data*. 2nd edition. Cambridge University Press. New York.
- Mankiw, N.G. 2006. *Pengantar Ekonomi Makro*. Edisi ketiga. Alih bahasa: Chriswan Sungkono. Salemba Empat. Jakarta.
- Riskia, V. 2015. *Pemodelan Regresi Panel Dinamis Menggunakan Metode Blundell-Bond Generalized Method of Moment/BB-GMM*. Skripsi. Program Studi Statistika Jurusan Matematika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Brawijaya. Malang.
- Sachs, J.D. and Larrain, F.B. 1993. *Macroeconomics In The Global Economy*. Harvester Wheatsheaf. New York.
- Sitanggang, H. 2014. Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi konsumsi di Provinsi Sumatera Utara. *Jurnal Tabularasa PPS UNIMED*. Vol.11 No.2:145-164.
- Yasmin. 2014. *Pemodelan Pertumbuhan Ekonomi Jawa Timur Tahun 2007 hingga 2011 dengan Analisis Regresi Panel Dinamis*. Skripsi. Program Studi Statistika Jurusan Matematika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Brawijaya. Malang.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Konsumsi, Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), Inflasi, dan Jumlah Penduduk 7 Kabupaten/Kota di Jawa Timur Tahun 2007-2015

Kab/Kota	Tahun	Konsumsi (milyar rupiah)	PDRB (milyar rupiah)	Inflasi (%)	Jumlah penduduk (orang)
Kota Surabaya	2007	13653.2	140383.4	6.27	2630079
	2008	23936.4	164515.7	8.73	2720156
	2009	20215.5	181762.8	3.39	2631305
	2010	25958.1	231204.7	7.33	2768729
	2011	31327	247686.6	4.72	2781047
	2012	32932.8	265892.1	4.39	2791761
	2013	35288.3	286057.2	7.52	2821929
	2014	47230.6	305308	7.9	2833924
	2015	58897.3	324227.8	3.43	2848583
Kota Madiun	2007	799.2	3381.5	6.75	170291
	2008	1001	3941.3	13.27	170447
	2009	1166	4360	3.4	170391
	2010	1263.7	6081.2	6.54	170965
	2011	1296.5	6494.4	3.49	171926
	2012	1442	6937.7	3.51	172351
	2013	2010.8	7470.7	7.52	174114
	2014	2161.6	7965.5	7.4	174373
	2015	2909.1	8455.3	2.75	174995
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
Kab Jember	2007	6034.9	17854.8	7.25	2293740
	2008	7345.7	21180	10.63	2320844
	2009	9491	23450.4	3.66	2327957
	2010	9494.2	33375.5	7.09	2345851
	2011	10501.4	35208.2	2.43	2349213
	2012	11024.7	37262	4.49	2355283
	2013	12577.8	39224.5	7.21	2381400
	2014	14298.4	41465.5	7.52	2394608
	2015	17557	44204.1	2.31	2407115

Lampiran 2. Matriks Peubah Instrumen bagi Model *Level*

$$z_{b_i} = \begin{bmatrix} [\Delta K_{ons_{i,2}}, \Delta PDRB_{i,3}, \Delta Inf_{i,3}, \Delta JP_{i,3}] & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \ddots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \Delta K_{ons_{i,2}}, \Delta K_{ons_{i,3}}, \Delta K_{ons_{i,4}}, \Delta K_{ons_{i,5}}, \Delta K_{ons_{i,6}}, \Delta K_{ons_{i,7}}, \Delta K_{ons_{i,8}}, \Delta PDRB_{i,9}, \Delta Inf_{i,9}, \Delta JP_{i,9} \end{bmatrix}$$

Lampiran 3. Matriks Peubah Instrumen bagi Model Pembedaan Pertama

$$z_{a_i} = \begin{bmatrix} [K_{ons_{i,1}}, PDRB_{i,2}, Inf_{i,2}, JP_{i,2}] & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \ddots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ K_{ons_{i,1}}, K_{ons_{i,2}}, K_{ons_{i,3}}, K_{ons_{i,4}}, K_{ons_{i,5}}, K_{ons_{i,6}}, K_{ons_{i,7}}, PDRB_{i,8}, Inf_{i,8}, JP_{i,8} \end{bmatrix}$$

Lampiran 4. Hasil Pengujian Validitas Instrumen

Sargan test of overidentifying restrictions
 H_0 : overidentifying restrictions are valid

chi2(34) = 4.401808
 Prob > chi2 = 1.0000

Lampiran 5. Pendugaan Parameter Tahap *One Step Consistent Estimator* dan *Two Step Efficient Estimator* BB-GMM

a. Pendugaan Parameter Tahap *One Step Consistent Estimator*

System dynamic panel-data estimation	Number of obs	=56			
Group variable:KabKota	Number of groups	= 7			
Time variable:Tahun					
	Obs per group:min	= 8			
	Avg	= 8			
	Max	= 8			
	Wald chi2(4)	= 1328.85			
	Prob > chi2	= 0.0000			
One-step results					
kons	Coef	Std.Err	z	P> z	[95% Conf.Interval]
kons					
L1.	.8498159	.1196867	7.10	0.000	.6152342 1.084397
pdrb	.0720385	.0193983	3.71	0.000	.0340185 .1100584
inf	183.9303	135.2398	1.36	0.174	-81.13482448.9953
jp	.0028371	.0014785	1.92	0.055	.0000608 .005735

b. Pendugaan Parameter Tahap *Two Step Efficient Estimator*

System dynamic panel-data estimation	Number of obs	=56			
Group variable:KabKota	Number of groups	= 7			
Time variable:Tahun					
	Obs per group:min	= 8			
	Avg	= 8			
	Max	= 8			
	Wald chi2(4)	=201147.57			
	Prob > chi2	= 0.0000			
Two-step results					
kons	Coef	Std.Err	z	P> z	[95% Conf.Interval]
kons					
L1.	.843703	.1824066	4.63	0.000	.4861927 1.201213
pdrb	.069765	.0260914	2.67	0.007	.0186267 .1209033
inf	124.3427	144.0654	0.86	0.388	-158.0203 406.7057
jp	.0023029	.0006321	3.64	0.000	.001064 .0035418

Lampiran 6. Hasil Pengujian Stasioneritas

Levin-Lin-Chu unit-root test for resi

Ho: Panels contain unit roots Number of panels = 7
 Ha: Panels are stationary Number of periode = 8

AR parameter: Common Asymptotics: N/T -> 0

Panel means: Included

Time trend: Not included

ADF regressions: 0 lags

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-8.7953	
Adjusted t*	-4.6181	0.0000



Lampiran 7. Hasil Pengujian Asumsi Analisis Regresi

a. Deteksi non multikolinieritas

Variable	VIF	1/VIF
kons_1	5.94	0.168209
pdrb	4.76	0.210032
jp	2.39	0.418455
inf	1.01	0.985486
Mean VIF	3.53	

b. Uji kenormalan galat

Skewness/Kurtosis tests for Normality				
----- joint-----				
Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	adj Prob>chi2
chi2 (2)				
resi	56	0.2401	0.2834	2.66 0.2648

c. Uji non autokorelasi

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.3047	0.1920
2	-1.281	0.2002

H0: no autocorrelation

d. Uji homogenitas

Source	SS	df	MS	Number of obs =	56	
Model	6.4654e+15	4	1.6163e+15	F(4, 51) =	3.36	
Residual	2.4507e+16	51	4.8054e+14	Prob>F =	0.0161	
				R-squared =	0.2087	
				Adj R-squared =	0.1467	
Total	3.0973e+16	52	5.6314e+14	Root MSE =	2.2e+07	
resi2	Coef	Std.Err	z	P> z	[95% Conf.Interval]	
kons_1	634.6618	728.887	0.87	0.388	-828.6398	2097.963
pdrb	-13.82643	76.83425	-0.18	0.858	-168.0776	140.4248
inf	415016.2	1121600	0.37	0.713	-1836690	2666723
jp	6.33862	4.599755	1.38	0.174	-2.895773	15.57301
_cons	1429329	8042278	0.18	0.860	-1.47e+07	1.76e+07

Lampiran 8. Pembuktian Peubah $\Delta x_{i,t}$ sebagai Peubah Instrumen bagi $y_{i,t-1}$

Peubah instrumen dipilih berdasarkan dua kriteria yaitu berkorelasi dengan lag peubah respon ($y_{i,t-1}$) tetapi tidak berkorelasi dengan galat. Peubah instrumen yang digunakan dalam penelitian ini adalah $\Delta x_{i,t}$ yang menggantikan $x_{i,t}$ pada penelitian Riskia (2015).

$$E(Y_{t-1}, \Delta X_t) = E(Y_{t-1}, X_t) - E(Y_{t-1}, X_{t-1})$$

$$E(Y_{t-1}, \Delta X_t) = 0 - E(Y_{t-1}, X_{t-1})$$

Dengan substitusi $Y_{t-1} = Y_{t-2} + \beta X_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$, maka:

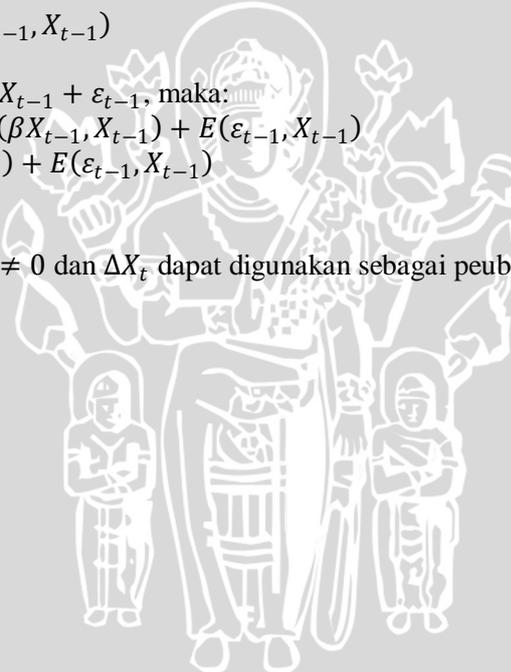
$$E(Y_{t-1}, \Delta X_t) = E(Y_{t-2}, X_{t-1}) + E(\beta X_{t-1}, X_{t-1}) + E(\varepsilon_{t-1}, X_{t-1})$$

$$E(Y_{t-1}, \Delta X_t) = 0 + \beta E(X_{t-1}, X_{t-1}) + E(\varepsilon_{t-1}, X_{t-1})$$

Karena $E(\varepsilon_{t-1}, X_{t-1}) = 0$, maka:

$$E(Y_{t-1}, \Delta X_t) = \beta E(X_{t-1}, X_{t-1})$$

Sehingga didapatkan $E(Y_{t-1}, \Delta X_t) \neq 0$ dan ΔX_t dapat digunakan sebagai peubah instrumen bagi Y_{t-1} .



Lampiran 9. Pembuktian Sifat Keباikan Penduga BB-GMM

a. Tak bias

Penduga parameter dikatakan tak bias jika $E(\hat{\beta}) = \beta$.

Penduga yang diperoleh dari metode BB-GMM adalah sebagai berikut:

$$\hat{\beta} = \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i) \right]^{-1} \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \varphi_i) \right]$$

$$E(\hat{\beta}) = E \left(\left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i) \right]^{-1} \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \varphi_i) \right] \right)$$

$$E(\hat{\beta}) = \frac{N^2}{N^2} E \left(\left[(\sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (\sum_{i=1}^N z'_i \theta_i) \right]^{-1} \left[(\sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (\sum_{i=1}^N z'_i \varphi_i) \right] \right)$$

$$E(\hat{\beta}) = \left[E(\sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} E(\sum_{i=1}^N z'_i \theta_i) \right]^{-1} \left[E(\sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} E(\sum_{i=1}^N z'_i \varphi_i) \right]$$

Sebelumnya telah didapatkan $\beta = [E(\theta' z) W E(z' \theta)]^{-1} E(\theta' z) W E(z' \varphi)$, sehingga persamaan di atas menjadi:

$$E(\hat{\beta}) = \beta$$

Terbukti bahwa $\hat{\beta}$ adalah penduga yang tak bias bagi β .

b. Konsisten

Penduga parameter dikatakan konsisten apabila penduga tersebut tidak bias dan mendekati nilai parameter yang sebenarnya seiring dengan meningkatnya ukuran contoh atau secara matematis dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\beta} - \beta| < \varepsilon) = 1 \text{ atau dapat dituliskan kembali menjadi } \text{plim } \hat{\beta} = \beta.$$

Penduga yang diperoleh dari metode BB-GMM adalah sebagai berikut:

$$\hat{\beta} = \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i) \right]^{-1} \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \varphi_i) \right]$$

Karena $\varphi = \theta\beta + v$, maka:

$$\hat{\beta} = \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i) \right]^{-1} \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i (\theta_i\beta + v_i)) \right]$$

$$\begin{aligned}\widehat{\beta} &= [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i)]^{-1} [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i \beta)] + \\ & [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i)]^{-1} [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i v_i)] \\ \widehat{\beta} &= \beta + [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i)]^{-1} [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i v_i)] \\ \text{plim } \widehat{\beta} &= \beta + \text{plim} \left([(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i)]^{-1} [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i v_i)] \right)\end{aligned}$$

karena $E(\mathbf{z}, \mathbf{v}) = 0$ maka:

$$\begin{aligned}\text{plim } \widehat{\beta} &= \\ \beta + \text{plim} \left([(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i)]^{-1} [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i v_i)] \right) \\ \text{plim } \widehat{\beta} &= \beta + 0 \\ \text{plim } \widehat{\beta} &= \beta\end{aligned}$$

Terbukti bahwa $\widehat{\beta}$ adalah penduga yang konsisten bagi β .

c. Efisien

Penduga parameter dikatakan efisien jika ragamnya minimum. Sebelumnya telah didapatkan:

$$\begin{aligned}\widehat{\beta} &= \beta + [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i)]^{-1} [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i v_i)] \\ \sqrt{n}(\widehat{\beta} - \beta) &= \sqrt{n} [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i)]^{-1} [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i v_i)] \\ \sqrt{n}(\widehat{\beta} - \beta) &= [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i \theta_i)]^{-1} [(N^{-1} \sum_{i=1}^N \theta'_i z_i) \widehat{W} (N^{-1/2} \sum_{i=1}^N z'_i v_i)]\end{aligned}$$

Jika dimisalkan $\mathbf{X} = \sqrt{n}(\widehat{\beta} - \beta)$ di mana $\text{var}(\mathbf{X}) = E[(\mathbf{X} - E(\mathbf{X}))(\mathbf{X} - E(\mathbf{X}))']$, maka:

$$\begin{aligned}\text{var}(\sqrt{n}(\widehat{\beta} - \beta)) &= \text{var}(\mathbf{X}) \\ \text{var}(\sqrt{n}(\widehat{\beta} - \beta)) &= E[(\mathbf{X} - E(\mathbf{X}))(\mathbf{X} - E(\mathbf{X}))'] \\ \text{var}(\sqrt{n}(\widehat{\beta} - \beta)) &= E[(\mathbf{X} - 0)(\mathbf{X} - 0)']\end{aligned}$$

$$\text{var}(\sqrt{n}(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})) = E[\mathbf{X}\mathbf{X}']$$

Sehingga didapatkan:

$$\text{var}(\sqrt{n}(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})) = E \left\{ \left(\left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\theta}_i) \right]^{-1} \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \mathbf{v}_i) \right] \right) \right\}$$

$$\left(\left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \mathbf{v}_i) \right] \right) \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\theta}_i) \right]^{-1} \right\}$$

$$\text{var}(\sqrt{n}(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})) =$$

$$E \left\{ \left(\left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\theta}_i) \right]^{-1} \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (\sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \mathbf{v}_i) \right] \right) \right\}$$

$$\left(\left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (\sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \mathbf{v}_i) \right] \right) \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\theta}_i) \right]^{-1} \right\}$$

Misalkan $\text{var}(\sqrt{n}(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})) = \mathbf{V}$, maka $\hat{\boldsymbol{\beta}} \sim N\left(\boldsymbol{\beta}, \frac{\mathbf{V}}{n}\right)$

Sehingga didapatkan:

$$\text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \frac{\mathbf{V}}{n}$$

$$\text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = E \left\{ \left(\left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\theta}_i) \right]^{-1} \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \mathbf{v}_i) \right] \right) \right\}$$

$$\left(\left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \mathbf{v}_i) \right] \right) \left[(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\theta}_i) \right]^{-1} \right\}$$

$$\text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = E \left\{ \left(\left[(\sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (\sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\theta}_i) \right]^{-1} \left[(\sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (\sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \mathbf{v}_i) \right] \right) \right\}$$

$$\left(\left[(\sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (\sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \mathbf{v}_i) \right] \right) \left[(\sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i) \widehat{\mathbf{W}} (\sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\theta}_i) \right]^{-1} \right\}$$

Momen kondisi $E(\mathbf{z}_i \mathbf{v}_i) = 0$ dengan $\text{var}(\mathbf{z}_i \mathbf{v}_i) = E(\mathbf{z}_i \mathbf{v}_i \mathbf{v}'_i \mathbf{z}_i)$, maka:

$$\text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = (\mathbf{G}' \mathbf{W} \mathbf{G})' \mathbf{G}' \mathbf{W} \boldsymbol{\Lambda} \mathbf{W} \mathbf{G} (\mathbf{G}' \mathbf{W} \mathbf{G})'$$

di mana $\mathbf{G} = (\sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{z}_i)$ dan $\boldsymbol{\Lambda} = E(\mathbf{z}'_i \mathbf{v}_i \mathbf{v}'_i \mathbf{z}_i)$, sehingga didapatkan:

$$\text{var}(\hat{\beta}) = \frac{v}{n}$$

$$\text{var}(\hat{\beta}) = \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \mathbf{W} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1} \frac{\theta_i' z_i}{N} \mathbf{W} \Lambda \mathbf{W} \frac{z_i' \theta_i}{N} \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \mathbf{W} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1}$$

Lalu dipilih matriks pembobot \mathbf{W} optimal yang meminimumkan $\text{var}(\hat{\beta})$.

Jika dipilih $\mathbf{W} = \Lambda^{-1}$, maka didapatkan:

$$\text{var}(\hat{\beta}) = \frac{v}{n}$$

$$\text{var}(\hat{\beta}) = \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \Lambda^{-1} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1} \frac{\theta_i' z_i}{N} \Lambda^{-1} \Lambda \Lambda^{-1} \frac{z_i' \theta_i}{N} \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \Lambda^{-1} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1}$$

$$\text{var}(\hat{\beta}) = \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \Lambda^{-1} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1} \frac{\theta_i' z_i}{N} \Lambda^{-1} \frac{z_i' \theta_i}{N} \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \Lambda^{-1} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1}$$

$$\text{var}(\hat{\beta}) = \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \Lambda^{-1} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1}$$

Kemudian akan dibuktikan bahwa $\mathbf{W} = \Lambda^{-1}$ menghasilkan penduga dengan ragam terkecil:

$$\text{var}(\hat{\beta}_{\mathbf{W}}) - \text{var}(\hat{\beta}_{\Lambda^{-1}}) = \left(\left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \mathbf{W} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1} \frac{\theta_i' z_i}{N} \mathbf{W} \Lambda \mathbf{W} \frac{z_i' \theta_i}{N} \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \mathbf{W} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1} \right) - \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \Lambda^{-1} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1}$$

$$\text{var}(\hat{\beta}_{\mathbf{W}}) - \text{var}(\hat{\beta}_{\Lambda^{-1}}) = \left(\left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \mathbf{W} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1} \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \mathbf{W} \Lambda \mathbf{W} \frac{z_i' \theta_i}{N} - \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \mathbf{W} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right) \right) \right)$$

$$\text{var}(\hat{\beta}_{\mathbf{W}}) - \text{var}(\hat{\beta}_{\Lambda^{-1}}) = \left(\left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \Lambda^{-1} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1} \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \mathbf{W} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right) \left(\frac{\theta_i' z_i}{N} \Lambda^{-1} \frac{z_i' \theta_i}{N} \right)^{-1} \right)$$

$$\text{var}(\hat{\beta}_{\mathbf{W}}) - \text{var}(\hat{\beta}_{\Lambda^{-1}}) = \mathbf{A}(\mathbf{I} - \mathbf{B})\mathbf{A}'$$

di mana:

$$\mathbf{A} = \left(\frac{\theta'_i z_i}{N} \mathbf{W} \frac{z_i \theta_i}{N} \right)^{-1} \frac{\theta'_i z_i}{N} \mathbf{W} \Lambda^{\frac{1}{2}} \quad \text{dan} \quad (\mathbf{I} - \mathbf{B}) = \left(\mathbf{I} - \Lambda^{-\frac{1}{2}} \frac{z_i \theta_i}{N} \left(\frac{\theta'_i z_i}{N} \Lambda^{-1} \frac{z_i \theta_i}{N} \right)^{-1} \frac{\theta'_i z_i}{N} \Lambda^{-\frac{1}{2}} \right)$$

dengan \mathbf{B} adalah matriks simetri dan idempoten sehingga $(\mathbf{I} - \mathbf{B})$ juga simetri dan idempoten.

$$(\mathbf{I} - \mathbf{B}) = (\mathbf{I} - \mathbf{B})(\mathbf{I} - \mathbf{B})'$$

$$\text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{W}}) - \text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\Lambda^{-1}}) = \mathbf{A}(\mathbf{I} - \mathbf{B})(\mathbf{I} - \mathbf{B})' \mathbf{A}'$$

$$\text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{W}}) - \text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\Lambda^{-1}}) = (\mathbf{A}(\mathbf{I} - \mathbf{B}))(\mathbf{A}(\mathbf{I} - \mathbf{B}))' \geq 0$$

Terbukti bahwa $\text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ dengan $\mathbf{W} = \Lambda^{-1}$ adalah penduga dengan ragam terkecil.

