



TESIS - SS14 2501

**PEMODELAN KONVERGENSI INFLASI ANTAR  
WILAYAH DI INDONESIA DENGAN PENDEKATAN  
SPASIAL DINAMIS DATA PANEL AB-GMM DAN  
SYS-GMM**

**AFNI HASRIATI  
NRP. 1314 201 717**

**DOSEN PEMBIMBING :  
Dr. Ir. SETIAWAN, M.S.  
Dr. Drs. AGUS SUHARSONO, M.S.**

**PROGRAM MAGISTER  
JURUSAN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2016**





THESIS - SS14 2501

**INFLATION CONVERGENCE ANALYSIS INTER  
REGION IN INDONESIA BY USING SPATIAL  
DYNAMIC DATA PANEL MODEL AB-GMM AND  
SYS-GMM**

**AFNI HASRIATI  
NRP. 1314 201 717**

**SUPERVISOR :  
Dr. Ir. SETIAWAN, M.S.  
Dr. Drs. AGUS SUHARSONO, M.S.**

**MAGISTER PROGRAM  
DEPARTMENT OF STATISTICS  
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2016**



**PEMODELAN KONVERGENSI INFLASI ANTAR WILAYAH  
DI INDONESIA DENGAN PENDEKATAN SPASIAL DINAMIS  
DATA PANEL *AB-GMM* DAN *SYS-GMM***

Telah disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar  
**Magister Sains (M.Si)**  
di  
**Institut Teknologi Sepuluh Nopember**  
oleh :

**AFNI HASRIATI**  
**NRP. 1314 201 717**

**Tanggal Ujian : 22 Januari 2016**  
**Periode Wisuda : Maret 2016**

**Disetujui Oleh:**

1. **Dr. Ir. Setiawan, M.S.**  
**NIP. 19601030 198701 1 001**

**(Pembimbing I)**

2. **Dr. Drs. Agus Suharsono, M.S.**  
**NIP. 19580823 198403 1 003**

**(Pembimbing II)**

3. **Dr. Suhartono, M.Sc.**  
**NIP. 19710929 199512 1 001**

**(Penguji)**

4. **Dr. Wahyu Wibowo, M.Si.**  
**NIP. 19740328 199802 1 001**

**(Penguji)**

5. **Dr. Pudji Ismartini, M.App.Stat.**  
**NIP. 19710815 199312 2 002**

**(Penguji)**



**Direktur Program Pascasarjana,**

**Prof. Ir. Djauhar Manfaat, M.Sc., Ph.D.**  
**NIP. 19601202 198701 1 001**

**PROGRAM PASCASARJANA**

# PEMODELAN KONVERGENSI INFLASI ANTAR WILAYAH DI INDONESIA DENGAN PENDEKATAN SPASIAL DINAMIS DATA PANEL *AB-GMM* DAN *SYS-GMM*

Nama Mahasiswa : Afni Hasriati  
NRP : 1314201717  
Pembimbing : Dr. Ir. Setiawan, M.S.  
Dr. Drs. Agus Suharsono, M.S.

## ABSTRAK

Proses pengendalian inflasi yang diaplikasikan dalam suatu penargetan inflasi yang dijalankan oleh Bank Indonesia sebagai bank sentral dan pemerintah bertujuan agar laju inflasi tetap stabil. Penargetan inflasi ini berkaitan dengan konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia dimana tingkat inflasi antar provinsi memiliki keterkaitan satu dengan lainnya. Penelitian ini membahas eksistensi konvergensi inflasi antar provinsi dan faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi di Indonesia serta mengidentifikasi efek spasial yang terjadi dalam proses konvergensi inflasi. Pengujian konvergensi yang dilakukan adalah *beta conditional convergence* dan *absolute convergence* dengan periode penelitian dari 2002 sampai dengan 2014. Sementara pengujian untuk faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi dilakukan selama 2002-2013. Variabel-variabel yang diduga berpengaruh terhadap konvergensi inflasi di Indonesia adalah suku bunga riil, sementara variabel-variabel yang diduga berpengaruh terhadap inflasi adalah suku bunga riil, jumlah uang beredar, pertumbuhan ekonomi dan indeks harga BBM. Model yang digunakan adalah regresi data panel dinamis sedangkan metode estimasi yang digunakan adalah *Arellano-Bond Generalized Method of Moment (AB-GMM)* dan *Blundell-Bond GMM* atau lebih dikenal dengan *SYS-GMM*, dengan memperhatikan adanya efek spasial antar wilayah di Indonesia. Metode estimasi ini menghasilkan estimasi parameter yang memiliki sifat tak bias, konsisten dan efisien. Dari penelitian ini dapat disimpulkan bahwa selama periode penelitian telah terjadi proses konvergensi di Indonesia baik *absolute* maupun *conditional convergence* dan penerapan efek spasial memberikan efek yang lebih baik dalam mengukur kecepatan konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia dimana sebelum diterapkannya efek spasial didapatkan *half-life* sebesar 1,82 tahun dan setelah diterapkan efek spasial menjadi 1,63 tahun. Sementara itu, laju inflasi di Indonesia secara signifikan dipengaruhi oleh kelima variabel bebas yaitu *lag* inflasi, suku bunga riil, jumlah uang beredar, pertumbuhan ekonomi, dan indeks harga BBM.

**Kata kunci** : konvergensi, inflasi, regresi data panel dinamis, efek spasial

*Halaman ini sengaja dikosongkan*

# INFLATION CONVERGENCE ANALYSIS INTER REGION IN INDONESIA BY USING SPATIAL DYNAMIC DATA PANEL MODEL AB-GMM AND SYS-GMM

By : Afni Hasriati  
Student Identify Number : 1314201717  
Supervisor : Dr. Ir. Setiawan, M.S.  
Co-Supervisor : Dr. Drs. Agus Suharsono, M.S.

## ABSTRACT

Processes applied to control inflation in an inflation targeting that is run by Bank Indonesia as the central bank and the government aims to keep inflation stable. This relates to the inflation targeting inflation convergence among the provinces in Indonesia where inflation rates among the provinces has been linked to one another. This study discusses the existence of inflation convergence among provinces and the factors affecting inflation in Indonesia and to identify the spatial effects that may occur in the process of convergence of inflation. Tests conducted convergence is conditional beta convergence and absolute convergence with the study period from 2002 to 2014. While testing for factors that affecting inflation conducted during 2002-2013. The variables are supposed to influence the convergence of inflation in Indonesia is real interest rates, while variables are supposed to influence the inflation is real interest rates, money supply, economic growth and price indices BBM. The model used is a dynamic panel data regression while the estimation method used is the Arellano-Bond Generalized Method of Moment (AB-GMM) and Blundell-Bond GMM or better known as the SYS-GMM, with attention to the spatial effect between regions in Indonesia. This estimation method produces parameter estimates that have properties not biased, consistent and efficient. From this study it can be concluded that during the study period there has been a process of convergence in Indonesia either absolute or conditional convergence and the application of spatial effects give better effect to measure the speed of convergence of inflation among the provinces in Indonesia where prior to the implementation of spatial effects obtained half-life of 1,82 years and after application of spatial effects to 1,63 years. Meanwhile, inflation in Indonesia is significantly influenced by lag inflation, real interest rates, money supply, economic growth, and the fuel price index.

**Key words** : Convergence, Inflation, Spatial Dynamic Panel Model, Spatial Effect

***Halaman ini sengaja dikosongkan***

## KATA PENGANTAR

Alhamdulillah Rabbil ‘Alamiin, segala puji milik Allah SWT, atas izin dan kuasa-Nya penulis dapat menyelesaikan penulisan thesis yang berjudul “Pemodelan Konvergensi Inflasi antar Wilayah di Indonesia dengan Pendekatan Spasial Dinamis Data Panel *AB-GMM* dan *SYS-GMM*”, pada Program Studi Magister Jurusan Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Pada kesempatan yang baik kali ini, penulis ingin menyampaikan ucapan terima kasih dan penghargaan yang setinggi-tingginya kepada:

1. Badan Pusat Statistik (BPS) yang telah memberikan kesempatan kepada penulis untuk melanjutkan studi program S2 di ITS.
2. Bapak Dr. Ir. Setiawan, M.S dan Bapak Dr. Agus Suharsono, M.Sc atas segala bimbingan dan arahan dalam penulisan thesis ini.
3. Bapak Dr. I Nyoman Latra, M.S selaku dosen wali penulis selama menuntut ilmu di ITS.
4. Bapak Dr. Suhartono, M.Sc. selaku Kaprodi Pascasarjana Statistika yang telah banyak memberikan dorongan dan arahan kepada kami selama proses studi yang tak terlupakan.
5. Bapak Dr. Suhartono, M.Sc, Bapak Dr. Wahyu Wibowo, M.Si. dan Ibu Dr. Pudji Ismartini, M.App.Stat selaku dosen penguji atas masukan, kritik dan saran untuk perbaikan tesis.
6. Bapak Ibu dosen pengajar beserta seluruh jajaran di Jurusan Statistika ITS atas waktu dan tenaga yang diluangkan demi kelancaran proses studi kami TB S2 BPS Angkatan 8.
7. Ayah Ibu yang telah mendorong anakmu ini supaya tetap semangat, anakku tersayang *my lil bright angel* “Khansa Hana Amaliyah” masih selalu bersabar menunggu bunda kembali memeluknya selama 1,5 tahun ini. *mom love you always*. Uda-uda dan uni-uni (kakak ipar.red)ku di Tangerang yang siap sedia mengganti posisi bunda saat tidak ada. *love them all*.

8. Bidang Distribusi BPS Provinsi Banten..Bapak Adji Subekti (maap namanya banyak disebut di thesis..moga-moga ga batuk-batuk..), Nisrina dan Nurina (temen curhat), mba Viska, Mba Suwandari,,teman-teman yang bukan Distribusi mas Heri Purnomo, Pak Nurdin atas bantuan datanya dan mau direpotkan oleh penulis..semua pihak di BPS Provinsi Banten atas dukungannya supaya penulis cepat lulus..doa kalian terijabah..alhamdulillah..
9. Terakhir..teman-teman seperjuangan..Angkatan 8 S2 BPS ITS 2014/2015..lika-liku kehidupan selama 18 bulan bersama kalian sungguh tidak akan terlupakan..Santi, Dian, Yani, Mpih, Widi, Mb Nike, Yanti, dan Anita..terima kasih atas canda tawanya selama ini..Maul “really best friend”..teman-teman mabes “cowo” : m Ali (pak ketum), m Duto, Rory, m Henri n Aan..mabes satu lagi m Arip, Zablin, m Muryanto dan Fatih (non-mabes)..terima kasih untuk semuanya.

Penulis menyadari bahwa masih terdapat kekurangan dalam penulisan thesis ini, oleh karena itu kritik dan saran yang membangun sangat diharapkan untuk perbaikan penulisan di masa yang akan datang. Akhirnya penulis berharap agar thesis ini dapat bermanfaat bagi semua pihak.

Surabaya, Februari 2016

**Afni Hasriati**

## DAFTAR ISI

ABSTRAK	i
ABSTRACT	iii
KATA PENGANTAR	v
DAFTAR ISI	vii
DAFTAR TABEL	xi
DAFTAR GAMBAR	xiii
DAFTAR LAMPIRAN	xv
DAFTAR SINGKATAN	xvii
BAB 1 PENDAHULUAN	1
1.1. Latar Belakang	1
1.2. Rumusan Masalah	8
1.3. Tujuan Penelitian	9
1.4. Manfaat Penelitian	10
1.5. Batasan Permasalahan	10
BAB 2 TINJAUAN PUSTAKA	11
2.1. Konsep Inflasi	11
2.1.1. Kaitan Inflasi dengan Suku Bunga	13
2.1.2. Kaitan Inflasi dengan Pertumbuhan Ekonomi	15
2.1.3. Kaitan Inflasi dengan Jumlah Uang Beredar	15
2.1.4. Kaitan Inflasi dengan Harga BBM	16
2.2. Metode Regresi Data Panel	16
2.2.1. Regresi Data Panel Dinamis	17
2.2.2. Metode Instrumen Variabel Anderson-Hsiao	18
2.3. <i>Generalized Method of Moment</i>	23
2.3.1. <i>First-Differenced GMM</i>	25
2.3.2. <i>System GMM</i>	31
2.4. Regresi Data Panel Dinamis Spasial	38
2.4.1. <i>Spatially Corrected Arellano-Bond Estimator</i>	40
2.4.2. <i>Spatially Corrected Blundell-Bond Estimator</i>	42

2.5.	Konvergensi Beta Inflasi Dinamis	43
2.6.	Konvergensi Beta Inflasi Spasial Panel Dinamis	54
2.7.	Ekonometrika Spasial	56
2.7.1.	Aspek Spasial	56
2.7.2.	Matriks Penimbang Spasial	58
2.8.	Uji Spesifikasi Model	62
2.8.1.	<i>Panel Unit Root Test</i>	63
2.8.2.	Aplikasi Regresi Data Panel	64
2.8.2.1.	Uji Spesifikasi Parameter Model Data Panel Spasial Dinamis dan Model Data Panel Dinamis	64
2.8.2.2.	Uji Kecepatan Konvergensi dan <i>half-life</i>	68
BAB 3	METODOLOGI PENELITIAN	69
3.1.	Sumber Data	69
3.2.	Variabel Penelitian	69
3.3.	Spesifikasi Model	72
3.4.	Metode Analisis Data	75
3.5.	Kerangka Pemikiran Penelitian	77
3.6.	Hipotesis Penelitian	82
BAB 4	HASIL DAN PEMBAHASAN	83
4.1.	Struktur Data Penelitian	83
4.2.	Estimasi Parameter Model Regresi Panel Dinamis dengan Variabel Eksogen dan Variabel Endogen menggunakan GMM Arellano-Bond	86
4.3.	Estimasi Parameter Model Regresi Panel Dinamis dengan Variabel Eksogen dan Variabel Endogen menggunakan GMM Blundell-Bond	90
4.4.	Deskripsi Variabel yang Mempengaruhi Laju Inflasi Antar Provinsi di Indonesia	96
4.5.	Kondisi Umum Inflasi Antar Wilayah di Indonesia	96
4.6.	Hubungan antara Inflasi dengan Variabel Penentu Stabilitas Makroekonomi	107

4.7.	Hasil Estimasi Model Konvergensi Inflasi dan Faktor-faktor Yang Mempengaruhi Inflasi	112
4.7.1.	Identifikasi Pola Hubungan antar Variabel Regressor	113
4.7.2.	Pengujian Stasioneritas Data Panel	115
4.7.3.	Pengujian <i>Causality Granger</i> pada Data Panel	117
4.7.4.	Hasil Estimasi Model Konvergensi Inflasi Beta Panel Dinamis	120
4.7.4.1.	<i>Absolute Beta Convergence</i>	120
4.7.4.2.	<i>Conditional Beta Convergence</i>	124
4.7.5.	Hasil Estimasi Model Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi	128
4.7.6.	Hasil Estimasi Model Konvergensi Inflasi Beta Panel Dinamis Spasial	131
4.7.7.	Hasil Estimasi Model Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi Dinamis Spasial dengan Metode <i>SAB Estimator</i> dan <i>SBB Estimator</i>	135
BAB 5	KESIMPULAN DAN SARAN	139
5.1.	Kesimpulan	139
5.2.	Saran	140
	DAFTAR PUSTAKA	143
	LAMPIRAN	151

*Halaman ini sengaja dikosongkan*

## DAFTAR GAMBAR

Gambar 2.1. Konsep Konvergensi Harga	47
Gambar 3.1. Kerangka Pemikiran Penelitian	78
Gambar 3.2. Diagram Alir Analisis Data	79
Gambar 3.3. Diagram Alir Metode GMM Arellano dan Bond	80
Gambar 3.4. Diagram Alir Metode GMM Blundell dan Bond	81
Gambar 4.1. Laju Inflasi Indonesia tahun 2002-2014	97
Gambar 4.2. Inflasi Indonesia menurut Provinsi tahun 2002-2014	99
Gambar 4.3. Perbandingan Rata-rata Inflasi menurut Provinsi terhadap Rata-rata Inflasi Nasional tahun 2002-2014	100
Gambar 4.4. Perkembangan Inflasi Nasional menurut Kelompok Pengeluaran Tahun 2002-2014	101
Gambar 4.5. Hubungan Laju Pertumbuhan Ekonomi dengan Laju Inflasi di Indonesia tahun 2002-2013	107
Gambar 4.6. Perkembangan Laju Pertumbuhan Ekonomi antar Provinsi di Indonesia tahun 2002-2013	108
Gambar 4.7. Perkembangan Laju Pertumbuhan Ekonomi Provinsi di Indonesia Tahun 2002 dan 2013	109
Gambar 4.8. Hubungan Laju Inflasi dan Tingkat Suku Bunga Nominal Tahun 2002-2014	110
Gambar 4.9. Perkembangan Suku Bunga Nominal dan Jumlah Uang Beredar (M1) di Indonesia tahun 2002-2013	110
Gambar 4.10. Perkembangan Jumlah Uang Beredar (M1) terhadap Tingkat Inflasi di Indonesia tahun 2002-2013	111
Gambar 4.11. Perkembangan Inflasi dan Harga BBM di Indonesia Tahun 2002-2013	112
Gambar 4.12. Diferensial Inflasi antar Provinsi di Indonesia tahun 2002-2014	122
Gambar 4.13. Standar Deviasi Inflasi antar Provinsi di Indonesia tahun 2002-2014	123

*Halaman ini sengaja dikosongkan*

## DAFTAR TABEL

Tabel 2.1. Model IRIO Tiga Provinsi	61
Tabel 3.1. Keterangan Data Dasar dan Sumbernya	72
Tabel 4.1. Struktur Data Penelitian untuk Model Konvergensi Inflasi	84
Tabel 4.2. Struktur Data Penelitian untuk Model Faktor-faktor Yang Mempengaruhi Inflasi	85
Tabel 4.3. Deskripsi Variabel yang Digunakan dalam Penelitian	96
Tabel 4.4. Inflasi menurut Pulau dan Kelompok Pulau tahun 2002-2014	102
Tabel 4.5. Korelasi Inflasi antar Provinsi tahun 2002-2014	104
Tabel 4.6. Korelasi Inflasi antar Provinsi menurut Klasifikasi Tingkatan Korelasi	105
Tabel 4.7. Nilai Koefisien Korelasi Pearson antar Variabel pada <i>Level</i> (faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi)	113
Tabel 4.8. Nilai Koefisien Korelasi Pearson antar Variabel pada <i>Level</i> (konvergensi inflasi)	113
Tabel 4.9. Nilai Koefisien Korelasi Pearson antar Variabel pada <i>1<sup>st</sup> Differencing</i> (faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi)	114
Tabel 4.10. Nilai Koefisien Korelasi Pearson antar Variabel pada <i>1<sup>st</sup> Differencing</i> (konvergensi inflasi)	114
Tabel 4.11. Ringkasan Hasil Pengujian <i>Panel Unit Root</i> (konvergensi inflasi)	116
Tabel 4.12. Ringkasan Hasil Pengujian <i>Panel Unit Root</i> (faktor-faktor yang Mempengaruhi inflasi)	117
Tabel 4.13. Ringkasan Hasil Pengujian <i>Granger Causality</i> antara Inflasi dengan Beberapa Variabel Penelitian (faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi)	119
Tabel 4.14. Ringkasan Hasil Pengujian <i>Granger Causality</i> antara Inflasi dengan Variabel Penyesuaian Suku Bunga (konvergensi inflasi)	119
Tabel 4.15. Hasil Estimasi Model Konvergensi Beta Absolut Panel Dinamis	121
Tabel 4.16. Hasil Estimasi Model Konvergensi Beta Kondisional Panel Dinamis	125
Tabel 4.17. Hasil Estimasi Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi dengan	

<i>AB-GMM</i> dan <i>SYS-GMM</i>	129
Tabel 4.18. Hasil Estimasi Model Konvergensi Beta Kondisional Panel Dinamis	133
Tabel 4.19. Hasil Estimasi Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi dengan <i>SAB Estimator</i> dan <i>SBB Estimator</i>	137

## DAFTAR SINGKATAN

ITF	: <i>Inflation Targetting Framework</i>
IHK	: Indeks Harga Konsumen
GMM	: <i>Generalized Method of Moments</i>
AB-GMM atau FD-GMM	: <i>Arellano and Bond Generalized Method of Moments</i> atau <i>First-differenced Generalized Method of Moments</i>
BB-GMM atau SYS-GMM	: <i>Blundell and Bond Generalized Method of Moments</i> atau <i>System Generalized Method of Moments</i>
SAB	: <i>Spatially Arellano-Bond</i>
SBB	: <i>Spatially Blundell-Bond</i>
IRIO	: <i>inter-regional input-output</i>
Input	: seluruh barang dan jasa yang diperlukan oleh suatu sektor ekonomi pada suatu provinsi dalam kegiatan produksinya
Output	: nilai dari seluruh produk (barang dan jasa) yang dihasilkan oleh sektor produksi pada suatu provinsi tertentu
ADF-Fisher test	: <i>augmented Dickey-Fuller-Fisher test</i>
PP-Fisher test	: <i>Philips-Peron-Fisher test</i>
LLC test	: <i>Levin, Lin and Chu test</i>
IPS test	: <i>Im, Pesharan and Shin test</i>
BBM	: bahan bakar minyak
OLS	: <i>Ordinary Least Squared</i>
KBI	: Kawasan Barat Indonesia
KTI	: Kawasan Timur Indonesia
<i>Spillover</i>	: dampak limpahan atau imbasan

*Halaman ini sengaja dikosongkan*

## DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1. Hasil Pengujian Panel Unit Root dengan Program Eviews v6	151
Lampiran 2. Hasil Pengujian Kausalitas Granger antara Inflasi dengan Beberapa Variabel Penelitian dengan Program Eviews v6	156
Lampiran 3. <i>Scripts</i> Input Metode Data Panel Dinamis dengan Program STATA v11	157
Lampiran 4. Matriks Bobot Spasial ( $W$ ) Berdasarkan Matriks Perdagangan antar Provinsi (IRIO)	158
Lampiran 5. Matriks Bobot Spasial ( $W\Delta P$ ) Berdasarkan Matriks Perdagangan antar Provinsi (IRIO)	159
Lampiran 6. Hasil Estimasi Konvergensi Beta Inflasi Dinamis untuk Model Spasial dan Non Spasial di Indonesia dengan Program STATA v11	160
Lampiran 7. Hasil Estimasi Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi Dinamis untuk Model Spasial dan Non Spasial di Indonesia dengan Program STATA v11	166

*Halaman ini sengaja dikosongkan*

# BAB 1

## PENDAHULUAN

### 1.1. Latar Belakang

Dinamika stabilitas harga di berbagai Negara di dunia khususnya di Indonesia dipengaruhi oleh dua aspek lembaga terpenting, yaitu pemerintah (pusat dan daerah) dan bank sentral (dalam hal ini adalah Bank Indonesia). Peranan pemerintah sebagai pemegang otoritas ketahanan fiskal dan bank sentral berperan dalam menjaga otoritas ketahanan moneter. Bank Indonesia sebagai bank sentral bertujuan mencapai dan memelihara kestabilan nilai rupiah, antara lain kestabilan terhadap harga barang-barang dan jasa yang tercermin pada inflasi.

Dalam rangka menjaga kestabilan nilai rupiah, Bank Indonesia menerapkan kerangka kebijakan moneter dengan inflasi sebagai sasaran utama kebijakan moneter (*Inflation Targeting Framework* atau ITF) pada tahun 2005. ITF merupakan suatu kerangka kebijakan moneter yang ditandai dengan pengumuman kepada publik mengenai target inflasi yang hendak dicapai dalam beberapa periode ke depan. Penargetan inflasi secara eksplisit menyatakan bahwa tujuan akhir kebijakan moneter adalah mencapai dan menjaga laju perubahan inflasi yang rendah dan stabil agar tidak memberikan dampak ketidakstabilan dalam perekonomian. Inflasi yang tinggi dan tidak stabil merupakan cerminan akan kecenderungan naiknya tingkat harga barang dan jasa secara umum dan terus menerus selama periode waktu tertentu.

Menurut Arimurti dan Trisnanto (2011) implementasi ITF menjadi tonggak sejarah perubahan kerangka kebijakan moneter yang dilakukan pasca krisis ekonomi di Indonesia. Pada prinsipnya kerangka kebijakan moneter tersebut adalah dalam rangka mengadopsi kerangka kebijakan yang lebih kredibel, yang mengacu pada penggunaan suku bunga sebagai *operational target* dan kebijakan yang bersifat antisipatif. ITF diharapkan dapat mengubah *backward looking expectation*, yang menjadi sumber masih tingginya inflasi, menjadi *forward looking expectation*. Penetapan suku bunga SBI ini bertujuan untuk mengendalikan jumlah uang beredar di masyarakat. Ketika jumlah uang yang

beredar terlalu banyak, maka akan menyebabkan terjadinya inflasi. Ketika inflasi semakin meningkat maka nilai tukar juga akan semakin terdepresiasi (nilainya turun secara relatif terhadap mata uang lainnya). Sementara itu, menurut Langi, Masinambou, dan Siwa (2014) timbulnya inflasi dari sisi permintaan hanya bisa terjadi jika ada penambahan volume uang beredar yang dilakukan oleh bank sentral yang rendah.

Kebijakan moneter yang dijalankan oleh Bank Indonesia bertujuan untuk mengelola tekanan harga yang berasal dari sisi permintaan agregat (*aggregate demand*) atau tarikan permintaan seperti kelebihan likuiditas/uang/alat tukar relatif terhadap kondisi sisi penawaran atau dengan kata lain adanya desakan (tekanan) produksi dan/atau distribusi (kurangnya produksi (*product or service*) dan/atau juga termasuk kurangnya distribusi. Untuk sebab pertama lebih dipengaruhi dari peran negara dalam kebijakan moneter (Bank Sentral), sedangkan untuk sebab kedua lebih dipengaruhi dari peran negara dalam kebijakan eksekutor yang dalam hal ini dipegang oleh Pemerintah (*Government*) seperti fiskal (perpajakan/pungutan/insentif/disinsentif), kebijakan pembangunan infrastruktur, regulasi, dan lain lain.

Sejak tahun 1990-an tujuan kebijakan moneter lebih difokuskan kepada stabilitas harga. Friedman (1968) mengatakan bahwa kebijakan moneter mempunyai tenggat waktu (*time lag*) dalam mempengaruhi variabel ekonomi, sehingga menuntut kebijakan moneter yang *forward looking*. Hal ini mencerminkan bahwa penetapan stabilitas harga akan mendorong kesinambungan pertumbuhan ekonomi dalam jangka panjang, dengan konsekuensi kebijakan moneter yang terlalu ketat (*tight*) dapat menekan pertumbuhan ekonomi dan kebijakan moneter yang terlalu longgar (*loose*) dapat menimbulkan tekanan inflasi yang akhirnya mengganggu daya beli masyarakat.

Menurut Hamanta, Bathaluddin, dan Waluyo (2011), berdasarkan *sacrifice ratio* biaya disinflasi menuju target inflasi yang rendah dan stabil di Indonesia (*cost of disinflation*) sangat dipengaruhi oleh kredibilitas kebijakan moneter. Semakin kredibel kebijakan moneter, maka akan semakin kecil *sacrifice ratio*. Dengan demikian, setiap upaya penurunan inflasi akan menyebabkan *output loss* yang tidak terlalu besar. Oleh sebab itu, konvergensi beta inflasi yang merupakan

penurunan tingkat inflasi dari periode sebelumnya diperlukan otoritas moneter dalam rangka pencapaian sasaran yang akan meningkatkan kredibilitas.

Penelitian oleh Ball dan Sheridan (2004) menegaskan hal ini dengan menunjukkan fakta bahwa negara-negara OECD (*Organization for Economic Cooperation and Development*) yang mengadopsi penargetan inflasi telah mengalami tingkat disinflasi yang lebih besar dibandingkan dengan negara OECD lainnya. Caraiani dan Pelinescu (2006) juga menunjukkan bahwa target inflasi yang diterapkan di Romania mendukung terwujudnya konvergensi inflasi di negara tersebut.

Proses pengendalian inflasi yang di aplikasikan dalam suatu penargetan inflasi tertentu pada suatu wilayah diharapkan dapat berdampak pada konvergensi inflasi. Adiwilaga dan Tirtosuharto (2013) mengatakan bahwa penargetan inflasi ini dapat mengurangi laju inflasi dan ekspektasi inflasi, dimana hal ini dapat menyelesaikan permasalahan konsistensi inflasi yang biasanya menghasilkan inflasi yang tinggi dan pada kondisi tertentu dapat mengurangi dampak guncangan makro ekonomi.

Menurut Sala-i-Martin (1996), konvergensi diinterpretasikan sebagai kecenderungan semakin mengecilnya ketimpangan (disparitas) ekonomi antar negara wilayah dalam suatu kurun waktu tertentu. Satriotomo (2005) dalam penelitiannya menyebutkan bahwasanya dalam teori konvergensi tingkat kemakmuran yang dialami oleh negara-negara maju dan negara-negara berkembang pada suatu saat akan konvergen (bertemu pada satu titik). Ilmu ekonomi juga menyebutkan bahwa akan terjadi *catching up effect*, yaitu ketika negara-negara berkembang berhasil mengejar negara-negara maju. Proses *catching up effect* ini dikenal juga dengan proses konvergensi.

Dari sisi inflasi, merujuk pada penelitian Busetti, Forni, Harvey, dan Venditti (2006), mengatakan bahwa suatu wilayah dinyatakan telah mencapai inflasi yang konvergen jika tidak terjadi perubahan laju inflasi secara signifikan antar wilayah pada suatu negara tertentu, perbedaan laju inflasi pasti tetap terjadi akan tetapi perubahan tersebut tidak lebih tinggi atau lebih rendah dari nilai rata-rata inflasi secara nasional. Untuk kondisi di Indonesia konsep konvergensi inflasi diartikan sebagai berikut: laju inflasi tiap provinsi di Indonesia akan bergerak

menuju garis keseimbangan (rata-rata inflasi nasional) dimana pada suatu periode waktu tertentu laju inflasi antar provinsi akan memiliki kemiripan antara satu provinsi dengan provinsi lainnya.

Salah satu metode dalam analisis konvergensi adalah tes konvergensi beta ( $\beta$ ). Konvergensi beta ( $\beta$ ) memperkirakan pertumbuhan laju inflasi regional selang periode tertentu mengacu pada tahun dasar tertentu. Konvergensi beta dapat diketahui dari faktor-faktor yang diprediksi menentukan tingkat konvergensi. Sufii (2008) mengatakan satu kelebihan utama dari konvergensi beta adalah analisisnya bersifat dinamis. Bila pengamatan jangka pendek tidak mampu memberikan jawaban tentang dampak kebijakan publik, maka kita dapat melihat dampak tersebut dalam kecenderungan jangka panjang. Dalam konvergensi beta, kita dapat mengetahui kecepatan konvergensi secara pasti melalui penghitungan uji kecepatan konvergensi dan *half-life test* sehingga kita tahu apakah perekonomian berada pada posisi yang *steady state* atau tidak.

Posisi yang *steady state* dari sisi konvergensi inflasi berarti konvergensi terjadi ketika provinsi yang memiliki laju inflasi yang lebih tinggi akan cenderung untuk menurunkan tingkat inflasinya dari provinsi yang lebih rendah laju inflasinya, sehingga provinsi yang memiliki laju inflasi tinggi cenderung mengejar ketertinggalannya menuju laju inflasi yang lebih rendah dari laju inflasi saat ini.

Alasan proses konvergensi merupakan sebuah proses yang dinamis salah satunya dikemukakan oleh Quah (1996) yang dalam penelitiannya menyebutkan bahwa konvergensi yang merupakan proses *catching up effect* termasuk proses yang bersifat dinamis, wilayah yang memiliki pertumbuhan ekonomi yang rendah atau wilayah yang memiliki laju inflasi yang tinggi tidak akan selalu berada pada tingkatan yang sama, pada suatu saat wilayah-wilayah tersebut akan berhasil mengejar ketertinggalannya untuk menuju pertumbuhan ekonomi yang tinggi atau laju inflasi yang rendah. Proses konvergensi dapat terjadi dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Senada dengan yang diungkapkan oleh Arbia, Basile dan Piras (2005), pada dasarnya data regional bersifat dependen, artinya tiap wilayah dalam suatu negara memiliki persamaan satu dengan lainnya. Sehingga jika analisis konvergensi regional dilakukan dengan prosedur estimasi biasa (*cross*

*sectional regression* atau estimasi dengan *fixed effect*) akan menghasilkan estimasi yang invalid, bias dan tidak efisien.

Penelitian mengenai konvergensi inflasi di Indonesia salah satunya dilakukan oleh Wimanda (2009) yang menganalisis variabilitas dan konvergensi harga antar daerah di Indonesia dengan menggunakan *balanced panel* data indeks harga konsumen (IHK) agregat bulanan dan 35 kategori komoditas di 45 kota besar. Hasil penelitiannya menunjukkan bahwa inflasi di Indonesia dipengaruhi oleh ekspektasi inflasi (ekspektasi *backward-looking* dan ekspektasi *forward-looking*), *output gap*, depresiasi nilai tukar dan *money growth*. Adrianto, Fauzi, Juanda, dan Tajerin (2013) melakukan analisis tendensi proses konvergensi ekonomi antar wilayah pulau utama di Indonesia. Solihin (2011) melakukan penelitian mengenai konvergensi inflasi di negara-negara ASEAN+6 menyebutkan bahwa inflasi di negara-negara ASEAN+6 adalah konvergen pada periode penelitian, dengan variabel suku bunga nominal dan nilai tukar mendukung dan berpengaruh nyata dalam pembentukan konvergensi inflasi di negara-negara ASEAN+6.

Dreger, Kholodilin, Lommatzsch, Slacalek, dan Wozniak (2008) menganalisis pengaruh perluasan Euro Area terhadap konvergensi harga dan faktor penyebabnya menggunakan konsep umum konvergen yaitu *beta convergence* dan *sigma convergence*. Mereka menemukan bahwa percepatan inflasi terjadi karena adanya perbedaan harga antara anggota EMU yang baru dan yang lama, dengan faktor dominan yang mempengaruhi konvergensi adalah proses *catching up* dan kompetisi.

Bervariasinya tingkat inflasi yang terjadi di tiap wilayah disebabkan oleh adanya perbedaan karakteristik antar wilayah dalam lingkup suatu negara. Perbedaan yang terjadi ini justru mengakibatkan adanya hubungan/ keterkaitan antar wilayah. Adanya kedekatan secara geografis atau secara spasial dan kedekatan secara ekonomi memungkinkan terjadinya transfer pengetahuan dan penyebaran informasi atau melalui kebijakan yang diterapkan di suatu wilayah yang dampaknya terasa sampai dengan wilayah lain di sekitarnya. Penelitian Wimanda (2006) mengenai inflasi regional menyatakan bukti terjadinya keterkaitan inflasi antar provinsi.

Dalam perspektif ekonomi spasial, khususnya di Indonesia yang merupakan Negara kepulauan, wajar terjadi bila tingkat inflasi antar propinsi di Indonesia berbeda. Perbedaan tingkat inflasi ini akan mengakibatkan proses pengendalian inflasi antar wilayah di Indonesia juga berbeda, tergantung seberapa besar tingkat penyimpangan inflasi yang terjadi. Tiap wilayah di Indonesia memiliki perbedaan tingkat komoditi yang dikonsumsi, yang mencakup harga serta kualitas dari komoditi tersebut. Mencermati fenomena ketimpangan antar wilayah sama halnya dengan mengamati proses konvergensi yang terjadi pada wilayah-wilayah di Indonesia.

Dalam mewujudkan proses konvergensi antar wilayah, dapat dilakukan dengan melibatkan efek spasial antar wilayah. Dalam Anselin (2003), pengujian efek spasial dilakukan dengan uji heterogenitas dan dependensi spasial. Penyelesaian jika ada efek heterogenitas adalah dengan menggunakan pendekatan titik. Regresi spasial titik antara lain *Geographically Weighted Regression (GWR)*, *Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR)*, *Geographically Weighted Logistic Regression (GWLR)*. Penyelesaian jika ada efek dependensi spasial adalah dengan menggunakan pendekatan area. Regresi spasial dengan pendekatan area meliputi *Spatial Autoregressive Model (SAR)*, *Spatial Error Model (SEM)*, *Spatial Autoregressive Moving Average (SARMA)* *Spatial Durbin Model (SDM)*, *Conditional Autoregressive Models (CAR)*. Dalam penelitian ini, terkait dengan efek spasial yang ingin diamati, hanya difokuskan pada dependensi spasial dalam model spasial autoregresif. *Spatial dependency* menggambarkan ketergantungan antar wilayah, dimana wilayah yang paling berdekatan mempunyai ketergantungan yang lebih dibanding wilayah lainnya (Anselin, 2003).

Ada beberapa penelitian yang menyatakan bahwa efek spasial antar wilayah perlu diperhitungkan dalam proses konvergensi. Di antaranya Lee dan Yu (2012) yang mengkaji konvergensi pertumbuhan, efek spasial perlu diperhitungkan untuk menghindari bias (*spatial bias*). Anselin (2010) juga menyatakan bahwa, model perekonomian yang tidak memasukkan faktor daerah tetangga ke dalam estimasinya akan mengalami *misspecification* karena setiap daerah diasumsikan

berdiri sendiri-sendiri. Darinda (2014) menggunakan pendekatan *spatial econometrics* dalam menganalisa konvergensi inflasi di Indonesia, dengan hasil penelitian bahwa telah terjadi konvergensi inflasi di Indonesia, dengan menggunakan hubungan Philips Curve menghasilkan bahwa hubungan antara inflasi dan *output gap* adalah positif, dan *output gap* berpengaruh terhadap konvergensi inflasi antar propinsi di Indonesia. Sementara dari efek spasialnya dihasilkan bahwa kecepatan konvergensi inflasi di Indonesia masih tergolong lambat, dan efek spasial diketahui berpengaruh terhadap konvergensi inflasi antar propinsi di Indonesia.

Adiwilaga dan Tirtosuharto (2013) menganalisa tingkat korelasi spasial dalam inflasi regional dan memeriksa jika terdapat pola spasial pada tatanan kolektif institusional dalam sistem terdesentralisasi. Hasil penelitian menemukan bahwa dari perspektif spasial, terdapat bukti autokorelasi spasial yang tinggi atas inflasi regional di Indonesia. Selain itu, juga terdapat indikasi kuat kurangnya koordinasi antar daerah dalam mengendalikan inflasi daerah. Montouri dan Rey (1999) menganalisis mengenai konvergensi pendapatan regional di US dengan pendekatan *spatial econometrics*, dimana ketika suatu daerah mengalami konvergensi pendapatan, hal tersebut juga berlaku pada daerah di sekitarnya. Mohsin dan Gilbert (2010) menyatakan bahwa secara empiris terdapat konvergensi harga relatif kota di 35 kota Pakistan dengan dua kota Numeraire Lahore dan Karachi dengan menggunakan data CPI bulanan dari Juli 2001-Juni 2008. Penelitian ini mendukung bahwa *Purchasing Power Parity* terjadi di Pakistan, baik dengan teknik *Ordinary Least Squares* (OLS) maupun *Spatial Generalized Least Square* (GLS).

Penelitian ini merupakan kelanjutan dari penelitian yang telah dilakukan oleh Solihin (2011) dengan memasukkan efek spasial pada metode *Generalized Method of Moment* (GMM) Arrelano dan Bond (1991) dan Blundell dan Bond (1998) atau yang dikenal dengan metode *AB-GMM* dan metode *SYS-GMM*. Metode *SYS-GMM* dikembangkan untuk mengatasi masalah korelasi antara variabel dependen dan error yang masih terjadi pada estimator GMM Arrelano dan Bond (1991), karena hasil estimatornya yang masih terkendala oleh bias sampel terbatas. Bila variabel instrument yang digunakan pada *AB-GMM* lemah,

maka parameter yang dihasilkan akan tetap mengalami *downward bias*. Sehingga Blundell dan Bond memanfaatkan kondisi awal untuk menghasilkan estimator yang efisien dari model data panel dinamis ketika  $T$  berukuran kecil.

Agha (2009) dalam penelitiannya disebutkan bahwa metode data panel dinamis GMM dapat mengatasi endogenitas dan masalah dependensi spasial. Pada model panel dinamis, jika parameter GMM pada persamaan level diestimasi dengan metode regresi OLS maka akan menghasilkan estimator yang inkonsisten dan *upward biased*. Senada dengan Islam (1995) yang melakukan analisis konvergensi menggunakan data panel *fixed effect*, akan tetapi hasil penelitiannya menyatakan bahwa estimasi yang didapat cenderung *downward biased* karena pengaruh lag variabel dependen yang berkorelasi dengan *error*.

Penggunaan *spatial panel econometrics* dalam penghitungan konvergensi inflasi ini bertujuan memberikan informasi yang lebih akurat karena memperhitungkan karakteristik wilayah dan keterkaitan antar wilayah. Penelitian ini juga akan mengkaitkan dengan pendekatan tersebut terutama dalam rangka pengendalian inflasi di Indonesia yang dilihat dari faktor-faktor pembentuk konvergensi inflasi.

Selain ingin dilihat dari sisi konvergensi inflasi dan efek spasial, dalam hal ini digunakan model panel dinamis, yang terjadi antar wilayah di Indonesia, juga akan mencoba menganalisis faktor-faktor yang berpengaruh terhadap pembentukan konvergensi inflasi dan inflasi itu sendiri dengan menggunakan data panel dari 26 provinsi di Indonesia (sebelum pemekaran). Hal ini berkaitan dengan kebijakan pengendalian inflasi yang menjadi tanggung jawab Pemerintah Pusat dan Pemerintah Daerah.

Terkait dengan faktor-faktor yang akan dilihat pengaruhnya terhadap pembentukan konvergensi inflasi antar wilayah di Indonesia, penyusun dalam hal ini merujuk pada hasil penelitian yang dilakukan oleh Atmadja (1999). Dari hasil penelitiannya terdapat beberapa faktor utama yang menjadi penyebab timbulnya inflasi di Indonesia, yaitu jumlah uang beredar dan suku bunga. Selain itu, dimasukkan pula variabel indeks harga BBM (sebagai *administered prices*) dan pertumbuhan ekonomi yang juga berkorelasi dengan tingkat inflasi di Indonesia. Variabel-variabel tersebut yang nantinya akan dilakukan uji lanjut dalam

keterkaitannya dengan inflasi dan konvergensi inflasi di Indonesia dengan menggunakan pendekatan ekonometrik.

## **1.2. Rumusan Masalah**

Berdasarkan uraian latar belakang di atas, maka masalah dalam penelitian ini dapat dirumuskan sebagai berikut:

1. Apakah konvergensi inflasi telah terjadi di tiap propinsi yang ada di Indonesia dan faktor apakah yang mendukung pembentukan konvergensi inflasi pada provinsi-provinsi di Indonesia?
2. Bagaimana kontribusi faktor-faktor pembentuk inflasi yang mempengaruhi kecepatan konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia?
3. Apa faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi di Indonesia pada periode 2002-2013?
4. Apakah efek spasial mempengaruhi pembentukan inflasi dan mempengaruhi proses konvergensi inflasi pada provinsi-provinsi di Indonesia?

## **1.3. Tujuan Penelitian**

Berdasarkan rumusan masalah yang diuraikan di atas, maka tujuan yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah:

1. Mengidentifikasi dan menganalisis terjadinya konvergensi inflasi antar provinsi dan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap pembentukan konvergensi inflasi di Indonesia.
2. Menguji eksistensi dan mengetahui kontribusi faktor pembentuk inflasi dalam mempengaruhi kecepatan konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia
3. Menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi di Indonesia pada periode 2002-2013.
4. Menguji dan mengetahui pengaruh efek spasial terhadap pembentukan inflasi dan terhadap pembentukan konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia.

#### **1.4. Manfaat Penelitian**

Manfaat yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah :

1. Sebagai bahan masukan bagi pemerintah pusat maupun pemerintah daerah dalam hal referensi untuk proses pengambilan kebijakan moneter di masing-masing propinsi di Indonesia dengan tetap memperhatikan aspek geografis wilayah.
2. Sebagai masukan bagi masyarakat untuk mengetahui inflasi dan variabel makro ekonomi pembentuk inflasi di Indonesia dan memberikan informasi kepada masyarakat mengenai proses konvergensi inflasi antar wilayah di Indonesia.
3. Sebagai bahan masukan bagi BPS dan pemerintah untuk dapat mengendalikan inflasi secara bersama-sama.

#### **1.5. Batasan Permasalahan**

Batasan masalah pada penelitian ini adalah:

1. Penelitian ini hanya mengkaji pengaruh spasial pada variabel dependen saja, yaitu model spasial lag konvergensi beta panel dinamis.
2. Matriks pembobot spasial yang digunakan dalam penelitian ini menggunakan matriks penimbang yang berasal dari koefisien matriks penggunaan barang domestik Inter-Regional Input Output (IRIO) Indonesia tahun 2005. Penggunaan matriks bobot spasial ini dikarenakan kondisi geografi Indonesia yang berbentuk kepulauan yang kurang dapat difasilitasi oleh matriks bobot spasial berdasarkan persinggungan/hubungan (*contiguity*) dan jarak.

## BAB 2

### TINJAUAN PUSTAKA

#### 2.1 Konsep Inflasi

Mishkin (2004) mendefinisikan inflasi sebagai kenaikan tingkat harga yang kontinu dan terus menerus mempengaruhi individu-individu, bisnis, dan pemerintah. Hal tersebut mengakibatkan semakin lemahnya daya beli yang diikuti dengan semakin merosotnya nilai riil (intrinsik) mata uang suatu negara. Secara ringkas, inflasi dapat diartikan sebagai perubahan yang terjadi pada tingkat harga (Blanchard, 2004). Definisi awal inflasi diberikan oleh Milton Fierdman (1963) dalam Roger (1998), yang menyatakan inflasi adalah kenaikan pada tingkat harga umum yang *steady* dan terus menerus (*sustained*). Berdasarkan definisi umum, terdapat tiga aspek penting, yaitu:

1. Ada kecenderungan harga-harga yang meningkat, artinya dalam kurun waktu tertentu, harga-harga menunjukkan *trend* atau tendensi yang meningkat.
2. Peningkatan harga berlangsung secara terus menerus (*sustained*) artinya dari waktu ke waktu mengalami peningkatan.
3. Pergerakan inflasi pada umumnya seiring dengan peningkatan jumlah uang beredar, sehingga seringkali peningkatan jumlah uang beredar dianggap sebagai penyebab utama terjadinya inflasi. Menurut Friedman, bila terjadi inflasi maka nilai uang secara riil mengalami penurunan dan hal ini menyebabkan kemampuan daya beli dari uang itu sendiri juga menurun, sehingga daya beli masyarakat akan menurun. Bila inflasi tidak dibarengi dengan peningkatan pendapatan secara riil maka tingkat kesejahteraan masyarakat secara umum juga mengalami penurunan.

Menurut Atmadja (1999), penyebab inflasi dapat dibagi dua, yaitu:

1. *Demand pull inflation*, yaitu inflasi yang disebabkan oleh terlalu kuatnya peningkatan *aggregate demand* masyarakat terhadap komoditi-komoditi hasil produksi di pasar barang akibatnya akan menarik (pull) kurva permintaan agregat ke arah kanan atas, sehingga terjadi *excess demand*, yang merupakan *inflationary gap*, yaitu inflasi yang disebabkan oleh faktor-faktor yang

menggeser permintaan agregat sehingga menciptakan kelebihan permintaan. Menurut Bank Indonesia (2007), Inflasi karena tarikan permintaan (*demand pull inflation*) disebabkan oleh kenaikan permintaan agregat (pengeluaran rumah tangga konsumen, investasi, pengeluaran pemerintah dan sektor luar negeri ekspor minus impor).

2. *Cost push inflation*, yaitu inflasi yang dikarenakan bergesernya *aggregate supply curve* ke arah kiri atas. Faktor-faktor yang menyebabkan *aggregate supply curve* bergeser tersebut adalah meningkatnya harga faktor-faktor produksi (baik yang berasal dari dalam negeri maupun dari luar negeri) di pasar faktor produksi, sehingga menyebabkan kenaikan harga komoditi di pasar komoditi. Dalam kasus *cost push inflation* kenaikan harga seringkali diikuti oleh kelesuan usaha.

Pada praktiknya, inflasi dapat dihitung berdasarkan pendekatan indeks harga, antara lain indeks harga konsumen (IHK), indeks harga produsen (IHP), dan indeks harga implisit yang diturunkan dari penghitungan Produk Domestik Bruto (PDB) atau sering disebut sebagai *GDP deflator*. Berdasarkan beberapa alternatif dalam penghitungan inflasi, umumnya digunakan indeks harga konsumen (IHK), karena nilai uang secara umum terkait dengan kekuatan daya beli uang pada tingkat konsumen. Hanya saja, menurut Hanh (2002) IHK tidak didesain untuk mengukur tren dari harga, sehingga seringkali IHK tidak memberikan gambaran mendasar mengenai inflasi, mengingat ada ketidaksesuaian antara konsep dengan pendekatan penghitungan inflasi tersebut.

Adanya ketidaksesuaian tersebut, dari sudut pandang teoritis dapat disanggah karena tujuan utama dari kebijakan moneter adalah memaksimalkan kesejahteraan masyarakat. Wajar jika pihak otoritas moneter memfokuskan kepada indeks harga yang lebih dapat mendekati indeks biaya hidup dari konsumen dan pada praktiknya, banyak Negara yang menggunakan IHK sebagai dasar dari penargetan inflasi. Hal tersebut karena indeks biaya hidup dari konsumen lebih bisa didekati oleh IHK dibanding dengan IHP dan indeks implisit.

Inflasi dihitung berdasarkan persentase perbandingan Indeks Harga Konsumen (IHK) bulan berjalan dengan bulan sebelumnya. IHK diperoleh melalui perbandingan nilai konsumsi pada bulan berjalan dengan nilai konsumsi

dasar hasil SBH (Rosidi dan Ridwan, 2005). Formula indeks yang digunakan untuk menghitung IHK adalah Indeks Laspeyres yang telah dimodifikasi, untuk mempermudah penghitungan seperti berikut:

$$IHK_t = \frac{\sum_{i=1}^k \frac{P_{it}}{P_{i(t-1)}} P_{i(t-1)} \cdot Q_{i0}}{\sum_{i=1}^k P_{i0} \cdot Q_{i0}} \times 100 \quad (2.1)$$

Dimana :

k : Banyaknya komoditi IHK

$P_{it}$  : Harga komoditi ke-i pada bulan ke-t

$P_{i(t-1)}$  : Harga komoditi ke-i pada bulan ke-(t -1)

$P_{i0}$  : Harga komoditi ke-i pada tahun dasar

$Q_{i0}$  : Jumlah komoditi ke-i pada tahun dasar

Sementara itu, inflasi merupakan perubahan IHK periode t terhadap periode sebelumnya. Formula inflasi dapat dituliskan sebagai berikut :

$$Inflasi_t = \frac{IHK_t - IHK_{t-1}}{IHK_{t-1}} \times 100 \quad (2.2)$$

### 2.1.1. Kaitan Inflasi dengan Suku Bunga

Menurut Lipsey, Courant, Purvis dan Steiner (1995) suku bunga dapat dibedakan menjadi dua yaitu suku bunga nominal (*Nominal Interest Rate*) dan suku bunga riil (*Real Interest Rate*). Suku bunga nominal adalah perbandingan antara jumlah uang yang dibayarkan kembali dengan jumlah uang yang dipinjam. Suku bunga riil lebih menekankan pada perbandingan daya beli uang yang dibayarkan kembali terhadap daya beli uang yang dipinjam. Suku bunga riil adalah selisih antara suku bunga nominal dengan laju inflasi.

Suku bunga nominal tidak menggambarkan kenaikan daya beli seseorang atau perusahaan. Sedangkan suku bunga riil menggambarkan kenaikan daya beli seseorang atau perusahaan, karena telah dikurangi dengan inflasi. Dengan demikian hubungan antara suku bunga riil (r), suku bunga nominal (i) dan tingkat inflasi ( $\pi$ ) sebagaimana dalam persamaan berikut ini

$$r = i - \pi \text{ atau } i = r + \pi \quad (2.3)$$

Persamaan diatas menggambarkan bahwa perubahan tingkat bunga nominal dapat disebabkan oleh perubahan tingkat suku bunga riil atau perubahan tingkat inflasi yang disebut dengan persamaan Fisher (*Fisher equation*). Persamaan Fisher menjelaskan bahwa kenaikan 1 persen dalam tingkat inflasi, menyebabkan kenaikan tingkat bunga nominal sebesar 1 persen. Hubungan ini sering disebut dengan efek Fisher (*Fisher effect*) (Mankiw, 2007). Tingkat inflasi ( $\pi^e$ ) yang diharapkan diproksi dari inflasi IHK periode sebelumnya.

Hubungan antara tingkat bunga dan inflasi digambarkan dalam persamaan Fisher, berdasarkan persamaan Fisher ini dapat dilihat hubungan antara tingkat bunga dengan inflasi, yaitu kenaikan harga (inflasi) dapat menaikkan tingkat bunga. Pengaruh inflasi terhadap tingkat bunga dapat pula dijelaskan dengan efek Fisher yang menyatakan bahwa kenaikan satu persen laju inflasi menyebabkan kenaikan satu persen tingkat bunga nominal (Mankew, 2007).

Hubungan antara tingkat suku bunga dengan inflasi juga terlihat ketika terjadinya krisis ekonomi yang melanda bangsa Indonesia di tahun 1997, dimana krisis tersebut telah memberikan banyak dampak negatif bagi perekonomian dalam negeri, salah satunya dengan timbulnya inflasi yang sangat tinggi (*hyperinflation*). Inflasi tersebut disebabkan oleh banyaknya uang yang beredar di masyarakat yang kemudian memaksa Bank Indonesia untuk mengeluarkan berbagai kebijakan salah satunya dengan menaikkan tingkat suku bunga SBI (Bafadal, 2011).

Hubungan antara inflasi dengan tingkat suku bunga memiliki hubungan yang negative jika ditinjau dari pengaruh tingkat suku bunga terhadap inflasi. Dalam hal ini, Prasetiantono (2000) mengatakan bahwa inflasi dan suku bunga mempunyai hubungan timbal balik. Jika tingkat suku bunga tinggi, maka akan mengakibatkan kenaikan bunga pinjaman kredit bank yang dibutuhkan oleh peminjam dana meningkat sehingga biaya produksi akan meningkat dan berujung pada harga jual produk yang meningkat pula. Jika suku bunga tinggi, secara otomatis, seorang individu akan lebih suka menyimpan dananya di bank (*saving*) karena ia dapat mengharapkan pengembalian yang menguntungkan. Dan pada posisi ini, permintaan masyarakat untuk memegang uang tunai menjadi lebih rendah karena mereka sibuk mengalokasikan dananya ke dalam bentuk portfolio

perbankan (deposito dan tabungan). Seiring dengan berkurangnya jumlah uang beredar, keinginan masyarakat untuk melakukan pembelanjaan (*spending*) pun akan menurun. Selanjutnya harga barang dan jasa umum akan cenderung stagnan, atau tidak terjadi dorongan inflasi. Sebaliknya jika suku bunga rendah, masyarakat cenderung tidak tertarik lagi untuk menyimpan uangnya di bank dan kecenderungan untuk melakukan pembelanjaan dananya (*spending*) akan meningkat.

### **2.1.2. Kaitan Inflasi dengan Pertumbuhan Ekonomi**

Pertumbuhan ekonomi merupakan sebuah proses peningkatan output dari waktu ke waktu yang menjadi indikator keberhasilan pembangunan suatu Negara (Todaro, 2005). Pertumbuhan ekonomi dengan inflasi merupakan dua variabel yang mempunyai hubungan kausalitas dalam perekonomian suatu Negara. Apabila tingkat inflasi tinggi maka dapat menyebabkan melambatnya pertumbuhan ekonomi, sebaliknya inflasi yang relative rendah dan stabil dapat mendorong terciptanya pertumbuhan ekonomi. Begitu pula dengan pertumbuhan ekonomi, pertumbuhan ekonomi yang tinggi dapat memicu kenaikan inflasi melalui peningkatan permintaan agregat.

Secara umum, pertumbuhan ekonomi didefinisikan sebagai peningkatan dalam kemampuan dari suatu perekonomian dalam memproduksi barang dan jasa yang biasanya diukur dengan Produk Domestik Regional Bruto atas dasar harga konstan (PDRB adhk).

### **2.1.3. Kaitan Inflasi dengan Jumlah Uang Beredar**

Laju pertumbuhan uang beredar yang tinggi secara berkelanjutan akan menghasilkan laju inflasi yang tinggi dan laju pertumbuhan uang beredar yang rendah pada gilirannya akan mengakibatkan laju inflasi rendah. Selanjutnya pernyataan bahwa inflasi merupakan fenomena moneter mengandung arti bahwa laju inflasi yang tinggi tidak akan berlangsung terus apabila tidak disertai dengan laju pertumbuhan uang beredar yang tinggi (Dornbusch, Fischer, dan Startz, 1997).

Ini dapat disimpulkan bahwa hubungan jumlah uang beredar dengan inflasi memiliki sifat korelasi positif dimana jika ada peningkatan dalam jumlah

uang beredar maka akan meningkatkan tingkat inflasi sebaliknya jika ada penurunan dalam jumlah uang beredar maka akan menurunkan tingkat inflasi.

#### **2.1.4. Kaitan Inflasi dengan harga BBM**

Bahan bakar minyak merupakan jenis *administrated goods* dimana harganya diatur dan ditetapkan oleh pemerintah. Menurut Atmadja (1999), secara langsung pengaruh kenaikan harga BBM terhadap inflasi bisa dikatakan sangat kecil, akan tetapi secara situasional dan tidak langsung pengaruhnya terhadap tingkat inflasi menjadi signifikan. Jika terjadi kenaikan BBM, maka akan berpengaruh terhadap naiknya harga barang dan jasa lain yang terkait dengan BBM, hal ini justru memperberat tekanan inflasi.

## **2.2. Metode Regresi Data Panel**

Data panel (data longitudinal) adalah data yang memiliki dimensi ruang (individu) dan waktu. Dalam data panel, data *cross section* yang sama diobservasi menurut waktu. Jika setiap unit *cross section* memiliki jumlah observasi *time series* yang sama maka disebut sebagai *balanced panel*. Sebaliknya jika jumlah observasi berbeda untuk setiap unit *cross section*, maka disebut *unbalanced panel*.

Aplikasi metode estimasi dengan menggunakan data panel banyak digunakan baik secara teoritis maupun aplikatif dalam berbagai literatur mikroekonometrik dan makroekonometrik. Popularitas penggunaan data panel ini merupakan konsekuensi dari kemampuan dan ketersediaan analisis yang diberikan oleh data jenis ini. Penggabungan data *cross section* dan *time series* dalam studi data panel digunakan untuk mengatasi kelemahan dan menjawab pertanyaan yang tidak dapat dijawab oleh model *cross section* dan *time series* murni.

Baltagi (2005), penggunaan data panel memberikan banyak kelebihan. Kelebihan dari penggunaan data panel adalah:

1. Mampu mengontrol heterogenitas individu atau unit *cross section*.
2. Dapat memberikan informasi lebih banyak, mengurangi kolinieritas antar variabel, meningkatkan *degree of freedom*, dan lebih efisien.
3. Panel data lebih baik untuk studi yang bersifat dinamis atau *dynamics of adjustment*.

4. Dapat mengidentifikasi dan mengukur efek yang sederhana yang tidak dapat dideteksi dalam model data *cross section* maupun *time series*.
5. Mampu menguji dan membangun model perilaku (*behavioral models*) yang lebih kompleks.

Model regresi linier data panel pada pengamatan ke- $i$  dan waktu ke- $t$  dengan  $K$  buah variabel prediktor, direpresentasikan sebagai berikut :

$$y_{i,t} = \alpha + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + u_{i,t}; \quad i = 1,2, \dots, N; \quad t = 1,2, \dots T \quad (2.4)$$

dimana :

$y_{i,t}$  = variabel dependen, yang merupakan unit *cross section* ke- $i$  untuk periode ke- $t$

$\alpha$  = skalar

$\mathbf{x}'_{i,t}$  = vektor dari variabel independen berukuran  $1 \times K$

$\boldsymbol{\beta}$  = vektor konstanta yang berukuran  $K \times 1$

$u_{i,t}$  = error.

Secara umum model regresi linier data panel yang sering digunakan adalah model regresi data panel komponen *error* satu arah dengan efek acak (*one-way error component regression model*), dimana error terdiri dari :

$$u_{i,t} = \lambda_i + v_{i,t} \quad (2.5)$$

$\lambda_i$  adalah komponen error spesifik individu dan  $v_{i,t}$  merupakan komponen error yang bersifat umum (Baltagi, 2005).

### 2.2.1. Regresi Data Panel Dinamis

Menurut Indra (2009) relasi di antara variabel-variabel ekonomi pada kenyataannya banyak yang bersifat dinamis. Analisis dapat digunakan sebagai model yang bersifat dinamis dalam kaitannya dengan analisis penyesuaian dinamis (*dynamic of adjustment*). Hubungan dinamis ini dicirikan oleh keberadaan *lag* variabel dependen (variabel eksplanatori) diantara variabel-variabel regresor yang berkorelasi dengan error. Model data panel dinamis secara umum adalah sebagai berikut:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it}, \quad i = 1,2, \dots, N; \quad t = 3, \dots T \quad (2.6)$$

dengan  $\delta$  merupakan skalar,  $\mathbf{x}'_{i,t}$  adalah matriks variabel independen berukuran  $1 \times K$ , dan  $\boldsymbol{\beta}$  adalah vektor konstanta yang berukuran  $K \times 1$ . Diasumsikan  $u_{it}$

merupakan komponen *error* satu arah seperti yang dituliskan pada persamaan (2.5) dan diasumsikan  $\lambda_i \sim IIDN(0, \sigma_\lambda^2)$  dan  $v_{i,t} \sim IIDN(0, \sigma_v^2)$ . Dalam model dinamis  $y_i$  merupakan fungsi dari  $\lambda_i$  maka  $y_{i,t-1}$  juga merupakan fungsi dari  $\lambda_i$ . Karena  $\lambda_i$  adalah fungsi dari  $u_{it}$  maka akan terjadi korelasi antara variabel regresor  $y_{i,t-1}$  dan  $u_{it}$ , hal ini akan menyebabkan penduga *least square* menjadi bias dan inkonsisten, bahkan bila  $u_{it}$  tidak berkorelasi serial sekalipun. Untuk mengatasi masalah ini, menurut Anderson dan Hsiao (1982) dapat digunakan metode estimasi *Instrumental Variabel (IV)*, yakni dengan menginstrumenkan variabel yang berkorelasi dengan error.

### 2.2.2. Metode Instrumen Variabel Anderson dan Hsiao

Metode instrumental variabel merupakan metode untuk mendapatkan variabel baru yang tidak berkorelasi dengan error, namun berkorelasi dengan variabel endogen eksplanatori. Variabel ini disebut sebagai variabel instrumen dan dilambangkan dengan  $z_1$ . Variabel instrumen ini. Untuk lebih jelasnya dapat dilihat pada model di bawah ini :

$$y = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{k-1} x_{k-1} + \beta_k x_k + u \quad (2.7)$$

$$E(u) = 0, Cov(x_j, u) = 0, \quad j = 1, 2, \dots, k - 1$$

dengan  $x_1, x_2, \dots, x_{k-1}$  merupakan variabel eksogen dan  $x_k$  merupakan variabel endogen eksplanatori. Pada model (2.7) di atas, variabel endogen eksplanatori  $x_k$  berkorelasi dengan  $u$ , sehingga  $cov(x_k, u) \neq 0$ . Dengan demikian estimasi OLS akan menghasilkan taksiran yang bias dan tidak konsisten. Oleh karena itu digunakan variabel instrumen  $z_1$ , yang memenuhi dua syarat sebagai berikut :

1.  $z_1$  tidak berkorelasi dengan  $u$ , sehingga  $cov(z_1, u) = E(z_1, u) = 0$ . Dengan demikian  $z_1$  dan  $x_1, x_2, \dots, x_{k-1}$  merupakan variabel eksogen pada model persamaan (2.4).
2.  $z_1$  berkorelasi dengan variabel endogen eksplanatori  $x_k$ , sehingga  $cov(z_1, x_k) \neq 0$

Jika  $z_1$  memenuhi kedua syarat di atas, maka  $z_1$  merupakan variabel instrumen yang tepat untuk  $x_k$ .

Berikut ini dituliskan model regresi panel dinamis sederhana, yaitu model data panel dinamis dengan lag dari variabel dependen sebagai satu-satunya variabel eksplanatori (variabel endogen eksplanatori) di dalam model.

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.8)$$

dengan komponen error satu arah yaitu  $u_{it} = \lambda_i + v_{i,t}$ .

Seperti yang telah dijelaskan di depan bahwa masalah paling mendasar dari model data panel dinamis adalah adanya korelasi antara variabel eksplanatori dengan error. Hal ini disebabkan oleh jika  $y_{i,t}$  adalah fungsi dari  $u_{it}$  maka sebagai akibatnya  $y_{i,t-1}$  juga merupakan fungsi dari  $u_{it}$ . Dengan kata lain, regressor pada sisi kanan  $y_{i,t-1}$  berkorelasi dengan  $u_{it}$ . Dengan demikian, menggunakan metode estimasi panel statis seperti OLS pada model persamaan panel dinamis akan bias dan tidak konsisten (Baltagi, 2005). Untuk mengatasi masalah ini, Anderson dan Hsiao mengusulkan metode estimasi untuk regresi panel dinamis sederhana yang kemudian disebut sebagai metode variabel instrumen Anderson dan Hsiao.

Baltagi (2005) mengatakan bahwa untuk menghilangkan efek individual, maka dilakukan *first difference*. Dengan demikian, persamaan (2.8) menjadi,

$$(y_{i,t} - y_{i,t-1}) = \delta (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{i,t} - v_{i,t-1}); i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T. \quad (2.9)$$

Model pada persamaan (2.9) jika ditulis dalam bentuk vektor matriks pada pengamatan ke- $i$  dan semua waktu  $T$ , adalah sebagai berikut :

$$\Delta \mathbf{y}_i = \delta \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \Delta \mathbf{v}_i ; \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2.10)$$

sehingga,

$$\Delta \mathbf{v}_i = \Delta \mathbf{y}_i - \delta \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \quad (2.11)$$

dimana

$$\Delta \mathbf{y}_i = \mathbf{y}_i - \mathbf{y}_{i,t-1}$$

$$\Delta \mathbf{y}_{i,t-1} = \mathbf{y}_{i,t-1} - \mathbf{y}_{i,t-2}$$

$$\Delta \mathbf{v}_i = \mathbf{v}_i - \mathbf{v}_{i,t-1}.$$

Pada persamaan (2.11) masih terlihat jelas bahwa variabel  $\Delta \mathbf{y}_{i,t-1}$  masih berkorelasi dengan  $\Delta \mathbf{v}_i$ , sehingga diperlukan variabel instrumen. Menurut Anderson dan Hsiao variabel instrumen yang valid untuk  $\Delta \mathbf{y}_{i,t-1}$  adalah  $\mathbf{y}_{i,t-2}$  atau  $\Delta \mathbf{y}_{i,t-2}$ . Selanjutnya, Anderson dan Hsiao menggunakan variabel instrumen  $\mathbf{y}_{i,t-2}$  dahulu. Matriks instrumen yang dibentuk oleh  $\mathbf{y}_{i,t-2}$  didefinisikan sebagai  $\mathbf{Z}_i$ , dimana:

$$\mathbf{Z}_i = \begin{bmatrix} y_{i,1} \\ y_{i,2} \\ \vdots \\ y_{i,T-2} \end{bmatrix}.$$

Matriks instrumen kemudian dikalikan pada persamaan (2.11), selanjutnya dicari nilai ekspektasinya.

$$\mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{v}_i = \mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{y}_i - \delta \mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}$$

$$E(\mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{v}_i) = E(\mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{y}_i) - E(\delta \mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{y}_{i,t-1})$$

Karena  $E(\mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{v}_i) = 0$  (syarat  $\mathbf{Z}_i$  sebagai matriks instrumen), maka:

$$0 = E(\mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{y}_i) - E(\delta \mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{y}_{i,t-1})$$

$$0 = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \Delta \mathbf{y}_i \right] - \hat{\delta} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \right]$$

$$\hat{\delta} = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \right]^{-1} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \Delta \mathbf{y}_i \right]. \quad (2.12)$$

Persamaan (2.12) adalah hasil estimasi dengan metode variabel instrumen Anderson dan Hsiao. Hasil estimasi Metode Anderson dan Hsiao dibuktikan dengan menggunakan teorema *Weak Law of Large Number (WLLN)* sebagai berikut:

1. Misalkan  $\{X_n\}$  adalah sebuah barisan variabel random saling bebas, dimana  $X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$ . Dimisalkan  $\bar{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i$ , maka:

$$\bar{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{p} \mu.$$

2. Misalkan  $\{X_n\}$  adalah sebuah barisan vektor berdimensi  $p$  dan matriks  $X$  adalah suatu vektor random yang terdefinisi di ruang sampel yang sama, maka:

$$X_n \xrightarrow{p} X \text{ jika dan hanya jika } X_{\mu_j} \xrightarrow{p} X_j; \forall j = 1, 2, \dots, p.$$

3. Misalkan  $\{X_n\}$  adalah sebuah barisan vektor random iid dengan:

$$E(X_1) = E(X_2) = \dots = E(X_n) = \boldsymbol{\mu} \text{ dan matriks varians dan kovarians}$$

$$\text{adalah } \boldsymbol{\Sigma}. \text{ Notasikan } \bar{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i. \text{ Berdasarkan WLLN } \bar{X}_j \xrightarrow{p} \mu_j;$$

$$\forall j = 1, 2, \dots, p. \text{ Maka berdasarkan teorema kedua jika } \bar{X}_j \xrightarrow{p} \mu_j;$$

$$\forall j = 1, 2, \dots, p \text{ maka } \bar{X}_j \xrightarrow{p} \boldsymbol{\mu}_j.$$

Berdasarkan teorema WLLN,  $\{Z' \Delta v\}$  adalah sebuah vektor iid yang memiliki mean  $\boldsymbol{\mu}_{z' \Delta v}$ . Misalkan  $\overline{z' \Delta v} = N^{-1} \sum_{i=1}^N z_i' \Delta v_i$ , maka

$$\overline{z' \Delta v} = N^{-1} \sum_{i=1}^N z_i' \Delta v_i \xrightarrow{p} \boldsymbol{\mu}_{z' \Delta v}$$

jadi  $\overline{z' \Delta v}$  adalah penaksir yang konsisten untuk  $\boldsymbol{\mu}_{z' \Delta v}$ . Jelas bahwa  $E(\overline{z' \Delta v}) = \boldsymbol{\mu}_{z' \Delta v}$  sehingga  $\overline{z' \Delta v}$  adalah penaksir yang takbias untuk  $\boldsymbol{\mu}_{z' \Delta v}$ . Dengan mengambil sampel random  $\{(x_i, y_i, z_i): i = 1, 2, \dots, N\}$  dan menggunakan syarat pertama dari variabel instrumen, diperoleh bahwa :

$$E(\boldsymbol{\mu}_{z' \Delta v}) = \boldsymbol{\mu}_{z' \Delta v} = N^{-1} \sum_{i=1}^N z_i' \Delta v_i = 0$$

karena  $\Delta v_i = \Delta y_i - \delta \Delta y_{i,t-1}$ , maka bentuk di atas menjadi:

$$E(z' \Delta v) = \boldsymbol{\mu}_{z' \Delta v} = N^{-1} \sum_{i=1}^N z_i' \Delta v_i = N^{-1} \sum_{i=1}^N z_i' (\Delta y_i - \delta \Delta y_{i,t-1}) = 0$$

$$\begin{aligned}
N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_i - N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \hat{\delta} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} &= \mathbf{0} \\
N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \hat{\delta} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} &= N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_i \\
\left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \right) \hat{\delta} &= \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_i \right) \\
\hat{\delta} &= \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \right]^{-1} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_i \right].
\end{aligned}$$

Langkah-langkah estimasi parameter menggunakan variabel instrumen  $\Delta \mathbf{y}_{i,t-2}$ , sama seperti ketika menggunakan  $\mathbf{y}_{i,t-2}$ , namun menggunakan matriks instrumen

$$\mathbf{z}_i = \begin{bmatrix} y_{i,2} - y_{i,1} \\ y_{i,3} - y_{i,2} \\ \vdots \\ y_{i,T-2} - y_{i,T-3} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta y_{i,2} \\ \Delta y_{i,3} \\ \vdots \\ \Delta y_{i,T-2} \end{bmatrix}.$$

Metode Anderson dan Hsiao ini kemudian dikembangkan oleh Arellano dan Bond (*Arellano and Bond Generalized Method of Moments Estimator*) dan menghasilkan taksiran yang tak bias, konsisten dan efisien. Kelebihan GMM adalah pertama, GMM merupakan *common estimator* dan memberikan kerangka yang lebih bermanfaat untuk perbandingan dan penilaian. Kedua, GMM memberikan alternatif yang sederhana terhadap estimator lainnya, terutama terhadap *maximum likelihood*.

Namun demikian, penduga GMM juga tidak terlepas dari kelemahan. Adapun beberapa kelemahan metode ini, yaitu: (i) GMM estimator adalah *asymptotically efficient* dalam ukuran contoh besar tetapi kurang efisien dalam ukuran contoh yang terbatas (*finite*), dan (ii) estimator ini terkadang memerlukan sejumlah implementasi pemrograman sehingga dibutuhkan suatu perangkat lunak (*software*) yang mendukung aplikasi pendekatan GMM (Indra, 2009).

### 2.3 Generalized Method of Moment

*Generalized Moethod of moment (GMM)* adalah perluasan dari metode momen. GMM menyamakan momen kondisi dari populasi dan momen kondisi dari sampel. Jika dilakukan pengamatan sebanyak  $N$  observasi, maka persamaan (2.4) untuk pengamatan ke- $i$  tanpa dilihat periode waktunya dapat dituliskan menjadi

$$y_i = \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\beta} + u_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad (2.13)$$

dengan:

$y_i$  = variabel endogen pengamatan ke- $i$

$u_i$  = error pada pengamatan ke- $i$

$\mathbf{X}'_i$  = vektor variabel eksogen dengan ukuran  $1 \times K$

$\boldsymbol{\beta}$  = vektor koefisien regresi berukuran  $K \times 1$ .

Selanjutnya didefinisikan matriks instrumen  $\mathbf{Z}_i$  berukuran  $1 \times K$ , yaitu matriks yang berisi variabel-variabel instrumen dan telah memenuhi syarat-syarat sebagai variabel instrumen.  $\mathbf{Z}_i$  didefinisikan sebagai berikut :

$$\mathbf{Z}_i = [x_1 \quad x_2 \quad \dots \quad x_{k-1} \quad z_1].$$

$\boldsymbol{\beta}$  merupakan solusi unik untuk persamaan momen dari populasi. Persamaan moment populasi dituliskan sebagai berikut :

$$E(g_i(\boldsymbol{\beta})) = E(\mathbf{Z}'_i u_i) = E(\mathbf{Z}'_i (y_i - \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\beta})) = 0.$$

yang berkorespondensi dengan momen sampel:

$$\bar{g}(\boldsymbol{\beta}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{Z}'_i (y_i - \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\beta})).$$

Kemudian dibangun suatu fungsi GMM yang merupakan fungsi kuadrat dari momen sampel. Fungsi tersebut adalah sebagai berikut :

$$J(\boldsymbol{\beta}) = \bar{g}(\boldsymbol{\beta})' \widehat{\mathbf{W}} \bar{g}(\boldsymbol{\beta}). \quad (2.14)$$

dengan  $\widehat{\mathbf{W}}$  adalah estimator bobot. Fungsi kuadratik momen sampel pada persamaan(2.14) jika dijabarkan adalah sebagai berikut :

$$J(\boldsymbol{\beta}) = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{Z}'_i (y_i - \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\beta})) \right]' \widehat{\mathbf{W}} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{Z}'_i (y_i - \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\beta})) \right]$$

$$\begin{aligned}
&= \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{z}_i' y_i - \mathbf{z}_i' \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta}) \right]' \widehat{\mathbf{W}} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{z}_i' y_i - \mathbf{z}_i' \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta}) \right] \\
&= \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N (y_i' \mathbf{z}_i - \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_i \mathbf{z}_i) \right]' \widehat{\mathbf{W}} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{z}_i' y_i - \mathbf{z}_i' \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta}) \right] \\
&= \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N y_i' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' y_i \right) \\
&\quad - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N y_i' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta} \right) \\
&\quad - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_i \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' y_i \right) \\
&\quad + \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_i \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta} \right) \\
&= \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' y_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' y_i \right) \\
&\quad - 2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_i \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' y_i \right) \\
&\quad + \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_i \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta} \right).
\end{aligned}$$

Estimator GMM untuk  $\boldsymbol{\beta}$  didapatkan dengan cara meminimumkan fungsi kuadrat  $J(\boldsymbol{\beta})$ . Dengan demikian,

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

$$\begin{aligned}
\frac{\partial J(\boldsymbol{\beta})}{\partial \widehat{\boldsymbol{\beta}}} &= -2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' y_i \right) \\
&\quad + 2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \mathbf{X}_i' \widehat{\boldsymbol{\beta}} \right)
\end{aligned}$$

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

$$\left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i \mathbf{z}_i' \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' y_i \right) \right].$$

Ada dua jenis prosedur estimasi GMM yang umumnya digunakan untuk mengestimasi *model linear autoregressive*, yakni:

1. *First-differenced GMM (FD-GMM atau AB-GMM)*
2. *System GMM (SYS-GMM)*

### 2.3.1. *First-differenced GMM (FD-GMM atau AB-GMM)*

Metode ini dikembangkan oleh Arellano dan Bond (1991). Berikut diberikan model data panel autoregresif AR(1) tanpa menyertakan variabel eksogen:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + u_{it} \quad ; \quad |\delta| < 1 \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 3, \dots, T \quad (2.15)$$

dengan komponen error satu arah dengan efek acak yaitu:

$$u_{it} = \lambda_i + v_{it}.$$

dimana  $\lambda_i \sim iid(0, \sigma_\lambda^2)$  dan  $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ .

$$E(\lambda_i) = 0, E(v_{it}) = 0, E(v_{it} \lambda_i) = 0 \quad \text{untuk } i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

$$E(y_{i1} v_{it}) = 0 \quad \text{untuk } i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

Untuk mendapatkan estimasi  $\delta$  yang konsisten di mana  $N \rightarrow \infty$  dengan  $T$  tertentu, akan dilakukan *first-difference* pada persamaan di atas untuk mengeliminasi pengaruh individual  $\lambda_i$  sebagai berikut:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1}) \quad ; \quad t = 3, \dots, T \quad (2.16)$$

dengan  $(v_{it} - v_{i,t-1})$  mengikuti proses MA (1) dengan *unit root*.

Namun, pendugaan dengan *least square* akan menghasilkan penduga  $\delta$  yang inkonsisten karena  $y_{i,t-1}$  dan  $v_{i,t-1}$  berdasarkan definisi berkorelasi, bahkan bila  $T \rightarrow \infty$ . Untuk itu, transformasi dengan menggunakan *first difference* ini dapat menggunakan suatu pendekatan variabel instrument. Persamaan (2.15) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\Delta \mathbf{y}_{i,t} = \delta \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \Delta \mathbf{v}_{i,t} \quad ; \quad t = 3, \dots, T \quad (2.17)$$

Dimana  $y_{i,t-2}$  dan lag sebelumnya digunakan sebagai instrument untuk  $\Delta \mathbf{y}_{i,t-1}$  yang mengasumsikan bahwa:

$$E(\Delta v_i \Delta v_i') = \sigma_v^2 (\mathbf{I}_N \otimes \mathbf{G}) = \sigma_v^2 \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

dengan  $\Delta v_i' = (v_{i3} - v_{i2}, \dots, v_{iT} - v_{i,T-1})$  dan matriks G adalah matriks yang berukuran  $(T-2) \times (T-2)$ .

Contoh untuk kasus pada persamaan (2.17) adalah sebagai berikut:

- Untuk  $t = 3$ , maka

$$(y_{i,3} - y_{i,2}) = \delta(y_{i,2} - y_{i,1}) + (v_{i,3} - v_{i,2}).$$

Pada kasus di atas  $y_{i,1}$  merupakan variabel instrumen yang tepat, karena berkorelasi dengan  $(y_{i,2} - y_{i,1})$ , dan tidak berkorelasi dengan  $(v_{i,3} - v_{i,2})$ .

- Untuk  $t = 4$ , maka

$$(y_{i,4} - y_{i,3}) = \delta(y_{i,3} - y_{i,2}) + (v_{i,4} - v_{i,3}).$$

Pada kasus di atas  $y_{i,1}$  dan  $y_{i,2}$  merupakan variabel instrumen yang tepat, karena berkorelasi dengan  $(y_{i,3} - y_{i,2})$ , dan tidak berkorelasi dengan  $(v_{i,4} - v_{i,3})$ .

Setiap penambahan satu periode waktu terdapat penambahan satu variabel instrumen. Sedemikian sehingga untuk periode ke-T terdapat  $(y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T-2})$  himpunan variabel instrumen. Hal ini menyebabkan total variabel instrumen yang terdapat di dalam matriks variabel instrumen ada sebanyak  $\frac{(T-2)(T-1)}{2}$  (yang dinotasikan dengan m, sebagai *linear moment restriction*). Matriks instrumen  $\mathbf{Z}_{diff}$  yang digunakan dalam metode ini adalah matriks  $(T-2) \times m$  sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_{diff} = \begin{bmatrix} [y_{i,1}] & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & [y_{i,1}, y_{i,2}] & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & [y_{i,1}, y_{i,T-2}] \end{bmatrix}. \quad (2.19)$$

$$E(y_{i,t-s}\Delta\mathbf{v}_{i,t}) = 0 \text{ atau } E(\mathbf{Z}'_{diff}\Delta\mathbf{v}_{i,t}) = 0 \text{ untuk } t = 3, \dots, T \text{ dan } s \geq 2 \quad (2.20)$$

Dan  $\Delta\mathbf{v}_{i,t}$  adalah (T-2) vektor  $(\Delta v_{i,3}, \Delta v_{i,4}, \dots, \Delta v_{i,t})$ , ini adalah *moment restrictions* yang dieksploitasi oleh standar linear GMM-*diff* sehingga secara tidak langsung menyatakan penggunaan level lag T-2 dan periode sebelumnya sebagai instrument untuk persamaan *first difference* (Arellano dan Bond, 1991).

Untuk menurunkan penduga GMM, maka momen kondisi dari populasi adalah

$$E(g_i(\delta)) = E(\mathbf{Z}'_{diff}\Delta\mathbf{v}_i) = E(\mathbf{Z}'_{diff}(\Delta\mathbf{y}_i - \delta\Delta\mathbf{y}_{i,t-1})) = 0. \quad (2.21)$$

Momen kondisi dari sampel:

$$\bar{g}(\delta) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{diff}(\Delta\mathbf{y}_i - \delta\Delta\mathbf{y}_{i,t-1}). \quad (2.22)$$

Didefinisikan matriks  $\widehat{\mathbf{W}}$  yaitu taksiran tak bias dan konsisten untuk matriks penimbang optimal  $\mathbf{W}_{(L \times L)}$  dimana  $L$  adalah jumlah variabel instrumen.

Kemudian dibangun suatu fungsi GMM yang merupakan fungsi kuadrat dari momen sampel. Fungsi tersebut adalah sebagai berikut:

$$J(\delta) = \bar{g}(\delta)' \widehat{\mathbf{W}} \bar{g}(\delta). \quad (2.23)$$

Maka,

$$\begin{aligned} J(\delta) &= \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i(\Delta\mathbf{y}_i - \delta\Delta\mathbf{y}_{i,t-1}) \right]' \widehat{\mathbf{W}} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i(\Delta\mathbf{y}_i - \delta\Delta\mathbf{y}_{i,t-1}) \right] \\ &= \left[ N^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \Delta\mathbf{y}_i \right) - N^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \delta \Delta\mathbf{y}_{i,t-1} \right) \right]' \\ &\quad \widehat{\mathbf{W}} \left[ N^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \Delta\mathbf{y}_i \right) - N^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \delta \Delta\mathbf{y}_{i,t-1} \right) \right] \\ &= \left[ N^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \Delta\mathbf{y}_i' \mathbf{z}_i \right) - N^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \Delta\mathbf{y}_{i,t-1}' \delta' \mathbf{z}_i \right) \right] \\ &\quad \widehat{\mathbf{W}} \left[ N^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \Delta\mathbf{y}_i \right) - N^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \delta \Delta\mathbf{y}_{i,t-1} \right) \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_i \right) \\
&\quad - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \delta \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \right) \\
&\quad - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}' \delta' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_i \right) \\
&\quad + \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}' \delta' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \delta \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \right) \\
&= \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_i \right) \\
&\quad - 2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}' \delta' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_i \right) \\
&\quad + \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}' \delta' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \delta \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \right).
\end{aligned}$$

Estimator GMM untuk  $\delta$  didapatkan dengan cara meminimumkan fungsi kuadrat terboboti  $J(\delta)$ .

$$\frac{\partial J(\delta)}{\partial \hat{\delta}} = 0.$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial J(\delta)}{\partial \hat{\delta}} &= -2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_i \right) \\
&\quad + 2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \hat{\delta} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \right) = 0
\end{aligned}$$

$$\hat{\delta} = \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \right) \right]^{-1} \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}' \mathbf{z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Delta \mathbf{y}_i \right) \right]. \quad (2.24)$$

Estimator  $\hat{\delta}$  merupakan estimator yang konsisten tidak tergantung bagaimana pemilihan matriks penimbang  $\widehat{\mathbf{W}}$ . Estimasi parameter pada persamaan (2.24) disebut sebagai *first-step consistent estimator*. Dimana  $\widehat{\mathbf{W}}$  adalah matriks penimbang definit positif yang simetris.

Matriks penimbang optimal (*optimal weighting matrix*) akan memberikan penduga yang paling efisien karena menghasilkan matriks kovarian asimptotik terkecil bagi  $\hat{\delta}_{GMM}$ . Menurut Verbeek (2004), matriks penimbang optimal proporsional terhadap matriks kovarians invers dari momen sampel. Dalam hal ini matriks penimbang optimal seharusnya memenuhi

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \widehat{\mathbf{W}} = V[\mathbf{z}'_{diff} \Delta \mathbf{v}_i]^{-1} = E[\mathbf{z}'_{diff} \Delta \mathbf{v}_i \Delta \mathbf{v}_i' \mathbf{z}_{diff}]^{-1} \quad (2.25)$$

Jika tidak ada restriksi yang bisa dikenakan terhadap matriks kovarians  $\mathbf{v}_i$ , matriks penimbang optimal dapat diestimasi dengan *first-step consistent estimator* bagi  $\delta$  dan mengganti operator ekspektasi dengan rata-rata sampel, yaitu (*two-step estimator*):

$$\widehat{\mathbf{W}}^{opt} = \widehat{\mathbf{\Lambda}}^{-1} \quad (2.26)$$

dimana

$$\widehat{\mathbf{\Lambda}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{diff} \Delta \widehat{\mathbf{v}}_i \Delta \widehat{\mathbf{v}}_i' \mathbf{z}_{diff}$$

dengan  $\Delta \widehat{\mathbf{v}}_i$  menyatakan vektor residual yang diperoleh dari *first-step consistent estimator*, dengan catatan bahwa (2.26) tidak mengandung parameter yang tidak diketahui, sehingga penduga GMM yang optimal dapat dihitung bila error  $\mathbf{v}_{it}$  diasumsikan homoskedastis dan tidak mengandung autokorelasi.

Sehingga dihasilkan:

$$\hat{\delta} = \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}' \mathbf{z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}}^{opt} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{diff} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \right) \right]^{-1} \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}' \mathbf{z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}}^{opt} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{diff} \Delta \mathbf{y}_i \right) \right]. \quad (2.27)$$

Estimasi parameter pada (2.27) disebut sebagai *two step efficient GMM estimator* Arellano-Bond.

Jika model data panel mengandung variabel eksogenus dan dilakukan *first difference* untuk menghilangkan efek individu  $\lambda_i$  maka persamaan (2.17) dapat dituliskan kembali menjadi:

$$\Delta \mathbf{y}_{it} = \boldsymbol{\beta} \Delta \mathbf{x}_{it} + \delta \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \Delta v_{it}. \quad (2.28)$$

dengan

$$\Delta v_{it} = \Delta u_{it}.$$

Bila  $\mathbf{x}_{it}$  *strictly exogenous* dalam artian bahwa  $\mathbf{x}_{it}$  tidak berkorelasi dengan sembarang error  $v_{is}$ , akan diperoleh:

$$E(x_{is}, \Delta v_{it}) = 0 \quad ; \text{ untuk setiap } s \text{ dan } t \quad (2.29)$$

sehingga  $x_1, \dots, x_{iT}$  dapat ditambah ke dalam daftar instrument untuk persamaan *first difference* setiap periode. Selanjutnya dengan menggunakan momen kondisi

$$E(\Delta \mathbf{x}_{it} \Delta v_{it}) = \mathbf{0} \quad ; \text{ untuk setiap } t \quad (2.30)$$

Maka matriks instrument  $\mathbf{Z}_{diff}$  dapat dituliskan sebagai

$$\mathbf{Z}_{diff} = \begin{bmatrix} \left[ \mathbf{y}_{i,0}, \Delta \mathbf{x}'_{i,2} \right] & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \left[ \mathbf{y}_{i,0}, \mathbf{y}_{i,1}, \Delta \mathbf{x}'_{i,3} \right] & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \left[ \mathbf{y}_{i,1}, \mathbf{y}_{i,T-2}, \Delta \mathbf{x}'_{i,t} \right] \end{bmatrix}. \quad (2.31)$$

bila variabel  $\mathbf{x}_{it}$  tidak *strictly exogenous* melainkan *predetermined*, dalam artian  $\mathbf{x}_{it}$  dan *lag*  $\mathbf{x}_{it}$  tidak berkorelasi dengan *error*, akan diperoleh  $E(x_{it}, v_{is})$  untuk  $s \geq t$ .

Dalam kasus dimana hanya  $x_{i,t-1}, \dots, x_{i1}$  instrumen yang valid bagi persamaan *first difference* pada periode  $t$ , momen kondisi dapat dikenakan sebagai berikut

$$E(\mathbf{x}_{i,t-j}, \Delta v_{it}) = \mathbf{0} \quad ; \quad j = 1, \dots, t - 1 \quad \forall t \quad (2.32)$$

Dalam prakteknya, kombinasi variabel  $x$  yang *strictly exogenous* dan *predetermined* dapat terjadi lebih dari sekali. Matriks  $Z_{diff}$  kemudian dapat disesuaikan.

Menurut Blundell dan Bond (1998), penduga AB-GMM dapat mengandung bias pada sampel terbatas (berukuran kecil), hal ini terjadi ketika tingkat lag (*lagged level*) dari deret berkorelasi lemah dengan *first difference* berikutnya, sehingga instrument yang tersedia untuk persamaan *first difference* menjadi lemah. Keberadaan bias sampel terbatas dapat dideteksi dengan mengkomparasi hasil AB-GMM dengan penduga alternatif dari parameter autoregressif.

Transformasi dengan *first difference* dapat menghilangkan heterogenitas namun tetap menyisakan masalah korelasi antara variabel penjelas dan residual. Sebagaimana diketahui dalam model *first difference*, metode estimasi yang dilakukan dengan *least square* akan memberikan suatu estimasi dengan bias yang ke atas (*upward biased*) dengan keberadaan pengaruh spesifik individu (*individual-specific effect*) dan *fixed effect* akan memberikan dugaan  $\delta$  dengan bias yang ke bawah (*downward biased*). Selanjutnya penduga konsisten dapat di ekspektasi di antara penduga *least square* atau *fixed effect*. Bila penduga AB-GMM dekat atau di bawah penduga *fixed effect*, maka kemungkinan penduga AB-GMM akan *downward biased*, yang disebabkan oleh lemahnya instrument.

### 2.3.2. System GMM (SYS-GMM)

Menurut Indra (2009) ide dasar dari penggunaan metode *system GMM* adalah untuk mengestimasi sistem persamaan baik pada *first-differenced* maupun pada *level* yang mana instrumen yang digunakan pada *level* adalah seri dari lag *first differenced*. Jika variabel instrument yang digunakan lemah, maka parameter yang dihasilkan oleh GMM-*diff* akan tetap mengalami *downward bias*. Metode ini dikembangkan oleh Blundell dan Bond (1998).

Metode *system GMM* ini disebut pula metode GMM yang diperluas (*extended GMM*). Blundell dan Bond (1998) mengusulkan agar persamaan dalam *first differenced* dikombinasikan dengan persamaan dalam bentuk *level* agar variabel yang digunakan tetap orthogonal terhadap  $\lambda_i$ . Variabel lag dalam bentuk *level* seharusnya berkorelasi dengan  $\lambda_i$  sehingga memerlukan situasi yang

mengijinkan adanya korelasi antara variabel penjelas dan  $\lambda_i$ . Blundell dan Bond menekankan bahwa dalam model *autoregressive distributed lag*, seri dari *first differenced* dapat tidak berkorelasi dengan  $\lambda_i$  asalkan seri tersebut memiliki rata-rata yang stasioner. Hal ini menjadikan *lagged first differenced* dapat digunakan sebagai instrument pada persamaan dalam bentuk level. Ketepatan instrument yang digunakan dapat diuji dengan menggunakan *Sargan test of overidentifying restrictions*.

Blundell dan Bond juga menyatakan pentingnya pemanfaatan *initial condition* dalam menghasilkan penduga yang efisien dari model data panel dinamis ketika T berukuran kecil. Salah satunya dengan membuat model autoregresif data panel dinamis tanpa regresor eksogenus (model level). Model (2.15) berperan sebagai model level sebagai berikut:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + u_{it}. \quad (2.33)$$

dengan  $E(u_{it}) = 0$ , untuk  $i = 1, 2, \dots, N$ ;  $t = 3, \dots, T$ , dan  $(u_{it} u_{is}) = 0$  untuk  $i = 1, 2, \dots, N$  dan  $\forall s \neq t$ .

Pada model level tersebut,  $y_{i,t-1}$  berkorelasi dengan  $u_{it}$  sehingga estimator OLS akan menghasilkan taksiran yang bias dan tidak konsisten.

Blundell dan Bond mempertimbangkan asumsi tambahan yaitu:

$$E(y_{i1} u_{it}) = 0 \text{ untuk } i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 3, \dots, T \quad (2.34)$$

Asumsi ini memerlukan restriksi pada kondisi awal  $y_{it}$  dan *sufficient* untuk mengestimasi  $\delta$  untuk  $T \geq 3$ .

Asumsi (2.34) terjadi jika rata-rata dari seri  $y_{it}$  yang bervariasi menurut individu, tetap konstan menurut periode waktu  $1, 2, \dots, T$  untuk tiap individu. Jika dikombinasikan dengan model AR(1) dan asumsinya seperti yang telah diuraikan pada persamaan (2.34) maka asumsi ini akan menghasilkan T-2 kondisi momen linear sebagai berikut:

$$E(u_{it} y_{i,t-1}) = 0 \text{ untuk } i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 3, \dots, T \quad (2.35)$$

Estimator System GMM (SYS-GMM) mengkombinasikan himpunan persamaan standar dalam bentuk *first differenced* dengan *level dependent* yang cocok sebagai instrument, dengan tambahan persamaan dalam bentuk *lagged first differenced* sebagai instrument. Walaupun level  $y_{it}$  berkorelasi dengan  $u_{it}$ , asumsi

System GMM mensyaratkan bahwa *first differenced*  $\Delta y_{it}$  tidak berkorelasi dengan  $u_{it}$  sehingga memungkinkan *lagged first differenced* digunakan sebagai instrument untuk persamaan dalam bentuk level.

Langkah awal adalah memilih suatu variabel instrument yang berkorelasi dengan variabel  $y_{i,t-1}$  namun tidak berkorelasi dengan komponen error  $u_{it}$ . Untuk itu dipilih variabel  $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$  sebagai variabel instrument yang berkorelasi dengan variabel  $y_{i,t-1}$ .

Untuk kasus  $t=3$ , maka

$$y_{i,3} = \delta y_{i,2} + u_{i,3}$$

Karena  $y_{i,2}$  berkorelasi dengan komponen error  $u_{i,3}$ , maka akan dicari variabel instrument yang berkorelasi dengan  $y_{i,2}$  tapi tidak berkorelasi dengan  $u_{i,3}$ . Variabel instrument yang dipilih adalah  $\Delta y_{i,2}$  atau  $y_{i,2} - y_{i,1}$ , karena  $\Delta y_{i,2}$  berkorelasi dengan  $y_{i,2}$  tetapi tidak berkorelasi dengan  $u_{i,3}$ .

Lanjutkan penambahan instrument variabel untuk masing-masing periode, sehingga untuk periode ke T terdapat  $(\Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3}, \dots, \Delta y_{i,T-1})$  himpunan instrument variabel yang akan dipilih. Hal ini menyebabkan total variabel instrument yang terdapat dalam matrik variabel instrument ada sebanyak  $\frac{(T-2)(T-1)}{2}$ .

Tahap selanjutnya adalah membangun suatu estimator GMM yang mengeksploitasi baik restriksi momen (2.34) dan (2.35) yang menggunakan *Stack System* persamaan (T-2) dalam bentuk *first differenced* dan persamaan (T-2) dalam bentuk level, untuk periode  $t = 3, \dots, T$ .

Matriks instrument untuk model level ini dapat ditulis sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_{lev} = \begin{bmatrix} \left[ \Delta y_{i,2} \right] & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \left[ \Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3} \right] & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \left[ \Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3}, \dots, \Delta y_{i,T-1} \right] \end{bmatrix}. \quad (2.36)$$

Matriks instrument  $\mathbf{Z}_{lev}$  berorde  $(T-2) \times \frac{(T-2)(T-1)}{2}$ .

Sama halnya seperti  $\mathbf{Z}_{diff}$ , asumsi yang harus terpenuhi yaitu:

1.  $E(\mathbf{Z}'_{lev}\mathbf{u}_{i,t}) = 0$  untuk  $i = 1, 2, \dots, N$
2.  $rank E(\mathbf{Z}'_{lev}\mathbf{y}_{i,-1}) = 1$

Selanjutnya akan dicari taksiran  $\delta$  gabungan antara model *first difference* dan model *level* (taksiran system) dengan menggunakan prinsip GMM dengan mengkombinasikan kedua model tersebut.

Model *first difference* dalam bentuk *full matrix*:

$$\Delta\mathbf{y}_i = \delta\Delta\mathbf{y}_{i,-1} + \Delta\mathbf{v}_i ; i = 1, 2, \dots, N \quad (2.37)$$

dan model *level* dalam bentuk *full matrix*:

$$\mathbf{y}_i = \delta\mathbf{y}_{i,-1} + \mathbf{u}_i ; i = 1, 2, \dots, N \quad (2.38)$$

Sehingga kombinasi modelnya adalah:

$$\begin{pmatrix} \Delta\mathbf{y}_i \\ \mathbf{y}_i \end{pmatrix} = \delta \begin{pmatrix} \Delta\mathbf{y}_{i,-1} \\ \mathbf{y}_{i,-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Delta\mathbf{v}_i \\ \mathbf{u}_i \end{pmatrix} ; i = 1, 2, \dots, N \quad (2.39)$$

Model ini disebut sebagai model *system*.

Selanjutnya, kombinasikan momen kondisi dan matriks variabel instrument *level* yang telah diperoleh dengan momen kondisi dan matriks variabel instrument *first difference*.

Maka berdasarkan kombinasi:

$$E(\mathbf{Z}'_{diff}\Delta\mathbf{v}_i) = 0; i = 1, 2, \dots, N \text{ dan } E(\mathbf{Z}'_{lev}\mathbf{u}_i) = 0 ; i = 1, 2, \dots, N$$

diperoleh:

$$E(\mathbf{Z}'_{sys}\mathbf{q}_i) = 0; i = 1, 2, \dots, N \text{ dengan } \mathbf{q}_i = \begin{pmatrix} \Delta\mathbf{v}_i \\ \mathbf{u}_i \end{pmatrix}. \quad (2.40)$$

Lalu definisikan matriks variabel instrument untuk *system* (matriks variabel instrument gabungan) yaitu sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_{sys} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{diff} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{lev}^p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{diff} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \Delta\mathbf{y}_{i,2} & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \Delta\mathbf{y}_{i,T-1} \end{bmatrix}. \quad (2.41)$$

$\mathbf{Z}_{lev}^p$  adalah *non-redundent subset* dari  $\mathbf{Z}_{lev}$ .

dimana  $\mathbf{Z}_{sys}$  berorde  $(2T - 4) \times \left[ \frac{1}{2}(T + 1)(T - 2) \right]$ .

Sama halnya seperti  $\mathbf{Z}_{diff}$  dan  $\mathbf{Z}_{lev}$ , asumsi-asumsi yang dibutuhkan oleh  $\mathbf{Z}_{sys}$  untuk dikatakan sebagai variabel instrument adalah sebagai berikut:

1.  $E(\mathbf{Z}'_{sys}\mathbf{q}_i) = \mathbf{0}$ ; untuk  $i = 1, 2, \dots, N$  dengan  $\mathbf{q}_i = \begin{pmatrix} \Delta\mathbf{v}_i \\ \mathbf{u}_i \end{pmatrix}$
2.  $rank E(\mathbf{Z}'_{sys} \begin{pmatrix} \Delta\mathbf{y}_{i,-1} \\ \mathbf{y}_{i,-1} \end{pmatrix}) = 1$

Dilihat dari variabel instrument yang digunakan di dalam matriks variabel instrument *system*, maka total variabel instrument yang digunakan sebanyak  $\frac{1}{2}(T+1)(T-2)$ .

### ***One Step Consistent Estimator***

*One Step Consistent Estimator* merupakan suatu metode penaksiran yang dilakukan oleh Blundell dan Bond (1998) dengan metode GMM untuk mendapat taksiran yang konsisten. Di bawah asumsi (2.35) dan (2.36), vektor  $\delta$  merupakan solusi untuk momen kondisi dari populasi,

$$\begin{aligned} E(g_i(\delta)) &= E(\mathbf{Z}'_{sys}\mathbf{q}_i) = E\left(\mathbf{Z}'_{sys} \begin{pmatrix} \Delta\mathbf{v}_i \\ \mathbf{u}_i \end{pmatrix}\right) \\ &= E\left(\mathbf{Z}'_{sys} \begin{pmatrix} \Delta\mathbf{y}_i - \delta\Delta\mathbf{y}_{i,-1} \\ \mathbf{y}_i - \delta\mathbf{y}_{i,-1} \end{pmatrix}\right) \\ &= E\left(\mathbf{Z}'_{sys} \left[ \begin{pmatrix} \Delta\mathbf{y}_i \\ \mathbf{y}_i \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \Delta\mathbf{y}_{i,-1} \\ \mathbf{y}_{i,-1} \end{pmatrix} \delta \right]\right) \\ &= E\left(\mathbf{Z}'_{sys}(\boldsymbol{\varphi}_i - \boldsymbol{\varphi}_{i,-1}\delta)\right) = \mathbf{0}. \end{aligned}$$

Momen kondisi dari sampel adalah:

$$\bar{g}(\hat{\delta}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys}(\boldsymbol{\varphi}_i - \boldsymbol{\varphi}_{i,-1}\hat{\delta}). \quad (2.42)$$

Kemudian dibangun suatu fungsi GMM yang merupakan fungsi kuadrat dari momen sampel. Fungsi tersebut adalah sebagai berikut :

$$J(\hat{\delta}) = \bar{g}(\hat{\delta})' \widehat{\mathbf{W}} \bar{g}(\hat{\delta}). \quad (2.43)$$

dengan  $\widehat{\mathbf{W}}$  adalah estimator bobot. Estimasi GMM untuk  $\delta$  merupakan suatu estimasi  $\hat{\delta}$  yang meminimumkan  $J(\hat{\delta})$ , maka:

$$\frac{\partial J(\hat{\delta})}{\partial \hat{\delta}} = \mathbf{0}.$$

$$J(\hat{\delta}) = \bar{g}(\hat{\delta})' \widehat{\mathbf{W}} \bar{g}(\hat{\delta})$$

$$\begin{aligned}
&= \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{z}'_{sys}(\boldsymbol{\varphi}_i - \boldsymbol{\varphi}_{i,-1}\hat{\delta})) \right]' \widehat{\mathbf{W}} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{z}'_{sys}(\boldsymbol{\varphi}_i - \boldsymbol{\varphi}_{i,-1}\hat{\delta})) \right] \\
&= \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_i \right) - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_{i,-1}\hat{\delta} \right) \right]' \widehat{\mathbf{W}} \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_i \right) \right. \\
&\quad \left. - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_{i,-1}\hat{\delta} \right) \right] \\
&= \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_i \mathbf{z}_{sys} \right) - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}' \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{z}_{sys} \right) \right]' \widehat{\mathbf{W}} \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_i \right) \right. \\
&\quad \left. - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_{i,-1}\hat{\delta} \right) \right] \\
&= \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_i \mathbf{z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_i \right) \right] \\
&\quad - \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_i \mathbf{z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_{i,-1}\hat{\delta} \right) \right] \\
&\quad - \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}' \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_i \right) \right] \\
&\quad + \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}' \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_{i,-1}\hat{\delta} \right) \right] \\
&= \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_i \mathbf{z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_i \right) \right] \\
&\quad - 2 \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}' \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_i \right) \right] \\
&\quad + \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}' \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_{i,-1}\hat{\delta} \right) \right].
\end{aligned}$$

Estimator GMM untuk  $\delta$  didapatkan dengan cara meminimumkan fungsi kuadrat terboboti  $J(\delta)$ .

$$\frac{\partial J(\delta)}{\partial \hat{\delta}} = -2 \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys}\boldsymbol{\varphi}_i \right) \right]$$

$$+ 2 \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{Z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\varphi}_{i,-1} \widehat{\boldsymbol{\delta}} \right) \right] = 0.$$

Maka didapatkan *one step consistent estimator* untuk *system*, yaitu

$$\begin{aligned} \widehat{\boldsymbol{\delta}} &= \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{Z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\varphi}_{i,-1} \right) \right]^{-1} \\ &\left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{Z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\varphi}_i \right) \right]. \end{aligned} \quad (2.44)$$

dimana :

$\boldsymbol{\varphi}'_{i,-1}$  berordo  $1 \times (2T - 4)$ ,

$\mathbf{Z}_{sys}$  berordo  $(2T - 4) \times \left[ \frac{1}{2} (T + 1)(T - 2) \right]$ ,

$\widehat{\mathbf{W}}$  adalah estimator yang tak bias dan konsisten untuk matriks bobot  $\mathbf{W}$  yang berordo  $\left[ \frac{1}{2} (T + 1)(T - 2) \right] \times \left[ \frac{1}{2} (T + 1)(T - 2) \right]$  dan

$\boldsymbol{\varphi}_i$  berordo  $(2T - 4) \times 1$ .

Telah dimisalkan sebelumnya bahwa

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\varphi}_i &= \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_i \\ \mathbf{y}_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta \Delta \mathbf{y}_{i,-1} + \Delta \mathbf{v}_i \\ \delta \mathbf{y}_{i,-1} + \mathbf{u}_i \end{pmatrix} \\ &= \delta \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,-1} \\ \mathbf{y}_{i,-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{v}_i \\ \mathbf{u}_i \end{pmatrix} \\ &= \delta \boldsymbol{\varphi}_{i,-1} + \mathbf{q}_i \end{aligned}$$

Maka persamaan  $\widehat{\boldsymbol{\delta}}$  menjadi

$$\begin{aligned} \widehat{\boldsymbol{\delta}} &= \delta + \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{Z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\varphi}_{i,-1} \right) \right]^{-1} \\ &\left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{Z}_{sys} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{q}_i \right) \right]. \end{aligned} \quad (2.45)$$

Estimator  $\widehat{\boldsymbol{\delta}}$  merupakan estimator yang konsisten tidak tergantung bagaimana pemilihan bobot  $\widehat{\mathbf{W}}$ .

**Two Step Efficient Blundell and Bond Estimator (GMM dengan matriks bobot optimal)**

Pada *one step consistent estimator*, pemilihan  $\widehat{W}$  tidak akan mempengaruhi kekonsistenan taksiran, namun dengan memilih  $\widehat{W}$  yang optimal akan menghasilkan taksiran yang efisien.

Blundell dan Bond mengadaptasi  $\hat{\delta}$  yang diperoleh pada *one step consistent estimator* yaitu dengan mengganti  $\widehat{W} = \widehat{\Psi}^{-1}$  dengan:

$$\widehat{\Psi} = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{z}'_{sys} \widehat{\mathbf{q}}_i \widehat{\mathbf{q}}'_i \mathbf{z}_{sys}). \quad (2.46)$$

Sehingga dihasilkan *two step efficient Blundell and Bond GMM System Estimator* yaitu sebagai berikut:

$$\hat{\delta} = \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{z}_{sys} \right) \widehat{\Psi}^{-1} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys} \boldsymbol{\varphi}_{i,-1} \right) \right]^{-1} \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\varphi}'_{i,-1} \mathbf{z}_{sys} \right) \widehat{\Psi}^{-1} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys} \boldsymbol{\varphi}_i \right) \right]. \quad (2.47)$$

Hasil estimasi *two step efficient Blundell and Bond GMM System Estimator* pada persamaan (2.47) efisien dibanding *two step efficient Arrelano and Bond Estimator*.

## 2.4. Regresi Data Panel Dinamis Spasial

Model data panel spasial dinamis adalah pengembangan lebih lanjut ketika variabel dependen atau bentuk *error*-nya memiliki keterkaitan spasial. Bentuk umum dari model spasial dengan  $i = 1, 2, \dots, N$  unit spasial dan  $t = 1, 2, \dots, T$  periode waktu, dengan jumlah amatan unit spasial relatif lebih besar dari panjang periode waktu. Jika diasumsikan data pada observasi ke- $i$  pada waktu ke- $t$  dibangkitkan mengikuti model sebagai berikut:

$$\mathbf{y}_{i,t} = \delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \lambda \mathbf{W}_N \mathbf{y}_{i,t} + \mathbf{x}_{i,t} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{i,t}. \quad (2.48)$$

dengan:

$\mathbf{y}_{i,t}$  : vektor *dependent variable* yang berukuran  $N \times 1$

$\mathbf{W}_N$  : matriks penimbang spasial berukuran  $N \times N$  dengan elemen diagonal bernilai nol

$\delta$  : koefisien dari variabel dependen

$\lambda$  : koefisien autoregresif spasial yang mengukur efek dari terjadinya interaksi antar variabel endogen

$\beta$  : vektor koefisien regresi berukuran  $K \times 1$

$\mathbf{x}_{i,t}$ : matriks variabel penjelas yang diasumsikan *strictly exogenous* berukuran  $N \times K$

$\mathbf{u}_{i,t}$  : vektor *error term* yang berukuran  $N \times 1$

*Spatial Lag Model* (SLM) pada persamaan (2.48) dinotasikan oleh  $\mathbf{W}_N \mathbf{y}_{i,t}$  (Jacobs, Ligthorty, dan Vrijburg, 2009).

Selanjutnya pada kasus terjadinya keterkaitan struktur *error* secara spasial, maka komponen error  $\mathbf{u}_{i,t}$  mengikuti proses autoregresif spasial sebagai berikut:

$$\mathbf{u}_{i,t} = \rho \mathbf{M}_N \mathbf{u}_{i,t} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}. \quad (2.49)$$

Dengan  $\mathbf{M}_N$  adalah matriks penimbang spasial berukuran  $N \times N$ , sehingga  $\mathbf{M}_N \mathbf{u}_{i,t}$  merupakan bentuk error spasial (*Spatial Error Model*), dan diasumsikan bahwa  $\mathbf{W}_N \neq \mathbf{M}_N$ . Selanjutnya  $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} = \mathbf{I}_N \boldsymbol{\eta} + \mathbf{v}_{i,t}; \mathbf{v}_{i,t} \sim iid(0, \sigma_v^2 \mathbf{I}_t)$ , dengan  $\mathbf{I}_N$  adalah matriks identitas berukuran  $N \times N$  dan  $\boldsymbol{\eta}$  vektor (*unobservable*) *unit specific-fixed effects*.

Persamaan (2.48) dapat direduksi menjadi sehingga diperoleh persamaan berikut:

$$\mathbf{y}_{i,t} = (\mathbf{I}_N - \lambda \mathbf{W}_N)^{-1} [\delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{i,t}]. \quad (2.50)$$

dimana:

$$(\mathbf{I}_N - \lambda \mathbf{W}_N)^{-1} = \mathbf{I}_N + \delta \mathbf{W}_N + \delta^2 \mathbf{W}_N^2 + \delta^3 \mathbf{W}_N^3 + \dots$$

atau

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{z}_t \boldsymbol{\theta} + \mathbf{u}_t. \quad (2.51)$$

dengan  $\mathbf{z}_{i,t} = [\mathbf{y}_{i,t-1}; \mathbf{W}_N \mathbf{y}_{i,t}; \mathbf{x}_{i,t}]$  adalah matriks regressor, sementara  $\boldsymbol{\theta} = [\delta; \lambda; \boldsymbol{\beta}']'$  adalah vektor parameter.

Sementara persamaan (2.44) dapat direduksi menjadi sehingga diperoleh persamaan berikut:

$$\mathbf{u}_t = (\mathbf{I}_N - \rho \mathbf{M}_N)^{-1} [\mathbf{I}_N \boldsymbol{\eta} + \mathbf{v}_t] \quad (2.52)$$

Jika  $\delta = \rho = 0$  dan  $\lambda > 0$  maka diperoleh persamaan untuk *Spatial Lag Model*. Jika  $\delta = \lambda = 0$  dan  $\rho > 0$  maka diperoleh persamaan *Spatial Error Model*. Jika  $\delta > 0$  dan  $\lambda = \rho = 0$  kita dapatkan model AB (*Arellano and Bond*) panel dinamis.

#### 2.4.1. *Spatially Corrected Arellano-Bond (SCAB) Estimator*

Metode ini merupakan perluasan dari metode data panel dinamis Arellano-Bond (1991) karena adanya keterkaitan secara spasial pada variabel *lag* dan errornya. Menurut Jacobs dkk. (2009) penduga dari koreksi spasial Arellano-Bond akan diturunkan dalam tiga tahap. Tahap pertama, digunakan GMM untuk mengestimasi  $\theta$  yang digunakan untuk menghitung  $\hat{u}_{it} = y_{it} - \mathbf{z}_{it}\hat{\theta}$ , kemudian untuk menghilangkan  $\eta$  digunakan *first difference* dari persamaan (2.51) dan (2.52).

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Delta \mathbf{z}_t \boldsymbol{\theta} + \Delta \mathbf{u}_t \quad (2.53)$$

$$\Delta \mathbf{u}_t = (\mathbf{I}_N - \rho \mathbf{M}_N)^{-1} \Delta \mathbf{v}_t ; \text{ untuk } t = 3, \dots, T \quad (2.54)$$

Baik *lag* dari waktu dan *lag* secara spasial dari variabel dependen adalah variabel endogen yang saling berhubungan. Tantangan dari kondisi ini adalah menemukan instrument spasial yang memiliki korelasi yang lebih kuat dengan spasial lag dibanding lag dari waktu pada variabel dependen. Sebaliknya, instrument dinamis memerlukan kondisi sebaliknya. Konsistensi dari prosedur GMM data panel terletak pada eksistensi matriks instrument  $\mathbf{H}_{SAB}$  dengan dimensi  $N(T-2) \times F$  yang memenuhi momen kondisi F berikut:  $E[\mathbf{H}'_{SAB} \Delta \mathbf{u}_{it}] = 0$ .

Berdasarkan penjelasan tersebut, penduga untuk koreksi spasial Arellano-Bond tahap pertama adalah sebagai berikut:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{SAB} = [\Delta \mathbf{z}' \mathbf{H}_{SAB} \mathbf{A}_{SAB} \mathbf{H}'_{SAB} \Delta \mathbf{z}]^{-1} \Delta \mathbf{z}' \mathbf{H}_{SAB} \mathbf{A}_{SAB} \mathbf{H}'_{SAB} \Delta \mathbf{y}. \quad (2.55)$$

Dengan  $\mathbf{A}_{SAB} = [\mathbf{H}'_{SAB} \mathbf{G} \mathbf{H}_{SAB}]^{-1}$  adalah matriks intrumen berdimensi  $F \times F$  sementara  $\mathbf{G}$  adalah matriks penimbang dengan ukuran  $N(T-2) \times (T-2)$ , dengan elemen dari  $\mathbf{G}$  seperti pada persamaan (2.12).

Berdasarkan variabel instrument yang digunakan pada persamaan (2.55), prosedur Arellano-Bond mengimplikasikan momen kondisi sebagai berikut:

$$E[\mathbf{y}'_{i,t-s} \Delta \mathbf{v}_{it}] = 0 ; t = 3, \dots, T \text{ dan } s = 2, \dots, T - 1 \quad (2.56)$$

Karena adanya keterkaitan spasial maka dengan modifikasi dari pendekatan Kelejian dan Robinson (1993) dalam Jacobs dkk. (2009) harus terpenuhi juga momen kondisi:

$$E[(\mathbf{W}_N \Delta \mathbf{x}_{i,t-2})' \Delta \mathbf{v}_{it}] = 0 ; E[\Delta \mathbf{x}'_{i,t-2} \Delta \mathbf{v}_{it}] = 0 ; t = 3, \dots, T \quad (2.57)$$

Pada tahap kedua, masih menurut Jacobs dkk. (2009), penduga GMM yang konsisten dari  $\rho$  dan  $\sigma_v^2$  diperoleh dari  $\hat{\mathbf{u}}_{it}$  dan memenuhi modifikasi dari momen kondisi berdasarkan Kapoor dkk. (2007) sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{N(T-2)} \boldsymbol{\varepsilon}' \mathbf{Q} \boldsymbol{\varepsilon} \\ \frac{1}{N(T-2)} \bar{\boldsymbol{\varepsilon}}' \mathbf{Q} \bar{\boldsymbol{\varepsilon}} \\ \frac{1}{N(T-2)} \bar{\boldsymbol{\varepsilon}}' \mathbf{Q} \boldsymbol{\varepsilon} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_v^2 \\ \sigma_v^2 \frac{1}{N} \text{tr}(\mathbf{M}'_N \mathbf{M}_N) \\ 0 \end{bmatrix}. \quad (2.58)$$

dengan  $\mathbf{Q} = \left( \mathbf{I}_{T-1} - \mathbf{J}_{T-1} / (T-1) \right) \otimes \mathbf{I}_N$  adalah matriks transformasi “within”,

$\mathbf{I}_{T-1}$  adalah matriks identitas berdimensi  $T-1$ , dan  $\mathbf{J}_{T-1} = \mathbf{e}_{T-1} \mathbf{e}'_{T-1}$ , dengan elemen sebanyak  $(T-1) \times (T-1)$ . Vektor  $\boldsymbol{\varepsilon}$  dan  $\bar{\boldsymbol{\varepsilon}}$  adalah vektor dengan ukuran  $N(T-1) \times 1$ , yang didefinisikan sebagai berikut:

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{it} = \mathbf{u}_{it} - \rho \bar{\mathbf{u}} \text{ dan } \bar{\boldsymbol{\varepsilon}} = \bar{\mathbf{u}} - \rho \bar{\bar{\mathbf{u}}} \quad (2.59)$$

dengan  $\mathbf{u}_{it} = \mathbf{y}_{it} - \mathbf{z}_{it} \hat{\boldsymbol{\theta}}_{SAB}$ ;  $\bar{\mathbf{u}} = (\mathbf{I}_{T-1} \otimes \mathbf{M}_N) \mathbf{u}$  dan  $\bar{\bar{\mathbf{u}}} = (\mathbf{I}_{T-1} \otimes \mathbf{M}_N) \bar{\mathbf{u}}$ .

Kemudian dengan memasukkan persamaan (2.59) ke persamaan (2.58) diperoleh:

$$\frac{\Omega}{N} = \begin{bmatrix} \rho \\ \rho^2 \\ \sigma_v^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{N} \begin{bmatrix} \frac{1}{T-2} \hat{\mathbf{u}}' \mathbf{Q} \hat{\mathbf{u}} \\ \frac{1}{T-2} \hat{\bar{\mathbf{u}}}' \mathbf{Q} \hat{\bar{\mathbf{u}}} \\ \frac{1}{T-2} \hat{\mathbf{u}}' \mathbf{Q} \hat{\bar{\mathbf{u}}} \end{bmatrix}. \quad (2.60)$$

dengan

$$\Omega = \begin{bmatrix} \frac{2}{T-2} \hat{\mathbf{u}}' \mathbf{Q} \hat{\mathbf{u}} & -\frac{1}{T-2} \hat{\mathbf{u}}' \mathbf{Q} \hat{\bar{\mathbf{u}}} & 1 \\ \frac{2}{T-2} \hat{\bar{\mathbf{u}}}' \mathbf{Q} \hat{\bar{\mathbf{u}}} & -\frac{1}{T-2} \hat{\bar{\mathbf{u}}}' \mathbf{Q} \hat{\mathbf{u}} & \text{tr}(\mathbf{M}'_N \mathbf{M}_N) \\ \frac{2}{T-2} [\hat{\mathbf{u}}' \mathbf{Q} \hat{\bar{\mathbf{u}}} + \hat{\bar{\mathbf{u}}}' \mathbf{Q} \hat{\mathbf{u}}] & -\frac{1}{T-2} \hat{\bar{\mathbf{u}}}' \mathbf{Q} \hat{\mathbf{u}} & 0 \end{bmatrix}. \quad (2.61)$$

Pada tahap terakhir, penduga dari  $\rho$  digunakan untuk melakukan transformasi spasial, variabel pada persamaan (2.53) sehingga diperoleh hasil

$$\Delta \tilde{\mathbf{y}} = \Delta \tilde{\mathbf{z}} \hat{\boldsymbol{\theta}}_{SCAB} + \Delta \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.62)$$

dimana  $\tilde{\mathbf{p}} = [\mathbf{I}_N - \hat{\boldsymbol{\rho}} \mathbf{M}_N] \mathbf{p}$  untuk  $\mathbf{p} = \{\mathbf{y}, \mathbf{z}\}$

Model transformasi kemudian digunakan untuk menurunkan penduga SAB pada tahap ketiga

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{SCAB} = [\Delta \tilde{\mathbf{z}}' \tilde{\mathbf{H}}_{SAB} \tilde{\mathbf{A}}_{SAB} \tilde{\mathbf{H}}'_{SAB} \Delta \tilde{\mathbf{z}}]^{-1} \Delta \tilde{\mathbf{z}}' \tilde{\mathbf{H}}_{SAB} \tilde{\mathbf{A}}_{SAB} \tilde{\mathbf{H}}'_{SAB} \Delta \tilde{\mathbf{y}}. \quad (2.63)$$

dimana  $\tilde{\mathbf{A}}_{SAB} = [\tilde{\mathbf{H}}'_{SAB} \mathbf{G} \tilde{\mathbf{H}}_{SAB}]^{-1}$  dan  $\tilde{\mathbf{H}}_{SAB} = [\mathbf{I}_N - \hat{\boldsymbol{\rho}} \mathbf{M}_N] \mathbf{H}_{SAB}$ .

#### 2.4.2. *Spatially Corrected Blundell-Bond (SCBB) Estimator*

*System*-GMM yang disarankan oleh Blundell-Bond (1998) seperti yang telah diuraikan sebelumnya merupakan cara untuk menanggulangi kelemahan dari instrument yang digunakan dalam metode FD-GMM. Menurut Jacobs dkk. (2009), penduga dari koreksi spasial metode Blundell-Bond (SCBB) dapat diturunkan melalui model berikut:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_{it} \\ \Delta \mathbf{y}_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_{it} \\ \Delta \mathbf{z}_{it} \end{bmatrix} \boldsymbol{\theta} + \begin{bmatrix} \mathbf{u}_{it} \\ \Delta \mathbf{u}_{it} \end{bmatrix} \quad (2.64)$$

Atau secara ringkas dapat ditulis menjadi

$$\mathbf{y}_{BB}(t) = \mathbf{z}_{BB}(t)\boldsymbol{\theta} + \mathbf{u}_{BB}(t) \quad (2.65)$$

dimana  $\mathbf{y}_{BB}(t)$  adalah vektor  $2N \times 1$ .

Jumlah amatan pada model Blundell-Bond menjadi dua kali lipat, yaitu dari sebelumnya  $N(T - 2)$  menjadi  $2N(T - 2)$ , yang akan meningkatkan efisiensi dari pendugaan. Prosedur pendugaan SCBB menggunakan tiga tahapan seperti yang digunakan pada langkah-langkah pendugaan SCAB.

Tahap pertama dari penduga spasial Blundell-Bond menurut Jacobs dkk. (2009) adalah sebagai berikut

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{SBB} = [\mathbf{z}'_{BB} \mathbf{H}_{SBB} \mathbf{A}_{SBB} \mathbf{H}'_{SBB} \mathbf{z}_{BB}]^{-1} \mathbf{z}'_{BB} \mathbf{H}_{SBB} \mathbf{A}_{SBB} \mathbf{H}'_{SBB} \mathbf{y}_{BB}. \quad (2.66)$$

dimana  $\mathbf{A}_{SBB} = [\mathbf{H}'_{SBB} \mathbf{H}_{SBB}]^{-1}$  dan  $\mathbf{H}_{SBB}$  didefinisikan sebagai berikut:

$$\mathbf{H}_{SBB} = \begin{bmatrix} \mathbf{H}_D & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{H}_L \end{bmatrix}. \quad (2.67)$$

Pada matriks  $\mathbf{H}_{SBB}$ ,  $\mathbf{H}_D$  terdiri dari instrument untuk model *first differences*, sementara  $\mathbf{H}_L$  terdiri dari instrument untuk model dalam bentuk *level*.

Struktur dari matriks  $\mathbf{H}_{SBB}$  pada persamaan (2.67) memastikan tidak adanya interaksi antar variabel instrument, sehingga antar variabel instrument tidak dapat mempengaruhi satu dengan lainnya.

Matriks instrument  $\mathbf{H}_D$  berdasarkan pada momen kondisi berikut:

$$E[\mathbf{y}(t-s)' \Delta \mathbf{v}(t)] = 0; E[(\mathbf{W}_N \mathbf{x})' \Delta \mathbf{v}(t)] = 0; E[\mathbf{x}(t)' \Delta \mathbf{v}(t)] = 0 \quad (2.68)$$

Sementara matriks instrument  $\mathbf{H}_L$  berdasarkan:

$$E[\mathbf{y}(t)' \Delta \mathbf{v}(t-s)] = 0; E[(\mathbf{W}_N \Delta \mathbf{x})' \Delta \mathbf{v}(t-s)] = 0; E[\mathbf{x}(t)' \Delta \mathbf{v}(t-s)] = 0 \quad (2.69)$$

untuk  $t = 3, \dots, T$  dan  $s = 2, \dots, T - 1$ .

Analog dengan persamaan pada metode SCAB, tahap kedua dan ketiga dapat dilakukan dengan prosedur penggunaan menggunakan  $\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{y} - \mathbf{z}\hat{\boldsymbol{\theta}}_{SBB}$  dengan  $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{SBB}$  diperoleh dari pendugaan tahap pertama dan  $\mathbf{z}$  hanya berisi variabel pada level.

Penduga dari  $\theta$  pada tahap terakhir adalah

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{SCBB} = [\tilde{\mathbf{z}}'_{BB} \tilde{\mathbf{H}}_{SBB} \tilde{\mathbf{A}}_{SBB} \tilde{\mathbf{H}}'_{SBB} \tilde{\mathbf{z}}_{BB}]^{-1} \tilde{\mathbf{z}}'_{BB} \tilde{\mathbf{H}}_{SBB} \tilde{\mathbf{A}}_{SBB} \tilde{\mathbf{H}}'_{SBB} \tilde{\mathbf{y}}_{BB} \quad (2.70)$$

dimana  $\tilde{\mathbf{p}} = [\mathbf{I}_N - \hat{\boldsymbol{\rho}}\mathbf{M}_N]\mathbf{p}$  untuk  $\mathbf{p} = \{\mathbf{y}_{BB}, \mathbf{z}_{BB}\}$

Matriks instrument  $\tilde{\mathbf{H}}_{SBB}$  didefinisikan sebagai berikut

$$\tilde{\mathbf{H}}_{SBB} = [\mathbf{I}_N - \hat{\boldsymbol{\rho}}\mathbf{M}_N]\mathbf{H}_{BB} \text{ dan } \tilde{\mathbf{A}}_{SBB} = [\tilde{\mathbf{H}}'_{SBB} \tilde{\mathbf{H}}_{SBB}]^{-1} \quad (2.71)$$

## 2.5. Konvergensi Beta Inflasi Dinamis

Dasar teori konvergensi berasal dari model pertumbuhan neoklasik yang dilakukan oleh Solow (1956) yang memperkenalkan *Solow growth model*. Model Solow mengasumsikan bahwa pertumbuhan ekonomi hanya dipengaruhi oleh perubahan faktor modal fisik (tabungan dan investasi) dan tenaga kerja (pertumbuhan populasi), sementara teknologi dianggap sebagai residual.

Konvergensi inflasi yang diterapkan pada penelitian ini adalah konsep konvergensi beta yang pertama kali dikembangkan oleh Barro dan Sala-i-Martin (1992) yang menjelaskan bahwa dalam konvergensi beta dikenal pula dua pengukuran, yaitu: (1) Konvergensi absolut (*absolute convergence*); dan (2) Konvergensi bersyarat (*conditional convergence*). Spuru (2008) mengatakan bahwa konvergensi beta absolut berarti tidak tergantung pada karakteristik masing-masing objek observasi, karena kondisi perekonomian yang berbeda pada akhirnya akan konvergen di tingkat yang sama. Sementara konvergensi beta kondisional (bersyarat) menyatakan bahwa setiap objek observasi akan tumbuh hingga *steady state* masing-masing, tergantung pada latar belakang, kekhususan daerah, faktor ekonomi, dan sebagainya.

Sebagian besar penelitian pada konvergensi laju inflasi berasal dari pengalaman Uni Eropa (UE) dimana inflasi yang konvergen menjadi topik utama paska implementasi mata uang tunggal di wilayah ini. Secara umum fakta konvergensi inflasi di area EU belum meyakinkan. Pada satu sisi beberapa peneliti menemukan terjadinya konvergensi laju inflasi setelah implementasi mata uang

tunggal dan kebijakan moneter umum di dalam area EU (Beck dan Weber 2005, Holmes 2008). Beck dan Weber (2005) menggunakan analisa konvergensi beta dan sigma untuk menguji inflasi regional terhadap negara Amerika, Jepang dan Eropa pada periode 1981-2001. Pada sisi lain, terdapat juga indikasi divergensi dalam laju inflasi setelah kebijakan mata uang tunggal di UE di mulai (Honohan dan Lane 2003, Busetti dkk. 2006).

Kaitannya dengan konvergensi inflasi di Indonesia seringkali digunakan periode sebelum dan sesudah krisis. Seperti halnya penelitian yang dilakukan oleh Wimanda (2006) yang menyatakan bahwa tingkat dan volatilitas inflasi daerah setelah periode krisis lebih tinggi dari periode sebelum krisis, dan sebagian besar inflasi daerah justru tidak menunjukkan konvergensi selama periode penelitian, yaitu dari Desember 1991 sampai dengan Juli 2006. Penelitian lain di Indonesia, Kharisma dan Saleh (2013) menganalisis dispersi pendapatan serta menguji konvergensi absolut serta konvergensi kondisional di 26 provinsi selama periode 1984-2008. Hasil penelitian menggunakan metode OLS dan GMM mengindikasikan terjadinya konvergensi absolut dan konvergensi kondisional di antara 26 provinsi selama periode penelitian. Provinsi di Pulau Jawa memiliki kecepatan konvergensi (*speed of convergence*) lebih tinggi dibanding provinsi-provinsi di luar Pulau Jawa. Efektivitas metode GMM lebih baik dibanding metode *fixed effect* dikemukakan oleh Darinda (2014), karena laju konvergensi inflasi dan half-life tidak dapat diketahui dengan menggunakan metode *fixed effect* karena koefisien konvergensi yang dihasilkan bernilai lebih dari 1.

Meskipun harga dan inflasi (sebagai persentase perubahan dari harga) merupakan dua hal yang berjalan beriringan, tetapi tidak demikian dengan konvergensi harga dan konvergensi inflasi. Spiru (2008) menjelaskan bahwa karena perbedaan tingkat harga awal (*initial price differences*) antar wilayah yang bermata uang sama terlihat lebih jelas (seperti negara-negara *European Monetary Union*), maka konvergensi ke tingkat harga yang sama akan menyebabkan wilayah dengan tingkat harga awal lebih rendah mengalami inflasi yang lebih tinggi. Oleh sebab itu, tingkat konvergensi harga yang juga disebut sebagai "*inflation catching up*" dapat menghambat proses konvergensi inflasi karena menghasilkan perbedaan tingkat inflasi antar wilayah.

Konvergensi inflasi kerap dikaitkan dengan *inflation targeting* (IT). Salah satunya Newman dan Von Hagen (2002) yang menyatakan bahwa penerapan (IT) berdampak terkonvergensinya inflasi negara-negara (IT) dari tingkat volatilitas yang relatif tinggi ke tingkat yang sama dengan grup referensi yaitu Jerman dan Switzerland. Kocenda dan Papell (1997) meneliti apakah terdapat bukti yang mendukung konvergensi inflasi dalam Uni Eropa. Penelitian ini menggunakan metode panel data. Analisis juga berfokus pada apakah *Exchange Rate Mechanism* (ERM) membantu mempercepat konvergensi inflasi diantara negara-negara anggotanya. Hasilnya adalah ERM mendukung konvergensi diantara negara-negara anggota Uni Eropa. Negara yang terus berpartisipasi dalam kelompok ERM menunjukkan tingkat konvergensi yang lebih tinggi selama periode pembentukan mekanisme nilai tukar tersebut. Sementara Busetti dkk. (2006) melakukan penelitian mengenai konvergensi inflasi pada negara-negara *European Monetary Union* (EMU) menggunakan data IHK bulanan dari tahun 1980-2004 yang dibagi menjadi dua periode penelitian sebelum dan sesudah diperkenalkannya euro (periode pertama tahun 1980-1997 dan periode kedua 1998-2004), dengan hasil penelitiannya menyebutkan bahwa telah terjadi proses konvergensi absolut inflasi selama periode pertama dan periode kedua tidak terjadi proses konvergensi (laju inflasi cenderung divergen). Menurut Busetti dkk. (2006) disparitas inflasi antar daerah akan memicu disparitas tingkat suku bunga riil antar daerah sehingga dapat memperbesar divergensi inflasi. Oleh karena itu, konvergensi dalam hal ini semakin mengecilnya disparitas inflasi antar daerah diperlukan untuk menjaga kestabilan pertumbuhan ekonomi masing-masing propinsi di Indonesia.

Kondisi yang disebutkan Spuru (2008) terjadi jika proses konvergensi harga mulai atau masih berlangsung ketika masuknya negara-negara anggota baru *European Monetary Union* (EMU). Bagaimana dengan kondisi di Indonesia? Bila proses konvergensi harga hampir atau telah terjadi karena sebuah kesatuan moneter tidak menambah anggota baru. Pada kondisi ini produktivitas cenderung terkonvergensi sehingga mendukung terkonvergensinya harga dan pada akhirnya mendukung konvergensi inflasi. Karena produktivitas yang cenderung konvergen karena telah atau hampir sampai tingkat maksimal dibanding daerah lainnya akan

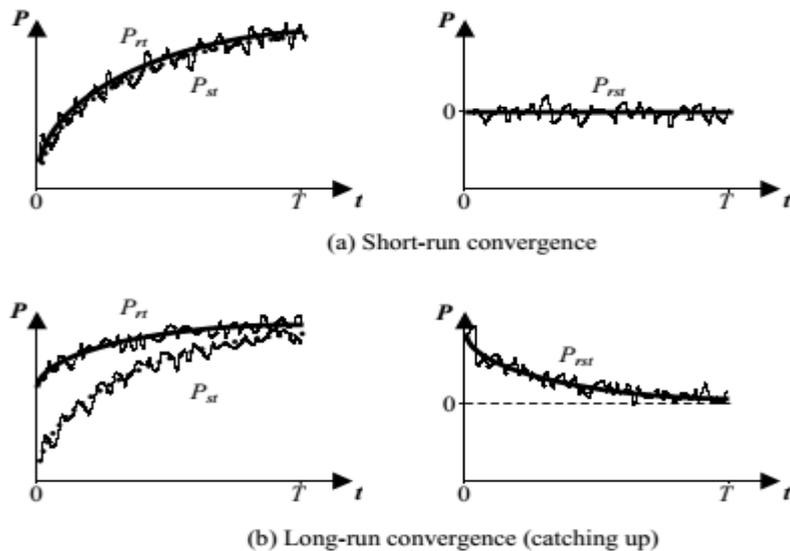
menyebabkan pergerakan tingkat inflasi daerah secara individual menurun (konvergensi beta). Kondisi inilah yang disebut sebagai *short run convergence* (Gluschenko, 2010).

Kaitannya dengan spasial, Arbia dkk. (2005) melakukan analisis konvergensi pada negara-negara EU menggunakan model data panel dengan spasial error. Salah satu alasan penggunaan *extended* GMM pada konteks spasial adalah dapat memperbaiki endogenitas dari spasial lag variabel dependen dan variabel eksplanatori endogen. Sementara Agha dan Veldrine (2009) melakukan estimasi PDB per kapita dengan model konvergensi kondisional yang memiliki efek dependensi spasial menggunakan spasial panel dinamis GMM. Ada dua tahap yang mendasari penelitian ini, yaitu tahap pertama yang mengembangkan momen restriksi dari penduga Arellano-Bond (AB) untuk spasial autoregressif panel dinamis; kemudian meneliti dependensi spasial untuk menghitung matriks penimbang yang optimal dari tahap kedua penduga AB.

Menurut Pelinescu dan Caraiani (2006), pada teori pertumbuhan ekonomi klasik, pengujian konvergensi menyiratkan pada penggunaan metode disperse yang merupakan kondisi awal regresi. Pada kondisi ini, konvergensi dapat tercapai ketika runtun waktu disperse inflasi cenderung bergerak menuju angka nol.

Konvergensi beta ( $\beta$ ) memperkirakan pertumbuhan laju inflasi regional selang periode tertentu mengacu pada tahun dasar tertentu. Sesuai dengan kajian teori sebelumnya, tingkat inflasi dapat dihitung berdasarkan pendekatan indeks harga, dalam hal ini digunakan Indeks Harga Konsumen (IHK). Sehingga uji konvergensi inflasi dapat diturunkan dari konvergensi harga (Cecehetti, Mark, dan Sonora, 2002), dengan hipotesis alternatif yang menyatakan bahwa perubahan indeks harga akan konvergen menuju kondisi *steady-state* pada periode jangka panjang.

Menurut Gluschehko (2004) terdapat dua konsep konvergensi harga (sebagai dasar konsep konvergensi inflasi), yaitu *short-run convergence* dan *long-run convergence*.



Gambar 2.1 Konsep Konvergensi Harga

Pada garis di atas, garis tipis menggambarkan dinamika aktual dari harga dan garis tebal merepresentasikan lintasan teoritis (*long-run*). Sementara  $P_{rt}$  ( $P_{st}$ ) mendenotasikan log harga sebuah komoditas di daerah r (s) pada waktu  $t=[0,T]$ , dan  $P_{rst} \equiv P_{rt} - P_{st}$  mendenotasikan selisih harga (persen). Dua konsep tersebut dapat dijelaskan sebagai berikut:

- Gambar 2.1(a) menyatakan bahwa daerah r dan s masuk ke dalam kelompok 1 yang berada dalam *spatial equilibrium*; perbedaan harga antara daerah tersebut hanya merupakan *random shock* yang menghilang seiring waktu. Dengan kata lain, harga berfluktuasi di sekitar titik keseimbangan, secara permanen cenderung kembali ke sana. Ini adalah kasus yang berkaitan dengan literature *law of one price* (LOP) atau disebut dengan *convergence to the law of one price*. “*Convergence*” yang dimaksud berkaitan dengan *shocks*, menyiratkan bahwa konvergensi tersebut menuju nol. Hal ini mengkarakteristikan perilaku short-run dari harga, sementara perilaku *long-run* dideskripsikan oleh lintasan  $P_{rst} = 0$ . Konsep ini disebut dengan *short-run convergence*.
- Gambar 2.1(b) menyatakan bahwa daerah r dan s masuk ke dalam kelompok 2 yang beberapa daerahnya cenderung ke arah *spatial equilibrium*:  $\lim_{t \rightarrow \infty} P_{rst} = 0$ ; tampak bahwa harga di daerah mengejar harga

di daerah yang lebih mahal. Secara umum, perbedaan harga menyusut dari waktu ke waktu. Ini adalah kasus yang berkaitan dengan literature pertumbuhan yang disebut dengan “*convergence*”. Dalam jangka pendek (*short-run*), harga terkonvergensi menuju lintasan *long-run*, karena *random deviation* dari lintasan tersebut yang mengecil dari waktu ke waktu, sementara lintasan itu sendiri terkonvergensi menuju ke garis keseimbangan  $P_{rst} = 0$  dalam jangka panjang (*long-run*). Disini “*convergence*” berkaitan dengan harga itu sendiri, menyiratkan konvergensi (*long-run*) dari selisih kedua daerah akan menjadi nol dari waktu ke waktu. Konsep ini disebut dengan *long-run convergence*.

Berdasarkan penjelasan di atas, menganalisis *short-run price convergence* dan *long-run price convergence* sama dengan menguji *law of one price*. Menurut Gluschenko (2010), pada dasarnya menguji konvergensi harga adalah menguji kointegrasi time series  $\{P_{rt}\}_{t=0,\dots,T}$  dan  $\{P_{st}\}_{t=0,\dots,T}$  dengan vektor terkointegrasi yang ditetapkan sebesar (1,-1). Karena *disturbance*,  $P_{rst} = v_{rst}$  akan diamati daripada “keseimbangan yang sebenarnya” (dimana  $v_{rst}$  merupakan variabel stokastik), yang akan mengarahkan pada pengujian stasioneritas  $P_{rst}$ . Permasalahannya adalah apakah error keseimbangan ( $v_{rst}$ ) sebenarnya. Dengan mengasumsikan  $v_{rst}$  menjadi (*first-order*) *autoregressive process*,  $v_{rst} = (\eta_{rs} + 1)v_{rst-1} + \varepsilon_{rst}$  versi yang dapat diuji dari hubungan teoritis  $P_{rst} = 0$  menjadi:

$$\Delta P_{rst} = (\eta_{rs} + 1)P_{rst-1} + \varepsilon_{rst} \quad (2.72)$$

Jika  $-2 < \eta_{rs} < 0$  berarti *law of one price* terjadi, maka daerah r dan s dapat dikatakan terintegrasi.

Persamaan (2.72) ini lalu dikembangkan oleh Darinda (2014) dalam menunjukkan hubungan antara *law of one price* dengan konvergensi inflasi. Dengan mengasumsikan  $v_{rst-1}$  menjadi (*first order*) *autoregressive process*, maka  $v_{rst-1} = (\eta_{rs} + 1)v_{rst-2} + \varepsilon_{rst-1}$  dan seperti halnya  $P_{rst} = v_{rst}$  maka  $P_{rst-1} = v_{rst-1}$ , kemudian dibentuk persamaan yang memasukkan (*first order*) *autoregressive*

process dari  $P_{rst}$  dan  $P_{rst-1}$ . Berbeda dengan Gluschenko (2010), Darinda (2014) mensubstitusi (*first order*) *autoregressive process* dari  $P_{rst}$  dan  $P_{rst-1}$  ke dalam persamaan  $\Delta P_{rst} = P_{rst} - P_{rst-1}$ , sehingga menjadi:

$$\begin{aligned}\Delta P_{rst} &= P_{rst} - P_{rst-1} \\ \Delta P_{rst} &= (\eta_{rs} + 1)P_{rst-1} + \varepsilon_{rst} - ((\eta_{rs} + 1)P_{rst-2} + \varepsilon_{rst-1}) \\ \Delta P_{rst} &= (\eta_{rs} + 1)P_{rst-1} - (\eta_{rs} + 1)P_{rst-2} + \varepsilon_{rst} - \varepsilon_{rst-1} \\ \Delta P_{rst} &= (\eta_{rs} + 1)\Delta P_{rst-1} + \varepsilon_{rst} - \varepsilon_{rst-1}.\end{aligned}\tag{2.73}$$

Dengan error  $\omega_{rst} = \Delta \varepsilon_{rst} = \varepsilon_{rst} - \varepsilon_{rst-1}$ , maka persamaan (2.73) menjadi:

$$\Delta P_{rst} = (\eta_{rs} + 1)\Delta P_{rst-1} + \omega_{rst}.\tag{2.74}$$

Kemudian karena  $P_{rst} \equiv P_{rt} - P_{st}$ , maka  $\Delta P_{rst} \equiv \Delta P_{rt} - \Delta P_{st}$ , dimana  $\Delta P = \pi$ . Dengan  $\pi$ , yang mendenotasikan inflasi atau perubahan harga ( $\Delta P$ ), maka persamaan (2.74) berubah menjadi:

$$\pi_{rst} = (\eta_{rs} + 1)\pi_{rst-1} + \omega_{rst}$$

Dengan menambahkan  $\pi_{rst-1}$  di sisi kanan dan kiri, maka akan merubah persamaan tersebut menjadi:

$$\begin{aligned}\pi_{rst} - \pi_{rst-1} &= (\eta_{rs} + 1)\pi_{rst-1} - \pi_{rst-1} + \omega_{rst} \\ \Delta \pi_{rst} &= \eta_{rs}\pi_{rst-1} + \omega_{rst}.\end{aligned}\tag{2.75}$$

Persamaan (2.75) merupakan persamaan dasar konvergensi inflasi. Persamaan ini serupa dengan persamaan Spiru (2008) yang juga digunakan untuk menguji konvergensi inflasi:

$$\Delta d_t^{i,b} = \gamma + (\rho - 1)d_{t-1}^{i,b} + \varepsilon_{it}.\tag{2.76}$$

$d_t^{i,b}$  menunjukkan perbedaan inflasi antara daerah i dan daerah tolak ukur (*benchmark*) b,  $\varepsilon_{it}$  menunjukkan *sequence of martingale difference innovations*, sementara  $\rho$  merepresentasikan laju konvergensi dan  $\gamma = \alpha(2 - \rho)$ . Jika  $\alpha = 0$  mengindikasikan *absolut convergence* dan  $\alpha \neq 0$  mengindikasikan *conditional convergence*. Menurut Gluschenko (2010) syarat terjadinya *law of one price* atau konvergensi harga adalah  $-2 < \eta_i < 0$ , sedangkan menurut Spiru (2008) syarat

terjadinya konvergensi adalah  $\rho < 1$ . Dengan demikian baik  $\eta_i$  maupun  $(\rho - 1)$  memiliki nilai yang negatif. Dari konsep ini dapat disimpulkan bahwa persamaan konsep *short convergence* dapat diaplikasikan pada tingkat *first difference* dari harga (P) yaitu inflasi ( $\pi$ ).

Model konvergensi beta inflasi dinamis pada penelitian ini didasarkan pada penelitian Beck dan Weber (2005) dan berdasarkan perubahan indeks harga ( $\Delta P$ ), sebagai pembentuk inflasi dari sekelompok individu  $i$  pada periode waktu  $t$  adalah sebagai berikut:

$$\Delta P_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \tilde{P}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.77)$$

$$P_{i,t} = \ln(IHK_{i,t})$$

$$P_{i,t-1} = \ln(IHK_{i,t-1})$$

$$\Delta P_{i,t} = \ln\left(\frac{IHK_{i,t}}{IHK_{i,t-1}}\right) = \pi_{i,t} \quad (2.78)$$

$$\tilde{P}_{i,t} = P_{i,t} - P_{i,0} \quad (2.79)$$

dimana:

$P_{i,t}$  : Indeks harga pada provinsi ke- $i$  periode  $t$  sebagai variabel pembentuk inflasi dengan  $i = 1, \dots, N$  dan  $t = 1, \dots, T$ .

$\tilde{P}_{i,t}$  : Selisih antara indeks harga provinsi ke- $i$  periode  $t$  dengan indeks harga pada tahun dasar untuk tiap provinsi yang digunakan sebagai *benchmark* (diferensial inflasi)

$\Delta P_{i,t}$  : Selisih antara indeks harga provinsi ke- $i$  periode  $t$  dengan indeks harga provinsi ke- $i$  pada periode  $t-1$  (inflasi)

$\tilde{P}_{i,t-1}$  : *Lag*  $\tilde{P}_{i,t}$

$P_{i,0}$  : Indeks harga tiap provinsi pada tahun dasar yang digunakan sebagai *benchmark*.

$\alpha$  : *intercept*

$\beta_i$  : koefisien konvergensi

$\varepsilon_{it} \sim iid N(0, \sigma_{\varepsilon t}^2)$

dimana  $\beta_i < 0$ .

Persamaan untuk konvergensi absolut dinamis (Beck dan Weber, 2005) adalah:

$$\Delta P_{i,t} = \alpha_i + \beta \tilde{P}_{i,t-1} + \delta \Delta P_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.80)$$

dimana  $\beta < 0$  untuk konvergensi absolut. Semakin kecil  $\beta$  maka semakin cepat konvergensi terjadi. Sementara  $\alpha$  adalah konstan. Dengan uji hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta \geq 0$$

$$H_1 : \beta < 0$$

Jika kita dapat menolak nol hipotesis berarti diferensial inflasi antar provinsi semakin kecil sehingga perubahan indeks harga (inflasi) akan cenderung konvergen (Buseti dkk., 2006b). Dalam hal ini lintasan konvergensi antar wilayah semakin rapat selama periode penelitian, sementara lintasan itu sendiri terkonvergensi menuju ke garis keseimbangan dalam jangka panjang (konsep *long-run convergence*). Dari hasil estimasi pada persamaan (2.80), perubahan indeks harga atau inflasi (tanpa *intercept*) diasumsikan menurun secara kontinyu sejalan dengan waktu sesuai dengan besaran berikut:

$$\beta = e^{-rt} \text{ sehingga } r = \frac{-\ln(\beta)}{t} \quad (2.81)$$

dimana  $t$  merupakan periode waktu dan  $r$  merupakan tingkat kecepatan konvergensi. Konvergensi dikatakan berhasil jika diferensial inflasi semakin lama semakin kecil. Dalam hal ini, beta harus lebih kecil dari nol. Jika nilai beta lebih besar dari nol maka hal ini mengindikasikan terjadi divergensi inflasi.

Model *conditional convergence* merupakan model konvergensi absolut ditambah dengan variabel eksplanatori yang menggambarkan karakteristik masing-masing provinsi dengan model sebagai berikut:

$$\Delta P_{i,t} = \alpha_0 + \beta \tilde{P}_{i,t-1} + \sum_k \gamma_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.82)$$

dimana  $X$  adalah variabel eksplanatori yang berkaitan dengan proses pembentukan konvergensi inflasi.

Model yang dibentuk dalam penelitian ini secara umum terdiri dari dua model, yaitu model untuk mengestimasi konvergensi inflasi beta dinamis spasial dan non spasial dan model untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi

inflasi di Indonesia. Model penelitian yang digunakan untuk mengestimasi konvergensi inflasi beta sebagai contoh yang dilakukan oleh Kocenda dan Papell (1997) dan Solihin (2011) yang meneliti konvergensi inflasi di Negara-negara ASEAN+6, dengan model yang digunakan adalah:

$$\Delta\pi_{i,t}^* = \beta\pi_{i,t-1}^* + \alpha ir_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.83)$$

dimana :

$\Delta\pi_{i,t}^*$  : Perbedaan inflasi suatu negara dikurangi inflasi kawasan pada periode t

$\pi_{i,t-1}^*$  : Lag inflasi suatu negara dikurangi inflasi kawasan pada periode t

$ir_{it}$  : Suku bunga nominal

$\varepsilon_{it}$  : *error term*

$\beta$  : koefisien konvergensi

Penelitian konvergensi inflasi di Indonesia salah satunya dilakukan oleh Wimanda (2006) dengan hasil penelitian bahwa sebagian besar inflasi daerah justru tidak menunjukkan konvergensi selama periode penelitian yaitu dari Desember 1991 sampai dengan Juli 2006. Bahkan inflasi daerah cenderung divergen dari waktu ke waktu. Dan penelitian lainnya terkait dengan penyesuaian suku bunga SBI, dalam penelitian Subekti (2011) dihasilkan bahwa penyesuaian BI rate selama periode tahun 1999-2009 memberi pengaruh negatif terhadap tingkat inflasi.

Dibanding penelitian Wimanda (2006), pendekatan yang digunakan pada penelitian ini adalah menggunakan data panel dengan beberapa variabel eksplanatori yang diharapkan dapat menjelaskan proses terbentuknya konvergensi inflasi di Indonesia.

Model penelitian yang digunakan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi mengacu kepada penelitian Beirne (2009) dan Subekti (2011), dengan *baseline model* yang digunakan adalah:

$$p_{it} = a_0 + a_1 p_{i,t-1} + \sum_{j=1}^F a_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (2.84)$$

Dengan  $p_{it}$  dan  $p_{i,t-1}$  adalah level harga pada provinsi ke-i periode t, dan sebelumnya, sementara  $x_{jit}$  adalah variabel penjelas ke-j, pada provinsi ke-i

periode t, dan F menyatakan jumlah variabel penjelas lain selain dari *lag* variabel dependen. Model data panel dinamis pada persamaan (2.84) merupakan aplikasi tinjauan teoritis dari data level pada persamaan (2.15).

Jika terdapat *unit root* pada level, maka persamaan (2.84) harus dilakukan *first differencing* sehingga diperoleh persamaan berikut:

$$\Delta p_{it} = a_1 \Delta p_{i,t-1} + \sum_{j=1}^F \Delta a_j x_{jit} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2.85)$$

Model persamaan (2.85) hanya tepat digunakan untuk model FD-GMM, karena secara teoritis tidak mensyaratkan adanya *initial condition* seperti yang dibutuhkan pada SYS-GMM. Sehingga bentuk persamaan untuk model SYS-GMM diperoleh dengan mengkombinasikan model persamaan (2.84) dan (2.85) dengan mengeliminasi intersep ( $a_0$ ) dari persamaan (2.85). Jika variabel penjelas lainnya masih diasumsikan *strictly exogenous*, maka variabel instrumennya adalah data *first differencing* untuk persamaan pada level dan data level untuk persamaan *first difference*. Sehingga, secara eksplisit, variabel instrument untuk persamaan (2.84) adalah “ $\Delta p_{it}$ ” dan “ $p_{it}$ ” merupakan variabel instrument untuk persamaan (2.85), dengan  $t = 1, 2, \dots, T-2$ .

Sebagai contoh, model persamaan yang dibangun oleh Anderson, Masuch, dan Schiffbauer (2009), yang membuat model persamaan untuk mengetahui perbedaan inflasi dan tingkat harga di Uni Eropa yaitu sebagai berikut

$$y_{it} = \bar{y}_{it} + d_1(y_{it-1} - \bar{y}_{it-1}) + d_2 \Delta e_{it-1} + d_3 D_{it} + e_{it}^d \quad (2.86)$$

$$\pi_{it} = \lambda_i \pi_{it-1} + b_1(y_{it} - \bar{y}_{it}) + b_2(p_{it-1} - \bar{p}_{it-1}) + e_{it}^s \quad (2.87)$$

Jika persamaan (2.86) dan (2.87) dikombinasikan akan diperoleh bentuk penurunan persamaan inflasi sebagai berikut:

$$\pi_{it} = \alpha_1 \pi_{it-1} + \alpha_2 (y_{it-1} - \bar{y}_{it-1}) + \alpha_3 D_{it} + \alpha_4 \Delta e_{it-1} + \alpha_5 (p_{it-1} - \bar{p}_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (2.88)$$

dimana:

$\pi_{it}$  : Perubahan indeks harga (tingkat inflasi)

$y_{it}$  : Output riil

$\bar{y}_{it}$  : Output potensial

$\Delta e_{it-1}$  : *Lag* perubahan nilai tukar nominal efektif

$D_{it}$  : Respon faktor permintaan

$p_{it}$  : Tingkat harga komparatif

$\bar{p}_{it}$  : Tingkat harga komparatif jangka panjang

$\varepsilon_{it}$  : Kombinasi dari guncangan permintaan dan penawaran

dengan asumsi bahwa tingkat harga jangka panjang adalah sama untuk tiap propinsi ( $\bar{p}_{it} = \bar{p}$ ). Dengan hasil bahwa perubahan nilai tukar efektif dalam jangka panjang berpengaruh terhadap tingkat inflasi.

## 2.6. Konvergensi Beta Inflasi Panel Dinamis Spasial

Penelitian ini mengadopsi dari penelitian mengenai dinamika inflasi Indonesia pada tataran provinsi yang dilakukan oleh Subekti (2011) yang mengkombinasikan efek spasial dengan data panel statis dan panel dinamis GMM, dimana metodologi yang digunakan diambil dari penelitian yang dilakukan oleh Jacobs dkk. (2009) dan Kukenova dan Monteiro (2009) dalam mengestimasi konvergensi inflasi spasial panel dinamis GMM.

Menurut Subekti (2011), model data panel spasial dinamis berguna untuk menangkap dampak spasial dari keterkaitan antar provinsi terhadap inflasi. Dalam hal ini digunakan matriks penimbang spasial untuk lebih menangkap dampak spasial tersebut.

Model umum spasial lag panel dinamis (*time-space simultaneous*) yang dikembangkan oleh Kukenova dan Monteiro (2009) adalah sebagai berikut:

$$\mathbf{Y}_{i,t} = \alpha \mathbf{Y}_{i,t-1} + \rho \mathbf{W}_t \mathbf{Y}_{i,t} + \mathbf{E} \mathbf{X}_{i,t} \beta + \mathbf{E} \mathbf{N}_{i,t} \gamma + \varepsilon_{i,t} \quad (2.89)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \eta + v_{i,t}$$

dimana  $\mathbf{Y}_{i,t}$  adalah vektor  $N \times 1$ ,  $\mathbf{W}_t$  adalah matriks penimbang spasial  $N \times N$  yang eksogen terhadap model dengan diagonal utama bernilai nol:

$$\mathbf{W}_t = \begin{pmatrix} 0 & w_t(d_{k,j}) & \cdots & w_t(d_{k,l}) \\ w_t(d_{j,k}) & 0 & \cdots & w_t(d_{j,l}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_t(d_{l,k}) & w_t(d_{l,j}) & \cdots & 0 \end{pmatrix}$$

dimana  $w_t(d_{j,k})$  merupakan bobot antara dua wilayah  $j$  dan  $k$ . Dalam menentukan  $W_t$  dapat dilihat berdasarkan jarak secara fisik ataupun jarak secara ekonomi.  $EX_{i,t}$  adalah matriks  $N \times p$  dari sejumlah  $p$  variabel eksogen eksplanatori,  $EN_{i,t}$  adalah matriks  $N \times q$  dari sejumlah  $q$  variabel endogen eksplanatori yang berkorelasi dengan  $Y_{i,t}$ ,  $\varepsilon_{i,t}$  merupakan *vector error term* dan  $v_{i,t}$  diasumsikan berdistribusi normal ( $N(\mathbf{0}, \Omega)$ ).

Apabila  $\rho > 0$  berarti ada korelasi spasial positif pada  $Y_t$ , apabila  $\rho < 0$  terjadi korelasi spasial negatif pada  $Y_t$ , dan jika  $\rho = 0$  berarti tidak terjadi korelasi pada  $Y_t$ . Mengacu pada persamaan FD-GMM, dengan mengasumsikan bahwa  $W_t Y_t$  adalah variabel endogen, maka momen kondisi untuk *spatial lag dynamic model* adalah  $E(W_t Y_s \Delta v_{it}) = \mathbf{0}$ , untuk  $t = 3, \dots, T$  dan  $s = 1, \dots, T-2$ . Kemudian kita dapat menggunakan variabel eksplanatori penimbang spasial  $W_t EX_t$  sebagai variabel instrument untuk model spasial lag. Dengan kata lain, kita mendefinisikan bagian yang eksogen dari variabilitas spasial lag dengan model penimbang spasial. Momen kondisi yang dikehendaki adalah jika  $W_t EX_t$  adalah *strictly exogenous*, sehingga  $E(W_t EX_t \Delta v_{it}) = \mathbf{0}$ , untuk  $t = 3, \dots, T$ .

Dalam penelitiannya, Kukenova dan Monteiro (2009) menjelaskan bahwa model spasial lag dinamis digunakan apabila terdapat hubungan antara variabel dependen dengan efek spasial. Permasalahan dalam model data panel spasial dinamis adalah bagaimana membuat sistem persamaan simultan dimana model dinamis diikuti dengan terjadinya dependensi spasial pada variabel endogen eksplanatori, dengan beberapa instrument tambahan agar terpenuhi momen kondisi pada persamaan (2.53) di bawah prosedur Arellano-Bond dan Blundell-Bond, sebagaimana syarat yang disarankan oleh Kukenova dan Monteiro (2009).

Persamaan (2.89) tersebut digunakan untuk mengatasi permasalahan pada sistem persamaan simultan dan endogenitas variabel, dikarenakan penggunaan metode OLS pada model spasial lag dinamis akan bias dan inkonsisten. Agha dan Vedrine (2009) dalam penelitiannya menyebutkan bahwa memasukkan variabel spasial pada lag variabel dependen menyebabkan permasalahan endogenitas dan simultanitas, karena variabel ini harus ditetapkan sebagai variabel eksplanatori endogen, sehingga hal ini harus diestimasi dengan menggunakan GMM estimator.

Karena GMM estimator dapat mengontrol terjadinya endogenitas dan permasalahan ekonometrik lainnya.  $\rho$  mengindikasikan dampak *spillover regional*, yaitu dependensi spasial yang berkaitan dengan dampak laju inflasi dari provinsi lainnya. Proses konvergensi tidak hanya merupakan proses temporal tapi juga merupakan proses spasial. Menurut Agha dan Veldrine, dampak adanya dependensi spasial mengindikasikan bahwa *speed of convergence* untuk menuju kondisi yang *steady state* dipengaruhi oleh lokasi provinsi lainnya.

Hal yang mendasari pada model data panel dinamis spasial adalah adanya keterkaitan antar wilayah yang kemungkinan berpengaruh pada hasil estimasi. Oleh karena itu harus ditentukan matriks penimbang spasial yang optimal sehingga keterkaitan antar wilayah dapat tergambar secara kuat.

## **2.7. Ekonometrika Spasial**

Sejarah ekonometri spasial sudah dimulai sekitar 30 tahun yang lalu sejak Paelinck & Klaassen (1979) menerbitkan sebuah volume berjudul "*Spatial Econometric*", yang dapat dikatakan sebagai upaya komprehensif pertama dalam menguraikan bidang ekonometri spasial dan metodologi tersebut. Dalam volume tersebut Paelinck & Klaassen (1979) tidak mendefinisikan ekonometri spasial oleh mereka sendiri, tetapi mulai dengan menetapkan lima prinsip penting untuk memandu perumusan model ekonometri spasial. Lima aturan tersebut antara lain: (i) peran saling ketergantungan spasial, (ii) asimetri dalam hubungan spasial, (iii) pentingnya faktor penjelas yang terletak pada ruang lain (*space distant explanatory factors*), (iv) diferensiasi interaksi antara *ex-post* dan *ex-ante*, dan (v) pemodelan eksplisit ruang (topologi) dalam model spasial. Aturan ini menekankan pentingnya ekspresi realistis variabel spasial eksplisit dalam spesifikasi model ekonometri seperti tindakan potensial (*altotropy*), fungsi peluruhan jarak, dan tata ruang (topologi).

### **2.7.1. Aspek Spasial**

Menurut Anselin (2010) aspek spasial (*spatial aspect*) dapat diklasifikasikan menjadi dua efek spasial (*spatial effect*), yaitu ketergantungan spasial (*spatial dependence*) dan heterogenitas spasial (*spatial heterogeneity*). Persamaan regresi sederhana dengan efek spasial adalah sebagai berikut:

$$Y = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mu_i + \varepsilon \quad : i = 1, 2, \dots, N \quad (2.90)$$

dimana :

$\mathbf{X}$  : vektor dari *independent variabel*

$Y$  : *dependent variabel*

$\mu_i$  : efek spasial

$\varepsilon$  : *error term* ( $\varepsilon \sim i. i. d.$ )

Terdapat 3 penggolongan pada persamaan dasar *spatial dependence*, yaitu:

- a. *Spatial lag (spatial autoregressive) model*, digunakan ketika fokus kajian adalah interaksi spasial dari *dependent variabel*. Dengan kata lain *dependent variabel* mempunyai struktur spasial (rata-rata tertimbang dari nilai daerah tetangganya). Dengan persamaan sebagai berikut:

$$y = \rho \mathbf{W}y + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mu_i + \varepsilon \quad (2.91)$$

Hipotesis :

$H_0 : \rho = 0$  (tidak ada dependensi *spatial autoregressive* pada model)

$H_0 : \rho \neq 0$  (ada dependensi *spatial autoregressive* pada model)

- b. *Spatial cross-regressive model*, digunakan ketika fokus kajian adalah interaksi spasial dari *independent variabel* terhadap *dependent variabel*.

Dengan persamaan sebagai berikut:

$$y = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}X\theta + \mu_i + \varepsilon \quad (2.92)$$

- c. *Spatial error model*, digunakan untuk mengkoreksi persamaan spasial sesuai dengan kegunaan spasial data. Dalam kasus ini tidak diketahui struktur dari hubungan spasial. Dengan kata lain *spatially correlated error* diperhitungkan menurut *unobservable feature* atau *omitted variables*.

Dengan persamaan sebagai berikut:

$$y = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mu_i + \mathbf{u}, \quad \mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}\mathbf{u} + \varepsilon \quad (2.93)$$

Hipotesis :

$H_0 : \lambda = 0$  (tidak ada dependensi *error* pada model)

$H_0 : \lambda \neq 0$  (ada dependensi *error* pada model)

dimana:

$y$  : *dependent variabel*

$W$  : *Spatial Weight Matrix*

$X$  : *independent variabel*

$\varepsilon$  : *Error term* ( $\varepsilon \sim i. i. d.$ )

$\rho, \beta, \theta, \lambda$ : parameters

$\mu_i$  : Spatial Effect

### 2.7.2. Matrix Penimbang Spasial (*Spatial Weight Matrix*)

Matriks pembobot merupakan element yang penting dalam *spatial econometrics*. Matriks ini menggambarkan adanya pengaruh *spatial dependence* terkait dengan kondisi ruang atau wilayah yang berdekatan. Dapat digambarkan bahwa pada observasi sejumlah  $N$ , matriks  $W$  adalah  $N \times N$  dengan elemen diagonal bernilai 0 dan elemen  $w_{ij}$  merepresentasikan intensitas efek antara dua provinsi yaitu  $i$  dan  $j$ . Anselin (2003) menggunakan 2 (dua) pendekatan untuk mendefinisikan matriks  $W$ , yaitu persentuhan/hubungan (*contiguity*) dan jarak (*distance*).

#### 1. Persentuhan/hubungan (*contiguity*)

Matriks bobot spasial berdasarkan persentuhan batas wilayah (*contiguity*), dan menyatakan bahwa interaksi spasial terjadi antar wilayah yang bertetangga yaitu yang memiliki persentuhan batas wilayah (*common boundary*). Terdapat 2 tipe umum interaksi dari *contiguity matrix*, antara lain:

- a. *Rook*, yaitu matriks persinggungan sisi yang mendefinisikan kode 1 untuk suatu daerah yang bersisian (*common side*) dengan daerah tetangga dan kode 0 untuk daerah lainnya.
- b. *Queen* yaitu matriks persinggungan sisi sudut yang mendefinisikan kode 1 untuk daerah yang bersisian atau titik sudutnya bertemu dengan daerah tetangganya dan kode 0 untuk daerah lainnya.

#### 2. Jarak (*distance*)

Interaksi ketetanggaan ditentukan oleh jarak antara dua wilayah. Hal ini sesuai dengan hukum pertama Tobler (1970) yang mengasumsikan bahwa semakin dekat jarak antara dua wilayah, maka hubungan yang dimiliki akan lebih kuat. Sebaliknya, jika semakin jauh jarak antara dua wilayah, maka interaksi yang dimiliki akan semakin lemah. Menghitung jarak dapat menggunakan :

- a. *Distance bands* yang diciptakan dengan membuat sebuah radius (jarak ambang minimum yang ditentukan) di sekitar setiap titik dan menghitung setiap titik dalam radius tersebut sebagai tetangga.
- b. *K-nearest neighbors* yang menentukan sekitar daerah/subjek penelitian.

Pada *contiguity matrix* seluruh daerah tetangga berbobot sama dengan jumlah total bobot sebesar 1. Sehingga jika terdapat 5 daerah tetangga, maka masing-masing daerah tetangga memiliki bobot  $1/5$  atau 0,2. Sedangkan untuk *distance matrix* bobot daerah tetangga tergantung dengan jarak daerah tersebut kepada daerah observasi. Oleh sebab itu, *distance matrix* menggunakan *row standardized* untuk mendapatkan bobot matriks spasial. Sehingga untuk satu daerah yang mempunyai beberapa tetangga secara spasial berdasarkan jarak mendapatkan total bobot sama dengan 1 untuk seluruh tetangga yang dimiliki. Misalnya jika terdapat dua daerah tetangga yaitu A dan B, masing-masing berjarak 1 km dan 3 km. Maka bobot masing-masing kota yang sudah di *row-standardized* antara lain A  $\left(\frac{1 \text{ km}}{1 \text{ km} + 3 \text{ km}}\right) = \frac{1}{4} = 0,25$  dan B  $\left(\frac{3 \text{ km}}{1 \text{ km} + 3 \text{ km}}\right) = \frac{3}{4} = 0,75$ .

Sementara pada penelitian ini, untuk kasus Indonesia yang merupakan negara kepulauan digunakan matriks jarak yang dilihat berdasarkan kedekatan ekonomi. Karena definisi jarak menurut *World Development Report 2009* adalah sesuatu yang dapat menunjukkan mudah atau sulitnya barang, jasa, tenaga kerja, modal, informasi dan ide-ide untuk melintasi ruang, sehingga mencerminkan kemudahan perpindahan arus modal, mobilitas tenaga kerja dan aliran barang dan jasa dari satu tempat ke tempat lain. Menurut Subekti (2011), istilah jarak lebih merujuk pada konsep ekonomi, bukan hanya sekedar jarak secara fisik. Oleh karena itu, untuk mewakili keterkaitan spasial yang mewakili konsep ekonomi, maka digunakan matriks penimbang yang berasal dari koefisien matriks penggunaan barang domestik Inter-Regional Input Output (IRIO) atas dasar harga produsen (adhp) Indonesia tahun 2005, atau disebut pula dengan matriks perdagangan antar provinsi. Koefisien matriks yang digunakan adalah matriks permintaan antara (matriks koefisien input perdagangan antar provinsi dengan mengasumsikan koefisien input perdagangan *intra-region* (dalam provinsi) adalah nol), dimana jika dilihat secara kolom menunjukkan komposisi penggunaan input yang diperlukan untuk melakukan kegiatan produksi di provinsi lain, koefisien ini menggambarkan keterkaitan antar sektor antar provinsi, kemudian matriks tersebut kemudian ditranspose sehingga secara baris menyatakan penggunaan input. Dengan demikian dalam penelitian ini akan

digunakan matriks pembobot jarak yang dilihat berdasarkan kedekatan ekonomi antar provinsi di Indonesia melalui rasio koefisien input dari matriks IRIO.

Matriks IRIO dihitung oleh Bappenas untuk tahun 2005. Sampai saat ini hanya satu-satunya matriks IRIO tahun 2005 yang pernah dibuat oleh Indonesia. Matriks IRIO menggambarkan keterkaitan ekonomi antar provinsi yang disajikan dalam bentuk tabel I-O. Matriks IRIO digunakan sebagai matriks penimbang spasial karena kaitannya dengan inflasi sebagai salah satu variabel ekonomi, sehingga dalam hal ini digunakan bobot jarak yang dilihat berdasarkan kedekatan ekonomi bukan hanya bobot jarak yang biasa digunakan.

Model IRIO pertama kali dikembangkan oleh Walter Isard (1951), dimana dalam penelitiannya dapat dilihat keterkaitan antar sektor antara provinsi satu dengan lainnya melalui matriks perdagangan antar wilayah, dikenal pula dengan *interregional spillover effect*, yaitu efek yang terjadi pada sektor-sektor perekonomian di suatu daerah tertentu yang disebabkan oleh permintaan output daerah lain. Tabel IRIO menggambarkan arus transaksi barang dan jasa antar sektor antar provinsi. Nazara (2003) juga menggunakan koefisien input dari table IRIO sebagai *spatial weight matrix* untuk melihat dependensi spasial antar provinsi di Indonesia. Menurut Nazara, ada 2 keuntungan melakukan analisis input-output pada tingkat regional. Pertama, karakteristik dan ciri suatu perekonomian regional bisa jadi berbeda dengan karakteristik perekonomian nasionalnya, meskipun perekonomian nasional tersebut terdiri dari perekonomian-perekonomian regional wilayahnya. Kedua, semakin kecil suatu perekonomian semakin besar ketergantungannya pada faktor-faktor eksogen diluar perekonomian tersebut. Interaksi antar provinsi ini dapat dibuktikan melalui beberapa analisis dalam table Input-Output, misalnya analisis angka pengganda (*multiplier effect*). Menurut Hartono, Nurdianto, dan Resosudarmo (2008) model input-output antar provinsi dapat dijelaskan dari tabel 2.1 berikut ini.

Tabel 2.1. Model IRIO tiga provinsi

Input \ Output	Permintaan Antara		
	Provinsi A	Provinsi B	Provinsi C
Provinsi A	0	$x_{AB}$	$x_{AC}$
Provinsi B	$x_{BA}$	0	$x_{BC}$
Provinsi C	$x_{CA}$	$x_{CB}$	0
<b>Total Input</b>	<b><math>X_A</math></b>	<b><math>X_B</math></b>	<b><math>X_C</math></b>

Bentuk matriks transaksi arus barang dan jasa antar provinsi yang terbentuk adalah sebagai berikut

$$X_{ij} = \begin{bmatrix} x_{AA} & x_{AB} & x_{AC} \\ x_{BA} & x_{BB} & x_{BC} \\ x_{CA} & x_{CB} & x_{CC} \end{bmatrix}$$

Kemudian matriks  $X_{ij}$  tersebut distandarkan dalam bentuk  $W_{ij}$  untuk memenuhi sifat bobot  $\sum_{j=1}^N w_{ij} = 1, j \neq i$  yang dilihat dari rasio antara matriks permintaan antara terhadap total input (rasio koefisien input) yang menggambarkan arus barang dan jasa dari provinsi A ke provinsi B atau provinsi C kemudian ditranspose secara baris sehingga menyatakan penggunaan input, atau disebut juga dengan koefisien matriks perdagangan antar provinsi yang dihitung sebagai berikut:

$$w_{ij} = \frac{x_{ij}}{X_j}; j \neq i \quad (2.94)$$

dengan jumlah bobot untuk setiap rasio koefisien input (total kolom) adalah 1 kemudian ditranspose secara baris sehingga menyatakan penggunaan input,  $\sum_{j=1}^N w_{ij} = 1$ .

Sebagai contoh:

$$w_{AB} = \frac{x_{AB}}{X_B} \text{ atau } w_{BA} = \frac{x_{BA}}{X_A}$$

$w_{AB}$  menggambarkan arus barang dan jasa dari provinsi A ke provinsi B sedangkan  $w_{BA}$  menggambarkan arus barang dan jasa dari provinsi B ke provinsi A. Diagonal matriks bobot rasio koefisien input  $W_{ij}$  adalah nol yang diasumsikan

koefisien input perdagangan *intra-region* (dalam provinsi) adalah nol. Sehingga bentuk matriks bobot *distance* yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$W_{ij} = \begin{bmatrix} 0 & \frac{x_{AB}}{X_A} & \frac{x_{AC}}{X_A} \\ \frac{x_{BA}}{X_B} & 0 & \frac{x_{BC}}{X_B} \\ \frac{x_{CA}}{X_C} & \frac{x_{CB}}{X_C} & 0 \end{bmatrix} \quad (2.95)$$

Matriks bobot  $W_{ij}$  kemudian ditranspose sehingga secara baris menyatakan total penggunaan input untuk seluruh provinsi adalah 1. Matriks bobot  $W_{ij}$  bukan merupakan matriks yang simetris, karena efek timbal balik 2 provinsi yang berpasangan tentunya berbeda, terutama dalam kondisi riil seperti dalam hal ekonomi. Sebagai contoh, apakah dampak harga dari Provinsi Jawa Barat ke provinsi DKI Jakarta apakah sama dengan dampak harga dari Provinsi DKI Jakarta ke Provinsi Jawa Barat, hal ini tentu tidak sama, tergantung dari *spillover* tiap provinsi ke provinsi lain yang pasti berbeda.

Dalam hal matriks penimbang spasial ini, merujuk pada penelitian yang dilakukan oleh Kukenova dan Monteiro (2009) dalam Subekti (2011), notasi untuk matriks penimbang pada model *spatial lag* adalah  $W$ . Pendekatan untuk matriks penimbang spasial  $W$  menggunakan variabel-variabel yang mewakili jarak riil dan variabel-variabel yang menyiratkan adanya *spillover* (dampak tak langsung atau imbas) antar wilayah. Matriks penimbang spasial  $W$  yang terbentuk nantinya akan menggambarkan keterkaitan secara spasial yang kuat, selain itu juga digunakan sebagai salah satu variabel instrument dalam estimasi model. Model spasial lag dinamis yang dikembangkan oleh Kukenova dan Monteiro (2009) nantinya yang akan digunakan dalam model penelitian ini.

## 2.8. Uji Spesifikasi Model

Untuk menguji hipotesis penelitian ini, penyusun menggunakan beberapa metode, antara lain *panel unit root test*, *Granger Causality Test*, regresi panel data

dinamis yang terdiri dari uji Arellano-Bond dan uji Sargan, uji kecepatan konvergensi dan *half life*.

### 2.8.1. Panel Unit Root Test

Menurut Levin, Lin dan Chu (2002) penggunaan metode ini lebih relevan untuk panel data dengan ukuran moderat. Jika dimensi waktu (*time series*) panel sangat besar maka prosedur *unit root test* biasa akan secara umum cukup kuat untuk diaplikasikan pada tiap individu secara terpisah pada data panel. Penelitian menggunakan data dengan *series* yang mengandung tren, maka perlu dilakukan pengujian *unit root*. Untuk memastikan bahwa hubungan antara variabel dependen dan variabel independen tidak menunjukkan *spurious regression*. Bila hasil pengujian menunjukkan adanya tren pada data level, maka seperti biasanya harus dilakukan pembedaan pertama (*first differencing*) untuk menghindari terjadinya hasil yang *misleading*.

Karena data yang digunakan adalah data panel, maka pengujian *unit root* menggunakan *panel unit root*. Pengujian ini disarankan oleh Baltagi (2005) untuk data panel dengan N dan T yang tidak terlalu besar. Statistik uji yang digunakan dalam pengujian *panel unit root* merupakan pengembangan lebih lanjut dari statistik uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) dan *Philips-Perron* (PP), yaitu *common unit root* yang terdiri dari statistik uji *Levin, Lin and Chu* (LLC) dan *Breitung's test*; serta *individual unit root* yang terdiri dari statistik uji *Im, Pesaran and Shin* (IPS), *ADF-Fisher test* dan *PP-Fisher test*. Setelah diperoleh hasil pengujian yang menyatakan bahwa *series* dari data panel tidak mengandung *unit root* maka estimasi bisa dilaksanakan. Spuru (2008) juga menggunakan *panel unit root test*, yaitu IPS (*Im, Pesaran and Shin*) test dengan bentuk persamaan sebagai berikut:

$$\Delta P_{i,t} = \alpha_i + (\beta - 1)P_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} c_{i,j} \Delta P_{i,t-j} + u_{i,t} \quad (2.96)$$

dimana  $i = 1, \dots, N$  dan  $t = 2, \dots, T$ .

dengan uji hipotesis ADF (*panel unit root test*) adalah :

$$H_0 : \beta = 1$$

$$H_1 : \beta < 1$$

dimana  $\beta$  merupakan unit root.

Hipotesis akan ditolak jika  $p\text{-value} < \alpha$ .  $H_0$  ditolak berarti bahwa variabel *dependent* maupun variabel *independent* sudah tidak mengandung panel unit root lagi atau dengan kata lain data panel sudah stasioner dalam mean.

## **2.8.2. Aplikasi Regresi Data Panel**

Regresi panel data yang digunakan dalam penelitian ini adalah regresi data panel dinamis spasial dan regresi data panel dinamis non spasial, yaitu:

### **2.8.2.1. Uji Spesifikasi Parameter Model Data Panel Spasial Dinamis dan Model Data Panel Dinamis**

Secara umum, permasalahan utama dalam aplikasi regresi data panel dinamis adalah penentuan variabel instrument yang akan digunakan untuk estimasi model empiris. Tahap awal dalam menentukan instrument variabel adalah seluruh variabel penjelas (*explanatory variabel*) selain *lag* dari variabel dependen diasumsikan *strictly exogenous* (merupakan variabel eksogen terbatas).

Sehingga dalam hal ini, penyusun menggunakan metode *Generalized Method of Moment* (GMM), karena menurut Baltagi (2005) *micro panel data* sangat besar kemungkinannya untuk mengalami kesalahan pengukuran (*measurement error*) dalam variabel penjelas sehingga menghasilkan bias dan inkonsistensi pada estimasi OLS. Tujuan lain penggunaan GMM adalah mengatasi *downward (upward) biased* pada OLS dan *fixed effects* (Badinger, Mtiller, dan Tondl, 2004). Disamping itu, menurut Wooldridge (2002) pemakaian metode GMM juga diperlukan karena terdapat *lagged dependent variabel* dalam model yang dapat menyebabkan problem endogenitas.

Keempat metode, FD-GMM, SYS-GMM, SCAB maupun SCAB harus diuji apakah variabel instrument yang digunakan adalah valid dengan menggunakan statistik uji Sargan.

#### **1. Uji Sargan**

Menurut Caselli dkk. (1996), pada model GMM penting untuk mengetahui validitas dari variabel instrument yang jumlahnya melebihi parameter yang diestimasi (kondisi *overidentifying*). Uji statistik Sargan menurut Caselli dkk. (1996) adalah sebagai berikut:

$$S = \hat{\mathbf{v}}' \mathbf{Z} \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i' \hat{\mathbf{v}}_i \hat{\mathbf{v}}_i' \mathbf{Z}_i \right)^{-1} \mathbf{Z}' \hat{\mathbf{v}} \quad \tilde{\alpha} \chi_{M-\kappa}^2 \quad (2.97)$$

dengan  $\mathbf{Z}$  merupakan matriks variabel instrumen, sedangkan  $\hat{\mathbf{v}}$  adalah komponen error dari estimasi model, dimana  $\hat{\mathbf{v}} = [\hat{v}'_1, \dots, \hat{v}'_N]'$  dengan hipotesis nol adalah  $E(\mathbf{Z}_i' \mathbf{v}_i) = 0$ . Statistik uji  $S$  berdistribusi asimtotik  $\chi_{M-\kappa}^2$  dengan  $M$  adalah jumlah instrumen dan  $\kappa$  jumlah parameter yang diestimasi.  $H_0$  akan ditolak jika nilai  $\chi_{M-\kappa}^2$  lebih besar dari khi kuadrat tabel. Dengan uji hipotesis nol yang menyatakan bahwa variabel instrument yang digunakan adalah valid. Hasil pengujian yang diharapkan adalah hipotesis nol diterima, yang berarti tidak cukup bukti untuk menolak bahwa variabel instrument yang digunakan adalah valid (variabel instrument tidak berkorelasi dengan error). Jika hipotesis ditolak, maka perlu dilakukan penambahan variabel instrument dengan membuat kombinasi pasangan dengan variabel independen lainnya yang sebelumnya diasumsikan *strictly exogenous* (variabel eksogen terbatas).

## 2. Uji Arellano-Bond (*AB test*)

Selain menggunakan uji Sargan, pengujian tambahan perlu dilakukan untuk model FD-GMM dan SYS-GMM, yaitu statistik uji Arellano-Bond “ $m_1$ ” dan “ $m_2$ ”. Hipotesis nol dari uji Arellano-Bond adalah terjadi autokorelasi pada *error*. Diberikan persamaan model *first differencing* sesuai persamaan (2.28) sebagai berikut:

$$\Delta y_{it} = \boldsymbol{\beta} \Delta \mathbf{x}_{it} + \delta \Delta y_{i,t-1} + \Delta v_{it}$$

dimana:

$y_{i,t}$  = variabel dependen pengamatan ke- $i$  periode ke- $t$  dengan ukuran  $N \times 1$

$v_{i,t}$  = vector error pada pengamatan ke- $i$  periode ke- $t$  dengan ukuran  $N \times 1$

$\delta$  = skalar

$\mathbf{x}_{it}$  = matriks variabel independen pengamatan ke- $i$  periode ke- $t$  dengan ukuran  $N \times K$

$\boldsymbol{\beta}$  = vektor konstanta yang berukuran  $K \times 1$

dengan  $N = \sum_i (T_i - 2)$ .  $\Delta v_{it}$  merupakan vektor yang berukuran  $\sum_{i=1}^N (T_i - 2)$

dari error yang tidak berkorelasi yang menyatakan penggunaan level *lag* T-2 dan periode sebelumnya sebagai instrument untuk persamaan *first differencing*

(Arellano dan Bond, 1991). Sementara  $\Delta v_{it-2}$  merupakan vektor error yang di *lag* sebanyak dua kali sehingga ukurannya menjadi  $\sum_{i=1}^N (T_i - 4)$ .  $E(\Delta v_{it}, \Delta v_{it-1})$  tidak harus bernilai nol, namun konsistensi estimator GMM bergantung pada asumsi  $E(\Delta v_{it}, \Delta v_{it-2}) = 0$ . Hipotesis null menyatakan bahwa  $\Delta v_{it}$  dan  $\Delta v_{it-2}$  tidak berkorelasi serial.

Dalam hal ini, uji statistik “m<sub>1</sub>” dan uji statistik “m<sub>2</sub>” mengacu pada komponen error yang digunakan dalam model, dimana hipotesis nol untuk uji statistik “m<sub>1</sub>” yaitu adanya pengaruh efek individu yang menyebabkan heterogenitas antar observasi i, sedangkan hipotesis nol untuk uji statistik “m<sub>2</sub>” yaitu adanya pengaruh *lag* variabel *dependent* pada observasi ke-i periode ke-t.

Secara umum, uji statistik Arellano Bond untuk korelasi serial komponen error order ke-m pada persamaan *first difference* adalah sebagai berikut:

$$A(m) = \frac{\hat{v}'_{i,t-m} \hat{v}_*}{\hat{\rho}^{1/2}} \quad (2.98)$$

Dengan  $\hat{v}_*$  menyatakan estimasi komponen error lag ke-m dan  $\hat{v}$  menyatakan komponen error dari estimasi model. Statistik uji A berdistribusi asimtotik  $N(0,1)$ , dimana hipotesis akan tolak  $H_0$  jika  $Z_{hitung} > Z_{tabel}$ .

Statistik uji “m<sub>1</sub>” merupakan pengujian untuk menguji bahwa tidak terdapat korelasi serial orde pertama dari error pada persamaan *first difference*. Statistik uji “m<sub>2</sub>” merupakan pengujian untuk menguji bahwa tidak terdapat korelasi serial orde kedua dari error pada persamaan *first difference*. Uji statistik Arellano dan Bond untuk korelasi serial komponen order ke-1 dan ke-2 pada *first differencing* adalah sebagai berikut :

$$m_1 = \frac{\widehat{\Delta v}'_{i,t-1} \widehat{\Delta v}_*}{(\widehat{\Delta v})^{\frac{1}{2}}} \tilde{a} N(0,1) \quad (2.99)$$

$$m_2 = \frac{\widehat{\Delta v}'_{i,t-2} \widehat{\Delta v}_*}{(\widehat{\Delta v})^{\frac{1}{2}}} \tilde{a} N(0,1) \quad (2.100)$$

dimana :

$\widehat{\Delta v}'_{i,t-1}$  : vektor error orde pertama dari serial error yang tidak saling berkorelasi dengan ukuran  $q = \sum_{i=1}^N (T_i - 2)$

$\widehat{\Delta v}'_{i,t-2}$  : vektor error orde kedua dari serial error yang tidak saling berkorelasi dengan ukuran  $q = \sum_{i=1}^N (T_i - 4)$

$\widehat{\Delta v}'_*$  : vektor error terpancang yang bersesuaian dengan  $\Delta v_{it-2}$  berukuran  $q \times 1$  dan mempunyai ukuran yang sama dengan variabel penjelas  $\Delta x$

$$\widehat{\Delta v} = \sum_{i=1}^N \widehat{\Delta v}'_{i,t-2} \widehat{\Delta v}_* \widehat{\Delta v}'_{i,t-2} - 2 \widehat{\Delta v}'_{i,t-2} \Delta x [(\Delta y_{-1}, \Delta x) \mathbf{Z} \widehat{\Lambda}^{-1} \mathbf{Z}' (\Delta y_{-1}, \Delta x)]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i \Delta v_i \Delta v_{i*}' \widehat{\Delta v}_{i,t-2} \right] + \widehat{\Delta v}'_{i,t-2} \Delta x \widehat{avar}(\widehat{\delta}) \Delta x' \widehat{\Delta v}_{i,t-2}.$$

$\mathbf{Z}_i$  = matriks instrumen berukuran  $1 \times K$ , yaitu matriks yang berisi variabel-variabel instrumen dan telah memenuhi syarat-syarat sebagai variabel instrumen.  $\mathbf{Z}_i$  didefinisikan sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_i = [x_1 \quad x_2 \quad \dots \quad x_{k-1} \quad z_1].$$

$\widehat{\Lambda}^{-1}$  = matriks penimbang optimal yang digunakan untuk memperoleh *two-step consistent estimator* bagi  $\delta$ .

Konsistensi GMM pada  $m_1$  ditunjukkan nilai statistik yang signifikan (tolak  $H_0$ ) sedangkan konsistensi GMM pada  $m_2$  ditunjukkan nilai statistik yang tidak signifikan (gagal tolak  $H_0$ ).

### 3. Granger Causality Test

Tujuan dari uji kausalitas Granger antara inflasi dengan beberapa variabel yang diteliti adalah untuk mengetahui variabel-variabel mana yang lebih dahulu mempengaruhi inflasi atau sebaliknya inflasi yang lebih dahulu mempengaruhi variabel-variabel lainnya. Hasil pengujian kausalitas Granger juga memperlihatkan bahwa antar variabel saling mempengaruhi dengan inflasi atau justru tidak saling mempengaruhi. Akan tetapi, hal ini tidak berarti bahwa jika suatu variabel signifikan mempengaruhi inflasi bukan berarti variabel tersebut berpengaruh signifikan terhadap model data panel (Subekti, 2011).

Hubungan kausalitas dapat dibagi atas tiga kategori, yaitu hubungan kausalitas satu arah, hubungan kausalitas dua arah, dan hubungan timbal balik. Menurut Solihin (2011), persamaan uji kausalitas Granger data panel atas regresi model *pooled* dapat diuraikan sebagai berikut:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t(t-1)} + \dots + \alpha_p y_{t(t-p)} + \beta_1 x_{t(t-1)} + \dots + \beta_p x_{t(t-p)} + \varepsilon_{it} \quad (2.101)$$

$$x_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t(t-1)} + \dots + \alpha_p x_{t(t-p)} + \beta_1 y_{t(t-1)} + \dots + \beta_p y_{t(t-p)} + \varepsilon_{it} \quad (2.102)$$

Persamaan (2.101) merupakan hubungan kausalitas satu arah dari X ke Y apabila koefisien  $\beta_1 \neq 0$ . Begitu pula untuk persamaan (2.102) merupakan

hubungan kausalitas satu arah dari Y ke X apabila koefisien  $\beta_1 \neq 0$ . Jika kedua persamaan tersebut terjadi maka terjadi hubungan kausalitas dua arah antara X dan Y atau hubungan timbal balik antara X dan Y. Dengan uji hipotesis adalah X tidak mempengaruhi Y dan Y tidak mempengaruhi X.

#### 4. *Wald Test*

Statistik uji ini digunakan untuk menguji signifikansi parameter yang digunakan dalam model secara serentak antara variabel dependen dan variabel independen yang berdistribusi asimtotik *chi-square* dengan *null hypothesis* yang menyatakan bahwa tidak ada hubungan dalam model estimasi dan  $H_0$  ditolak jika  $p\text{-value} < \alpha$ .

#### **2.8.2.2. Uji Kecepatan Konvergensi dan *half life***

Uji konvergensi beta menghasilkan 2 indikator, yaitu uji kecepatan laju konvergensi inflasi dan uji *half-life*. Uji kecepatan laju konvergensi inflasi digunakan untuk menguji laju konvergensi inflasi dari suatu daerah, yang mengukur seberapa cepat konvergensi inflasi akan *steady state* (menuju garis keseimbangan dimana laju inflasi antar provinsi akan memiliki kemiripan satu dengan lainnya). Laju konvergensi inflasi dihitung dengan menggunakan persamaan sebagai berikut:

$$\lambda = -\frac{\ln(\beta)}{T} \quad (2.103)$$

dimana T adalah jumlah periode waktu.

Uji *half-life* ( $t^*$ ) menunjukkan waktu yang dibutuhkan untuk mencapai kondisi *steady state* dari proses konvergensi inflasi atau waktu yang diperlukan untuk tercapainya setengah dari konvergensi inflasi, dihitung sebagai:

$$t^* = \frac{-\ln 0.5}{\ln(\beta)/T} = \frac{\ln 2}{\lambda} \quad (2.104)$$

Jika hipotesis null ditolak ( $\beta < 0$ ) maka disimpulkan bahwa daerah yang tinggi inflasinya akan mengalami penurunan dan konvergen pada tingkat inflasi yang sama. Jika nilai beta semakin mendekati nol, maka proses konvergensi inflasi akan cenderung lambat.

## **BAB 3**

### **METODOLOGI PENELITIAN**

Pada bab ini akan dipaparkan mengenai metodologi dalam rangka mencapai tujuan penelitian yang meliputi sumber data, variabel yang digunakan dan metode analisis.

#### **3.1. Sumber Data**

Data yang digunakan adalah data pasca tahun 2000 untuk meneliti konvergensi inflasi dan pengaruh *spatial dependence* antar propinsi di Indonesia. Periode tersebut dipilih karena merupakan periode setelah masa krisis moneter yang terjadi di Indonesia pada tahun 1998. Data yang digunakan adalah data yang bersumber dari data sekunder berupa Indeks Harga Konsumen (IHK) yang diterbitkan oleh Badan Pusat Statistik (BPS) per ibukota propinsi, dan data Statistik Ekonomi dan Keuangan (SEKI) yang diterbitkan oleh Bank Indonesia (BI). Penelitian ini menggunakan data panel tahunan dari seluruh propinsi di Indonesia, sebelum dilakukan pemekaran. Karena matriks IRIO yang digunakan adalah matriks IRIO 2005, selain itu variabel IHK dilakukan *rebasing* ke tahun 2002 dimana belum semua propinsi baru mulai menghitung IHK pada tahun tersebut. Sehingga jumlah propinsi yang di analisis adalah 26 propinsi di Indonesia kecuali Propinsi Banten, Kepulauan Riau, Bangka-Belitung, Gorontalo, Sulawesi Barat, Maluku Utara dan Papua Barat dalam rentang waktu 2002-2013. Kecuali untuk model konvergensi yang melibatkan variabel suku bunga dilakukan dalam rentang waktu 2002-2014. Pengolahan data dilakukan menggunakan aplikasi ekonometrika yaitu *software Stata* dan *Eviews*.

#### **3.2. Variabel Penelitian**

Data variabel independen dalam penelitian ini yaitu : *lag* inflasi, pertumbuhan ekonomi; suku bunga SBI; jumlah uang beredar; dan indeks harga BBM. Sementara data variabel dependen adalah data IHK tahunan dari 26

propinsi yang ada di Indonesia. Definisi operasional masing-masing variabel dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Harga (P)

Data harga yang digunakan bersumber dari data IHK ibukota provinsi yang dinyatakan dalam bentuk logaritma natural. Dasar penggunaan IHK ibukota provinsi ini adalah ibukota provinsi sebagai pusat pertumbuhan yang akan mempengaruhi daerah lainnya yang berada pada propinsi yang sama cukup merepresentasikan harga pada level propinsi (Subekti, 2011).

2. Pertumbuhan Ekonomi (Y)

Data pertumbuhan ekonomi diperoleh dari data Produk Domestik Regional Bruto Atas Dasar Harga Konstan (PDRB ADHK) dari 26 propinsi di Indonesia (dengan periode 2002 s.d 2013). PDRB pada dasarnya merupakan jumlah dari nilai tambah yang dihasilkan oleh seluruh unit usaha dalam suatu daerah, atau merupakan jumlah nilai barang dan jasa akhir yang dihasilkan oleh seluruh unit ekonomi pada suatu daerah. PDRB dibedakan menjadi dua, yaitu PDRB atas dasar harga berlaku dan atas dasar harga konstan. PDRB atas dasar harga berlaku menggambarkan nilai tambah barang dan jasa yang dihitung menggunakan harga pada tahun berjalan, sedang PDRB atas dasar harga konstan menunjukkan nilai tambah barang dan jasa tersebut yang dihitung menggunakan harga yang berlaku pada satu tahun tertentu sebagai tahun dasar. PDRB menurut harga berlaku digunakan untuk mengetahui kemampuan sumber daya ekonomi, pergeseran, dan struktur ekonomi suatu daerah. Sedangkan, PDRB konstan digunakan untuk mengetahui pertumbuhan ekonomi secara riil dari tahun ke tahun atau pertumbuhan ekonomi yang tidak dipengaruhi oleh faktor harga. Dalam penelitian ini pertumbuhan ekonomi diukur dalam persen.

3. Suku Bunga SBI (IR)

Suku bunga nominal yang digunakan adalah suku bunga acuan dari BI (BI rate). Dalam Kamus Lengkap Ekonomi (2000), suku bunga (*interest rate*) merupakan kompensasi yang dibayar peminjam dana kepada yang meminjamkan. Suku bunga yang dipakai adalah suku bunga riil yang diperoleh dengan persamaan Fisher, yaitu suku bunga nominal dikurangi dengan tingkat inflasi

yang diharapkan sesuai persamaan (2.3). Tingkat inflasi yang diharapkan ( $\pi^e$ ) diproksi dari inflasi IHK periode sebelumnya. Satuannya dalam bentuk persen.

#### 4. Jumlah Uang Beredar (M1)

Jumlah uang beredar yang digunakan adalah jumlah uang beredar dalam arti sempit (M1). Dalam istilah moneter, M1 terdiri dari uang kartal dan uang giral. Data jumlah uang beredar riil (M1) diproksi dengan membagi besarnya jumlah uang beredar dalam arti sempit dengan tingkat harga lalu ditransformasi ke dalam bentuk logaritma natural, atau dihitung dengan persamaan :  $M1 = \ln JUB - P$ . Menurut Subekti (2011), dikarenakan keterbatasan data jumlah uang beredar pada level propinsi, maka untuk variabel jumlah uang beredar dilakukan estimasi dengan metode proporsi jumlah uang beredar dalam arti sempit (M1) pada level nasional dengan alokator yang digunakan adalah PDRB atas dasar harga berlaku menurut propinsi (adhb). Alasan penggunaan PDRB adhb menurut Subekti (2011) adalah dikarenakan korelasinya yang tinggi dengan jumlah uang beredar pada level nasional.

#### 5. Indeks Harga BBM (BM)

Merupakan proksi dari *administred prices* (harga komoditas-komoditas yang di atur oleh pemerintah) yang dinyatakan dalam bentuk logaritma natural. Indeks harga ini dikonstruksi dari perkembangan harga bensin premium, harga solar dan harga minyak tanah berdasarkan nilai konsumsi masing-masing yang bersumber dari BPS.

Data dasar dan sumber data yang akan digunakan dalam penelitian ini dapat dilihat pada tabel 3.1 berikut:

**Tabel 3.1 Keterangan Data Dasar dan Sumbernya**

No	Variabel	Keterangan	Sumber
1	lnIHK (P)	<i>rebasing</i> : tahun dasar 2002	BPS : diolah
2	Pertumbuhan ekonomi (Y) :PDRB adhk	<i>rebasing</i> : tahun dasar 2000 (%)	BPS : diolah
3	Suku Bunga (IR)	<i>BI Rate</i> (%)	BI
4	Jumlah uang beredar (M1)	Jumlah uang beredar dalam level nasional (dalam arti sempit/ M1)	BI : diolah
5	Indeks harga BBM (BM)	<i>rebasing</i> : tahun dasar 2002	BPS : diolah
6	PDRB adhb	PDRB atas dasar harga berlaku (juta rupiah)	BPS
7	IRIO 2005	Digunakan sebagai matriks penimbang spasial model <i>spatial lag</i> (W)	Bapenas dan BPS : diolah
	<i>i</i>	<i>Identity</i>	Provinsi-provinsi di Indonesia
	<i>t</i>	<i>Time</i>	Periode waktu
	$\varepsilon_{it}$	<i>Error</i>	

### 3.3. Spesifikasi Model

Pada penelitian ini, penghitungan konvergensi inflasi hanya difokuskan pada *beta convergence* (*absolute* dan *conditional*). *Absolute beta convergence* berfungsi sebagai alat untuk mengkonfirmasi keberadaan inflasi antar wilayah atau propinsi di Indonesia. Sementara *conditional beta convergence* merupakan

alat untuk membandingkan model klasik (non spasial) dan model spasial. Model klasik disini adalah model yang menganggap tiap propinsi berdiri sendiri (independen), tanpa memperhitungkan hubungan spasial antar propinsi. Spesifikasi model konvergensi beta kondisional yang dibangun terdiri dari dua model, yaitu model konvergensi beta kondisional inflasi dinamis dan model konvergensi beta kondisional inflasi dinamis spasial. Berdasarkan uraian pada bab sebelumnya, spesifikasi model penelitian yang dibangun mengacu pada penelitian Kocenda dan Papell (1997) dan Darinda (2014).

Dalam penelitian ini, dibangun lima model masing-masing untuk estimasi konvergensi inflasi dan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat inflasi dan faktor-faktor yang mempengaruhi pembentukan konvergensi inflasi, dimana metode GMM yang digunakan untuk mengestimasi konvergensi beta inflasi dan faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat inflasi adalah metode AB-GMM dan SYS-GMM dalam estimasi *twostep noconstant*, sehingga akan dilihat nantinya metode mana yang lebih konsisten dan efisien dalam mengestimasi konvergensi inflasi dan faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat inflasi. Sehingga nanti diharapkan hasil estimasi dengan metode SYS-GMM dapat lebih tepat dalam menggambarkan variabel ekonomi yang berpengaruh dalam membentuk konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia.

Model yang dibentuk dalam penelitian ini terdiri dari: model konvergensi inflasi pada tiap provinsi di Indonesia (dengan periode 2002-2014) sesuai dengan persamaan (2.72) terdiri dari 3 (tiga) model; dan model untuk faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi dinamis (dengan periode 2002-2013) sesuai dengan persamaan (2.80) adalah sebagai berikut:

1. Model empiris untuk melihat proses konvergensi beta absolut dinamis antar provinsi di Indonesia (tanpa melibatkan faktor ekonomi, karakteristik wilayah, dsb):

$$\Delta P_{i,t} = \beta \tilde{P}_{i,t-1} + \delta \Delta P_{i,t-1} + v_{i,t}. \quad (3.1)$$

2. Model konvergensi beta kondisional inflasi dinamis antar provinsi di Indonesia (dengan memasukkan variabel diferensial inflasi, *lag* perubahan

laju inflasi dan penyesuaian IR yang diharapkan berpengaruh dalam pembentukan konvergensi inflasi):

$$\Delta P_{i,t} = \beta \tilde{P}_{i,t-1} + \gamma \Delta IR_{i,t} + \delta \Delta P_{i,t-1} + v_{i,t}. \quad (3.2)$$

dengan nilai parameter yang diharapkan adalah  $\beta, \gamma < 0$  dan  $\delta > 0$ .

dimana

$\Delta P_{i,t} = P_{i,t} - P_{i,t-1}$  : Selisih antara indeks harga provinsi ke-i periode t dengan indeks harga provinsi ke-i pada periode t-1 dengan  $i = 1, \dots, 26$  dan  $t = 1, \dots, 12$  (tahun)

$\Delta P_{i,t-1}$  : *Lag* inflasi (perubahan indeks harga) atau *lag*  $\Delta P$

$\tilde{P}_{i,t} = P_{i,t} - P_{i,0}$  : Selisih antara indeks harga provinsi ke-i periode t dengan indeks harga provinsi pada tahun dasar (digunakan sebagai *benchmark*) atau diferensial inflasi

$\tilde{P}_{i,t-1}$  : *Lag* diferensial inflasi atau *lag*  $\tilde{P}$

$\Delta IR$  : Penyesuaian suku bunga riil

$v_{i,t}$  : *error term*,  $v_{i,t} \sim IIDN(0, \sigma_v^2)$

$\beta$  : koefisien konvergensi

Model (3.1) digunakan untuk mengestimasi konvergensi beta inflasi di Indonesia. Konvergensi inflasi dapat terjadi apabila nilai koefisien dari beta kurang dari nol. Model penelitian (3.2) juga memberikan informasi apakah variabel suku bunga riil berpengaruh nyata dalam pembentukan konvergensi inflasi di Indonesia.

### 3. Model empiris konvergensi beta kondisional inflasi spasial dinamis

$$\Delta P_{i,t} = \beta \tilde{P}_{i,t-1} + \gamma \Delta IR_{i,t} + \rho W \Delta P_{i,t} + \delta \Delta P_{i,t-1} + v_{i,t}. \quad (3.3)$$

dengan nilai parameter yang diharapkan adalah  $\beta, \gamma < 0$ , dan  $\delta, \rho > 0$ .

### 4. Model empiris untuk faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi dinamis

$$\Delta P_{i,t} = \delta_1 \Delta P_{i,t-1} + \delta_2 \Delta Y_{it} + \delta_3 \Delta IR_{it} + \delta_4 \Delta M1_{it} + \delta_5 \Delta BM_{it} + v_{i,t}. \quad (3.4)$$

dan model empiris untuk spasial dinamis adalah sebagai berikut:

$$\Delta P_{i,t} = \delta_1 \Delta P_{i,t-1} + \delta_2 \Delta Y_{it} + \delta_3 \Delta IR_{it} + \delta_4 \Delta M1_{it} + \delta_5 \Delta BM_{it} + \rho W \Delta P_{i,t} + v_{i,t}. \quad (3.5)$$

dengan nilai parameter yang diharapkan adalah  $\delta_3, \delta_4 < 0$  sedangkan  $\rho, \delta_1, \delta_2, \delta_5 > 0$ .

dimana:

$\Delta Y$	: Perubahan pertumbuhan ekonomi
$\Delta M1$	: Perubahan jumlah uang beredar riil
$\Delta BM$	: Perubahan indeks harga BBM
$\rho$	: Koefisien <i>spatial autoregressive</i>
$W$	: matriks penimbang spasial
$W\Delta P$	: efek interaksi spasial dimana laju inflasi pada suatu provinsi ditentukan oleh laju inflasi dari provinsi lainnya

subskrip  $(it)$  atau  $(i, t - 1)$  menunjukkan kondisi pada provinsi ke- $i$  dan tahun ke- $t$  atau tahun sebelumnya. Variabel harga ( $P$ ), jumlah uang beredar riil ( $M1$ ), dan indeks harga BBM ( $BM$ ) dinyatakan dalam bentuk logaritma natural, sementara untuk variabel suku bunga riil ( $IR$ ) dan pertumbuhan ekonomi ( $Y$ ) dinyatakan dalam bentuk persentase. Model umum pada persamaan (3.1) sampai dengan (3.5) dinyatakan dalam bentuk *first differencing*, sehingga jika menggunakan data level maka tanda delta ( $\Delta$ ) harus dihilangkan.

### 3.4. Metode Analisis Data

Secara ringkas, langkah-langkah penelitian dijabarkan sebagai berikut:

1. Melakukan *pre-processing* data untuk model faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi, dilakukan transformasi logaritma natural khususnya untuk variabel indeks harga ( $P$ ) dan jumlah uang beredar dalam arti sempit ( $M1$ ). Kemudian variabel  $M1$  tersebut dikurangi dengan  $P$  masing-masing provinsi untuk mendapatkan data *cross section* provinsi. Untuk variabel tingkat suku bunga BI Rate (suku bunga nominal) dikurangi dengan tingkat inflasi masing-masing provinsi untuk mendapatkan data *cross section* provinsi sehingga didapat tingkat suku bunga riil ( $IR$ ). Khusus untuk variabel  $M1$  dilakukan proporsi PDRB adhb menurut provinsi.

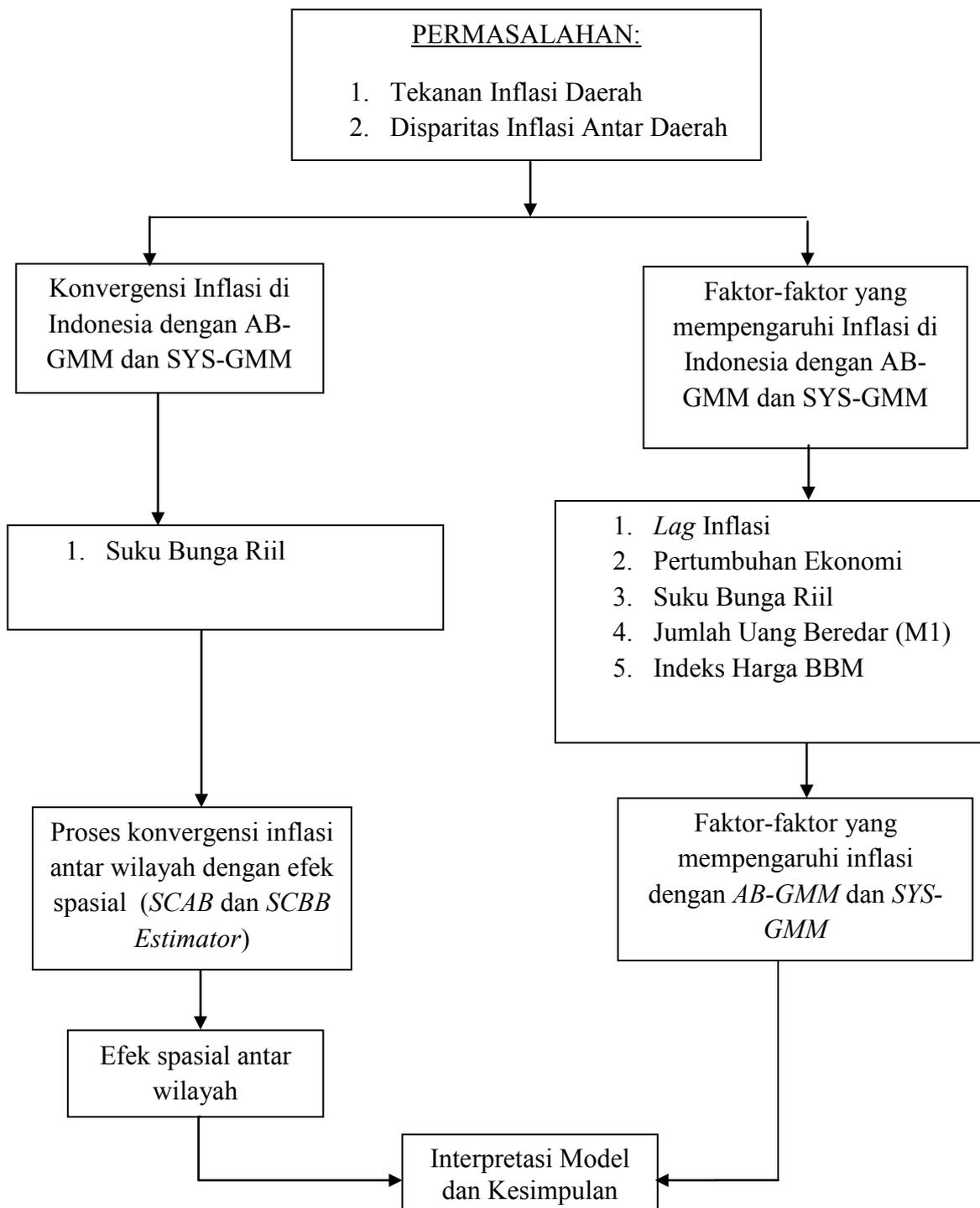
Variabel pertumbuhan ekonomi (Y) dilakukan penghitungan dari PDRB adhk menurut provinsi dan variabel BM penghitungannya didasarkan pada Nilai Konsumsi BBM masing-masing provinsi. Sementara itu untuk model konvergensi beta inflasi, variabel P dilakukan pengurangan dengan indeks harga provinsi pada tahun dasar untuk mendapatkan variabel P yang baru (dalam hal ini dinotasikan dengan  $\tilde{P}$ ).

2. Melakukan uji stasionaritas data (*panel unit root test*) terhadap variabel penelitian.
3. Melakukan uji kausalitas Granger antara inflasi dengan beberapa variabel yang diteliti.
4. Melakukan pemodelan konvergensi beta absolut inflasi panel dinamis tanpa efek spasial dan konvergensi beta kondisional inflasi panel dinamis baik dengan atau tanpa efek spasial, dengan terlebih dahulu menentukan variabel instrument yang digunakan pada masing-masing model. Model konvergensi beta absolut berguna untuk mengkonfirmasi keberadaan inflasi antar wilayah di Indonesia dan model konvergensi beta kondisional berguna untuk mengetahui variabel mana yang membentuk konvergensi inflasi dengan metode *AB-GMM* dan *SYS-GMM* dalam estimasi *two step efficient estimator*.
5. Model *spatial lag beta convergence panel dynamic* akan diestimasi dengan *Spatially Corrected Arellano-Bond (SCAB) Estimator* dan *Spatially Corrected Blundell-Bond (SCBB) Estimator* dengan memasukkan beberapa variabel eksogen maupun *lag* variabel endogen sebagai variabel instrument.
6. Model faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi akan diestimasi dengan metode *AB-GMM* dan *SYS-GMM* dalam estimasi *two step efficient estimator*.
7. Melakukan uji spesifikasi model dengan uji Arellano-Bond (*AB Test*) dan uji Sargan untuk menentukan bahwa model panel dinamis dengan estimasi GMM yang digunakan telah memenuhi kriteria tidak bias, instrument valid dan konsisten.

8. Melakukan uji kecepatan laju konvergensi inflasi dan uji *half-life*. Sehingga dapat dibedakan hasil dari perhitungan model yang memberikan *treatment* berupa *spatial variable* (tidak *spatial bias*) dan tanpa *spatial variable* (asumsi setiap daerah *independent*).
9. Kemudian dilakukan uji Wald untuk menguji apakah koefisien regresi variable-variabel penentu inflasi adalah nyata terhadap kecepatan konvergensi inflasi antar propinsi di Indonesia. Uji Wald merupakan uji signifikansi bersama antara variable independen dengan variable dependen dengan  $H_0$  tidak ada hubungan dalam model.  $H_0$  ditolak apabila nilai *P-value* lebih kecil dari tingkat signifikansi  $\alpha$ .
10. Analisis dan interpretasi model yang dihasilkan.
11. Kesimpulan.

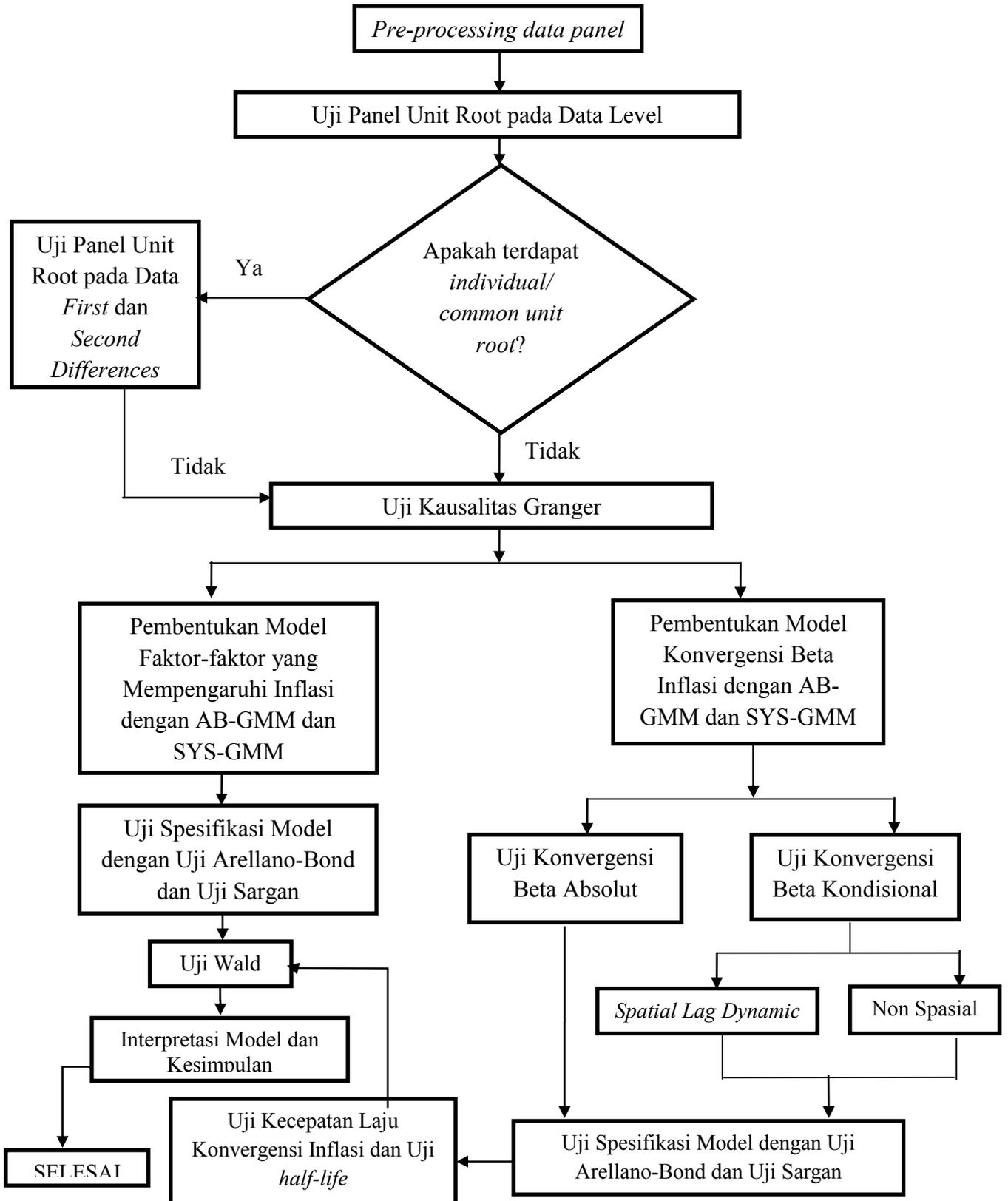
### **3.5. Kerangka Pemikiran Penelitian**

Berdasarkan penjelasan sebelumnya, permasalahan utama yang dalam penelitian ini diduga menjadi pembentuk inflasi antar propinsi di Indonesia dan mempengaruhi proses konvergensi inflasi di Indonesia adalah tekanan inflasi daerah dan disparitas inflasi antar daerah yang menjadi sebab dalam pengendalian inflasi yang dilakukan oleh pemerintah dan BI yang bertujuan agar terwujud proses konvergensi inflasi yang seimbang antar propinsi di Indonesia. Dalam menjelaskan kedua permasalahan tersebut, maka dilakukan analisis variabel-variabel yang mempengaruhi inflasi dan pembentukan konvergensi inflasi sesuai dengan tujuan penelitian. Kaitannya dengan efek spasial, juga akan dilakukan uji konvergensi beta SAR dengan menggunakan metode spasial panel dinamis (*Spatially Arellano-Bond Estimator* dan *Spatially Blundell-Bond Estimator*) berdasarkan model yang dikembangkan oleh Kukenova dan Monteiro (2009), sementara uji faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi diuji dengan metode *AB-GMM* dan *SYS-GMM*. Secara jelasnya, dapat dilihat pada gambar 3.1 berikut ini.



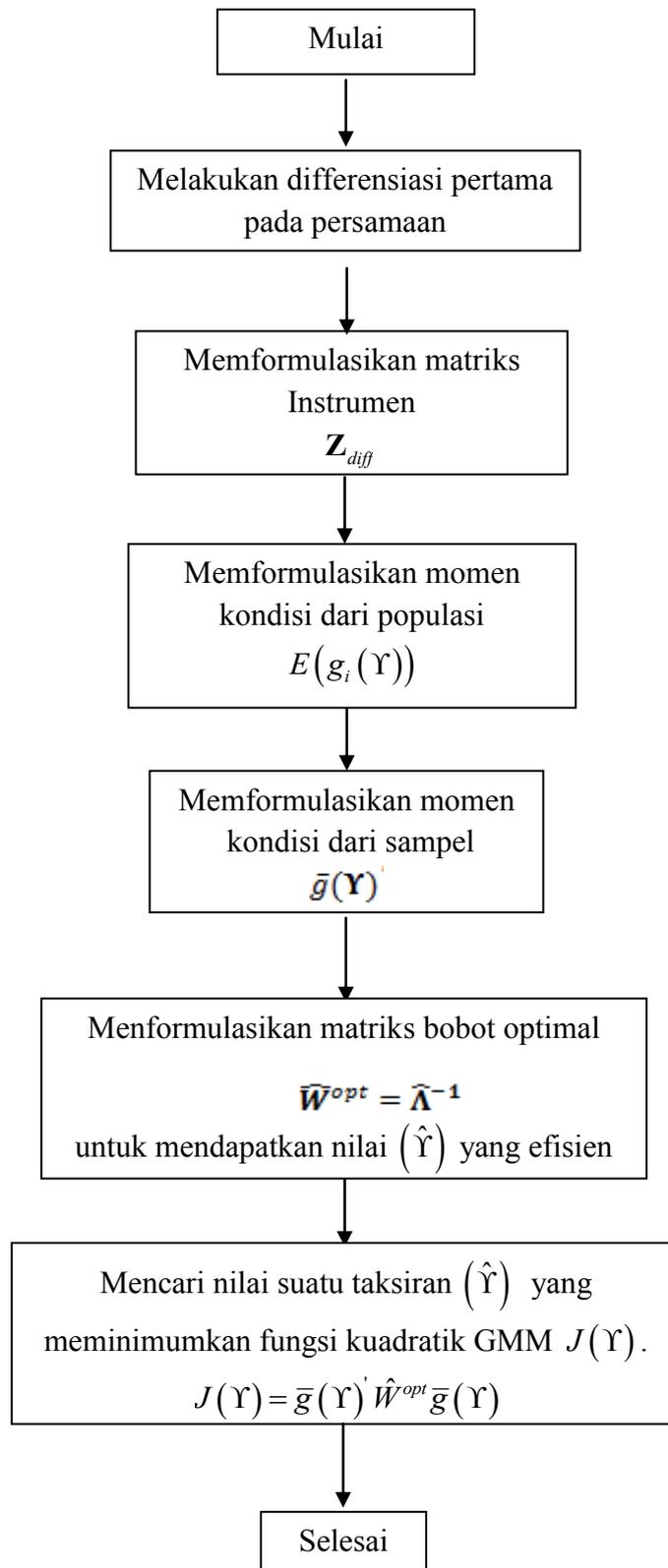
**Gambar 3.1. Kerangka Pemikiran Penelitian**

## DIAGRAM ALIR ANALISIS DATA



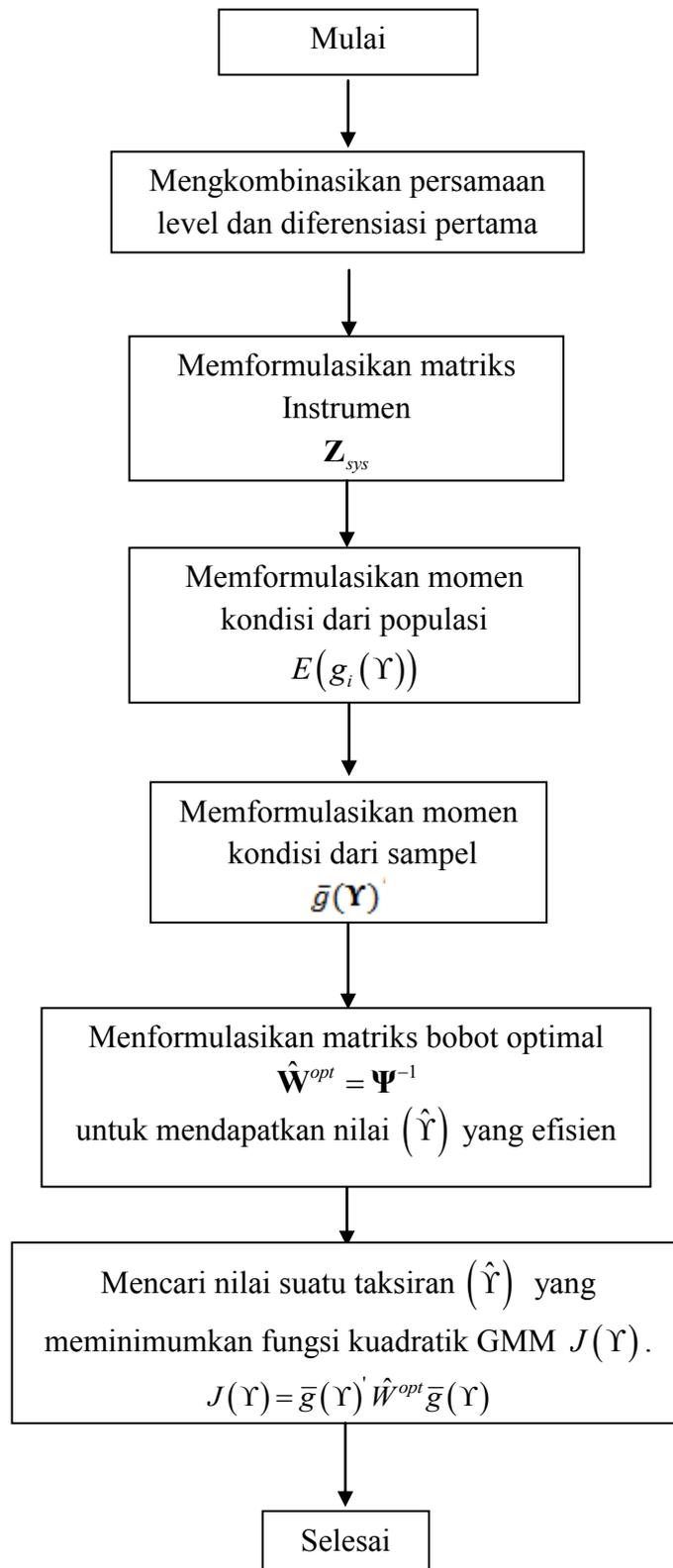
**Gambar 3.2. Diagram Alir Analisis Data**

## DIAGRAM ALIR METODE GMM ARELLANO DAN BOND



Gambar 3.3. Diagram Alir Metode GMM Arellano-Bond

## DIAGRAM ALIR METODE GMM BLUNDELL DAN BOND



Gambar 3.4. Diagram Alir Metode GMM Blundell-Bond

### **3.6. Hipotesis Penelitian**

Berdasarkan tinjauan pustaka dan beberapa penelitian terdahulu maka disusunlah beberapa hipotesis awal sebagai berikut:

1. *lag* inflasi (inersia inflasi) memberikan peran yang positif dan signifikan dalam pembentukan inflasi dan proses pembentukan konvergensi inflasi.
2. Suku bunga riil memberikan peran yang negatif dan signifikan dalam pembentukan inflasi dan proses pembentukan konvergensi inflasi.
3. Pertumbuhan jumlah uang beredar memberikan peran yang negatif dan signifikan dalam pembentukan inflasi.
4. Penyesuaian harga BBM memberikan peran yang positif dan signifikan dalam pembentukan inflasi.
5. Pertumbuhan Ekonomi memberikan peran yang positif dan signifikan dalam pembentukan inflasi.

## BAB 4

### HASIL DAN PEMBAHASAN

#### 4.1 Struktur Data Penelitian

Pada penelitian ini digunakan 2 metode utama yaitu metode *AB-GMM* dan *SYS-GMM*, dimana kedua metode ini memberikan model persamaan yang berbeda.

a. Model *FD-GMM* sesuai persamaan (2.28)

$$y_{i,t} = y_{i,t-1}\delta + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \Delta v_{it}. \quad (4.1)$$

Jika terdapat sebanyak  $N$  observasi,  $T$  periode waktu, dan  $K$  variabel eksogen. Maka persamaan (4.1) dapat dijabarkan sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1,3} \\ \Delta y_{1,4} \\ \vdots \\ \Delta y_{1,T} \\ \Delta y_{2,3} \\ \Delta y_{2,4} \\ \vdots \\ \Delta y_{2,T} \\ \vdots \\ \Delta y_{N,T} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta y_{1,2} \\ \Delta y_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta y_{1,T-1} \\ \Delta y_{2,2} \\ \Delta y_{2,3} \\ \vdots \\ \Delta y_{2,T-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{N,T-1} \end{bmatrix} \delta + \begin{bmatrix} \Delta x_{1,3,1} & \Delta x_{1,3,2} & \cdots & \Delta x_{1,3,K} \\ \Delta x_{1,4,1} & \Delta x_{1,4,2} & \cdots & \Delta x_{1,4,K} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \Delta x_{1,T,1} & \Delta x_{1,T,2} & \cdots & \Delta x_{1,T,K} \\ \Delta x_{2,3,1} & \Delta x_{2,3,2} & \cdots & \Delta x_{2,3,K} \\ \Delta x_{2,4,1} & \Delta x_{2,4,2} & \cdots & \Delta x_{2,4,K} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \Delta x_{2,T,1} & \Delta x_{2,T,2} & \cdots & \Delta x_{2,T,K} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \Delta x_{N,T,1} & \Delta x_{N,T,2} & \cdots & \Delta x_{N,T,K} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Delta v_{1,3} \\ \Delta v_{1,4} \\ \vdots \\ \Delta v_{1,T} \\ \Delta v_{2,3} \\ \Delta v_{2,4} \\ \vdots \\ \Delta v_{2,T} \\ \vdots \\ \Delta v_{N,T} \end{bmatrix}. \quad (4.2)$$

b. Model *SYS-GMM* sesuai persamaan (2.39)

$$\begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t} \end{pmatrix} = \delta \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{it,-1} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{v}_{i,t} \\ \mathbf{u}_{i,t} \end{pmatrix}. \quad (4.3)$$

Persamaan (4.3) dapat dijabarkan sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta y_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta y_{N,T} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} y_{1,3} \\ \vdots \\ y_{N,T} \end{pmatrix} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta y_{1,2} \\ \vdots \\ \Delta y_{N,T-1} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} y_{1,2} \\ \vdots \\ y_{N,T-1} \end{pmatrix} \end{bmatrix} \delta + \begin{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta x_{1,3,1} & \cdots & \Delta x_{1,3,K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Delta x_{N,T,1} & \cdots & \Delta x_{N,T,K} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} x_{1,3,1} & \cdots & x_{1,3,K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{N,T,1} & \cdots & x_{N,T,K} \end{pmatrix} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta v_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta v_{N,T} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} u_{1,3} \\ \vdots \\ u_{N,T} \end{pmatrix} \end{bmatrix} \quad (4.4)$$

Sebelum dilakukan pengolahan lebih lanjut, berikut diberikan format tabel struktur data panel yang digunakan dalam penelitian.

Tabel 4.1. Struktur Data Penelitian untuk Model Konvergensi Inflasi

Provinsi (i)	Tahun (t)	Variabel			
		$\Delta y_{i,t}$	$\Delta y_{i,t-1}$	$\Delta x_{i,t,1}$	$\Delta x_{i,t,k}$
1	2002	$\Delta y_{1,1}$		$\Delta x_{1,1,1}$	$\Delta x_{1,1,k}$
	2003	$\Delta y_{1,2}$	$\Delta y_{1,1}$	$\Delta x_{1,2,1}$	$\Delta x_{1,2,k}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	2014	$\Delta y_{1,13}$	$\Delta y_{1,12}$	$\Delta x_{1,13,1}$	$\Delta x_{1,13,k}$
2	2002	$\Delta y_{2,1}$		$\Delta x_{2,1,1}$	$\Delta x_{2,1,k}$
	2003	$\Delta y_{2,2}$	$\Delta y_{2,1}$	$\Delta x_{2,2,1}$	$\Delta x_{2,2,k}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	2014	$\Delta y_{2,13}$	$\Delta y_{2,12}$	$\Delta x_{2,13,1}$	$\Delta x_{2,13,k}$
26	2002	$\Delta y_{26,1}$		$\Delta x_{26,1,1}$	$\Delta x_{26,1,k}$
	2003	$\Delta y_{26,2}$	$\Delta y_{26,1}$	$\Delta x_{26,2,1}$	$\Delta x_{26,2,k}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	2014	$\Delta y_{26,13}$	$\Delta y_{26,12}$	$\Delta x_{26,13,1}$	$\Delta x_{26,13,k}$

Berdasarkan tabel 4.1 di atas,  $\Delta y_{i,t}$  merupakan *dependent variable* dimana dalam penelitian dinotasikan dengan  $\Delta P_{i,t}$  (perubahan indeks harga atau inflasi) dan *independent variable* adalah  $\Delta y_{i,t-1}$  yang merupakan *lag dependent variable* dan di dalam penelitian dinotasikan dengan  $\Delta P_{i,t-1}$  yang merupakan variabel eksplanatori endogen yaitu variabel eksplanatori yang berkorelasi dengan error;  $\Delta x_{i,t,1}$  merupakan variabel penyesuaian suku bunga riil yang dinotasikan dengan  $\Delta IR_{i,t}$  sementara  $\Delta x_{i,t,k}$  merupakan variabel endogen lain yang masuk dalam model, seperti variabel konvergensi ( $\tilde{P}_{i,t-1}$ ) dan variabel *spatial lag dependent* ( $W\Delta P$ ).

Tabel 4.2. Struktur Data Penelitian untuk Model Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi

Provinsi (i)	Tahun (t)	Variabel						
		$\Delta y_{i,t}$	$\Delta y_{i,t-1}$	$\Delta x_{i,t,1}$	$\Delta x_{i,t,2}$	$\Delta x_{i,t,3}$	$\Delta x_{i,t,4}$	$\Delta x_{i,t,k}$
1	2002	$\Delta y_{1,1}$		$\Delta x_{1,1,1}$	$\Delta x_{1,1,2}$	$\Delta x_{1,1,3}$	$\Delta x_{1,1,4}$	$\Delta x_{1,1,k}$
	2003	$\Delta y_{1,2}$	$\Delta y_{1,1}$	$\Delta x_{1,2,1}$	$\Delta x_{1,2,2}$	$\Delta x_{1,2,3}$	$\Delta x_{1,2,4}$	$\Delta x_{1,2,k}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2	2002	$\Delta y_{2,1}$		$\Delta x_{2,1,1}$	$\Delta x_{2,1,2}$	$\Delta x_{2,1,3}$	$\Delta x_{2,1,4}$	$\Delta x_{2,1,k}$
	2003	$\Delta y_{2,2}$	$\Delta y_{2,1}$	$\Delta x_{2,2,1}$	$\Delta x_{2,2,2}$	$\Delta x_{2,2,3}$	$\Delta x_{2,2,4}$	$\Delta x_{2,2,k}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
26	2002	$\Delta y_{26,1}$		$\Delta x_{26,1,1}$	$\Delta x_{26,1,2}$	$\Delta x_{26,1,3}$	$\Delta x_{26,1,4}$	$\Delta x_{26,1,k}$
	2003	$\Delta y_{26,2}$	$\Delta y_{26,1}$	$\Delta x_{26,2,1}$	$\Delta x_{26,2,2}$	$\Delta x_{26,2,3}$	$\Delta x_{26,2,4}$	$\Delta x_{26,2,k}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	2013	$\Delta y_{26,12}$	$\Delta y_{26,11}$	$\Delta x_{26,12,1}$	$\Delta x_{26,12,2}$	$\Delta x_{26,12,3}$	$\Delta x_{26,12,4}$	$\Delta x_{26,12,k}$

Berdasarkan tabel 4.2 di atas,  $\Delta y_{i,t}$  merupakan *dependent variable* dimana dalam penelitian dinotasikan dengan  $\Delta P_{i,t}$  (perubahan indeks harga atau inflasi) dan *independent variable* adalah  $\Delta y_{i,t-1}$  yang merupakan *lag dependent variable* dan di dalam penelitian dinotasikan dengan  $\Delta P_{i,t-1}$  yang merupakan variabel eksplanatori endogen yaitu variabel eksplanatori yang berkorelasi dengan error;  $\Delta x_{i,t,1}$  merupakan variabel penyesuaian suku bunga riil yang dinotasikan dengan  $\Delta R_{i,t}$ ;  $\Delta x_{i,t,2}$  merupakan variabel pertumbuhan ekonomi yang dinotasikan dengan  $\Delta Y_{i,t}$ ;  $\Delta x_{i,t,3}$  merupakan variabel pertumbuhan jumlah uang beredar yang dinotasikan dengan  $\Delta M1_{i,t}$ ;  $\Delta x_{i,t,4}$  merupakan variabel perubahan indeks harga BBM yang dinotasikan dengan  $\Delta BM_{i,t}$ ; sementara  $\Delta x_{i,t,k}$  merupakan variabel endogen lain yang masuk dalam model, yaitu variabel *spatial lag dependent (WΔP)*.

## 4.2 Estimasi Parameter Model Regresi Panel Dinamis dengan Variabel Eksogen dan Variabel Endogen Menggunakan GMM Arellano-Bond

Masalah utama pada model data panel dinamis adalah adanya korelasi antara variabel eksplanatori endogen yang berkorelasi dengan error sehingga estimasi dengan OLS akan menghasilkan estimasi yang bias dan tidak konsisten. Oleh karena itu digunakan metode estimasi GMM Arellano-Bond yang dapat menghasilkan estimasi parameter yang tak bias, konsisten, serta efisien.

Langkah-langkah estimasi parameter model regresi panel dinamis menggunakan GMM Arellano-Bond, adalah sebagai berikut :

1. Melakukan *first differencing* pada persamaan (2.15).

$$y_{i,t} = y_{i,t-1}\delta + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \Delta v_{it}. \quad (4.5)$$

Persamaan (4.5) merupakan persamaan umum model regresi panel dinamis GM, sedangkan untuk penelitian ini model yang dibangun berdasarkan pada persamaan (3.1) sampai dengan (3.5) untuk model konvergensi inflasi dan model faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi menggunakan GMM Arellano-Bond adalah sebagai berikut:

$$P_{i,t} = \tilde{P}_{i,t-1}\boldsymbol{\beta} + P_{i,t-1}\delta + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\gamma} + \Delta v_{it}. \quad (4.6)$$

dengan  $\Delta x = (\Delta x_1, \Delta x_2, \Delta x_k)$  dimana  $\Delta x_1$  dan  $\Delta x_2$  adalah variabel eksogen (variabel yang tidak berkorelasi dengan error) yang ada dalam model yaitu  $\Delta M1_{i,t}$  dan  $\Delta Y_{i,t}$ , sedangkan  $\Delta x_k$  merupakan variabel endogen yang ada dalam model yaitu  $\Delta IR_{i,t}$ ,  $\Delta BM_{i,t}$  dan  $W\Delta P_{i,t}$ .

Jika terdapat sebanyak  $N$  observasi,  $T$  periode waktu, 2 variabel eksogen dan  $K$  variabel endogen, maka persamaan (4.6) dapat dijabarkan sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} \Delta P_{1,3} \\ \Delta P_{1,4} \\ \vdots \\ \Delta P_{1,T} \\ \Delta P_{2,3} \\ \Delta P_{2,4} \\ \vdots \\ \Delta P_{2,T} \\ \vdots \\ \Delta P_{N,T} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{P}_{1,2} \\ \tilde{P}_{1,3} \\ \vdots \\ \tilde{P}_{1,T-1} \\ \tilde{P}_{2,2} \\ \tilde{P}_{2,3} \\ \vdots \\ \tilde{P}_{2,T-1} \\ \vdots \\ \tilde{P}_{N,T-1} \end{bmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{bmatrix} \Delta y_{1,2} \\ \Delta y_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta y_{1,T-1} \\ \Delta y_{2,2} \\ \Delta y_{2,3} \\ \vdots \\ \Delta y_{2,T-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{N,T-1} \end{bmatrix} \delta + \begin{bmatrix} \Delta x_{1,3,1} & \Delta x_{1,3,2} & \Delta x_{1,3,K} \\ \Delta x_{1,4,1} & \Delta x_{1,4,2} & \Delta x_{1,4,K} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta x_{1,T,1} & \Delta x_{1,T,2} & \Delta x_{1,T,K} \\ \Delta x_{2,3,1} & \Delta x_{2,3,2} & \Delta x_{2,3,K} \\ \Delta x_{2,4,1} & \Delta x_{2,4,2} & \Delta x_{2,4,K} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta x_{2,T,1} & \Delta x_{2,T,2} & \Delta x_{2,T,K} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta x_{N,T,1} & \Delta x_{N,T,2} & \Delta x_{N,T,K} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Delta v_{1,3} \\ \Delta v_{1,4} \\ \vdots \\ \Delta v_{1,T} \\ \Delta v_{2,3} \\ \Delta v_{2,4} \\ \vdots \\ \Delta v_{2,T} \\ \vdots \\ \Delta v_{N,T} \end{bmatrix}. \quad (4.7)$$

Matriks pada persamaan (4.7), dapat diringkas dalam bentuk berikut :

$$\begin{bmatrix} \Delta P_1 \\ \Delta P_2 \\ \vdots \\ \Delta P_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{P}_{1,t-1} \\ \tilde{P}_{2,t-1} \\ \vdots \\ \tilde{P}_{N,t-1} \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \Delta P_{1,t-1} \\ \Delta P_{2,t-1} \\ \vdots \\ \Delta P_{N,t-1} \end{bmatrix} \delta + \begin{bmatrix} \Delta x_{1,1} & \Delta x_{1,2} & \Delta x_{1,K} \\ \Delta x_{2,1} & \Delta x_{2,2} & \Delta x_{2,K} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta x_{N,1} & \Delta x_{N,2} & \Delta x_{N,K} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Delta v_1 \\ \Delta v_2 \\ \vdots \\ \Delta v_N \end{bmatrix} \quad (4.8)$$

dengan,

$$\Delta P_{i((T-2) \times 1)} = \begin{bmatrix} \Delta P_{i,3} \\ \Delta y_{i,4} \\ \vdots \\ \Delta y_{i,T} \end{bmatrix}; \quad \Delta P_{1,t-1((T-2) \times 1)} = \begin{bmatrix} \Delta P_{i,2} \\ \Delta P_{i,3} \\ \vdots \\ \Delta P_{i,T-1} \end{bmatrix};$$

$$\tilde{P}_{1,t-1((T-2) \times 1)} = \begin{bmatrix} \tilde{P}_{i,2} \\ \tilde{P}_{i,3} \\ \vdots \\ \tilde{P}_{i,T-1} \end{bmatrix};$$

$$\Delta x_{i,K((T-2) \times 1)} = \begin{bmatrix} \Delta x_{i,T,1} \\ \Delta y_{i,T,2} \\ \Delta y_{i,T,K} \end{bmatrix}; \quad \Delta v_{i((T-2) \times 1)} = \begin{bmatrix} \Delta v_{i3} \\ \Delta v_{i4} \\ \vdots \\ \Delta v_{iT} \end{bmatrix}.$$

Dengan demikian persamaan (4.8) dapat disajikan dalam bentuk sebagai berikut :

$$\Delta P_i = \tilde{P}_{i,t-1} \beta + \Delta P_{i,t-1} \delta + x'_{i,K} \gamma + \Delta v_i. \quad (4.9)$$

Maka errornya adalah :

$$\Delta v_i = \Delta P_i - \tilde{P}_{i,t-1} \beta - \Delta P_{i,t-1} \delta - x'_{i,K} \gamma. \quad (4.10)$$

$$\text{Dimisalkan } \mathbf{Y} = \begin{pmatrix} \beta \\ \delta \\ \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \gamma_K \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta \\ \delta \\ \gamma \end{pmatrix}, \quad \hat{\mathbf{Y}} = \begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\gamma}_1 \\ \hat{\gamma}_2 \\ \hat{\gamma}_K \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\gamma} \end{pmatrix} \quad \text{dan}$$

$$\mathbf{Q} = (\tilde{P}_{i,t-1}, \Delta P_{i,t-1}, \Delta x_{i1}, \Delta x_{i2}, \Delta x_{iK}) = (\tilde{P}_{i,t-1}, \Delta P_{i,t-1}, \Delta x_i),$$

sehingga

$$\Delta v_i = P_i - QY. \quad (4.11)$$

2. Memformulasikan matriks instrumen yang valid untuk persamaan (4.6) adalah sebagai berikut :

$$\mathbf{Z}_{diff} = \begin{bmatrix} [P_{i,1}] & 0 & \cdots & 0 & \left[ \begin{array}{ccc} \Delta x_{i,3,1} & \Delta x_{i,3,2} & \Delta x_{i,3,\kappa} \\ \Delta x_{i,4,1} & \Delta x_{i,4,2} & \Delta x_{i,4,\kappa} \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{array} \right] \\ 0 & [P_{i,1}, P_{i,2}] & \cdots & 0 & \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 & \\ 0 & 0 & \cdots & [P_{i,1}, \dots, P_{i,T-2}] & \left[ \begin{array}{ccc} \Delta x_{i,T,1} & \Delta x_{i,T,2} & \Delta x_{i,T,\kappa} \end{array} \right] \end{bmatrix}$$

3. Memformulasikan momen kondisi populasi. Momen kondisi populasinya adalah :

$$E(g_i(\mathbf{Y})) = E(\mathbf{Z}_{diff} \Delta \mathbf{v}_i) = E(\mathbf{Z}_{diff} (\mathbf{P}_i - \mathbf{QY})) = 0. \quad (4.11)$$

4. Memformulasikan momen kondisi sampel. Momen kondisi dari sampel adalah :

$$\bar{g}(\mathbf{Y}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} (\mathbf{P}_i - \mathbf{QY}). \quad (4.12)$$

5. Memformulasikan matriks bobot. Didefinisikan matriks  $\widehat{\mathbf{W}}$  yaitu taksiran tak bias dan konsisten untuk matriks bobot  $\mathbf{W}_{(L \times L)}$  dimana  $L$  adalah jumlah variabel instrumen. Arellano dan Bond (1991) mengusulkan bobot  $\widehat{\mathbf{W}}$  yang optimal sebagai berikut :

$$\widehat{\mathbf{W}} = \widehat{\mathbf{\Lambda}}^{-1}$$

dengan

$$\widehat{\mathbf{\Lambda}} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \widehat{\Delta \mathbf{v}}_i \widehat{\Delta \mathbf{v}}_i' \mathbf{Z}_{diff}'.$$

6. Membangun fungsi GMM yaitu fungsi kuadrat dari momen sampel. Fungsi tersebut adalah sebagai berikut :

$$J(\mathbf{Y}) = \bar{g}(\mathbf{Y})' \widehat{\mathbf{W}} \bar{g}(\mathbf{Y})$$

maka,

$$J(\mathbf{Y}) = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} (\mathbf{P}_i - \mathbf{QY}) \right]' \widehat{\mathbf{W}} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} (\mathbf{P}_i - \mathbf{QY}) \right]$$

$$J(\mathbf{Y}) = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{P}_i - \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{QY} \right]' \widehat{\mathbf{W}} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{P}_i - \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{QY} \right]$$

$$J(\mathbf{Y}) = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{diff} - \mathbf{Y} \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{diff} \right] \widehat{\mathbf{W}} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{P}_i - \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \mathbf{Y} \right]$$

$$\begin{aligned} J(\mathbf{Y}) &= \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{P}_i \right) \\ &\quad - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \mathbf{Y} \right) \\ &\quad - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y} \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{P}_i \right) \\ &\quad + \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y} \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \mathbf{Y} \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} J(\widehat{\mathbf{Y}}) &= \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{P}_i \right) \\ &\quad - 2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \widehat{\mathbf{Y}} \right) \\ &\quad + \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \widehat{\mathbf{Y}} \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \widehat{\mathbf{Y}} \right). \end{aligned}$$

Taksiran GMM untuk  $\boldsymbol{\gamma}$  didapatkan dengan cara meminimumkan  $J(\mathbf{Y})$ .

$$\frac{\partial J(\mathbf{Y})}{\partial(\widehat{\mathbf{Y}})} = 0.$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial J(\mathbf{Y})}{\partial(\widehat{\mathbf{Y}})} &= -2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \right) \\ &\quad + 2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \widehat{\mathbf{Y}} \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \right) = 0 \end{aligned}$$

$$\left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \right) = \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \widehat{\mathbf{Y}} \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \right)$$

$$\left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \right) = \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \widehat{\mathbf{Y}} \right)$$

$$\widehat{\mathbf{Y}} = \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \right) \right]^{-1} \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{diff} \mathbf{Q} \right) \right]$$

$$\begin{aligned}
&= \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Q} \mathbf{z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{diff} \mathbf{Q} \right) \right]^{-1} \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Q} \mathbf{z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{diff} \mathbf{P}_i \right) \right] \\
\begin{pmatrix} \widehat{\boldsymbol{\beta}} \\ \widehat{\boldsymbol{\delta}} \\ \widehat{\boldsymbol{\gamma}} \end{pmatrix} &= \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N (\widetilde{\mathbf{P}}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{P}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{x}_i) \mathbf{z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{diff} (\widetilde{\mathbf{P}}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{P}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{x}_i) \right) \right]^{-1} \\
&\quad \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N (\widetilde{\mathbf{P}}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{P}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{x}_i) \mathbf{z}_{diff} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{diff} \mathbf{P}_i \right) \right]. \quad (4.13)
\end{aligned}$$

Hasil estimasi parameter pada persamaan (4.13) disebut *one step consistent estimator GMM Arellano and Bond*. Dengan mensubstitusikan bobot  $\widehat{\mathbf{W}}$  dengan bobot optimal  $\widehat{\boldsymbol{\Lambda}}^{-1}$ , maka didapatkan *two step efficient estimator GMM Arellano and Bond*, sebagai berikut :

$$\begin{aligned}
\begin{pmatrix} \widehat{\boldsymbol{\beta}} \\ \widehat{\boldsymbol{\delta}} \\ \widehat{\boldsymbol{\gamma}} \end{pmatrix} &= \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N (\widetilde{\mathbf{P}}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{P}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{x}_i) \mathbf{z}_{diff} \right) \widehat{\boldsymbol{\Lambda}}^{-1} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{diff} (\widetilde{\mathbf{P}}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{P}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{x}_i) \right) \right]^{-1} \\
&\quad \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N (\widetilde{\mathbf{P}}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{P}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{x}_i) \mathbf{z}_{diff} \right) \widehat{\boldsymbol{\Lambda}}^{-1} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{diff} \mathbf{P}_i \right) \right]. \quad (4.14)
\end{aligned}$$

Estimasi yang konsisten untuk matriks varian dan kovarian untuk vektor  $\begin{pmatrix} \widehat{\boldsymbol{\beta}} \\ \widehat{\boldsymbol{\delta}} \\ \widehat{\boldsymbol{\gamma}} \end{pmatrix}$  yang asimtotik menurut Baltagi (2005) adalah suku pertama dari persamaan (4.14),

$$\mathbf{v} \begin{pmatrix} \widehat{\boldsymbol{\beta}} \\ \widehat{\boldsymbol{\delta}} \\ \widehat{\boldsymbol{\gamma}} \end{pmatrix} = \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N (\widetilde{\mathbf{P}}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{P}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{x}_i) \mathbf{z}_{diff} \right) \widehat{\boldsymbol{\Lambda}}^{-1} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{diff} (\widetilde{\mathbf{P}}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{P}_{i,t-1}, \Delta \mathbf{x}_i) \right) \right]^{-1}. \quad (4.15)$$

### 4.3. Estimasi Parameter Model Regresi Panel Dinamis dengan Variabel Eksogen dan Variabel Endogen Menggunakan GMM Blundell-Bond

Menurut Blundell-Bond (1998), penduga AB-GMM dapat mengandung bias pada sampel berukuran kecil karena matriks *instrument lagged level* yang berkorelasi lemah dengan *first difference* berikutnya, sehingga *instrument* yang tersedia untuk *first difference* menjadi lemah. Sehingga Blundell-Bond mengkombinasikan persamaan dalam *first difference* dengan persamaan dalam bentuk *level* untuk menghasilkan penduga yang lebih efisien dari model data panel dinamis ketika T berukuran kecil.

Langkah-langkah estimasi parameter model regresi panel dinamis menggunakan GMM Blundell-Bond, adalah sebagai berikut :

1. Mengkombinasikan persamaan *level* pada persamaan (2.15) dan persamaan *first differencing* pada persamaan (2.18) dengan menambahkan variabel eksplanatori.

$$\begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{it,-1} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} \end{pmatrix} \delta + \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{v}_{i,t} \\ \mathbf{u}_{i,t} \end{pmatrix}. \quad (4.16)$$

Persamaan (4.16) merupakan persamaan umum model regresi panel dinamis dengan metode GMM Blundell-Bond. Model penelitian yang dibangun berdasarkan pada persamaan (3.1) sampai dengan (3.5) untuk model konvergensi inflasi dan model faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi menggunakan GMM Blundell-Bond seperti pada persamaan (4.2).

Jika terdapat sebanyak  $N$  observasi,  $T$  periode waktu, 2 variabel eksogen dan  $K$  variabel endogen, maka persamaan (4.16) dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta P_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta P_{N,T} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} P_{1,3} \\ \vdots \\ P_{N,T} \end{pmatrix} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{P}_{1,2} \\ \vdots \\ \tilde{P}_{N,T-1} \end{bmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta P_{1,2} \\ \vdots \\ \Delta P_{N,T-1} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} P_{1,2} \\ \vdots \\ P_{N,T-1} \end{pmatrix} \end{pmatrix} \delta + \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta x_{1,3,1} & \Delta x_{1,3,2} & \Delta x_{1,3,\kappa} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta x_{N,T,1} & \Delta x_{N,T,2} & \Delta x_{N,T,\kappa} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} x_{1,3,1} & x_{1,3,2} & x_{1,3,\kappa} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{N,T,1} & x_{N,T,2} & x_{N,T,\kappa} \end{pmatrix} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_\kappa \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta v_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta v_{N,T} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} u_{1,3} \\ \vdots \\ u_{N,T} \end{pmatrix} \end{pmatrix}. \quad (4.17)$$

dengan,

$$\Delta \mathbf{P}_{i((T-2) \times 1)} = \begin{bmatrix} \Delta P_{i,3} \\ \Delta P_{i,4} \\ \vdots \\ \Delta P_{i,T} \end{bmatrix}; \quad \Delta \mathbf{P}_{1,t-1((T-2) \times 1)} = \begin{bmatrix} \Delta P_{i,2} \\ \Delta P_{i,3} \\ \vdots \\ \Delta P_{i,T-1} \end{bmatrix};$$

$$\mathbf{P}_{i((T-2) \times 1)} = \begin{bmatrix} P_{i,3} \\ P_{i,4} \\ \vdots \\ P_{i,T} \end{bmatrix}; \quad \mathbf{P}_{1,t-1((T-2) \times 1)} = \begin{bmatrix} P_{i,2} \\ P_{i,3} \\ \vdots \\ P_{i,T-1} \end{bmatrix};$$

$$\tilde{\mathbf{P}}_{1,t-1((T-2) \times 1)} = \begin{bmatrix} \tilde{P}_{i,2} \\ \tilde{P}_{i,3} \\ \vdots \\ \tilde{P}_{i,T-1} \end{bmatrix};$$

$$\Delta x_{i,K((T-2)\times 1)} = \begin{bmatrix} \Delta x_{i,T,1} \\ \Delta x_{i,T,2} \\ \Delta x_{i,T,K} \end{bmatrix}; \quad \Delta v_{i((T-2)\times 1)} = \begin{bmatrix} \Delta v_{i3} \\ \Delta v_{i4} \\ \vdots \\ \Delta v_{iT} \end{bmatrix};$$

$$x_{i,K((T-2)\times 1)} = \begin{bmatrix} x_{i,T,1} \\ x_{i,T,2} \\ x_{i,T,K} \end{bmatrix}; \quad u_{i((T-2)\times 1)} = \begin{bmatrix} u_{i3} \\ u_{i4} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix}.$$

Dengan demikian persamaan (4.17) dapat disajikan dalam bentuk sebagai berikut :

$$\begin{pmatrix} \Delta P_i \\ P_i \end{pmatrix} = (\tilde{P}_{i,t-1}) \beta + \begin{pmatrix} \Delta P_{it,-1} \\ P_{i,t-1} \end{pmatrix} \delta + \begin{pmatrix} \Delta x_{i,\kappa} \\ x_{i,\kappa} \end{pmatrix} \gamma + \begin{pmatrix} \Delta v_i \\ u_i \end{pmatrix} \quad (4.18)$$

Maka errornya adalah :

$$\begin{pmatrix} \Delta v_i \\ u_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta P_i \\ P_i \end{pmatrix} - \tilde{P}_{i,t-1} \beta - \begin{pmatrix} \Delta P_{it,-1} \\ P_{i,t-1} \end{pmatrix} \delta - \begin{pmatrix} \Delta x'_{i,\kappa} \\ x'_{i,\kappa} \end{pmatrix} \gamma. \quad (4.19)$$

$$\text{Dimisalkan } q_i = \begin{pmatrix} \Delta v_i \\ u_i \end{pmatrix}; \quad P_i = \begin{pmatrix} \Delta P_i \\ P_i \end{pmatrix}; \quad Y = \begin{pmatrix} \beta \\ \delta \\ \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \gamma_K \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta \\ \delta \\ \gamma \end{pmatrix},$$

$$\hat{Y} = \begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\gamma}_1 \\ \hat{\gamma}_2 \\ \hat{\gamma}_K \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\gamma} \end{pmatrix} \quad \text{dan}$$

$$Q = \begin{pmatrix} \Delta P_{i,t-1}, & \Delta x_{i1}, & \Delta x_{i2}, & \Delta x_{iK} \\ \tilde{P}_{i,t-1}, & P_{i,t-1}, & x_{i1}, & x_{i2}, & x_{iK} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta P_{i,t-1}, & \Delta x_i \\ \tilde{P}_{i,t-1}, & P_{i,t-1}, & x_i \end{pmatrix},$$

sehingga

$$q_i = P_i - QY. \quad (4.20)$$

2. Memformulasikan matriks instrumen yang valid untuk persamaan (4.16) dengan mengkombinasikan matriks intrumen pada persamaan *level* dan matriks intrumen pada persamaan *first difference* :

Matriks instrument untuk model level adalah sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_{lev} = \begin{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{i,2} \end{bmatrix} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \begin{bmatrix} \Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3} \end{bmatrix} & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \begin{bmatrix} \Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3}, \dots, \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix} \end{bmatrix}.$$

Sehingga matriks instrument untuk model system GMM atau GMM Bludell-Bond adalah sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_{sys} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{diff} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{lev} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{Z}_{sys} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{diff} & 0 & 0 & \dots & 0 & \begin{bmatrix} \Delta x_{i,3,1} & \Delta x_{i,3,2} & \Delta x_{i,3,\kappa} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta x_{i,T,1} & \Delta x_{i,T,2} & \Delta x_{i,T,\kappa} \\ x_{i,3,1} & x_{i,3,2} & x_{i,3,\kappa} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{i,T,1} & x_{i,T,2} & x_{i,T,\kappa} \end{bmatrix} \\ 0 & \begin{bmatrix} \Delta P_{i,2} \end{bmatrix} & 0 & \dots & 0 & \\ 0 & 0 & \begin{bmatrix} \Delta P_{i,2}, \Delta P_{i,3} \end{bmatrix} & \dots & 0 & \\ 0 & 0 & \vdots & \dots & 0 & \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \begin{bmatrix} \Delta P_{i,2}, \Delta P_{i,3}, \dots, \Delta P_{i,T-1} \end{bmatrix} & \end{bmatrix}$$

3. Memformulasikan momen kondisi populasi. Momen kondisi populasinya adalah :

$$E(g_i(\mathbf{Y})) = E(\mathbf{Z}_{sys} \mathbf{q}_i) = E(\mathbf{Z}_{sys} (\mathbf{P}_i - \mathbf{Q}\mathbf{Y})) = 0. \quad (4.21)$$

4. Memformulasikan momen kondisi sampel. Momen kondisi dari sampel adalah :

$$\bar{g}(\mathbf{Y}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} (\mathbf{P}_i - \mathbf{Q}\mathbf{Y}). \quad (4.22)$$

5. Memformulasikan matriks bobot. Didefinisikan matriks  $\widehat{\mathbf{W}}$  yaitu taksiran tak bias dan konsisten untuk matriks bobot  $\mathbf{W}_{(L \times L)}$  dimana  $L$  adalah jumlah variabel instrumen. Blundell dan Bond (1998) mengusulkan bobot  $\widehat{\mathbf{W}}$  yang optimal sebagai berikut :

$$\widehat{\mathbf{W}} = \widehat{\Psi}^{-1}$$

dengan

$$\hat{\Psi} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \hat{\mathbf{q}}_i \hat{\mathbf{q}}_i' \mathbf{z}_{sys}'.$$

6. Membangun fungsi GMM yaitu fungsi kuadrat dari momen sampel. Fungsi tersebut adalah sebagai berikut :

$$J(\mathbf{Y}) = \bar{g}(\mathbf{Y}) \hat{W} \bar{g}(\mathbf{Y})$$

maka,

$$J(\mathbf{Y}) = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} (\mathbf{P}_i - \mathbf{Q}\mathbf{Y}) \right] \hat{W} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} (\mathbf{P}_i - \mathbf{Q}\mathbf{Y}) \right]$$

$$J(\mathbf{Y}) = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \mathbf{P}_i - \mathbf{z}_{sys} \mathbf{Q}\mathbf{Y} \right] \hat{W} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \mathbf{P}_i - \mathbf{z}_{sys} \mathbf{Q}\mathbf{Y} \right]$$

$$J(\mathbf{Y}) = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{z}_{sys}' - \mathbf{Y}' \mathbf{Q}' \mathbf{z}_{sys}' \right] \hat{W} \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \mathbf{P}_i - \mathbf{z}_{sys} \mathbf{Q}\mathbf{Y} \right]$$

$$\begin{aligned} J(\mathbf{Y}) &= \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{z}_{sys}' \right) \hat{W} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \mathbf{P}_i \right) \\ &\quad - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{z}_{sys}' \right) \hat{W} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \mathbf{Q}\mathbf{Y} \right) \\ &\quad - \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}' \mathbf{Q}' \mathbf{z}_{sys}' \right) \hat{W} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \mathbf{P}_i \right) \\ &\quad + \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}' \mathbf{Q}' \mathbf{z}_{sys}' \right) \hat{W} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \mathbf{Q}\mathbf{Y} \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} J(\hat{\mathbf{Y}}) &= \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{z}_{sys}' \right) \hat{W} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \mathbf{P}_i \right) \\ &\quad - 2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{z}_{sys}' \right) \hat{W} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \mathbf{Q}\hat{\mathbf{Y}} \right) \\ &\quad + \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}' \mathbf{Q}' \mathbf{z}_{sys}' \right) \hat{W} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{sys} \mathbf{Q}\hat{\mathbf{Y}} \right). \end{aligned}$$

Taksiran GMM untuk  $\boldsymbol{\gamma}$  didapatkan dengan cara meminimumkan  $J(\mathbf{Y})$ .

$$\frac{\partial J(\mathbf{Y})}{\partial(\hat{\mathbf{Y}})} = 0.$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial J(\mathbf{Y})}{\partial(\hat{\mathbf{Y}})} = & -2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{Q} \right) \\ & + 2 \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\mathbf{Y}} \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{Q} \right) = 0 \end{aligned}$$

$$\left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{Q} \right) = \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\mathbf{Y}} \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{Q} \right)$$

$$\left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{Q} \right) = \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{Q} \hat{\mathbf{Y}} \right)$$

$$\hat{\mathbf{Y}} = \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{Q} \right) \right]^{-1} \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{Q} \right) \right]$$

$$= \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{Q} \right) \right]^{-1} \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Q} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{P}_i \right) \right]$$

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\gamma} \end{pmatrix} = & \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_i \\ \tilde{\mathbf{P}}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \mathbf{x}_i \end{pmatrix} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_i \\ \tilde{\mathbf{P}}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \mathbf{x}_i \end{pmatrix} \right) \right]^{-1} \\ & \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_i \\ \tilde{\mathbf{P}}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \mathbf{x}_i \end{pmatrix} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\mathbf{W}} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{P}_i \right) \right]. \end{aligned} \quad (4.23)$$

Hasil estimasi parameter pada persamaan (4.23) disebut *one step consistent estimator GMM Blundell and Bond*. Dengan mensubstitusikan bobot  $\hat{\mathbf{W}}$  dengan bobot optimal  $\hat{\Psi}^{-1}$ , maka didapatkan *two step effisient estimator GMM Blundell and Bond*, sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\gamma} \end{pmatrix} = & \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_i \\ \tilde{\mathbf{P}}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \mathbf{x}_i \end{pmatrix} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\Psi}^{-1} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_i \\ \tilde{\mathbf{P}}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \mathbf{x}_i \end{pmatrix} \right) \right]^{-1} \\ & \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_i \\ \tilde{\mathbf{P}}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{P}_{i,t-1} & \mathbf{x}_i \end{pmatrix} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\Psi}^{-1} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_{sys} \mathbf{P}_i \right) \right]. \end{aligned} \quad (4.24)$$

Estimasi yang konsisten untuk matriks varian dan kovarian untuk vektor  $\begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\gamma} \end{pmatrix}$  yang asimtotik menurut Baltagi (2005) adalah suku pertama dari persamaan (4.24),

$$v \begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \\ \hat{\gamma} \end{pmatrix} = \left[ \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta P_{i,t-1} & \Delta x_i \\ \tilde{p}_{i,t-1} & \Delta P_{i,t-1} & x_i \end{pmatrix} z_{sys} \right) \hat{\Psi}^{-1} \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N z_{sys} \begin{pmatrix} \Delta P_{i,t-1} & \Delta x_i \\ \tilde{p}_{i,t-1} & \Delta P_{i,t-1} & x_i \end{pmatrix} \right) \right]^{-1} \quad (4.25)$$

#### 4.4. Deskriptif Variabel yang Mempengaruhi Laju Inflasi antar Provinsi di Indonesia

Tabel 4.3 di bawah ini menunjukkan bahwa variabel pertumbuhan ekonomi ( $Y$ ) memiliki standar deviasi paling tinggi dibanding variabel lainnya. Semakin besar nilai standar deviasi maka semakin besar jarak rata-rata setiap unit data terhadap *mean*, sehingga dikatakan data memiliki keragaman yang tinggi. Hal ini menunjukkan bahwa terjadi kesenjangan yang cukup tinggi pada pertumbuhan ekonomi antar provinsi. Sementara indeks harga ( $P$ ) memiliki nilai standar deviasi paling kecil yang menunjukkan bahwa selama periode penelitian terjadi kesetaraan harga antar provinsi. Dilihat dari nilai rata-rata, variabel jumlah uang beredar ( $M_1$ ) memiliki nilai rata-rata tertinggi, hal ini menunjukkan bahwa karakteristik faktor pembentuk inflasi tertinggi antar provinsi dihasilkan dari variabel jumlah uang beredar.

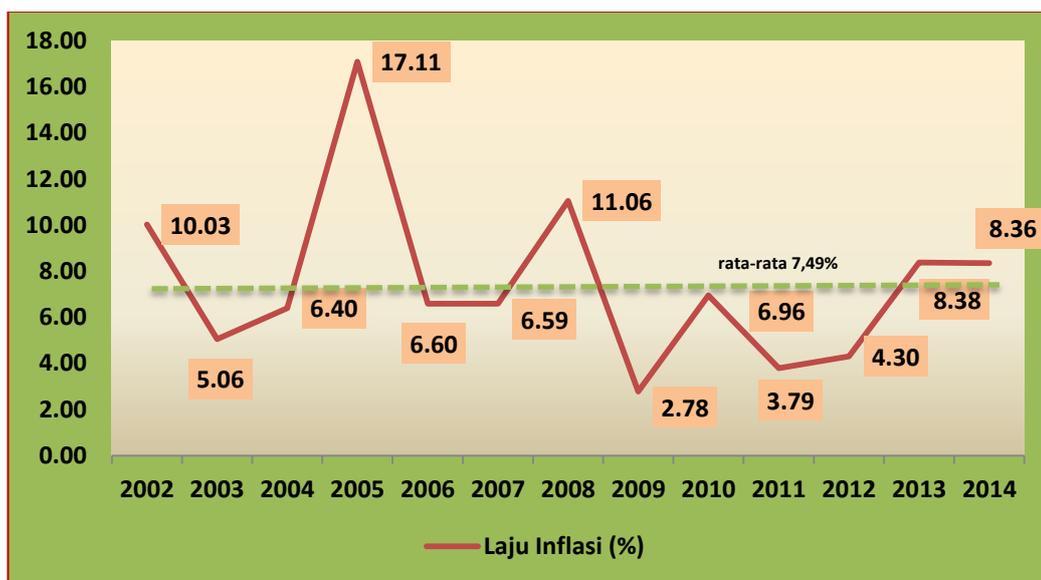
Tabel 4.3. Deskripsi Variabel yang Digunakan dalam Penelitian

Variabel	Mean	Standar Dev.	Minimum	Maximum
$P$	5.057427	0.2414639	4.632883	5.554393
$Y$	5.288345	3.880599	-22.5337	36.39524
$IR$	1.49831	3.325732	-28.362	5.7781
$M_1$	10.85361	1.269454	8.242212	17.12872
$BM$	5.943089	0.5436377	4.961165	7.385479

#### 4.5. Kondisi Umum Inflasi Antar Wilayah di Indonesia

Inflasi di Indonesia dihitung berdasarkan perubahan Indeks Harga Konsumen (IHK). Dalam perkembangannya, kondisi laju inflasi di Indonesia pada

tingkat nasional selama kurun waktu 2002 hingga 2014 selalu bernilai positif, dengan inflasi terendah terjadi pada tahun 2009 yaitu sebesar 2,78 % dan tertinggi pada tahun 2005 sebesar 17,11 %. Laju inflasi tertinggi ini terjadi ketika dilakukan penyesuaian harga BBM tahun 2005. Gambar 4.1 berikut merupakan laju perkembangan inflasi di Indonesia.

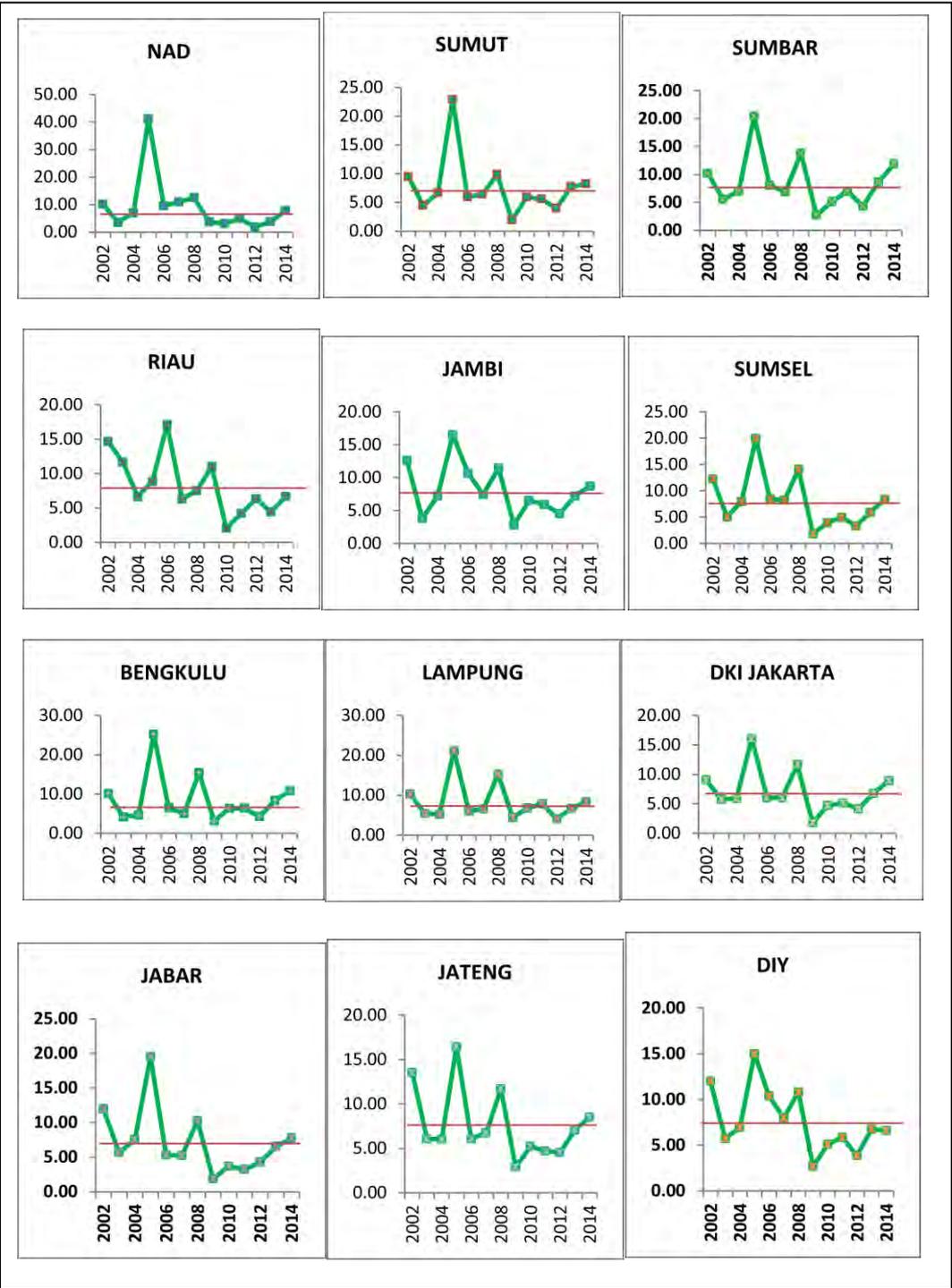


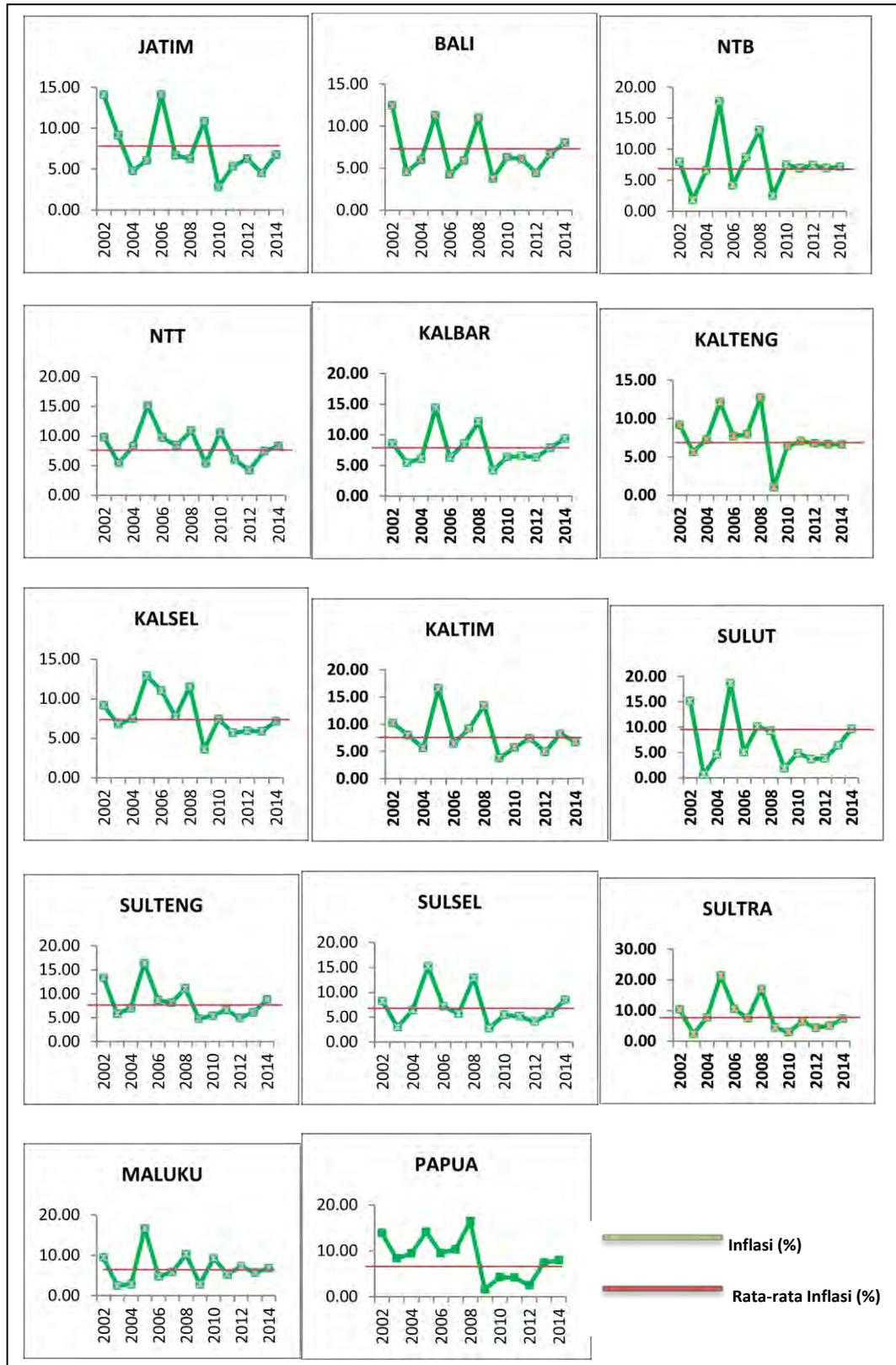
Sumber : BPS.

Gambar 4.1 Laju Inflasi Indonesia Tahun 2002 - 2014.

Hal yang sama juga berlaku pada setiap provinsi selama kurun waktu yang sama, juga bernilai positif. Dengan laju inflasi tertinggi terjadi di Provinsi DI. Aceh pada tahun 2005 sebesar 41,11 % dan terendah terjadi di Provinsi Sulawesi Utara sebesar 0,69 % pada tahun 2003. Tingginya tingkat inflasi di NAD dibanding provinsi lainnya pada tahun 2005 terkait dengan kondisi pasca bencana tsunami dan terjadinya kenaikan harga BBM besubsidi dengan tingkat kenaikan rata-rata sebesar 126 % pada tanggal 1 Oktober 2005.

Rata-rata inflasi pada tiap provinsi di Indonesia selama periode 2002 sampai dengan 2014 juga menunjukkan angka yang positif tiap tahunnya. Seperti terlihat pada gambar berikut.



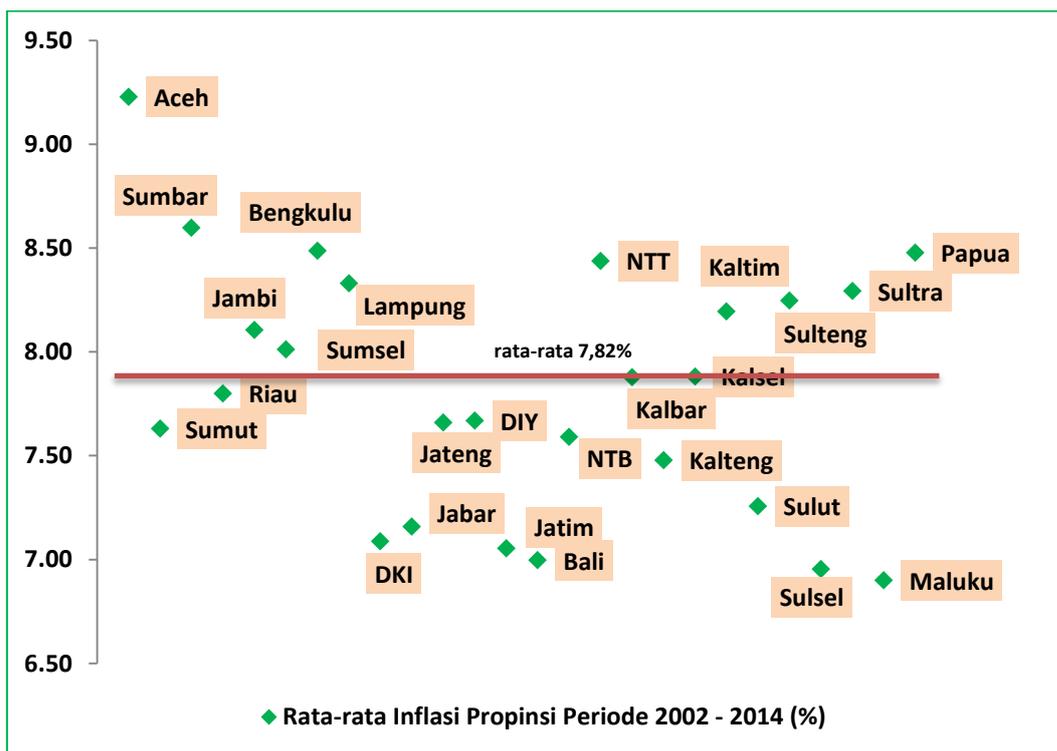


Sumber : BPS (diolah)

Gambar 4.2 Inflasi Indonesia menurut Provinsi Tahun 2002 - 2014.

Rata-rata inflasi untuk setiap provinsi seperti yang ditunjukkan pada garis berwarna merah pada gambar 4.2 menunjukkan nilai yang berbeda-beda selama periode 2002 – 2014. Dimana inflasi pada tahun 2005 dan 2008 tiap provinsi menunjukkan nilai yang melebihi rata-rata inflasi periode 2002 – 2014. Kondisi laju inflasi pada tahun 2002 juga melebihi rata-rata inflasi untuk setiap provinsi di Indonesia. Dan kondisi laju inflasi setelah tahun 2008 menunjukkan angka di bawah rata-rata inflasi untuk setiap provinsi kecuali Provinsi Kalimantan Barat dan Bengkulu.

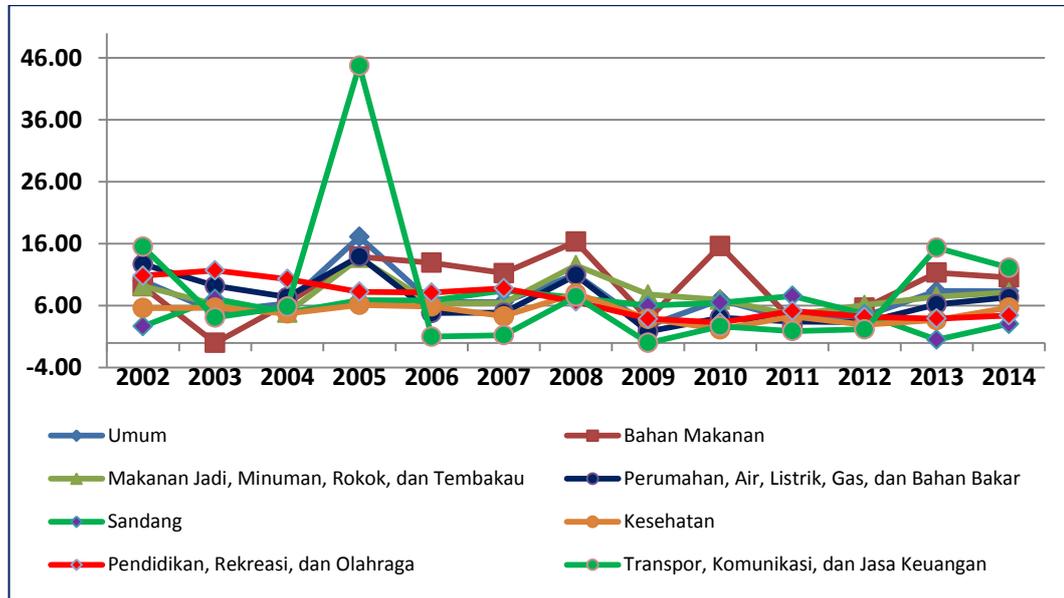
Gambar 4.3 berikut menjelaskan secara keseluruhan provinsi-provinsi yang memiliki laju inflasi di atas dan di bawah rata-rata inflasi selama periode 2002-2014. Terlihat bahwa provinsi yang melebihi rata-rata inflasi tertinggi selama periode waktu adalah Provinsi Aceh. Sementara Provinsi Sulawesi Selatan memiliki rata-rata inflasi terendah selama periode 2002-2014.



Sumber : BPS (diolah)  
 Gambar 4.3 Perbandingan Rata-rata Inflasi menurut Provinsi terhadap Rata-rata Inflasi Nasional Tahun 2002 - 2014.

Gambar 4.4 berikut menjelaskan gambaran perkembangan harga barang dan jasa (inflasi umum) yang diukur dari perubahan Indeks Harga Konsumen

(IHK) di Indonesia dan sumbangan inflasi dari masing-masing kelompok pengeluaran selama periode 2002-2014.



Sumber : BPS

Gambar 4.4 Perkembangan Inflasi Nasional menurut Kelompok Pengeluaran Tahun 2002 - 2014.

Dari gambar 4.4 terlihat bahwa sumbangan inflasi terbesar berasal dari kelompok transport, komunikasi dan jasa keuangan pada tahun 2005 yang meningkat 44,75 persen dibanding tahun sebelumnya yang hanya 5,84 persen. Seiring dengan kenaikan harga BBM pada tahun 2005 dan tahun 2008, laju inflasi untuk seluruh kelompok pengeluaran rata-rata mengalami peningkatan yang relatif tinggi dibanding periode sebelum dan sesudah kenaikan harga BBM.

Selanjutnya, dari tabel 4.4 di bawah ini menjelaskan tingkat inflasi antar pulau atau kelompok pulau yang diperoleh dari rata-rata Indeks Harga Konsumen (IHK) di Indonesia menurut pembagian wilayah selama periode 2002-2014. Hasil pada tabel 4.1 terlihat bahwa inflasi di Jawa cenderung lebih rendah dibanding inflasi di luar Jawa. Sementara jika dilihat menurut pembagian wilayah pembangunan Kawasan Barat Indonesia (KBI) dan Kawasan Timur Indonesia (KTI) terlihat pula inflasi untuk wilayah KBI cenderung lebih rendah dibanding inflasi untuk wilayah KTI, kecuali untuk tahun 2003, 2005, dan 2014. Tingginya inflasi KBI dibanding KTI pada tahun 2003 terkait erat dengan rendahnya inflasi di Sulawesi Selatan yaitu hanya 2,53%, sementara pada tahun 2005 terkait erat

dengan kondisi pasca bencana tsunami di Aceh yang tingkat inflasinya mencapai 41,11%. Pada tahun 2014, tingkat inflasi di Sumatera cenderung lebih tinggi dibanding pulau-pulau lainnya, tertinggi adalah laju inflasi di Provinsi Sumatera Barat yang mencapai 11,90%.

Tabel 4.4. Inflasi menurut Pulau dan Kelompok Pulau tahun 2002 – 2014

Pulau/ Kelompok Pulau	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
<b>I. Kelompok Pulau</b>													
1. Jawa	11.1626	5.579	6.48539	16.238	6.90806	6.4596	10.0606	2.7927	3.10914	3.10768	3.1099	3.109	7.94444
2. Luar Jawa	10.6681	5.055	6.69881	17.503	7.49322	7.87252	11.5749	3.6748	3.10921	3.10853	3.1097	3.1087	8.21099
a. Sumatera	10.8534	4.874	6.95052	23.052	7.69032	7.3818	11.6993	2.701	3.1094	3.1085	3.1089	3.1084	9.09963
b. Kalimantan	9.30473	6.217	6.61993	14.031	7.89055	8.37139	11.7877	3.5531	3.10926	3.10753	3.111	3.1087	7.47633
c. Sulawesi	11.795	3.77	6.47371	17.927	7.89209	7.87567	11.7979	3.9673	3.1088	3.10902	3.1102	3.1084	8.60569
d. Lainnya	10.7191	5.361	6.75109	15.001	6.49992	7.8612	11.0146	4.4777	3.10938	3.10906	3.1087	3.1091	7.66231
<b>II. Wilayah Pembangunan</b>													
1. KBI	11.0806	5.189	6.71419	19.78	7.1686	6.94733	10.9396	2.8529	3.1093	3.10827	3.1091	3.1089	8.61088
2. KTI	10.4589	5.083	6.68021	15.961	7.61106	8.19866	11.6799	4.0084	3.10915	3.10851	3.1101	3.1085	7.88387

Sumber : BPS (diolah)

Inflasi yang tinggi akan memperlambat upaya pemulihan ekonomi yang dilakukan oleh Bank Indonesia (BI) sebagai bank sentral dan Pemerintah. Hal ini juga berdampak pada penargetan inflasi yang merupakan aplikasi dari pengendalian inflasi yang diterapkan oleh BI dan Pemerintah, karena pencapaian penargetan inflasi berkaitan erat dengan eksistensi konvergensi inflasi. Hal ini membutuhkan ekstra kerja keras Pemerintah untuk bisa menekan tingkat inflasi sehingga kebijakan-kebijakan yang diterapkan diarahkan kepada pencapaian inflasi yang rendah dan stabilitas makroekonomi.

Pemulihan stabilitas makroekonomi tersebut mencakup terciptanya tingkat inflasi yang rendah, kenaikan BI Rate, kenaikan pertumbuhan ekonomi, harga BBM, dan stabilitas penyaluran jumlah uang beredar. Tercapainya sasaran inflasi yang rendah dapat memulihkan stabilitas makroekonomi di tiap provinsi sehingga konvergensi inflasi dapat tercapai. Dalam hal ini, penerapan kebijakan yang dijalankan Pemerintah dan BI dalam rangka penargetan inflasi akan berdampak terkonvergennya provinsi-provinsi yang memiliki tingkat inflasi yang tinggi ke tingkat yang sama dengan provinsi lain yang tingkat inflasinya sudah konvergen.

Perbedaan tingkat inflasi antar provinsi di Indonesia pada dasarnya disebabkan oleh adanya pengaruh harga antara provinsi yang satu dengan provinsi yang lain, terutama provinsi yang berdekatan secara ekonomi. Sehingga hal ini berpengaruh pula dengan tingkat inflasi pada tiap provinsi dimana tingkat inflasi pada suatu provinsi dipengaruhi oleh tingkat inflasi pada provinsi yang lain, begitu pula sebaliknya, dapat pula mempengaruhi inflasi di provinsi lainnya. Keterkaitan inflasi antar provinsi di Indonesia selama kurun waktu 2002 – 2014 diperlihatkan pada tabel 4.5, dimana penghitungan dilakukan dengan koefisien korelasi Pearson. Wimanda (2006) melakukan klasifikasi untuk tingkatan korelasi menjadi 3 bagian, yaitu korelasi kuat (high correlation) jika nilai korelasi berada di antara 0,80-0,99; korelasi medium (moderate correlation) untuk nilai korelasi 0,60-0,79; dan korelasi lemah (low correlation) pada kisaran 0,20-0,59.

Terlihat bahwa keterkaitan inflasi antar provinsi di Indonesia sangat kuat, karena koefisien korelasi yang mencapai angka 0,98. Berdasarkan tabel 4.5 terlihat bahwa provinsi-provinsi di Pulau Jawa menunjukkan keterkaitan inflasi antar provinsi yang sangat kuat, karena koefisien korelasi terendah adalah 0,89. Sementara wilayah lainnya memiliki keterkaitan inflasi yang cukup kuat hingga sangat kuat, dengan koefisien korelasi minimal adalah 0,525. Inflasi dari Provinsi DKI Jakarta memiliki keterkaitan inflasi yang sangat kuat dengan provinsi lainnya, terbukti dari koefisien korelasi minimal yang mencapai 0,83. Kecuali antara Provinsi Aceh dengan Bali, Kalimantan Tengah dan Papua yang menunjukkan keterkaitan yang kurang kuat dengan koefisien korelasi yang hanya mencapai angka 0,60. Antara Provinsi Sumatra Utara dengan Papua, antara Provinsi Nusa Tenggara Barat dengan Papua, dan antara Provinsi Maluku dengan Papua juga menunjukkan keterkaitan inflasi yang kurang kuat dengan koefisien korelasi 0,60. Hal ini menunjukkan bahwa perubahan harga suatu provinsi tidak hanya disebabkan oleh perubahan harga yang terjadi pada provinsi yang bersangkutan, tapi berlaku hubungan dua arah yang saling mempengaruhi dengan provinsi lainnya.







Klasifikasi yang terbentuk pada tabel 4.5 memberikan gambaran bahwa korelasi inflasi sebagian besar tergolong korelasi kuat, adapula yang tergolong korelasi moderat, seperti korelasi antara Aceh dan Sumatra Utara dengan Kalimantan Tengah atau Kalimantan selatan atau korelasi antara Sumatra dengan Papua. Sementara tabel 4.6 menjelaskan klasifikasi tingkatan korelasi yang terbentuk antar provinsi di Indonesia.

Tabel 4.6. Korelasi Inflasi Antar Provinsi menurut Klasifikasi Tingkatan Korelasi

Aceh	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Maluku dan Papua
Sumut	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Bali, Kalteng, Kalsel dan Papua
Sumbar	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Papua
Riau	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan NTT dan Maluku
Jambi	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan NTB
Sumsel	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Maluku
Bengkulu	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Bali, Kalteng, Kalsel, dan Papua
Lampung	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Papua
DKI	Korelasi tinggi dengan semua provinsi
Jabar	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Kalteng, Kalsel, dan Papua
Jateng	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan NTB
DIY	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Bali, NTB, dan Maluku
Jatim	Korelasi tinggi dengan semua provinsi
Bali	Korelasi tinggi dengan Sumbar, Riau Jambi, Sumsel, Lampung, Jawa, Kalbar, Kaltim, Sulawesi, selainnya moderat
NTB	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat dengan Jambi, Jateng, DIY, Bali, NTT, Kalsel, Sulteng, dan Papua
NTT	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Jambi, Bali, NTB, Kalteng, Kaltim, dan Papua
Kalbar	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Papua

Kalteng	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat dengan Aceh, Sumut, Bengkulu, Jabar, Bali, NTT, Sulut, Sulteng, dan Maluku
Kalsel	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat dengan Aceh, Sumut, Bengkulu, Lampung, Jabar, Bali, NTB, Kaltim, Sulut, dan Maluku
Kaltim	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan NTT, Kalsel, dan Maluku
Sulut	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Kalteng, Kalsel, dan Papua
Sulteng	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan NTB, Kalteng, dan Maluku
Sulsel	Korelasi tinggi dengan semua provinsi
Sultra	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat hanya dengan Bali, Maluku, dan Papua
Maluku	Korelasi tinggi dengan semua provinsi, moderat dengan Aceh, Riau, Sumsel, DIY, Bali, Kalteng, Kalsel, Kaltim, Sulteng, dan Sultra, korelasi lemah dengan Papua
Papua	Korelasi tinggi dengan Riau, Jambi, Sumsel, DKI, Jateng DIY, Jatim, Kalteng, Kalsel, Kaltim, Sulteng, Sulsel korelasi lemah dengan Maluku

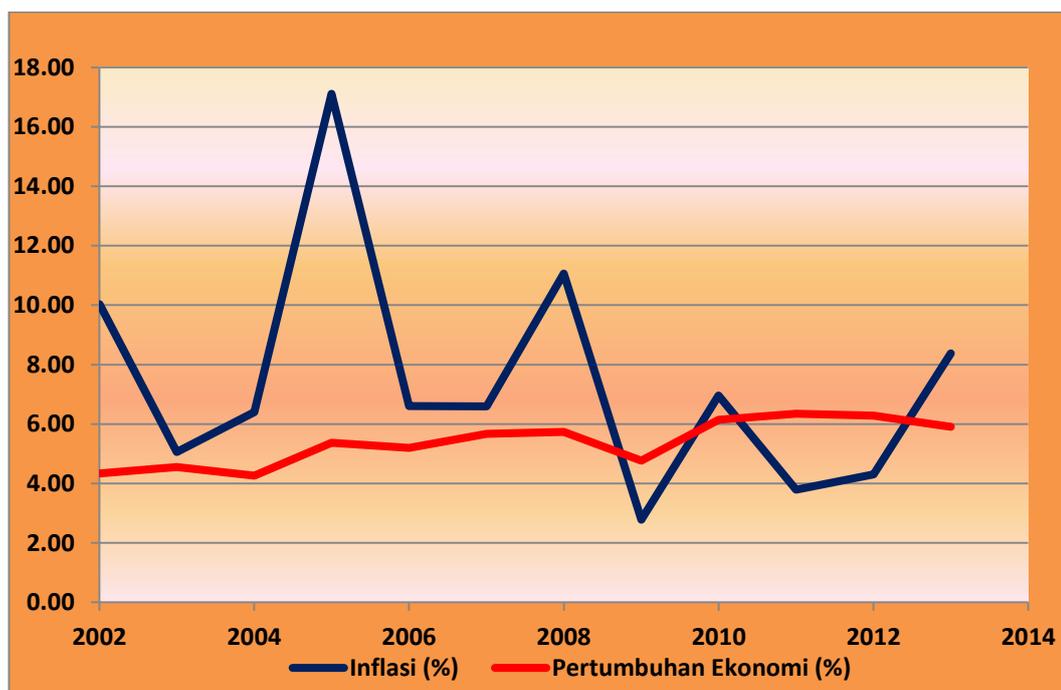
Kuat	Aceh, Sumut, Sumbar, Riau, Jambi, Sumsel, Bengkulu, Lampung, DKI, Jabar, Jateng, DIY, Jatim, Bali, Kalbar, Kaltim, Sulut, Sulteng, Sulsel, dan Sultra
Medium	NTB, NTT, Kalteng, Kalsel, Maluku, dan Papua

Berdasarkan tabel 4.6 di atas terlihat bahwa sebagian besar korelasi inflasi antar provinsi di Indonesia tergolong korelasi yang kuat, dan beberapa yang tergolong korelasi moderat/medium. Sementara korelasi inflasi yang terbentuk antara Maluku dan Papua adalah korelasi lemah (*low correlation*).

#### 4.6. Hubungan Antara Inflasi dengan Variabel Penentu Stabilitas Makroekonomi

Variabel penentu stabilitas makroekonomi yang dimaksud adalah pertumbuhan ekonomi, suku bunga BI rate, jumlah uang beredar, dan *administered prices* khususnya harga BBM. Keempat variabel tersebut yang nantinya akan diteliti mengenai pengaruhnya terhadap tingkat inflasi dan pembentukan konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia.

Kaitannya dengan pertumbuhan ekonomi, tingkat inflasi yang rendah dapat mendorong terciptanya pertumbuhan ekonomi., sedangkan tingkat inflasi yang tinggi menyebabkan terjadinya perlambatan ekonomi. Gambar berikut memperlihatkan hubungan antara tingkat inflasi dengan pertumbuhan ekonomi yang terjadi di Indonesia selama periode 2002 – 2013.



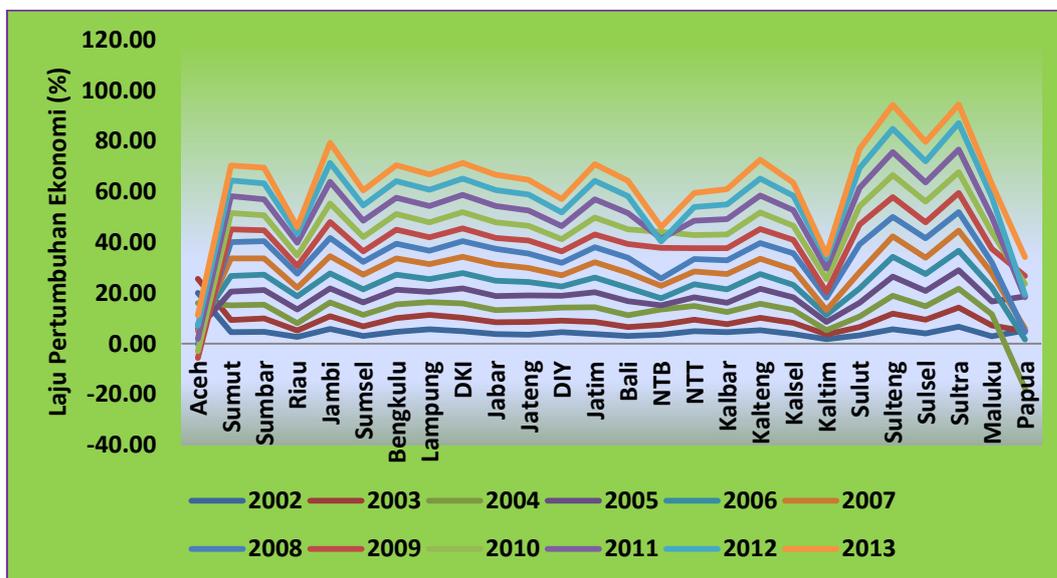
Sumber : BPS

Gambar 4.5. Hubungan Laju Pertumbuhan Ekonomi dengan Laju Inflasi di Indonesia Tahun 2002 - 2013.

Dari gambar terlihat bahwa laju pertumbuhan ekonomi Indonesia yang cukup stabil dari tahun ke tahun, sementara tingkat inflasi yang berfluktuatif terutama kenaikan yang cukup tinggi di tahun 2005 dan 2008 karena kenaikan harga BBM di tahun 2005 dan 2008 serta krisis global yang berawal dari tahun 2007 dan berdampak ke Indonesia hingga tahun 2008. Dan di tahun 2013, ketika

laju pertumbuhan ekonomi mengalami penurunan, tingkat inflasi justru mengalami kenaikan sebesar 4,08 % dari tahun sebelumnya.

Perkembangan laju pertumbuhan ekonomi antar provinsi di Indonesia terlihat pada gambar 4.6 berikut.

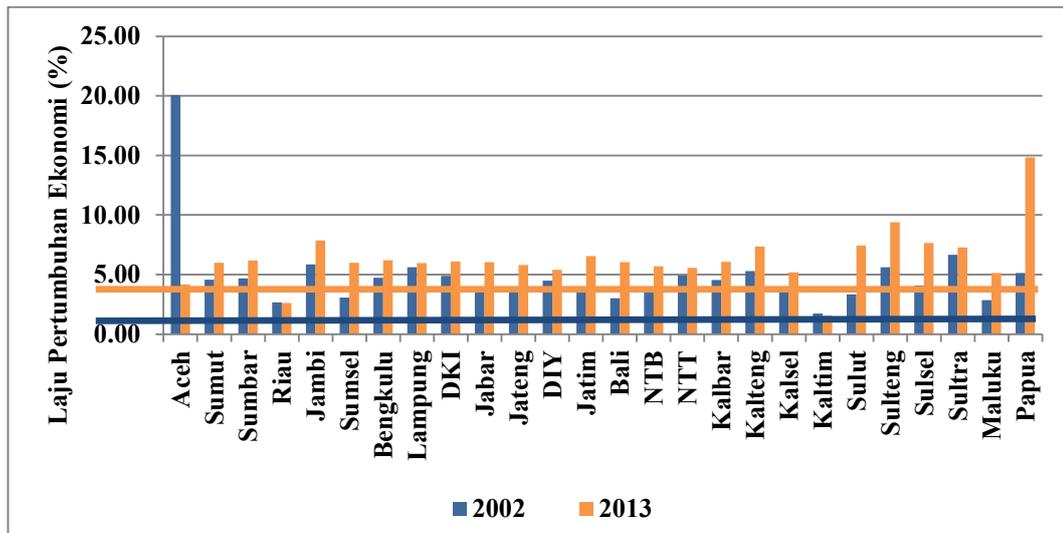


Sumber : BPS (diolah)

Gambar 4.6 Perkembangan Laju Pertumbuhan Ekonomi antar Provinsi di Indonesia Tahun 2002 - 2013.

Terlihat bahwa laju pertumbuhan ekonomi tertinggi terjadi di Provinsi Sulawesi Tengah dan Sulawesi Tenggara, sementara laju terendah terjadi di Provinsi Papua, bahkan di tahun 2004 laju pertumbuhan ekonomi Provinsi Papua mengalami perlambatan hingga mencapai 22,53 %.

Gambar 4.7 berikut memperlihatkan laju pertumbuhan ekonomi provinsi-provinsi di Indonesia dibandingkan dengan pertumbuhan ekonomi nasional pada awal tahun penelitian 2002 dan 2013. Terlihat bahwa pertumbuhan laju ekonomi yang positif sejalan dengan kondisi pertumbuhan ekonomi nasional yang juga meningkat, dimana pada tahun 2002 pertumbuhan ekonomi nasional menunjukkan angka 4,34 % yang terus meningkat hingga pada tahun 2013 menjadi 5,90%.



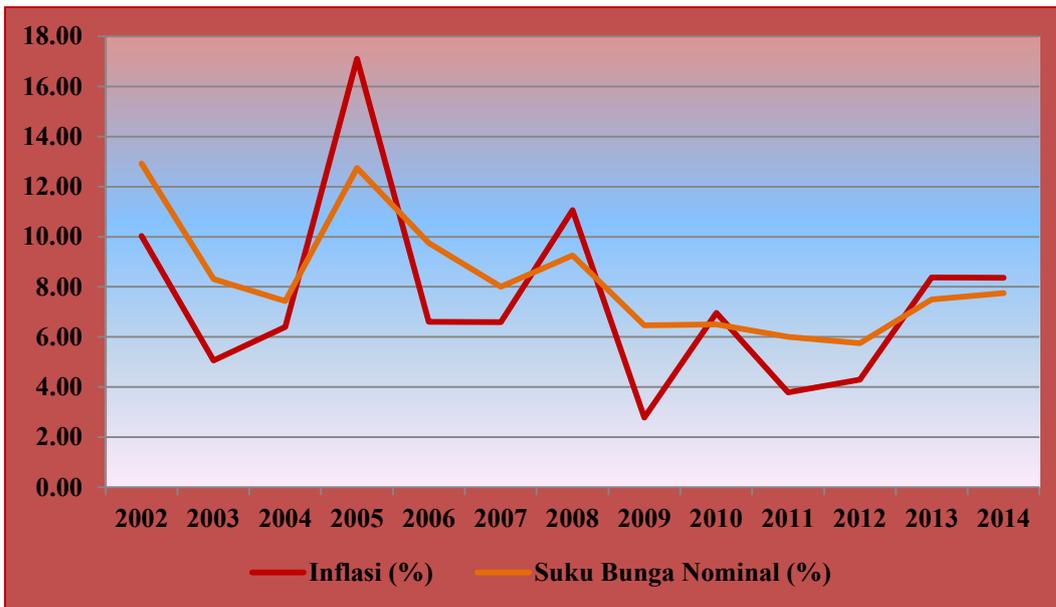
Sumber : BPS.

Gambar 4.7 Laju Pertumbuhan Ekonomi Provinsi di Indonesia Tahun 2002 dan 2013.

Secara umum terlihat bahwa pertumbuhan ekonomi provinsi-provinsi di Indonesia pada tahun 2013 lebih baik dibanding tahun 2002 kecuali Provinsi Aceh yang mengalami perlambatan ekonomi pada tahun 2013 daripada kondisi tahun 2002 hingga 79,17 %. Dikarenakan banyak peristiwa yang terjadi selama kurun waktu 2002 – 2013 dari bencana tsunami, kenaikan harga BBM, krisis keuangan global dan peristiwa makroekonomi lainnya.

Dari penjelasan di atas dapat disimpulkan bahwa kondisi inflasi dan pertumbuhan ekonomi antar provinsi di Indonesia masih relatif beragam. Namun peluang untuk mencapai konvergensi makroekonomi masih terbuka. Tingkat inflasi yang rendah dan stabil merupakan kunci utama majunya perekonomian di Indonesia.

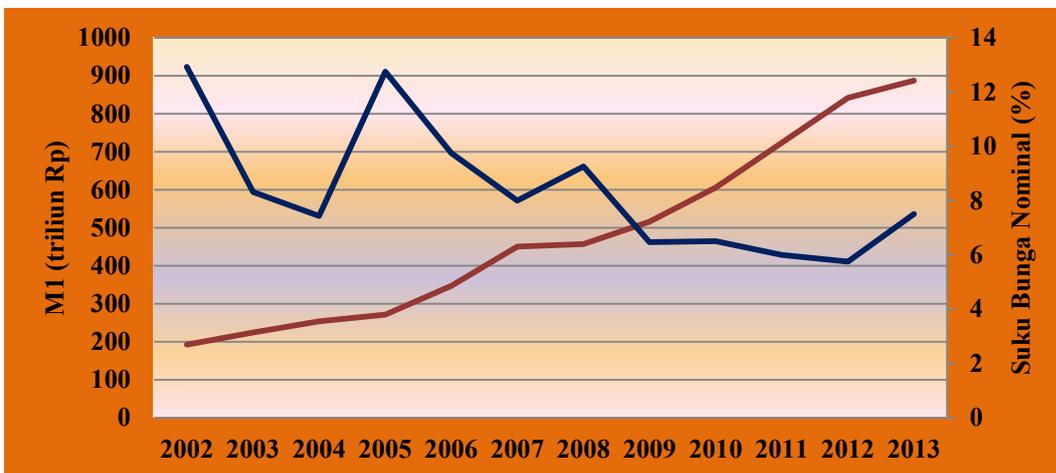
Hubungan antara inflasi dan variabel penentu stabilitas makroekonomi lainnya yaitu suku bunga nominal BI rate di Indonesia terlihat dari gambar 4.8. Perkembangan inflasi dapat diakibatkan juga oleh pergerakan nilai suku bunga nominal. Pergerakan suku bunga menjadi salah satu faktor penting yang diamati dalam menganalisis laju pergerakan inflasi. Gambar 4.8 memperlihatkan bahwa pergerakan inflasi sejalan dengan pergerakan suku bunga nominal. Dalam artian meningkatnya tingkat suku bunga diikuti oleh tingkat inflasi, begitu pula sebaliknya.



Sumber : BPS dan BI

Gambar 4.8. Hubungan Laju Inflasi dan Tingkat Suku Bunga Nominal Tahun 2002 - 2014.

Dalam rangka menciptakan stabilitas makroekonomi, berbagai kebijakan moneter dapat dilakukan salah satunya dengan penetapan suku bunga riil BI rate dan pengendalian jumlah uang beredar dalam arti sempit (M1).



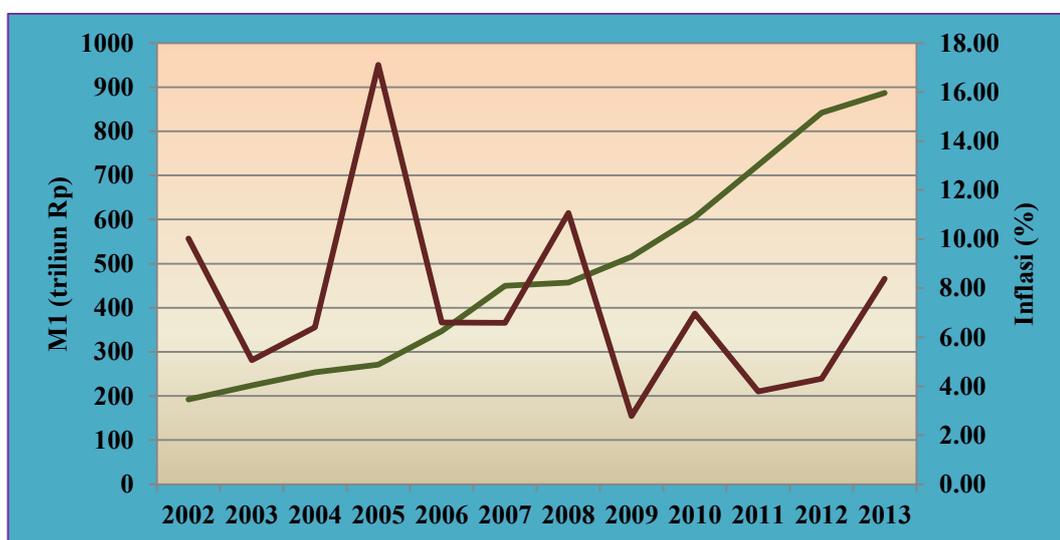
Sumber : BI

Gambar 4.9. Perkembangan Suku Bunga Nominal dan Jumlah Uang Beredar (M1) di Indonesia Tahun 2002 - 2013.

Seperti terlihat pada gambar 4.9, tren pertumbuhan M1 (jumlah uang beredar dalam arti sempit) yang terus meningkat selama periode penelitian. Sementara suku bunga riil memperlihatkan tren yang menurun kecuali tahun 2013 yang meningkat sebesar 1,75 %.

Pengaruh penambahan M1 terhadap suku bunga riil tampaknya tidak terlalu terlihat, karena pergerakan suku bunga riil sepanjang tahun 2002 hingga 2013 tidak memperlihatkan tren yang meningkat atau menurun. Peningkatan suku bunga terjadi di awal tahun 2002, 2005, 2008, dan sedikit meningkat pada tahun 2013. Peningkatan tertinggi suku bunga riil terjadi pada tahun 2005 hinggamencapai 5,32 %.

Hubungan antara inflasi dengan variabel penentu stabilitas makroekonomi lainnya yaitu jumlah uang beredar (M1) terlihat dari gambar 4.10 berikut. Perkembangan positif jumlah uang beredar dalam arti sempit (M1) tidak terpengaruh dengan fluktuasi tingkat inflasi sepanjang tahun 2002 hingga 2013.



Sumber : BI

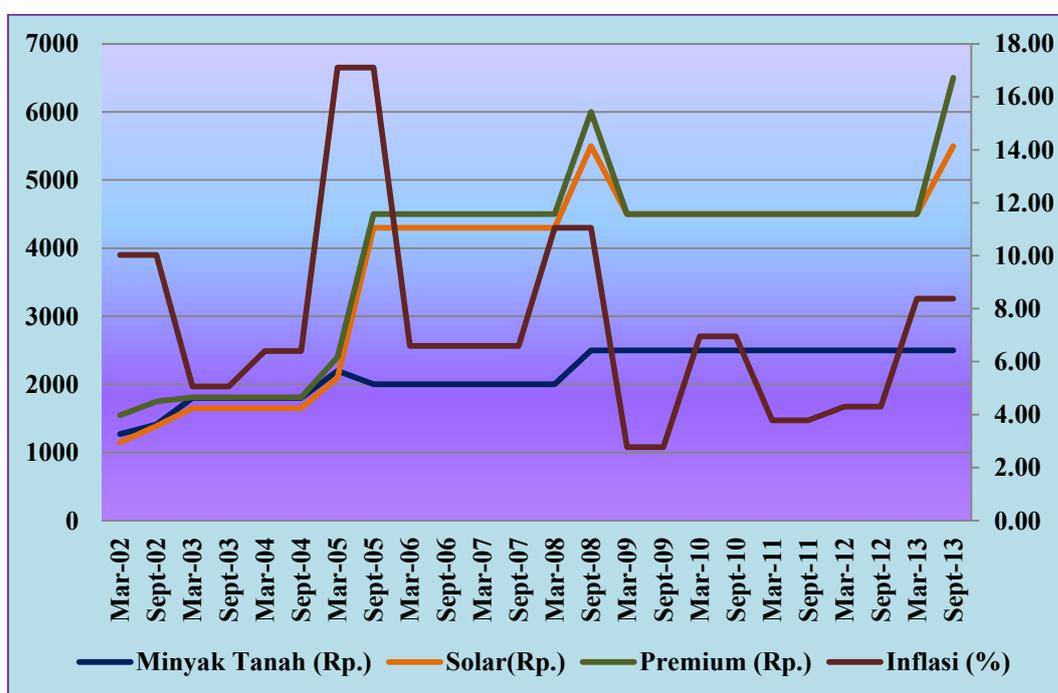
Gambar 4.10. Perkembangan Jumlah Uang Beredar (M1) terhadap Tingkat Inflasi di Indonesia Tahun 2002 - 2013.

Sementara itu, perkembangan harga BBM selama periode 2002 – 2013 diperlihatkan pada gambar 4.11. Harga Bahan Bakar Minyak (BBM) bersubsidi seperti bensin premium, minyak tanah dan solar merupakan barang-barang yang harganya ditetapkan oleh pemerintah (*administered prices*).

Pemerintah telah melakukan penyesuaian harga BBM berkali-kali sepanjang tahun 2002 – 2013. Kenaikan harga minyak tanah tertinggi terjadi pada tanggal 1 Desember 2008 sebesar 25 %, dari harga Rp. 2000 menjadi Rp. 2500 per liter. Kemudian harga solar dan bensin premium mengalami kenaikan harga yang sangat tinggi pada tanggal 1 Oktober 2005, dimana harga minyak solar naik

tajam hingga 104,76 % dari Rp. 2100 pada Maret 2005 menjadi Rp. 4300 pada Oktober 2005. Harga bensin premium juga mengalami peningkatan hingga 87,50 % dari Rp. 2400 pada Maret 2005 menjadi Rp. 4500 pada Oktober 2005.

Berdasarkan gambar 4.11, dapat disimpulkan bahwa kenaikan harga BBM pada bulan Oktober 2005 berpengaruh kuat terhadap tingkat inflasi di tiap provinsi di Indonesia. Kenaikan tingkat inflasi tertinggi sepanjang tahun 2002 – 2013, dan melebihi rata-rata tingkat inflasi di tiap provinsi. Penyesuaian harga BBM pada tahun 2005 dan 2008 berdampak kepada naiknya tingkat inflasi di seluruh provinsi di Indonesia.



Sumber : BPS dan Bagian Hukum dan Humas BPH Migas

Gambar 4.11 Perkembangan Inflasi dan Harga BBM di Indonesia Tahun 2002 - 2013.

#### 4.7. Hasil Estimasi Model Konvergensi Inflasi dan Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi

Pembahasan hasil estimasi pada penelitian ini akan dibagi menjadi tiga bagian. Bagian pertama akan menganalisis hasil pengujian *panel unit root* variabel-variabel penelitian. Bagian kedua menganalisis *Granger Causality Test*, dan bagian ketiga akan membahas konvergensi inflasi dan faktor-faktor yang membentuk konvergensi inflasi di Indonesia.

#### 4.7.1. Identifikasi Pola Hubungan antar Variabel Regressor

Variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian terlebih dahulu dilihat bagaimana tingkat hubungannya. Dalam hal ini digunakan analisis korelasi dengan uji korelasi Pearson. Variabel regressor yang diuji merupakan variabel eksogen dan endogen yang masuk dalam model. Sesuai dengan persamaan pada bab sebelumnya, uji korelasi dibedakan menjadi 2, yaitu uji korelasi untuk faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi dan uji korelasi untuk konvergensi inflasi. Seperti disajikan pada tabel 4.7 sampai dengan tabel 4.10 berikut.

Tabel 4.7. Nilai Koefisien Korelasi Pearson antar Variabel pada *Level* (faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi)

Variabel	P	IR	M1	BM
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
IR	0.130 (0.022)			
M1	0.182 (0.001)	0.126 (0.027)		
BM	0.909 (0.000)	0.066 (0.244)	0.181 (0.001)	
Y	0.108 (0.056)	0.180 (0.001)	-0.004 (0.948)	0.111 (0.050)

Keterangan :

( ) : p-value

Tabel 4.8. Nilai Koefisien Korelasi Pearson antar Variabel pada *Level* (konvergensi inflasi)

Variabel	P	$\tilde{P}$
(1)	(2)	(3)
$\tilde{P}$	0.999 (0.000)	
IR	0.053 (0.333)	0.105 (0.063)

Keterangan :

( ) : p-value

Tabel 4.9. Nilai Koefisien Korelasi Pearson antar Variabel pada  $1^{st}$  Differencing  
(faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi)

Variabel	DP	DIR	DM1	DBM
(1)	(2)	(4)	(5)	(7)
DIR	-0.568 (0.000)			
DM1	-0.148 (0.012)	0.095 (0.110)		
DBM	0.682 (0.000)	-0.471 (0.000)	-0.177 (0.003)	
DY	0.024 (0.691)	0.069 (0.247)	0.041 (0.485)	0.063 (0.286)

Keterangan :

( ) : p-value

Tabel 4.10. Nilai Koefisien Korelasi Pearson antar Variabel pada  $1^{st}$  Differencing  
(konvergensi inflasi)

Variabel	DP	I.DP	DIR
(1)	(2)	(3)	(4)
I.DP	0.189 (0.001)		
DIR	-0.574 (0.000)	0.641 (0.000)	
$\tilde{P}$	-0.254 (0.000)	-0.322 (0.000)	-0.005 (0.925)

Keterangan :

( ) : p-value

Tabel 4.7 sampai dengan tabel 4.10 di atas menggambarkan nilai korelasi antara variabel dependen dengan variabel independen. Dengan hasil yang mengindikasikan bahwa tidak terdapat multikolinearitas antar variabel. Untuk variabel faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi, terlihat bahwa pada tingkat *level* maupun  $1^{st}$  differencing terjadi korelasi yang signifikan antara tingkat harga

(P) maupun tingkat inflasi (DP) dengan variabel lainnya, walaupun dalam korelasi positif atau negatif. Pada tabel 4.7, terdapat korelasi yang tinggi antara variabel indeks harga BBM (BM) terhadap tingkat harga (P), yang mengindikasikan adanya multikolinearitas antara variabel BM terhadap P akan tetapi signifikan terhadap tingkat harga (P). Pada tabel 4.8, tingkat korelasi pada 1<sup>st</sup> *difference* menunjukkan tidak adanya multikolinearitas antar variabel, hal ini terlihat dari nilai korelasi antar variabel yang tidak melebihi 80 persen. Pada tabel 4.9 dan tabel 4.10 juga terlihat tidak terjadinya multikolinearitas antar variabel pembentuk konvergensi inflasi. Terjadi korelasi yang signifikan antara variabel  $\tilde{P}$  dengan P, dan korelasi yang tidak signifikan antara variabel IR dengan P. Sementara pada tingkat 1<sup>st</sup> *differencing*, terjadi korelasi yang signifikan antara variabel *lag* DP, DIR, dan  $\tilde{P}$  dengan tingkat inflasi (DP). Korelasi yang signifikan antara *lag* DP dengan DP membuktikan adanya pengaruh *autoregressive* pada variabel tingkat inflasi (DP).

#### **4.7.2. Pengujian *Panel Unit Root***

Dalam menganalisis data panel, uji *panel unit root* data penting untuk melihat ada atau tidaknya *unit root* yang terkandung di antara variabel sehingga data panel dapat dikatakan sudah stasioner jika tidak mengandung *unit root*, pada akhirnya hubungan antara variabel dependen dan variabel independen menjadi valid. Pengujian *panel unit root* dalam penelitian ini juga didasarkan pada statistik uji tingkat level dan *first differencing* seperti yang telah dijelaskan pada bab sebelumnya. Hasil pengujian *panel unit root* secara lengkap dapat dilihat pada lampiran 1. Sementara tabel 4.11 dan tabel 4.12 berikut merupakan ringkasan hasil pengujian *panel unit root*. Untuk melakukan pengujian unit root ini juga dibedakan antara pengujian unit root untuk faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi dan pengujian unit root untuk konvergensi inflasi. Pada tabel 4.12, pengujian *panel unit root* pada variabel yang dinyatakan dalam bentuk logaritma natural dari nilai riilnya yaitu variabel IHK (P), jumlah uang beredar (M1), dan indeks harga BBM (BM), sementara variabel suku bunga riil BI rate (IR) dan pertumbuhan ekonomi (Y) dinyatakan dalam persentase.

Sebelum dilakukan pengujian, untuk menerapkan metode pengujian apakah *panel unit root* akan digunakan untuk data dengan intersep tanpa tren (kode 2) atau dengan intersep dan tren (kode 3), maka dilakukan *plotting* data terlebih dahulu. Berdasarkan hasil *plotting* data, untuk sebagian data level menggunakan metode dengan intersep tanpa tren (kode 2) yaitu variabel P dan IR. Sementara variabel M1, Y, dan BM menggunakan metode dengan intersep dan tren (kode 3). Hasil statistik uji pada data level menunjukkan bahwa variabel BM menunjukkan adanya *individual unit root*. Sehingga untuk menjaga *robustness* hasil penelitian, seluruh variabel dilakukan *first differencing*.

Setelah dilakukan *first differencing* pada semua variabel, hasil pengujian dengan metode intersep tanpa tren menunjukkan bahwa statistik uji *common unit root* dan *individual unit root* untuk seluruh variabel signifikan pada level kesalahan 1 %. Berdasarkan hasil pengujian *panel unit root*, dapat disimpulkan bahwa setelah dilakukan *first differencing* maka seluruh variabel sudah tidak mengandung *unit root* lagi. Pengujian *panel unit root* pada tabel 4.11 tabel 4.12, hasil pengujian setelah dilakukan *first differencing* dengan metode intersep tanpa tren menunjukkan bahwa statistik uji *common unit root* dan *individual unit root* untuk seluruh variabel signifikan pada level kesalahan 1 %.

Tabel 4.11. Ringkasan Hasil Pengujian *Panel Unit Root* (untuk konvergensi inflasi)

Variabel	Diff <sup>1)</sup>	Metode <sup>2)</sup>	P-Value Statistik Uji <sup>3)</sup>				
			LLC	Breitung	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
P	0	2	0.0000	-	0.1711	0.5461	0.0000
ΔP	1	2	0.0000	-	0.0000	0.0000	0.0000
IR	0	2	0.0000	-	0.0000	0.0000	0.0000
ΔIR	1	2	0.0000	-	0.0000	0.0000	0.0000

Keterangan :

- <sup>1)</sup> Differencing :  
0 = data level  
1 = data *first differencing*  
2 = data *second differencing*
- <sup>2)</sup> Metode :  
1 = tanpa intersep - tanpa tren  
2 = dengan intersep - tanpa tren  
3 = dengan intersep - dengan tren
- <sup>3)</sup> Statistik Uji :  
LLC = Levin, Lin & Chu t\*  
Breitung = Breitung t-stat  
IPS = Im, Pesaran and Shin W-stat  
ADF-Fisher = ADF-Fisher Chi Square  
PP-Fisher = PP-Fisher Chi Square

Tabel 4.12. Ringkasan Hasil Pengujian *Panel Unit Root* (untuk faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi)

Variabel	Diff <sup>1)</sup>	Metode <sup>2)</sup>	P-Value Statistik Uji <sup>3)</sup>				
			LLC	Breitung	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
P	0	2	0.0000	-	0.0036	0.0374	0.0000
ΔP	1	3	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
IR	0	2	0.0000	-	0.0000	0.0000	0.0000
ΔIR	1	2	0.0000	-	0.0000	0.0000	0.0000
M1	0	3	0.0000	0.0000	0.0084	0.0291	0.0188
ΔM1	1	2	0.0000	-	0.0000	0.0000	0.0000
Y	0	3	0.0000	0.0136	0.0000	0.0000	0.0000
ΔY	1	2	0.0000	-	0.0000	0.0000	0.0000
BM	0	3	0.0000	0.0000	0.6657	0.9266	0.9733
ΔBM	1	2	0.0000	-	0.0000	0.0000	0.0000

Keterangan :

- 1) Differencing :  
 0 = data level  
 1 = data *first differencing*  
 2 = data *second differencing*
- 2) Metode :  
 1 = tanpa intersep - tanpa tren  
 2 = dengan intersep - tanpa tren  
 3 = dengan intersep - dengan tren
- 3) Statistik Uji :  
 LLC = Levin, Lin & Chu t\*  
 Breitung = Breitung t-stat  
 IPS = Im, Pesaran and Shin W-stat  
 ADF-Fisher = ADF-Fisher Chi Square  
 PP-Fisher = PP-Fisher Chi Square

Berdasarkan hasil pengujian *panel unit root*, dapat disimpulkan bahwa setelah dilakukan *first differencing* maka seluruh variabel sudah tidak mengandung *unit root* lagi.

#### 4.7.3. Pengujian *Causality Granger* pada Data Panel

Pengujian kausalitas granger bertujuan untuk mengetahui hubungan sebab akibat antara variabel yang diuji. Pengujian kausalitas Granger antara inflasi dengan beberapa variabel yang diteliti bertujuan untuk mengetahui variabel-variabel mana yang lebih dahulu mempengaruhi inflasi, atau sebaliknya inflasi yang terlebih dahulu mempengaruhi variabel-variabel lainnya. Uji kausalitas granger akan memberikan informasi bagaimana hubungan kausalitas di antara variabel penelitian, apakah variabel yang dianalisis memiliki hubungan kausalitas

satu arah atau dua arah. Hal ini juga berguna nantinya dalam pembentukan model penelitian.

Pengujian kausalitas granger juga dibedakan untuk faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi dan konvergensi inflasi. Hasil pengujian kausalitas granger diberikan pada tabel 4.13 dan 4.14. Pada tabel 4.13., terdapat tiga pola arah hubungan antara inflasi dengan beberapa variabel penelitian. Pertama, arah hubungan dua arah atau saling mempengaruhi, yaitu antara inflasi dengan penyesuaian harga BBM ( $\Delta BM$ ), dan penyesuaian suku bunga riil ( $\Delta IR$ ). Kedua, arah hubungan searah dari variabel yang diteliti mempengaruhi inflasi, yaitu perubahan pertumbuhan ekonomi ( $\Delta Y$ ). Ketiga, arah hubungan searah dari inflasi mempengaruhi variabel perubahan jumlah uang beredar riil ( $\Delta M1$ ). Walaupun terdapat hubungan dimana inflasi mempengaruhi variabel  $\Delta M1$ , tetapi dari gambar 4.14 dapat disimpulkan bahwa jumlah uang beredar tidak terpengaruh oleh fluktuasi laju inflasi, dalam arti fluktuasi laju inflasi tidak mempengaruhi pertumbuhan jumlah uang beredar yang semakin meningkat dari tahun ke tahun.

Hubungan dua arah atau saling mempengaruhi antara inflasi dengan suku bunga riil dan harga BBM telah dibuktikan sebelumnya. Peningkatan inflasi seiring dengan peningkatan kedua variabel tersebut. Dalam artian naiknya suku bunga riil dan harga BBM dapat mempengaruhi inflasi, dan naiknya inflasi dapat mempengaruhi kenaikan suku bunga riil dan harga BBM. Sementara antara inflasi dengan variabel jumlah uang beredar dalam arti sempit ( $M1$ ) dan pertumbuhan ekonomi berlaku hubungan searah, dimana variabel jumlah uang beredar dan pertumbuhan ekonomi mempengaruhi inflasi, tetapi tidak berlaku hubungan sebaliknya.

Dari hasil analisis kausalitas Granger ini, variabel pertumbuhan ekonomi dan jumlah uang beredar merupakan variabel eksogen yang tidak terpengaruh oleh inflasi dan variabel lain. Sementara hubungan 2 arah yang terjadi pada variabel endogen yaitu suku bunga riil dan harga BBM terhadap inflasi membuktikan adanya korelasi yang kuat yang saling berkaitan antar waktu.

Tabel 4.13. Ringkasan Hasil Pengujian *Granger Causality* antara Inflasi dengan Beberapa Variabel Penelitian (untuk faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi)

No.	<i>Null Hypothesis</i>	F-Statistik	<i>p-value</i>
1.	$\Delta BM$ does not Granger cause $\Delta P$	6.58786	0.0017
	$\Delta P$ does not Granger cause $\Delta BM$	2.49631	0.0846
2.	$\Delta IR$ does not Granger cause $\Delta P$	16.7160	$2 \times 10^{-7}$
	$\Delta P$ does not Granger cause $\Delta IR$	15.0487	$7 \times 10^{-7}$
3.	$\Delta M1$ does not Granger cause $\Delta P$	0.51226	0.5998
	$\Delta P$ does not Granger cause $\Delta M1$	4.62539	0.0107
4.	$\Delta Y$ does not Granger cause $\Delta P$	3.03680	0.0499
	$\Delta P$ does not Granger cause $\Delta Y$	1.20192	0.3025

Sementara pada tabel 4.14, satu pola arah hubungan antara inflasi dengan variabel penyesuaian suku bunga riil, yaitu arah hubungan dua arah antara inflasi dengan penyesuaian suku bunga riil ( $\Delta IR$ ). Seperti halnya pada tabel 4.13, variabel suku bunga riil merupakan variabel endogen yang saling berpengaruh dengan inflasi. Satu hal yang perlu dipahami bahwa dalam pengujian kausalitas granger apabila suatu variabel signifikan mempengaruhi inflasi bukan berarti secara otomatis variabel tersebut akan memberi pengaruh signifikan dalam model data panel, begitu pula sebaliknya untuk variabel yang tidak signifikan mempengaruhi inflasi.

Tabel 4.14. Ringkasan Hasil Pengujian *Granger Causality* antara Inflasi dengan Variabel Penyesuaian Suku Bunga (untuk konvergensi inflasi)

No.	<i>Null Hypothesis</i>	F-Statistik	<i>p-value</i>
1.	$\Delta IR$ does not Granger cause $\Delta P$	8.95631	0.002
	$\Delta P$ does not Granger cause $\Delta IR$	17.8275	$6 \times 10^{-8}$

#### 4.7.4. Hasil Estimasi Model Konvergensi Inflasi Beta Panel Dinamis

Berdasarkan hasil uji stasioner pada pengujian *panel unit root*, didapatkan bahwa semua variabel yang diteliti harus distasionerkan pada tingkat  $1^{st}$  differencing seperti pada persamaan (3.1) sampai dengan (3.5) untuk regresi panel data dinamis. Persamaan (3.1) sampai dengan (3.3) untuk melihat variabel-variabel yang berpengaruh dalam membentuk konvergensi inflasi baik dengan dan tanpa efek spasial, sedangkan persamaan (3.4) dan (3.5) digunakan untuk melihat faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi baik dengan dan tanpa efek spasial.

Konvergensi inflasi yang terbentuk diharapkan dapat memberi peluang bagi seluruh provinsi di Indonesia untuk mewujudkan suatu integrasi ekonomi yang kuat sehingga dapat menciptakan stabilitas makroekonomi dalam berbagai aspek pembangunan.

##### 4.7.4.1. Absolute Beta Convergence

Uji konvergensi beta absolut dilakukan tanpa melibatkan estimasi konstanta (*noconstant estimator*) dengan menggunakan kedua metode *AB-GMM* dan *SYS-GMM*. Hasil estimasi dapat dilihat pada tabel 4.15.

Berdasarkan hasil estimasi pada tabel 4.15 dapat dilihat bahwa hasil estimasi parameter yang sesuai dengan nilai parameter yang diharapkan adalah hasil estimasi dengan metode *SYS-GMM*, konsistensi hasil uji  $m_1$  dan  $m_2$  metode *AB-GMM* terlihat tidak efisien karena hasil uji  $m_2$  yang signifikan pada  $\alpha = 1\%$ . Hasil estimasi dengan metode *SYS-GMM* memberikan hasil yang lebih efisien, karena konsistensi hasil uji  $m_1$  yang signifikan pada  $\alpha = 1\%$  dan hasil uji  $m_2$  yang tidak signifikan pada  $\alpha = 10\%$ . Sementara itu hasil uji validitas instrument yang digunakan untuk estimasi model dari uji Sargan juga memberikan hasil yang tidak signifikan pada  $\alpha = 10\%$ . Tidak signifikannya statistik  $m_2$  mengindikasikan kurangnya *second order serial correlation* di dalam residual sehingga penduga dikatakan konsisten, dan hasil uji Sargan menunjukkan bahwa tidak terjadi serial autokorelasi pada *error* dan *over-identifying restrictions* mendeteksi tidak ada masalah dengan validitas instrument.

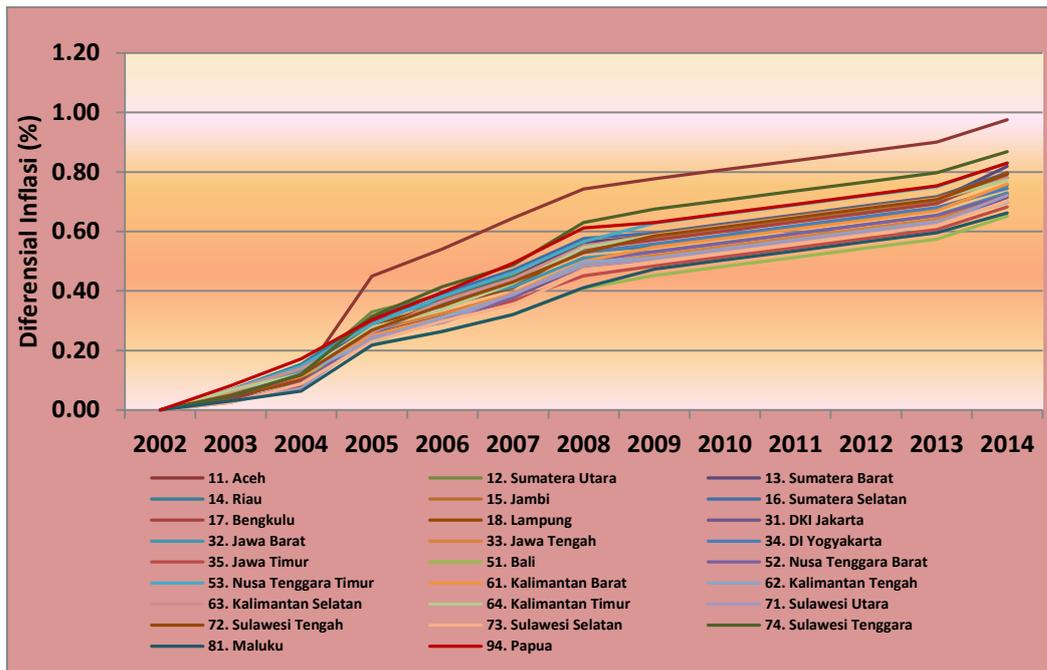
Tabel 4.15. Hasil Estimasi Model Konvergensi Beta Absolut Panel Dinamis

Variabel Independen	<i>AB-GMM</i>	<i>SYS-GMM</i>
$lag \tilde{P}$	-0.1423838* (0.000271)	-0.0139724* (0.0000918)
$lag \Delta P$	0.1231146* (0.000699)	0.461618* (0.0011715)
<b>Hasil Statistik Uji :</b>		
Wald - Test	322812.21 [0.0000]	307755.90 [0.0000]
Arellano-Bond - $m_1$	-3.7299 [0.0002]	-3.6771 [0.0002]
- $m_2$	-3.751 [0.0002]	-1.245 [0.2131]
Sargan – Test	Chi2 (54) :25.97937 [0.9996]	Chi2 (64) :25.95437 [1.0000]
<i>Speed of convergence, <math>\lambda</math> (%/th)</i>	0.1499	0.3285
<i>Half-life, <math>t^*</math> (tahun)</i>	4.62	2.11

Keterangan :

Signifikansi \* : pada  $\alpha = 1\%$   
 ( ) : standard error  
 [ ] : p-value

Hasil estimasi konvergensi absolut dengan metode *SYS-GMM* dihasilkan nilai  $\beta = -0.0139724$  (negatif dan signifikan pada  $\alpha = 1\%$ ). Nilai koefisien beta absolut dapat memberikan gambaran proses konvergensi yang terjadi di Indonesia. Karena  $\beta < 0$  artinya telah terjadi penurunan laju inflasi maka sesuai dengan hipotesis awal dapat disimpulkan bahwa selama periode penelitian telah terjadi proses konvergensi inflasi absolut di Indonesia. Dengan kata lain terjadi penurunan laju inflasi provinsi-provinsi di Indonesia secara individual dari waktu ke waktu. Hal ini menunjukkan bahwa daerah dengan laju inflasi yang tinggi dapat menurunkan laju inflasinya sehingga tiap provinsi konvergen pada laju inflasi yang hampir sama. Konvergensi inflasi yang terjadi antar provinsi di Indonesia menunjukkan bahwa diferensial inflasi antar provinsi semakin kecil sehingga perubahan indeks harga (inflasi) cenderung konvergen. Gambar 4.12 berikut merupakan perbandingan diferensial inflasi antar provinsi di Indonesia selama periode 2002-2014.

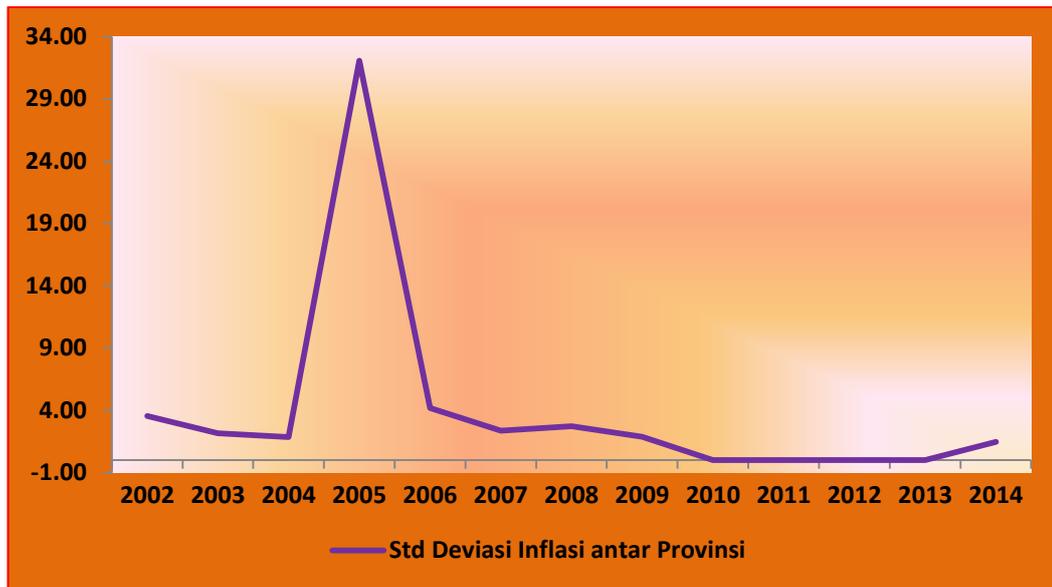


Sumber : BPS (diolah)

Gambar 4.12 Diferensial Inflasi antar Provinsi di Indonesia tahun 2002-2014.

Gambar di atas membuktikan bahwa konsep konvergensi berdasarkan penelitian Gluscehnko (2004) yang berlaku di Indonesia selama periode 2002-2014 adalah *long-run convergence*. Perbedaan harga semakin menyusut dari waktu ke waktu, atau dengan kata lain tingkat diferensial inflasi yang semakin mengecil dari waktu ke waktu yang menunjukkan bahwa perubahan indeks harga (inflasi) cenderung konvergen. Dalam hal ini lintasan konvergensi antar wilayah semakin rapat selama periode penelitian dan semakin terkonvergensi menuju ke garis keseimbangan dalam jangka panjang.

Selain itu, pembuktian terjadinya konvergensi inflasi di Indonesia didukung pula oleh semakin mengecilnya disparitas inflasi antar provinsi selama periode penelitian yang dilihat dari nilai standar deviasi inflasi antar provinsi (hubungan semua provinsi). Hasil dari penghitungan disparitas inflasi antar provinsi ditampilkan pada gambar 4.13 berikut.



Sumber : BPS (diolah)

Gambar 4.13 Standar Deviasi Inflasi antar Provinsi di Indonesia tahun 2002-2014.

Perhitungan untuk standar deviasi ( $\sigma_t$ ) inflasi antar provinsi dari inflasi tahunan diberikan menurut persamaan berikut:

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\pi_{i,t} - \bar{\pi}_t)^2 \quad (4.26)$$

dimana  $\sigma_t^2$  merupakan varians pada periode t, N adalah jumlah provinsi,  $\pi_{i,t}$  adalah inflasi provinsi i pada waktu t,  $\bar{\pi}_t$  merupakan rata-rata inflasi *cross section* pada periode t. Laju inflasi dikatakan konvergen jika menolak *null hypothesis* ( $H_0 : \sigma_t \leq \sigma_{t+T}$ ), atau dengan kata lain gagal menolak *alternative hypothesis* ( $H_1 : \sigma_t > \sigma_{t+T}$ ).

Hasil disparitas inflasi antar provinsi pada gambar di atas membuktikan bahwa terdapat tren menurun dari standar deviasi ( $\sigma_t$ ) inflasi. Oleh sebab itu, sesuai dengan hipotesis awal ( $\sigma_{t+T} < \sigma_t$  adalah konvergen) maka dapat dikatakan telah terjadi konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia selama periode 2002-2014. Atau dengan kata lain terjadi pengecilan disparitas inflasi antar provinsi di Indonesia. Hasil ini sesuai dengan penelitian yang dilakukan oleh Darinda (2014) yang juga membuktikan terjadinya pengecilan disparitas inflasi antar provinsi di Indonesia selama kurun waktu 2000-2013.

Persamaan yang diperoleh untuk model konvergensi beta absolut menggunakan metode estimasi *SYS-GMM* adalah sebagai berikut :

$$\widehat{\Delta P}_{it} = -0.0139724\tilde{P}_{i,t-1} + 0.461618\Delta P_{it-1} \quad (4.27)$$

Sementara dari hasil uji Wald terlihat bahwa nilai probabilitasnya lebih kecil dari tingkat signifikansi  $\alpha = 1\%$  sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat hubungan antara variabel independen dengan variabel dependen dalam model penelitian. Dari tabel 4.16 terlihat bahwa telah terjadi proses konvergensi beta absolut di Indonesia selama periode 2002-2014 dengan laju kecepatan konvergensi sebesar 0,3285 % per tahun atau setara dengan *half-life* (lamanya waktu yang dibutuhkan untuk mencapai kondisi *steady state*) selama 2,11 tahun. Hasil tersebut membuktikan bahwa dengan laju kecepatan konvergensi sebesar 0,3285 %/tahun, laju inflasi antar provinsi di Indonesia selama 2002-2014 mencapai konvergensi yang *steady state* pada garis keseimbangan  $P_{i,t} = 0$  selama 2,11 tahun, dengan mengasumsikan bahwa tiap provinsi memiliki kesamaan karakteristik struktur wilayah.

#### **4.7.4.2. Conditional Beta Convergence**

Hasil estimasi parameter model konvergensi beta kondisional disajikan pada tabel 4.16 dengan menggunakan kedua metode *AB-GMM* dan *SYS-GMM* dalam estimasi *twostep noconstant*. Model konvergensi beta kondisional merupakan model konvergensi absolut ditambah dengan variabel eksplanatori yang berpengaruh cukup kuat terhadap pembentukan konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia. Hasil perhitungan konvergensi beta kondisional berguna untuk memberikan gambaran proses konvergensi inflasi di Indonesia yang dilakukan penelitian dengan jangka waktu 13 tahun (2002-2014) dengan variabel eksplanatori yaitu *lag* diferensial inflasi, *lag* inflasi, dan penyesuaian suku bunga riil yang termasuk variabel endogen karena korelasi yang signifikan dan saling berpengaruh dengan inflasi.

Tabel 4.16. Hasil Estimasi Model Konvergensi Beta Kondisional Panel Dinamis

Variabel Independen	<i>AB-GMM</i>	<i>SYS-GMM</i>
$lag \tilde{P}$	-0.0192666* (0.00001054)	-0.0070682* (0.000548)
$lag \Delta P$	0.8637273* (0.0005525)	0.9922432* (0.0006573)
$\Delta IR$	-0.0102524* (0.00000514)	-0.0113729* (0.00000868)
<b>Hasil Statistik Uji :</b>		
Wald - Test	$3.03 \times 10^7$ [0.0000]	$1.70 \times 10^7$ [0.0000]
Arellano-Bond - $m_1$	-4.3824 [0.0000]	-3.9751 [0.0001]
- $m_2$	2.1223 [0.0338]	0.08473 [0.9325]
Sargan - Test	Chi2 (54) :25.99976 [0.9995]	Chi2 (64) :25.99751 [1.0000]
<i>Speed of convergence, <math>\lambda</math> (%/th)</i>	0.304	0.381
<i>Half-life (tahun)</i>	2.28	1.82

Keterangan :

Signifikansi \* : pada  $\alpha = 1\%$   
 ( ) : standard error  
 [ ] : p-value

Berdasarkan hasil estimasi pada tabel 4.16 dapat dilihat bahwa hasil estimasi parameter kedua metode sesuai dengan parameter yang diharapkan. Dilihat dari konsistensi hasil uji  $m_1$  dan  $m_2$  hanya metode *SYS-GMM* yang memenuhi uji spesifikasi model dan memiliki tingkat efisiensi yang lebih baik dibanding metode *AB-GMM* dalam mengestimasi konvergensi inflasi, dimana hasil statistik uji  $m_1$  signifikan pada  $\alpha = 1\%$  dan hasil statistik uji  $m_2$  tidak signifikan pada  $\alpha = 10\%$ . Begitu pula dengan hasil uji Sargan yang juga tidak signifikan pada  $\alpha = 10\%$ . Dilihat dari nilai *standard error* metode *SYS-GMM* memberikan hasil yang lebih kecil dan lebih baik dibanding metode *AB-GMM*.

Hal ini menyiratkan bahwa metode *SYS-GMM* relatif lebih efisien dan memenuhi kriteria *unbiased*, instrument valid dan konsisten dibanding metode *AB-GMM* untuk mengestimasi konvergensi inflasi beta kondisional. Sehingga estimasi konvergensi beta kondisional menggunakan hasil estimasi dari metode

*SYS-GMM*. Hasil estimasi konvergensi kondisional dengan metode *SYS-GMM* dihasilkan koefisien  $\beta$  bertanda negatif dan signifikan pada  $\alpha = 1\%$ . Hal ini menyiratkan kondisi yang cukup konsisten dari estimator *SYS-GMM*. Dari hasil tersebut dapat disimpulkan bahwa telah terjadi proses konvergensi kondisional inflasi di Indonesia selama periode 2002-2014 yang didukung oleh variabel penyesuaian suku bunga riil dan *lag* inflasi yang berpengaruh nyata dan signifikan dalam mempengaruhi konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia.

Selanjutnya dilihat dari koefisien regresi apakah sudah sesuai dengan parameter yang diharapkan seperti yang telah dijelaskan pada bab sebelumnya. Berdasarkan hasil estimasi diperoleh bahwa kedua penduga koefisien yang diperoleh dengan metode *SYS-GMM* telah sesuai dengan nilai parameter yang diharapkan, dan signifikan pada  $\alpha = 1\%$ . Berdasarkan hasil estimasi, diperoleh nilai *lag* diferensial inflasi bertanda negatif, yaitu -0.0070682. Nilai tersebut menjelaskan bahwa semakin kecilnya diferensial inflasi antar provinsi berakibat pada semakin konvergenya perubahan indeks harga (inflasi) antar provinsi di Indonesia. Nilai *lag* perubahan indeks harga (inflasi) bertanda positif yaitu sebesar 0,9922432. Nilai koefisien tersebut menjelaskan bahwa jika terjadi peningkatan laju inflasi pada periode sebelumnya sebesar 1 persen maka akan direspon oleh peningkatan inflasi antar provinsi sebesar 0,9922432 persen. Nilai *lag* perubahan indeks harga (inflasi) atau yang dikenal dengan sebutan inersia inflasi (Subekti, 2011) merepresentasikan bagaimana ekspektasi masyarakat terhadap inflasi pada tahun berjalan sangat dipengaruhi oleh besarnya inflasi pada tahun sebelumnya. Tingginya inersia inflasi tersebut secara tidak langsung menyiratkan perilaku *backward looking* dalam pembentukan ekspektasi terhadap inflasi. Hal ini pada dasarnya tidak sesuai dengan target inflasi Bank Indonesia yang diharapkan bersifat *forward looking*. Hasil ini tidak jauh berbeda dengan hasil penelitian Subekti (2011) maupun Wimanda (2006) yang masing-masing menghasilkan inersia inflasi sebesar 0,9685 dan 0,914. Sementara itu variabel suku bunga riil bertanda negatif yaitu -0,0113729, nilai ini menjelaskan bahwa jika terjadi penyesuaian suku bunga riil sebesar 1 persen akan direspon oleh penurunan laju inflasi antar provinsi sebesar 0,0113729 persen. Menurut Bank Indonesia, kecilnya pengaruh dari penyesuaian BI rate terhadap inflasi di Indonesia

dikarenakan suku bunga riil hanya dapat mempengaruhi inflasi inti saja dan tidak dapat mempengaruhi inflasi umum. Terlepas besar-kecilnya pengaruh dari penyesuaian BI rate terhadap inflasi, namun pengaruhnya yang signifikan secara tidak langsung menyatakan bahwa BI rate dapat dijadikan opsi dalam proses pembentukan konvergensi inflasi, BI rate merupakan determinan inflasi yang dapat digunakan untuk mengendalikan inflasi di Indonesia (Wimanda, 2011).

Dari uraian di atas dapat disimpulkan bahwa terdapat hubungan antara diferensial inflasi sebagai variabel konvergensi inflasi, laju inflasi pada periode sebelumnya, dan penyesuaian suku bunga riil dengan pembentukan inflasi antar provinsi di Indonesia yang menuju konvergensi pada periode 2002-2014.

Hasil uji Wald dengan metode *SYS-GMM* memutuskan untuk menolak  $H_0$  pada tingkat signifikansi  $\alpha = 1\%$ , dan disimpulkan bahwa faktor-faktor *lag* diferensial inflasi, *lag* perubahan IHK dan penyesuaian suku bunga riil berpengaruh nyata terhadap tingkat kecepatan proses pembentukan konvergensi inflasi di Indonesia.

Persamaan yang diperoleh untuk model konvergensi beta kondisional menggunakan metode estimasi *SYS-GMM* adalah sebagai berikut :

$$\widehat{\Delta P}_{it} = -0.0070682\tilde{P}_{i,t-1} - 0.0113729\Delta IR_{it} + 0.9922432\Delta P_{it-1} \quad (4.28)$$

Dari tabel 4.16 terlihat bahwa kecepatan konvergensi yang dihasilkan dengan metode *SYS-GMM* lebih baik dibanding metode *AB-GMM*. Dari hasil metode *SYS-GMM* dapat disimpulkan bahwa selama periode 2002-2014 telah terjadi proses konvergensi beta kondisional di Indonesia dengan laju kecepatan konvergensi sebesar 0,381 % per tahun atau setara dengan *half-life* (waktu yang dibutuhkan untuk mencapai kondisi *steady state*) selama 1,82 tahun. Atau dengan kata lain, waktu yang dibutuhkan untuk menurunkan setengah dari kesenjangan dalam pembentukan konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia sekitar 1,82 tahun. Hasil ini lebih kecil dari penelitian yang dilakukan oleh Darinda (2014) yang menghasilkan *half-life* konvergensi selama 3,2 tahun pada periode penelitian 2000-2012.

Berbeda dengan hasil konvergensi beta absolut, hasil konvergensi beta kondisional dengan melibatkan variabel penyesuaian suku bunga riil dalam pembentukan proses konvergensi inflasi membuktikan bahwa dengan laju

kecepatan konvergensi sebesar 0,381 %/tahun, laju inflasi antar provinsi di Indonesia mencapai konvergensi yang steady state pada garis keseimbangan  $P_{i,t} = 0$  selama 1,82 tahun, dengan mengasumsikan bahwa terdapat perbedaan karakteristik struktural antar provinsi, dalam hal ini perbedaan karakteristik tersebut diwakili oleh variabel penyesuaian suku bunga riil. Sehingga hal ini membuktikan bahwa variabel penyesuaian suku bunga riil mampu mendorong laju inflasi ke arah yang konvergen pada periode 2002-2014.

#### **4.7.5. Hasil Estimasi Model Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi**

Pada pembahasan kali ini akan dilakukan estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat inflasi di Indonesia dengan menggunakan metode *AB-GMM* dan *SYS-GMM* dalam estimasi *twostep noconstant*. Hasil estimasi pada tabel 4.17 memberikan informasi tentang faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat inflasi antar provinsi di Indonesia.

Dilihat dari nilai *standard error* yang dihasilkan kedua metode, terlihat bahwa metode *SYS-GMM* menghasilkan nilai standar error yang lebih kecil daripada *AB-GMM*, sehingga metode *SYS-GMM* lebih efisien dalam mengestimasi faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi. Secara umum, metode estimasi *SYS-GMM* menghasilkan hasil estimasi yang cukup baik, hal ini terlihat dari tingkat signifikansi dan tanda koefisien yang sesuai dengan nilai parameter yang diharapkan.

Dari hasil estimasi pada tabel 4.17, jika dilihat dari konsistensi estimasi yang dihasilkan oleh metode *SYS-GMM* dengan nilai statistik  $m_1$  (-3.2629) yang signifikan pada  $\alpha = 5 \%$  dan nilai statistik  $m_2$  (0.36583) yang tidak signifikan pada  $\alpha = 10 \%$  maka estimator dikatakan konsisten. Selain itu, validitas instrument dari estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi dilihat dari nilai statistik uji Sargan sebesar 25.32283 yang tidak signifikan dengan nilai probabilitas yang lebih besar dari tingkat signifikansi  $\alpha = 10 \%$ . Hal tersebut menunjukkan bahwa tidak ada korelasi antar *error* dan nilai *overidentifying restrictions* mendeteksi tidak ada masalah dengan validitas instrument.

Persamaan yang diperoleh untuk model faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi menggunakan metode estimasi *SYS-GMM* adalah sebagai berikut :

$$\widehat{\Delta P}_{it} = 0.818\Delta P_{it-1} - 0.0084\Delta IR_{it} - 0.0023\Delta M1_{it} + 0.0735\Delta BM_{it} + 0.00025\Delta Y_{it} \quad (4.29)$$

Tabel 4.17. Hasil Estimasi Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi dengan *AB-GMM* dan *SYS-GMM*

Variabel Independen	<i>AB-GMM</i>	<i>SYS-GMM</i>
<i>lag</i> $\Delta P$	0.8389524* (0.00054731)	0,8180068* (0.0039757)
$\Delta IR$	-0.0085584* (0.0000392)	-0.0084044* (0.0000297)
$\Delta M1$	-0.0019998* (0.0007151)	-0.002293** (0.0010699)
$\Delta BM$	0.0731305* (0.006286)	0.0735174* (0.0005924)
$\Delta Y$	0.0002505* (0.0000392)	0.0002455* (0.0000323)
<b>Hasil Statistik Uji :</b>		
Wald - Test	784563.58 [0.0000]	268930.56 [0.0000]
Arellano-Bond - $m_1$	-3.1869 [0.0014]	-3.2629 [0.0011]
- $m_2$	0.48554 [0.6273]	0.36583 [0.7145]
Sargan – Test	Chi2 (44) :24.84122 [0.9912]	Chi2 (53) :25.32283 [0.9995]

Keterangan :

Signifikansi	*	:	pada $\alpha = 1\%$
	**	:	pada $\alpha = 5\%$
( )		:	standard error
[ ]		:	p-value

Selanjutnya akan dibahas mengenai variabel-variabel yang signifikan berpengaruh nyata terhadap tingkat inflasi di Indonesia. Pada dasarnya keseluruhan variabel memiliki pengaruh yang signifikan pada  $\alpha=1\%$  terhadap inflasi. Berdasarkan tabel 4.14, variabel *lag dependent* (inflasi) bertanda koefisien positif, yaitu 0.8180068. Nilai koefisien tersebut menjelaskan bahwa jika terjadi

peningkatan inflasi pada periode atau tahun sebelumnya sebesar 1 persen, maka akan direspon oleh kenaikan inflasi pada periode berikutnya sebesar 0.82 persen, begitu juga sebaliknya.

Sedangkan untuk koefisien perubahan suku bunga riil bertanda koefisien negatif, yaitu -0.0084044, yang berarti bahwa jika terjadi peningkatan suku bunga riil sebesar 1 persen, maka akan direspon oleh penurunan laju inflasi sebesar 0.0084 persen, begitu pula sebaliknya. Untuk variabel perubahan jumlah uang beredar M1 bertanda koefisien negatif yaitu -0.002293, yang berarti bahwa peningkatan jumlah uang beredar sebesar 1 persen akan direspon oleh penurunan inflasi sebesar 0.002293 persen, begitu pula sebaliknya.

Variabel berikutnya adalah koefisien perubahan indeks harga BBM yang bertanda koefisien positif yaitu 0.0735174 yang berarti bahwa peningkatan harga BBM sebesar 1 persen akan direspon oleh peningkatan inflasi sebesar 0.074 persen, begitu pula sebaliknya. Dan terakhir untuk koefisien perubahan laju pertumbuhan ekonomi yang bertanda positif dan signifikan, yaitu 0.0002455 yang berarti bahwa jika terjadi peningkatan laju pertumbuhan ekonomi sebesar 1 persen akan direspon oleh peningkatan laju inflasi sebesar 0.0002455 persen. Hasil estimasi variabel laju pertumbuhan ekonomi ini sesuai dengan hipotesis awal yang diajukan maupun dengan teori *demand-pull inflation*. Chowdhury dan Siregar (2004) menyatakan bahwa inflasi adalah sebagai pendorong pertumbuhan ekonomi, sehingga saat perekonomian mengalami pertumbuhan maka hal tersebut akan dibarengi dengan semakin meningkatnya tingkat inflasi.

Hasil estimasi variabel penyesuaian suku bunga riil ini sesuai dengan teori ekonomi Indonesia yang dikemukakan oleh Prasetyantono (2000) yang mengatakan bahwa inflasi dan tingkat suku bunga mempunyai hubungan yang timbal balik, dimana kenaikan tingkat suku bunga akan mengakibatkan kenaikan bunga pinjaman kredit sehingga individu lebih suka menyimpan dananya di bank (*saving*). Hal ini menyebabkan harga barang dan jasa cenderung stagnan sehingga tidak terjadi dorongan inflasi. Pengaruh negatif dari variabel pertumbuhan jumlah uang beredar tidak sesuai dengan teori yang dikemukakan oleh Fischer yang mengatakan bahwa laju pertumbuhan jumlah uang beredar yang tinggi akan mengakibatkan laju inflasi yang tinggi. Namun hasil penelitian ini didukung oleh

uji kausalitas Granger yang menyatakan bahwa antara variabel pertumbuhan jumlah uang beredar dan laju inflasi berlaku hubungan searah dimana inflasi mempengaruhi jumlah uang beredar, tetapi tidak berlaku hubungan sebaliknya.

Pengaruh positif laju pertumbuhan ekonomi terhadap inflasi juga sesuai dengan hasil penelitian Mundell (1963) dan Tobin (1965). Mallik dan Chowdhury (2001) juga mendukung terjadinya hubungan yang positif di antara kedua variabel tersebut. Mereka menggunakan *co-integration and error correction model* untuk menganalisis 4 negara di Asia Selatan (Bangladesh, India, Pakistan, dan Srilanka) dan mendapatkan hasil terjadinya hubungan jangka panjang yang positif antara inflasi dan pertumbuhan ekonomi dan menyimpulkan bahwa negara-negara yang tergolong inflasi moderat berperan penting dalam mempercepat laju pertumbuhan ekonomi negaranya. Begitu pula halnya berlaku untuk Indonesia yang tergolong inflasi moderat.

#### **4.7.6. Hasil Estimasi Model Konvergensi Inflasi Beta Panel Dinamis Spasial**

Pendekatan yang digunakan untuk mengestimasi efek spasial pada model konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia juga menggunakan metode estimasi parameter *SYS-GMM* dan *AB-GMM* dalam estimasi *twostep noconstant*. Model data panel dinamis spasial ini mengacu pada penelitian yang dilakukan oleh Kukenova dan Monteiro (2009) menggunakan metode estimasi *Spatially Arellano-Bond (SAB) Estimator* dan *Spatially Blundell-Bond (SAB) Estimator* yang diperoleh melalui suatu system persamaan simultan, yaitu dengan mendefinisikan variabel keterkaitan inflasi antar provinsi ( $W\Delta P$ ) sebagai variabel endogen, merupakan syarat yang ditetapkan dalam penelitian Kukenova dan Monteiro (2009). Dengan matriks penimbang spasial yang digunakan berasal dari koefisien IRIO untuk transaksi domestik, pada dasarnya tidak diperlukan lagi penambahan variabel endogen tambahan karena IRIO sudah menangkap seluruh transaksi domestik pada pasar barang. Akan tetapi berdasarkan hasil pengujian kausalitas Granger didapati terjadinya hubungan saling mempengaruhi antara variabel penyesuaian suku bunga riil terhadap laju inflasi, sehingga variabel ini ditetapkan sebagai variabel endogen.

Pada dasarnya matriks IRIO ini menggambarkan keterkaitan ekonomi antar provinsi, semakin mendekati 1 maka keterkaitan ekonomi antara provinsi tersebut dengan provinsi lainnya akan semakin erat. Interpretasi matriks bobot berdasarkan rasio koefisien input pada lampiran 4 sebagai contoh hubungan transaksi barang dan jasa antara Provinsi Aceh dengan Provinsi Sumatera Utara adalah output yang dihasilkan oleh Provinsi Sumatera Utara dan digunakan sebagai input untuk proses produksi di Provinsi Aceh adalah sebesar 15 ribu rupiah.

Merujuk pada persyaratan tambahan dari Kukenova dan Monteiro (2009) dan Jacobs, dkk. (2009), upaya untuk menangkap terjadinya *spillover* antar provinsi secara spasial dilakukan dengan menambahkan beberapa variabel instrument seperti *level* laju perubahan tertimbang spasial dari variabel penyesuaian suku bunga riil dan *level lag* dari variabel tersebut. Hal yang mendasari penggunaan beberapa variabel instrument ini adalah adanya keterkaitan secara spasial yang akan mempengaruhi variabel-variabel tersebut atau variabel lainnya terhadap proses pembentukan konvergensi inflasi di Indonesia. Perbandingan hasil estimasi dengan metode SAB dan SBB disajikan pada tabel 4.18 di bawah ini.

Untuk model SBB digunakan variabel instrument pada tingkat *level* dari laju perubahan tertimbang spasial kedua variabel, sedangkan untuk model SAB digunakan variabel instrument pada tingkat *first differences* dari laju perubahan tertimbang spasial kedua variabel.

Berdasarkan hasil estimasi pada tabel 4.18 menunjukkan kondisi terpenuhinya syarat perlu dari model dinamis untuk metode *SBB*, dimana uji Arellano-Bond untuk  $m_1$  signifikan pada  $\alpha = 1\%$  dan  $m_2$  tidak signifikan pada  $\alpha = 1\%$ . Begitu pula untuk uji validitas instrument juga menyatakan instrument yang digunakan adalah valid (tidak signifikan pada  $\alpha = 10\%$ ). Sementara model *SAB* tidak memenuhi syarat uji statistik  $m_2$  yang signifikan pada  $\alpha = 1\%$ .

Persamaan yang diperoleh untuk model konvergensi beta kondisional panel dinamis menggunakan metode estimasi *Spatially Blundell-Bond* (SBB) adalah sebagai berikut :

$$\widehat{\Delta P}_{it} = -0.00405\tilde{P}_{i,t-1} - 0.00512\Delta IR_{it} + 0.619W\Delta P_{it} + 0.4534\Delta P_{it-1} \quad (4.30)$$

Tabel 4.18. Hasil Estimasi Model Konvergensi Beta Kondisional Panel Dinamis Spasial

Variabel Independen	SAB	SBB
$lag \tilde{P}$	0.0135408* (0.002203)	-0.0040481* (0.0002807)
$lag \Delta P$	0.5840397* (0.0073241)	0.4534013* (0.0053371)
$W\Delta P$	0.5934504* (0.0083804)	0.6187713* (0.0081426)
$\Delta IR$	-0.0063169* (0.0000869)	-0.0051166* (0.0002807)
<b>Hasil Statistik Uji :</b>		
Wald - Test	283962.79 [0.0000]	215104.96 [0.0000]
Arellano-Bond - $m_1$	-4.7552 [0.0000]	-4.3917 [0.0000]
- $m_2$	-2.588 [0.0097]	-2.3182 [0.0204]
Sargan - Test	Chi2 (159) :25.79582 [1.0000]	Chi2 (190) :25.9544 [1.0000]
<i>Speed of convergence, <math>\lambda</math> (%/th)</i>	0.33	0.424
<i>Half-life (tahun)</i>	2.09	1.64

Keterangan :

Signifikansi \* : pada  $\alpha = 1\%$   
 ( ) : standard error  
 [ ] : p-value

Dibandingkan dengan metode SAB, metode SBB memiliki *standard error* yang lebih kecil, begitu pula jika dilihat dari tingkat signifikansi dan tanda koefisien regresi yang sesuai dengan nilai parameter yang diharapkan. Sehingga dapat dikatakan bahwa untuk model spasial konvergensi inflasi lebih efisien menggunakan metode SBB. Hasil estimasi terhadap *conditional convergence* dengan metode SBB menunjukkan bahwa laju inflasi antar provinsi selama 2002-2014 mengalami konvergensi yang ditunjukkan oleh nilai  $\beta = -0,00405$  (bertanda negatif dan signifikan pada  $\alpha = 1\%$ ).

Konvergensi inflasi terjadi dengan melibatkan bobot spasial yaitu keterkaitan inflasi antar provinsi yang ditunjukkan dengan nilai  $\rho = 0,619$  yang signifikan pada  $\alpha = 1\%$  yang menunjukkan keterkaitan inflasi antar provinsi

memberi peran terhadap pembentukan inflasi sebesar 0,619, artinya jika secara rata-rata terjadi peningkatan inflasi di provinsi lain sebesar 1 persen maka akan mendorong terjadinya peningkatan inflasi di suatu provinsi sebesar 0,619 persen sesuai dengan bobot spasial provinsi tersebut terhadap provinsi lainnya. Hal ini sesuai dengan hasil korelasi inflasi yang cukup kuat pada hampir seluruh provinsi yang diberikan pada tabel 4.5. Hasil ini juga sesuai dengan hasil penelitian Subekti (2011) pada periode 1999-2009 dan Wimanda (2006) pada rentang waktu setelah krisis ekonomi. Sebagai contoh untuk  $i =$  Provinsi Aceh sesuai matriks bobot spasial pada lampiran 4 adalah sebagai berikut:

$$\widehat{\Delta P}_{Aceh,t} = -0.00405\tilde{P}_{Aceh,t-1} - 0.00512\Delta IR_{Aceh,t} + 0.619(0.036\Delta P_{Sumut,t} + 0.016\Delta P_{Sumbar,t} + 0.113\Delta P_{Riau,t} + 0.019\Delta P_{Lampung,t} + 0.213\Delta P_{DKI,t} + 0.320\Delta P_{Jabar,t} + 0.025\Delta P_{Jateng,t} + 0.199\Delta P_{Jatim,t} + 0.041\Delta P_{Kalbar,t}) + 0.4534\Delta P_{it-1}$$

$$\widehat{\Delta P}_{Aceh,t} = -0.00405\tilde{P}_{Aceh,t-1} - 0.00512\Delta IR_{Aceh,t} + 0.022284\Delta P_{Sumut,t} + 0.0099\Delta P_{Sumbar,t} + 0.0699\Delta P_{Riau,t} + 0.0118\Delta P_{Lampung,t} + 0.1318\Delta P_{DKI,t} + 0.1981\Delta P_{Jabar,t} + 0.0155\Delta P_{Jateng,t} + 0.1232\Delta P_{Jatim,t} + 0.0254\Delta P_{Kalbar,t}) + 0.4534\Delta P_{it-1}$$

Berdasarkan persamaan di atas, dapat diinterpretasikan bahwa jika terjadi peningkatan inflasi di Provinsi Sumatra Utara sebesar 1 persen maka akan mendorong terjadinya peningkatan inflasi di Provinsi Aceh sebesar 0,0223 persen, begitu pula jika terjadi peningkatan inflasi di Provinsi Sumatera Barat sebesar 1 persen maka akan mendorong terjadinya peningkatan inflasi di Provinsi Aceh sebesar 0,0099 persen, demikian seterusnya.

Tanda koefisien regresi dari keempat variabel dengan metode *SBB* pada dasarnya telah sesuai dengan nilai parameter yang diharapkan. Nilai *lag* inflasi yang bertanda positif dapat berarti jika terjadi peningkatan inflasi dari provinsi lain pada periode sebelumnya sebesar 1 persen maka akan direspon oleh peningkatan laju inflasi suatu provinsi periode berikutnya sebesar 0,4534 persen, hal ini mengindikasikan bahwa pergerakan laju inflasi provinsi lain berpengaruh cukup besar terhadap laju inflasi suatu provinsi. Sehingga apabila suatu provinsi mengalami inflasi yang tinggi maka akan berpengaruh terhadap provinsi lain sesuai dengan bobot spasial provinsi tersebut terhadap provinsi lainnya.

Peningkatan pergerakan laju inflasi ini salah satunya juga disebabkan karena adanya kebijakan naiknya harga kebutuhan sehari-hari atau dapat juga dikarenakan pemerintah melakukan kebijakan penurunan suku bunga riil sehingga masyarakat akan cenderung untuk melakukan *spending*. Hasil estimasi pada variabel penyesuaian suku bunga riil bertanda negatif dapat berarti jika terjadi peningkatan suku bunga riil sebesar 1 persen maka akan direspon oleh penurunan inflasi sebesar 0,0051166 persen. Dari hasil penelitian tersebut dapat disimpulkan bahwa variabel keterkaitan inflasi antar provinsi, inersia inflasi, dan penyesuaian suku bunga riil berpengaruh terhadap proses pembentukan konvergensi inflasi di Indonesia selama periode penelitian.

Sementara dari hasil uji Wald terlihat bahwa nilai probabilitasnya lebih kecil dari tingkat signifikansi  $\alpha = 1\%$  sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat hubungan antara variabel independen dengan variabel dependen dalam model penelitian. Hasil laju kecepatan konvergensi inflasi di Indonesia dengan metode *SBB* selama periode 2002 – 2014 adalah sebesar 0,424 % per tahun atau setara dengan *half-life* (waktu yang dibutuhkan untuk mencapai kondisi *steady state*) selama 1,63 tahun. Hasil ini membuktikan bahwa efek spasial yang dimasukkan pada model dapat memberikan efek yang lebih baik dalam mengukur kecepatan konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia, dan terbukti bahwa faktor ketetangaan pada transaksi domestik barang dan jasa antar provinsi memberikan aspek langsung pada proses konvergensi inflasi.

Setelah efek spasial dilibatkan dalam model konvergensi inflasi, didapatkan bahwa variabel penyesuaian suku bunga riil dan faktor keterkaitan ekonomi antar provinsi yang dilihat dari arus transaksi barang dan jasa antar sektor ekonomi antar provinsi berpengaruh dalam mendorong laju inflasi ke arah yang konvergen yang dibuktikan dengan laju kecepatan konvergensi sebesar 0,424 %/tahun, laju inflasi antar provinsi di Indonesia mencapai konvergensi yang *steady state* pada garis keseimbangan  $P_{i,t} = 0$  selama 1,63 tahun, dengan mengasumsikan bahwa terdapat perbedaan karakteristik struktural antar provinsi, dalam hal ini perbedaan karakteristik tersebut diwakili oleh variabel penyesuaian suku bunga riil. Sehingga hal ini membuktikan bahwa variabel penyesuaian suku

bunga riil dan faktor keterkaitan ekonomi antar provinsi mampu mendorong laju inflasi ke arah yang konvergen pada periode 2002-2014.

#### **4.7.7. Hasil Estimasi Model Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi Dinamis Spasial dengan Metode *SAB Estimator* dan *SBB Estimator***

Pada pembahasan kali ini akan dilakukan estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat inflasi di Indonesia dengan menggunakan metode *SAB* dan *SBB* dalam estimasi *twostep noconstant*. Hasil estimasi disajikan pada tabel 4.19. Estimasi dengan metode *SAB* dan *SBB* ini diawali dengan mendefinisikan variabel keterkaitan inflasi antar provinsi ( $W\Delta P$ ) sebagai variabel endogen, ditambah dengan variabel penyesuaian suku bunga riil dan perubahan harga BBM. Dikarenakan dari hasil uji kausalitas Granger kedua variabel ini mempunyai hubungan saling mempengaruhi antara kedua variabel tersebut dengan inflasi.

Kemudian ditambah dengan beberapa variabel instrument untuk menangkap adanya efek spasial antar provinsi di Indonesia yaitu laju perubahan tertimbang spasial dari variabel pertumbuhan ekonomi dan jumlah uang beredar (sebagai variabel eksogen). Hasil estimasi pada tabel 4.19 memberikan informasi tentang faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat inflasi antar provinsi di Indonesia dengan memasukkan pengaruh inflasi antar provinsi secara spasial.

Jika dilihat dari konsistensi estimasi, kedua metode memberikan hasil yang konsisten dengan nilai statistik  $m_1$  yang signifikan pada  $\alpha = 5\%$  dan nilai statistik  $m_2$  yang tidak signifikan pada  $\alpha = 10\%$ . Validitas instrument dari estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi dilihat dari nilai statistik uji Sargan untuk kedua metode juga tidak signifikan dengan nilai probabilitas yang lebih besar dari tingkat signifikansi  $\alpha = 10\%$ . Hal tersebut menunjukkan bahwa tidak ada korelasi antar *error* dan nilai *overidentifying restrictions* mendeteksi tidak ada masalah dengan validitas instrument. Dilihat dari tingkat signifikansi kedua metode, keseluruhan hasil estimasi parameter dengan metode *SAB* maupun metode *SBB* memberikan hasil yang signifikan pada  $\alpha = 1\%$  dan jika dilihat dari tanda koefisien regresi kedua metode terlihat pula bahwa tanda koefisien regresi yang dihasilkan dari estimasi kedua metode juga memberikan hasil yang sesuai dengan nilai parameter yang diharapkan. Akan tetapi jika dilihat dari nilai

*standard error* metode *SBB* memiliki nilai *standard error* yang lebih kecil dibanding metode *SAB* terutama untuk variabel  $W\Delta P$  yang digunakan untuk melihat keterkaitan inflasi antar provinsi di Indonesia. Sehingga interpretasi berikutnya akan dilakukan berdasarkan hasil estimasi dengan metode *Spatially Blundell-Bond* (*SBB*).

Tabel 4.19. Hasil Estimasi Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi dengan *SAB Estimator* dan *SBB Estimator*

Variabel Independen	<i>SAB</i>	<i>SBB</i>
$lag \Delta P$	0.6679419* (0.0043977)	0,6101715* (0.0062665)
$\Delta IR$	-0.0069823* (0.000365)	-0.0064663* (0.000048)
$\Delta M1$	-0.0018524* (0.0007471)	-0.0032112* (0.0011611)
$\Delta BM$	0.0408529* (0.0008447)	0.0409933* (0.0006779)
$\Delta Y$	0.0001024* (0.0000342)	0.0001405* (0.0000397)
$W\Delta P$	0.3126939* (0.0075985)	0.3285265* (0.0063905)
<b>Hasil Statistik Uji :</b>		
Wald - Test	996041.20 [0.0000]	695872.41 [0.0000]
Arellano-Bond - $m_1$	-3.6458 [0.0002]	-4.0026 [0.0001]
- $m_2$	0.21018 [0.8335]	-0.82336 [0.4103]
Sargan – Test	Chi2 (92) :25.72263 [1.0000]	Chi2 (110) :25.65197 [1.0000]

Keterangan :

Signifikansi \* : pada  $\alpha = 1 \%$   
 \*\* : pada  $\alpha = 5 \%$   
 ( ) : standard error  
 [ ] : p-value

Persamaan yang diperoleh untuk model faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi menggunakan metode estimasi *SYS-GMM* adalah sebagai berikut :

$$\widehat{\Delta P}_{it} = 0.610\Delta P_{it-1} - 0.007\Delta IR_{it} - 0.003\Delta M1_{it} + 0.04\Delta BM_{it} + 0.00014\Delta Y_{it} + 0.329W\Delta P_{it} \quad (4.31)$$

Selanjutnya akan dibahas mengenai variabel-variabel yang signifikan berpengaruh nyata terhadap laju inflasi di Indonesia dengan menyertakan keterkaitan inflasi antar provinsi secara spasial didalamnya. Perubahan kondisi variabel instrument (pertumbuhan ekonomi dan jumlah uang beredar) secara spasial berpengaruh terhadap laju inflasi. Berdasarkan tabel 4.19, variabel *lag dependent* (inflasi) bertanda koefisien positif, yaitu 0.6101715, nilai koefisien tersebut menjelaskan besarnya pengaruh inersia inflasi terhadap pembentukan inflasi tahun berjalan. bahwa jika terjadi peningkatan inflasi di provinsi lain pada periode atau tahun sebelumnya sebesar 1 persen, maka akan direspon oleh kenaikan inflasi di suatu provinsi pada periode berikutnya sebesar 0.610 persen, begitu juga sebaliknya.

Untuk koefisien  $\rho$  yang menandakan adanya keterkaitan inflasi antar provinsi secara ekonomi bertanda positif dan signifikan pada  $\alpha = 1\%$  yaitu 0.3285 yang berarti jika secara rata-rata terjadi peningkatan inflasi di provinsi lain sebesar 1 persen maka akan direspon oleh kenaikan inflasi di suatu provinsi sebesar 0.3285 persen. Hal ini berarti bahwa bobot spasial matriks perdagangan antar provinsi yang menunjukkan arus transaksi barang dan jasa antar sektor antar provinsi berpengaruh terhadap perkembangan laju inflasi antar provinsi di Indonesia selama periode penelitian.

Variabel lainnya yaitu penyesuaian suku bunga riil bertanda koefisien negatif, yaitu -0.00647, yang berarti bahwa jika terjadi peningkatan suku bunga riil sebesar 1 persen, maka akan direspon oleh penurunan laju inflasi sebesar 0.00647 persen, begitu pula sebaliknya. Untuk variabel perubahan jumlah uang beredar M1 bertanda negatif, yaitu -0.0032112, yang berarti bahwa peningkatan jumlah uang beredar sebesar 1 persen akan direspon oleh penurunan inflasi sebesar 0.00321 persen, begitu pula sebaliknya. Koefisien perubahan indeks harga BBM bertanda positif yaitu 0.04099 yang berarti bahwa peningkatan harga BBM sebesar 1 persen akan direspon oleh peningkatan inflasi sebesar 0.04099 persen, begitu pula sebaliknya. Dan terakhir untuk koefisien perubahan laju pertumbuhan ekonomi yang bertanda positif, yaitu 0.0001405 yang berarti bahwa jika terjadi peningkatan laju pertumbuhan ekonomi sebesar 1 persen akan direspon oleh kenaikan laju inflasi sebesar 0.0001405 persen.

## BAB 5

### KESIMPULAN DAN SARAN

#### 5.1 Kesimpulan

Beberapa kesimpulan yang dapat diambil berdasarkan pembahasan yang telah diuraikan sebelumnya dan merujuk pada tujuan penelitian, yaitu:

1. Berdasarkan hasil estimasi terbukti bahwa metode SYS-GMM memang lebih efisien dan konsisten dibanding metode AB-GMM. Model faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi dengan metode SYS-GMM menunjukkan bahwa signifikansi pengaruh variabel-variabel seperti penyesuaian suku bunga riil, perubahan pertumbuhan ekonomi, pertumbuhan jumlah uang beredar, penyesuaian harga BBM, dan *lag* laju inflasi menunjukkan berpengaruh terhadap laju inflasi di Indonesia.
2. Melalui serangkaian proses uji konvergensi diketahui bahwa Indonesia mengalami konvergensi beta yang dipengaruhi oleh variabel *lag* inflasi dan penyesuaian suku bunga riil. Dari hasil estimasi *absolute beta convergence* menunjukkan bahwa konvergensi beta terjadi pada provinsi di Indonesia, dengan laju konvergensi tiap tahunnya sebesar 0,3285% dan *half-life* adalah 2,11 tahun. Hasil penghitungan tersebut berasal dari koefisien konvergensi yang sebesar -0,0139724.
3. Hasil estimasi *beta conditional convergence* didapatkan hasil bahwa tiap provinsi akan mencapai laju inflasi yang konvergen dengan memasukkan variabel penyesuaian suku bunga riil yang berpengaruh negatif dan signifikan terhadap perubahan indeks harga (inflasi) sebesar -0,011%. Sementara setiap peningkatan laju inflasi periode sebelumnya berpengaruh positif sebesar 0,99% terhadap inflasi periode berikutnya. Laju konvergensi dengan memasukkan variabel eksplanatori ke dalam model didapatkan sebesar 0,381% dan *half-life* selama 1,82 tahun.
4. Model spasial inflasi bertujuan untuk menangkap efek spasial suatu provinsi terhadap perubahan inflasi provinsi lain. Hasil estimasi model

konvergensi spasial dinamis menunjukkan bahwa efek spasial provinsi lain cenderung signifikan untuk memberikan efek positif terhadap laju inflasi suatu provinsi. Berdasarkan hasil estimasi, setiap peningkatan laju inflasi provinsi lain berpengaruh sebesar 0,283% terhadap perubahan laju inflasi suatu provinsi. Sementara itu laju inflasi periode sebelumnya dari provinsi lain berpengaruh sebesar 0,503% terhadap laju inflasi periode berikutnya suatu provinsi. Laju konvergensi yang memasukkan efek spasial juga didapatkan hasil lebih baik yaitu 0,424% per tahun dengan *half-life* selama 1,63 tahun.

5. Dengan menggunakan metode SYS-GMM dalam estimasi *twostep noconstant* didapatkan hasil estimasi konvergensi inflasi antar provinsi yang melibatkan efek spasial dan variabel penyesuaian suku bunga riil dengan hasil lebih baik dibanding model konvergensi yang tidak melibatkan variabel penyesuaian suku bunga riil dan efek spasial. Hal ini membuktikan bahwa keterkaitan ekonomi antar sektor antar provinsi dan variabel penyesuaian suku bunga riil berpengaruh cukup tinggi dalam pembentukan konvergensi inflasi di Indonesia pada periode 2002-2014.

## 5.2 Saran

Berdasarkan hasil analisis serta kesimpulan di atas, maka dapat dirumuskan beberapa saran untuk penyempurnaan berkelanjutan dari hasil penelitian ini sebagai berikut:

1. Rentang waktu penelitian terbatas hanya selama periode 2002-2014. Penggunaan rentang waktu penelitian yang lebih lama akan memberikan hasil yang lebih baik mengingat studi konvergensi membutuhkan waktu yang lama, namun di sisi lain terdapat keterbatasan dalam ketersediaan rentang waktu dan data yang dibutuhkan.
2. Hasil empiris telah diketahui bahwa efek spasial mempengaruhi laju konvergensi inflasi antar provinsi di Indonesia sehingga dalam hal ini diperlukan keterkaitan dalam bentuk kerjasama antar provinsi yang lebih baik dalam mengendalikan laju inflasi.

3. Kredibilitas kebijakan moneter dalam pengendalian inflasi memerlukan koordinasi yang kuat antara pemerintah provinsi dengan BI dan BPS agar pergerakan laju inflasi yang seragam segera terwujud.
4. Untuk penelitian selanjutnya disarankan untuk menggunakan data bulanan dan memasukkan variabel-variabel makroekonomi lain yang terkait dengan inflasi sehingga hasil yang diperoleh lebih informatif. Selain itu disarankan untuk melakukan penghitungan konvergensi spesifik tiap provinsi sehingga penentuan provinsi mana yang telah konvergen dapat diketahui.
5. Perlu dilakukan perbandingan dengan program pengolahan lain seperti Matlab, R atau lainnya untuk memberikan kesimpulan hasil yang lebih representatif.

*Halaman ini sengaja dikosongkan*

## Lampiran 1. Hasil Pengujian *Panel Unit Root* dengan Program Eviews v6

### lnIHK ( *P* )

Panel unit root test: Summary

Series: P

Date: 12/22/15 Time: 15:13

Sample: 2002 2013

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-10.7285	0.0000	26	286
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.69101	0.0036	26	286
ADF - Fisher Chi-square	71.5402	0.0374	26	286
PP - Fisher Chi-square	162.477	0.0000	26	286

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

### Differencing dari lnIHK ( $\Delta P$ )

Panel unit root test: Summary

Series: D(P)

Date: 12/22/15 Time: 15:15

Sample: 2002 2013

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-27.9420	0.0000	26	241
Breitung t-stat	-5.98203	0.0000	26	215
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-10.3833	0.0000	26	241
ADF - Fisher Chi-square	245.803	0.0000	26	241
PP - Fisher Chi-square	305.486	0.0000	26	260

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## “SUKU BUNGA” (IR)

Panel unit root test: Summary

Series: IR

Date: 12/22/15 Time: 15:16

Sample: 2002 2013

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-9.71517	0.0000	26	286
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-5.78738	0.0000	26	286
ADF - Fisher Chi-square	118.208	0.0000	26	286
PP - Fisher Chi-square	126.849	0.0000	26	286

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## Differencing dari “SUKU BUNGA” ( $\Delta IR$ )

Panel unit root test: Summary

Series: D(IR)

Date: 12/22/15 Time: 15:17

Sample: 2002 2013

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-18.0845	0.0000	26	240
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-11.5372	0.0000	26	240
ADF - Fisher Chi-square	224.236	0.0000	26	240
PP - Fisher Chi-square	360.001	0.0000	26	260

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## ln M1 (M1)

Panel unit root test: Summary

Series: M1

Date: 09/12/15 Time: 18:23

Sample: 2002 2013

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-9.67654	0.0000	26	281
Breitung t-stat	-4.97708	0.0000	26	255
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.38952	0.0084	26	281
ADF - Fisher Chi-square	72.9610	0.0291	26	281
PP - Fisher Chi-square	75.3656	0.0188	26	286

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## Differencing dari ln M1 ( $\Delta M1$ )

Panel unit root test: Summary

Series: D(M1)

Date: 09/12/15 Time: 18:23

Sample: 2002 2013

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-16.3928	0.0000	26	245
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-10.3093	0.0000	26	245
ADF - Fisher Chi-square	199.148	0.0000	26	245
PP - Fisher Chi-square	258.147	0.0000	26	260

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## ln “PERTUMBUHAN EKONOMI” (Y)

Panel unit root test: Summary

Series: Y

Date: 09/12/15 Time: 18:32

Sample: 2002 2013

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

---

---

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-13.6033	0.0000	26	279
Breitung t-stat	-2.20777	0.0136	26	253
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-6.17156	0.0000	26	279
ADF - Fisher Chi-square	124.917	0.0000	26	279
PP - Fisher Chi-square	172.204	0.0000	26	286

---

---

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## Differencing dari ln “PERTUMBUHAN EKONOMI” ( $\Delta Y$ )

Panel unit root test: Summary

Series: D(Y)

Date: 09/12/15 Time: 18:33

Sample: 2002 2013

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

---

---

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-19.9015	0.0000	26	249
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-12.7014	0.0000	26	249
ADF - Fisher Chi-square	231.013	0.0000	26	249
PP - Fisher Chi-square	312.706	0.0000	26	260

---

---

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## ln “INDEKS HARGA BBM” (BM)

Panel unit root test: Summary

Series: BM

Date: 09/12/15 Time: 18:35

Sample: 2002 2013

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Balanced observations for each test

---

---

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-7.62135	0.0000	26	286
Breitung t-stat	-4.92171	0.0000	26	260
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.42811	0.6657	26	286
ADF - Fisher Chi-square	38.0170	0.9266	26	286
PP - Fisher Chi-square	34.1855	0.9733	26	286

---

---

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## Differencing dari ln “INDEKS HARGA BBM” ( $\Delta BM$ )

Panel unit root test: Summary

Series: D(BM)

Date: 09/12/15 Time: 18:35

Sample: 2002 2013

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

---

---

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-18.4727	0.0000	26	259
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-10.8235	0.0000	26	259
ADF - Fisher Chi-square	194.545	0.0000	26	259
PP - Fisher Chi-square	222.857	0.0000	26	260

---

---

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## Lampiran 2. Hasil Pengujian Kausalitas Granger antara Inflasi dengan Beberapa Variabel Penelitian dengan Program Eviews v6

### #Faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi

Pairwise Granger Causality Tests  
Date: 01/05/16 Time: 07:50  
Sample: 2002 2013  
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM1 does not Granger Cause DP	234	0.51226	0.5998
DP does not Granger Cause DM1		4.62539	0.0107
DIR does not Granger Cause DP	234	16.7160	2.E-07
DP does not Granger Cause DIR		15.0487	7.E-07
DBM does not Granger Cause DP	234	6.58786	0.0017
DP does not Granger Cause DBM		2.49631	0.0846
DY does not Granger Cause DP	234	3.03680	0.0499
DP does not Granger Cause DY		1.20192	0.3025

### #Konvergensi inflasi

Pairwise Granger Causality Tests  
Date: 01/06/16 Time: 21:13  
Sample: 2002 2014  
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DIR	260	17.8275	6.E-08
DIR does not Granger Cause DP		8.95631	0.0002

Keterangan Variabel:

- dp =  $\Delta P$  : inflasi  
 dm1 =  $\Delta M1$  : pertumbuhan jumlah uang beredar  
 dy =  $\Delta Y$  : peningkatan pertumbuhan ekonomi  
 dbm =  $\Delta BM$  : penyesuaian harga BBM  
 dir =  $\Delta IR$  : penyesuaian suku bunga

### Lampiran 3. *Scripts* Input Metode Data Panel Dinamis dengan Program STATA v.11

#### # Keterangan Variabel

dp	= $\Delta P$	: inflasi
L1.	= lag $\Delta P$	: lag inflasi
p	= $\tilde{P}$	: konvergensi inflasi (diferensial inflasi)
wdp	= $W\Delta P$	: keterkaitan inflasi secara spasial
dml	= $\Delta M1$	: pertumbuhan jumlah uang beredar
dy	= $\Delta Y$	: peningkatan pertumbuhan ekonomi
dbm	= $\Delta BM$	: penyesuaian harga BBM
dir	= $\Delta IR$	: penyesuaian suku bunga
pjw	= $\tilde{P} \times DJW$	: konvergensi inflasi untuk Pulau Jawa
kti	= $\tilde{P} \times DKTI$	: konvergensi inflasi untuk wilayah KTI

#### # Mendefinisikan data dalam format panel

```
. use "E:\S2 Afni\semester 2\semester 2\Kumpulan Tesis\tesis IPB\STATA 11
  SE\Stata_11\datakonvergens.dta", clear

. xtset prov tahun, yearly
  panel variable: prov (strongly balanced)
  time variable: tahun, 2002 to 2014
  delta: 1 year
```



**Lampiran 4. Matriks Bobot Spasial ( $W$ ) berdasarkan Matriks Perdagangan antar Provinsi (IRIO)**

Provinsi	Aceh	Sumut	Sumbar	Riau	Jambi	Sumsel	Bengkulu	Lampung	DKI	Jabar	Jateng	DIY	Jatim	Bali	NTB	NTT	Kalbar	Kalteng	Kalsel	Kaltim	Sulut	Sulteng	Sulsei	Sultra	Maluku	Papua
Aceh	0.000	0.036	0.016	0.113	0.000	0.005	0.001	0.019	0.213	0.320	0.025	0.002	0.199	0.001	0.004	0.001	0.041	0.000	0.000	0.002	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
Sumut	0.015	0.000	0.014	0.064	0.004	0.062	0.009	0.014	0.161	0.363	0.149	0.001	0.079	0.009	0.001	0.004	0.041	0.000	0.000	0.002	0.000	0.004	0.001	0.000	0.000	0.001
Sumbar	0.017	0.053	0.000	0.102	0.015	0.031	0.002	0.006	0.171	0.362	0.031	0.000	0.149	0.003	0.003	0.002	0.047	0.001	0.000	0.001	0.000	0.002	0.000	0.001	0.000	0.000
Riau	0.055	0.081	0.027	0.000	0.009	0.058	0.003	0.033	0.096	0.315	0.165	0.005	0.056	0.005	0.006	0.002	0.053	0.001	0.001	0.015	0.002	0.004	0.001	0.005	0.002	0.003
Jambi	0.020	0.034	0.010	0.019	0.000	0.022	0.002	0.011	0.136	0.582	0.058	0.003	0.056	0.003	0.003	0.002	0.028	0.000	0.000	0.004	0.001	0.001	0.000	0.002	0.001	0.001
Sumsel	0.015	0.048	0.019	0.038	0.004	0.000	0.002	0.011	0.131	0.516	0.039	0.000	0.130	0.003	0.002	0.001	0.031	0.001	0.000	0.003	0.001	0.002	0.000	0.002	0.001	0.001
Bengkulu	0.009	0.043	0.006	0.027	0.012	0.037	0.000	0.004	0.330	0.364	0.065	0.001	0.046	0.003	0.003	0.001	0.037	0.000	0.001	0.003	0.001	0.001	0.000	0.002	0.001	0.002
Lampung	0.003	0.077	0.017	0.048	0.003	0.049	0.002	0.000	0.109	0.386	0.075	0.011	0.193	0.001	0.000	0.010	0.015	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DKI	0.015	0.079	0.028	0.053	0.008	0.049	0.002	0.024	0.000	0.215	0.086	0.010	0.133	0.005	0.012	0.028	0.044	0.005	0.010	0.062	0.007	0.024	0.025	0.002	0.009	0.068
Jabar	0.014	0.060	0.020	0.089	0.007	0.073	0.004	0.023	0.150	0.000	0.117	0.011	0.171	0.012	0.030	0.020	0.046	0.002	0.000	0.004	0.001	0.002	0.034	0.004	0.001	0.104
Jateng	0.005	0.078	0.017	0.060	0.008	0.071	0.001	0.030	0.131	0.294	0.000	0.012	0.145	0.015	0.011	0.010	0.035	0.000	0.000	0.040	0.001	0.004	0.007	0.004	0.000	0.020
DIY	0.001	0.026	0.011	0.022	0.001	0.054	0.000	0.001	0.154	0.335	0.093	0.000	0.148	0.005	0.010	0.013	0.038	0.002	0.001	0.013	0.001	0.004	0.014	0.007	0.004	0.040
Jatim	0.003	0.101	0.011	0.022	0.007	0.051	0.002	0.016	0.225	0.348	0.037	0.019	0.000	0.033	0.016	0.016	0.016	0.004	0.003	0.019	0.008	0.014	0.006	0.015	0.001	0.008
Bali	0.000	0.058	0.003	0.053	0.004	0.024	0.000	0.003	0.159	0.466	0.036	0.000	0.065	0.000	0.003	0.008	0.101	0.002	0.000	0.004	0.001	0.005	0.000	0.002	0.001	0.000
NTB	0.000	0.039	0.003	0.035	0.002	0.084	0.001	0.005	0.120	0.227	0.289	0.003	0.043	0.010	0.000	0.008	0.103	0.001	0.000	0.010	0.001	0.004	0.004	0.005	0.001	0.004
NTT	0.000	0.014	0.003	0.024	0.000	0.091	0.001	0.006	0.164	0.163	0.328	0.001	0.037	0.003	0.039	0.000	0.099	0.000	0.001	0.009	0.001	0.005	0.002	0.005	0.001	0.002
Kalbar	0.000	0.057	0.007	0.040	0.005	0.097	0.001	0.002	0.214	0.196	0.050	0.000	0.189	0.012	0.007	0.013	0.000	0.003	0.001	0.061	0.024	0.014	0.002	0.003	0.001	0.001
Kalteng	0.000	0.020	0.011	0.011	0.002	0.021	0.000	0.000	0.146	0.470	0.034	0.000	0.164	0.004	0.003	0.001	0.070	0.000	0.013	0.023	0.001	0.002	0.000	0.001	0.002	0.000
Kalsel	0.000	0.071	0.002	0.018	0.006	0.089	0.000	0.000	0.113	0.377	0.163	0.000	0.066	0.011	0.001	0.000	0.071	0.003	0.000	0.004	0.002	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000
Kaltim	0.000	0.081	0.001	0.047	0.007	0.135	0.000	0.001	0.124	0.254	0.194	0.000	0.050	0.013	0.001	0.002	0.062	0.005	0.005	0.000	0.002	0.001	0.000	0.001	0.010	0.003
Sulut	0.000	0.026	0.001	0.008	0.002	0.060	0.000	0.001	0.141	0.291	0.132	0.001	0.108	0.004	0.002	0.001	0.107	0.000	0.000	0.108	0.000	0.001	0.001	0.002	0.001	0.000
Sulteng	0.000	0.065	0.007	0.019	0.004	0.079	0.000	0.001	0.226	0.279	0.182	0.009	0.039	0.008	0.003	0.001	0.054	0.000	0.001	0.015	0.001	0.000	0.000	0.003	0.001	0.002
Sulsei	0.000	0.097	0.001	0.039	0.009	0.207	0.000	0.000	0.055	0.220	0.181	0.006	0.069	0.016	0.008	0.000	0.051	0.000	0.000	0.027	0.000	0.004	0.000	0.002	0.005	0.001
Sultra	0.000	0.034	0.002	0.048	0.003	0.103	0.000	0.000	0.104	0.139	0.239	0.000	0.190	0.007	0.003	0.001	0.084	0.000	0.013	0.018	0.001	0.001	0.006	0.000	0.001	0.004
Maluku	0.000	0.031	0.002	0.020	0.003	0.085	0.000	0.000	0.184	0.301	0.013	0.000	0.208	0.006	0.003	0.001	0.024	0.001	0.000	0.055	0.004	0.001	0.002	0.002	0.000	0.054
Papua	0.000	0.046	0.003	0.012	0.004	0.097	0.000	0.000	0.154	0.356	0.031	0.000	0.173	0.009	0.004	0.001	0.056	0.002	0.001	0.034	0.001	0.009	0.001	0.003	0.001	0.000

**Lampiran 5. Matriks Bobot Spasial Inflasi ( $W_{\Delta P}$ ) berdasarkan Matriks Perdagangan antar Provinsi (IRIO)**

Tahun Provinsi	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Aceh	0.05661	0.06633	0.15937	0.05860	0.06008	0.09701	0.02581	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07982
Sumut	0.05553	0.06712	0.16534	0.05957	0.06134	0.09921	0.02581	0.03063	0.03061	0.03061	0.03061	0.08006
Sumbar	0.05647	0.06778	0.16526	0.05945	0.06100	0.09709	0.02551	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07910
Riau	0.05398	0.06568	0.17728	0.06155	0.06426	0.10168	0.02762	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07972
Jambi	0.05666	0.06829	0.17286	0.05682	0.05775	0.09913	0.02431	0.03062	0.03061	0.03060	0.03061	0.07798
Sumsel	0.05661	0.06741	0.16921	0.05728	0.05797	0.09790	0.02505	0.03062	0.03061	0.03060	0.03061	0.07842
Bengkulu	0.05598	0.06564	0.16487	0.05855	0.05959	0.10067	0.02457	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.08034
Lampung	0.05591	0.06752	0.16486	0.05982	0.05971	0.09650	0.02556	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07854
DKI	0.05621	0.06802	0.16305	0.06555	0.06858	0.10163	0.02974	0.03062	0.03061	0.03062	0.03061	0.07838
Jabar	0.05504	0.06737	0.15513	0.06724	0.07050	0.10189	0.02849	0.03062	0.03061	0.03063	0.03061	0.08076
Jateng	0.05578	0.06763	0.16446	0.06172	0.06357	0.10049	0.02680	0.03062	0.03062	0.03061	0.03061	0.07860
DIY	0.05582	0.06718	0.15967	0.06111	0.06237	0.09954	0.02668	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07895
Jatim	0.05565	0.06688	0.16786	0.06001	0.06157	0.10251	0.02605	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07912
Bali	0.05727	0.06777	0.16529	0.05756	0.06006	0.09910	0.02614	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07929
NTB	0.05536	0.06535	0.15985	0.06057	0.06459	0.10026	0.02868	0.03062	0.03060	0.03062	0.03061	0.08077
NTT	0.05350	0.06403	0.15797	0.06008	0.06585	0.10173	0.02879	0.03063	0.03060	0.03063	0.03061	0.08104
Kalbar	0.05428	0.06521	0.15939	0.06184	0.06433	0.09911	0.02703	0.03062	0.03061	0.03062	0.03061	0.07911
Kalteng	0.05643	0.06638	0.16129	0.05817	0.05920	0.09811	0.02657	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07827
Kalsel	0.05563	0.06718	0.16540	0.05898	0.06143	0.09921	0.02615	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07936
Kaltim	0.05490	0.06742	0.16423	0.06104	0.06383	0.09956	0.02655	0.03062	0.03061	0.03062	0.03061	0.07993
Sulut	0.05643	0.06423	0.15879	0.05969	0.06486	0.10122	0.02918	0.03062	0.03061	0.03062	0.03061	0.07851
Sulteng	0.05549	0.06543	0.16301	0.05977	0.06215	0.10074	0.02614	0.03062	0.03060	0.03062	0.03061	0.08033
Sulsei	0.05391	0.06887	0.16668	0.06298	0.06598	0.10003	0.02655	0.03062	0.03061	0.03062	0.03062	0.07916
Sultra	0.05444	0.06499	0.15473	0.06253	0.06553	0.09787	0.02902	0.03062	0.03061	0.03062	0.03061	0.08006
Maluku	0.05651	0.06730	0.15822	0.06206	0.06368	0.09942	0.02588	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07800
Papua	0.05503	0.06686	0.16194	0.06030	0.06169	0.09875	0.02662	0.03062	0.03061	0.03061	0.03061	0.07844



## Lampiran 6. Hasil Estimasi Konvergensi Beta Inflasi Dinamis untuk Model Spasial dan Non Spasial di Indonesia dengan Program STATA v.11

### 1. Model Konvergensi Beta Inflasi Absolut Dinamis

#### # Perhitungan dalam model AB-GMM

```

. xtabond dp l.p, twostep noconstant vce(gmm)
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation   Number of obs   =   260
Group variable:   prov                        Number of groups =   26
Time variable:   tahun
                                         Obs per group:  min =   10
                                         avg =   10
                                         max =   10

Number of instruments =   56                wald chi2( 2)   =   322812.21
                                         Prob > chi2     =   0.0000

Two-step results
-----+-----
      dp |      Coef.  Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      dp |
      L1. |  -0.1231146  .000699  -176.14  0.000   -0.1244845  -0.1217446
      p  |
      L1. |  -0.1423838  .000271  -525.43  0.000   -0.1429149  -0.1418527
-----+-----

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
      GMM-type:   L(2/.)dp
      Standard:   LD.p

. estat abond

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

+-----+-----+-----+
| Order | z      | Prob > z |
+-----+-----+-----+
| 1     | -3.7299 | 0.0002   |
| 2     | -3.751  | 0.0002   |
+-----+-----+-----+

H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
      H0: overidentifying restrictions are valid

      chi2( 54)   =   25.97937
      Prob > chi2 =   0.9996

```

## # Perhitungan dalam model SYS-GMM

```

. xtdpdsys dp l.p, twostep noconstant vce(gmm)

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      286
Group variable:   prov                    Number of groups   =      26
Time variable:   tahun                    Obs per group:    min =      11
                                                    avg =      11
                                                    max =      11

Number of instruments =      66           wald chi2( 2)     =      307755.90
                                                    Prob > chi2      =      0.0000

Two-step results
-----

```

	dp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	dp						
	L1.	<b>.461618</b>	<b>.0011715</b>	<b>394.04</b>	<b>0.000</b>	<b>.4593219</b>	<b>.4639141</b>
	p						
	L1.	<b>-.0139724</b>	<b>.0000918</b>	<b>-152.17</b>	<b>0.000</b>	<b>-.0141523</b>	<b>-.0137924</b>

```

-----
Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type:   L(2/.) .dp
Standard:   LD.p
Instruments for level equation
GMM-type:   LD.dp

. estat abond

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


```

Order	z	Prob > z
1	<b>-3.6771</b>	<b>0.0002</b>
2	<b>-1.245</b>	<b>0.2131</b>

```

H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2( 64) = 25.95437
Prob > chi2 = 1.0000

```

## 2. Model Konvergensi Inflasi Kondisional Dinamis

### # Perhitungan dalam model AB-GMM

```
. xtabond dp l.p dir, twostep noconstant vce(gmm)
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs      =      260
Group variable:   prov      Number of groups      =      26
Time variable:   tahun
Obs per group:   min =      10
                  avg =      10
                  max =      10

Number of instruments =      57      Wald chi2( 3)      =      3.03e+07
Prob > chi2          =      0.0000

Two-step results
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      dp |      Coef.  Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      dp |
      L1. |      .8637273   .0005525  1563.23   0.000   .8626444   .8648102
      p   |
      L1. |     -.0192666   .0001054  -182.81   0.000   -.0194731   -.01906
      dir |     -.0102524   5.14e-06 -1995.94   0.000   -.0102624   -.0102423
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----

warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type:   L(2/.)dp
Standard:   LD.p D.dir

. estat abond

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

+-----+-----+-----+
| Order | z      | Prob > z |
+-----+-----+-----+
| 1     | -4.3824 | 0.0000   |
| 2     | -2.1223 | 0.0338   |
+-----+-----+-----+

H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2( 54)      =      25.99976
Prob > chi2    =      0.9995
```

## # Perhitungan dalam model SYS-GMM

```

. xtdpdsys dp l.p dir, twostep noconstant vce(gmm)

System dynamic panel-data estimation      Number of obs   =      286
Group variable:   prov                   Number of groups =      26
Time variable:   tahun

Obs per group:   min =      11
                  avg =      11
                  max =      11

Number of instruments =      67           Wald chi2( 3)   =      1.70e+07
                                          Prob > chi2     =      0.0000

Two-step results
-----+-----
      dp |      Coef.  Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      dp |
      L1. |      .9922432   .0006573  1509.58  0.000   .9909549   .9935315
      p  |
      L1. |     -.0070682   .0000548  -129.01  0.000  -.0071756  -.0069608
      dir |     -.0113729   8.68e-06 -1309.88  0.000  -.0113899  -.0113558
-----+-----

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
      GMM-type:   L(2/.)dp
      Standard:   LD.p D.dir
Instruments for level equation

      GMM-type:   LD.dp

. estat abond

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

+-----+-----+-----+
| Order | z     | Prob > z |
+-----+-----+-----+
| 1     | -3.8995 | 0.0001 |
| 2     | -.8887 | 0.3742 |
+-----+-----+-----+

H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

      chi2( 64)   =      25.99975
      Prob > chi2 =      1.0000

```

### 3. Model Konvergensi Inflasi Kondisional Dinamis Spasial

#### # Perhitungan dalam model Spatially Arellano-Bond (SAB) Estimator

```
. xtabond dp l.p, twostep noconstant end(wdp dir) inst(dwdir l.dir l.dp l.dwdp) vce(gmm)
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 260
Group variable: prov Number of groups = 26
Time variable: tahun
Obs per group: min = 10
avq = 10
max = 10
Number of instruments = 163 wald chi2( 4) = 283962.79
Prob > chi2 = 0.0000
Two-step results
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dp						
L1.	.5840397	.0073241	79.74	0.000	.5696847	.5983947
wdp	.5934504	.0083804	70.81	0.000	.5770251	.6098757
dir	-.0063169	.0000869	-72.73	0.000	-.0064872	-.0061467
p						
L1.	.0135408	.002203	6.15	0.000	.009223	.0178586

```

warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.)dp L(2/.)wdp L(2/.)dir
Standard: LD.p dwdir L.dir L.dp L.dwdp

. estat abond

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

```

Order	z	Prob > z
1	-4.7552	0.0000
2	-2.588	0.0097

```

H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2( 159) = 25.79582
Prob > chi2 = 1.0000

```

## # Perhitungan dalam model Spatially Blundell-Bond (SBB) Estimator

```

. xtdpdsys dp l.p, twostep noconstant end(wdp dir) inst(l.dwdir l.wdir l.dir l.dp l.wdp l.dwdp) vce(gmm)
System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =          260
Group variable:   prov                    Number of groups   =           26
Time variable:   tahun                    obs per group:    min =           10
                                                    avg =           10
                                                    max =           10

Number of instruments =          194      wald chi2( 4)     = 215104.96
                                                    Prob > chi2      =           0.0000

Two-step results
-----

```

	dp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dp							
L1.		<b>.4534013</b>	<b>.0053371</b>	<b>84.95</b>	<b>0.000</b>	<b>.4429407</b>	<b>.4638618</b>
wdp		<b>.6187713</b>	<b>.0081426</b>	<b>75.99</b>	<b>0.000</b>	<b>.6028121</b>	<b>.6347305</b>
dir		<b>-.0051166</b>	<b>.0000583</b>	<b>-87.74</b>	<b>0.000</b>	<b>-.0052309</b>	<b>-.0050023</b>
p							
L1.		<b>-.0040481</b>	<b>.0002807</b>	<b>-14.42</b>	<b>0.000</b>	<b>-.0045983</b>	<b>-.0034978</b>

```

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type:   L(2/.)dp L(2/.)wdp L(2/.)dir
Standard:   LD.p L.dwdir L.wdir L.dir L.dp L.wdp L.dwdp
Instruments for level equation
GMM-type:   LD.dp LD.wdp LD.dir

. estat abond
Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

```

Order	z	Prob > z
1	<b>-4.3917</b>	<b>0.0000</b>
2	<b>-2.3182</b>	<b>0.0204</b>

```

H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2( 190) = 25.9544
Prob > chi2 = 1.0000

```

## Lampiran 7. Hasil Estimasi Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi Dinamis untuk Model Spasial dan Non Spasial di Indonesia dengan Program STATA v.11

### 1. Model Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi Dinamis

#### # Perhitungan dalam model AB-GMM

```

. xtabond dp dy dir dml dbm, twostep noconstant vce(gmm)

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation   Number of obs   =           234
Group variable:   prov                       Number of groups =           26
Time variable:   tahun
Obs per group:   min =           9
                  avg =           9
                  max =           9

Number of instruments =           49           wald chi2( 5)   =   784563.58
                                                    Prob > chi2    =           0.0000

Two-step results
-----
      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      dp
      L1.    .8389524   .0054731   153.29  0.000    .8282252   .8496796
      dy
      dir    -.0085584   .0000483  -177.19  0.000   -.0086531  -.0084638
      dml    -.0019998   .0007151   -2.80   0.005   -.0034014  -.0005982
      dbm    .0731305   .0006286   116.33  0.000    .0718984   .0743625

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type:   L(2/.)dp
Standard:   D.dy D.dir D.dml D.dbm

. estat abond

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

-----
Order   z         Prob > z
-----+-----
      1   -3.1869   0.0014
      2    .48554   0.6273

H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

      chi2( 44)   =   24.84122
      Prob > chi2 =   0.9912

```

## # Perhitungan dalam model SYS-GMM

```

. xtddpsys dp dy dir dm1 dbm, twostep noconstant vce(gmm)

System dynamic panel-data estimation      Number of obs   =      260
Group variable:   prov                   Number of groups =      26
Time variable:   tahun

Obs per group:   min =      10
                  avg =      10
                  max =      10

Number of instruments =      58           Wald chi2( 5)    =      268930.56
                                          Prob > chi2      =      0.0000

Two-step results
-----

```

	dp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dp	L1.	<b>.8180068</b>	<b>.0039757</b>	<b>205.75</b>	<b>0.000</b>	<b>.8102146</b>	<b>.825799</b>
dy		<b>.0002455</b>	<b>.0000323</b>	<b>7.61</b>	<b>0.000</b>	<b>.0001822</b>	<b>.0003088</b>
dir		<b>-.0084044</b>	<b>.0000297</b>	<b>-283.26</b>	<b>0.000</b>	<b>-.0084626</b>	<b>-.0083462</b>
dm1		<b>-.002293</b>	<b>.0010699</b>	<b>-2.14</b>	<b>0.032</b>	<b>-.0043901</b>	<b>-.000196</b>
dbm		<b>.0735174</b>	<b>.0005924</b>	<b>124.11</b>	<b>0.000</b>	<b>.0723565</b>	<b>.0746784</b>

```

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type:   L(2/.) dp
Standard:   D.dy D.dir D.dm1 D.dbm
Instruments for level equation
GMM-type:   LD.dp

. estat abond

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


```

Order	z	Prob > z
1	<b>-3.2629</b>	<b>0.0011</b>
2	<b>.36583</b>	<b>0.7145</b>

```

H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2( 53)    =      25.32283
Prob > chi2  =      0.9995

```

## 2. Model Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi Dinamis Spasial

### # Perhitungan dalam model Spatially Arellano-Bond (SAB) Estimator

```
. xtabond dp dy dir dml dbm, twostep noconstant end(wdp) inst(dwdy dwdml l.wdp l.dp) vce(gmm)
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 234
Group variable: prov Number of groups = 26
Time variable: tahun
Obs per group: min = 9
avq = 9
max = 9
Number of instruments = 98 wald chi2( 6) = 996041.20
Prob > chi2 = 0.0000
Two-step results
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dp						
l1.	.6679419	.0043977	151.88	0.000	.6593225	.6765612
wdp	.3126939	.0075985	41.15	0.000	.2978012	.3275867
dy	.0001024	.0000342	2.99	0.003	.0000354	.0001693
dir	-.0069823	.0000365	-191.26	0.000	-.0070539	-.0069108
dml	-.0018524	.0007471	-2.48	0.013	-.0033166	-.0003882
dbm	.0408529	.0008447	48.37	0.000	.0391973	.0425084

```
Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.)dp L(2/.)wdp
Standard: D.dy D.dir D.dml D.dbm dwdy dwdml L.wdp L.dp

. estat abond
Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors
```

Order	z	Prob > z
1	-3.7458	0.0002
2	.21018	0.8335

```
H0: no autocorrelation

. estat sarqan
Sarqan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2( 92) = 25.72263
Prob > chi2 = 1.0000
```

## # Perhitungan dalam model Spatially Blundell-Bond (SBB) Estimator

```

. xtddpsys dp dy dir dm1 dbm, twostep noconstant end(wdp) inst(wdy wdm1 l.wdp l.dp) vce(gmm)
System dynamic panel-data estimation      Number of obs   =          260
Group variable:   prov                    Number of groups =           26
Time variable:   tahun                   Obs per group:  min =           10
                                                avg =           10
                                                max =           10

Number of instruments =          116      wald chi2( 6)      =    695872.41
                                                Prob > chi2       =           0.0000

Two-step results
-----+-----
      dp      Coef.  Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      dp      .6101715  .0062665   97.37  0.000   .5978895   .6224535
      L1.
      wdp      .3285265  .0063905   51.41  0.000   .3160013   .3410517
      dy      -.0001405  .0000397    3.54  0.000   -.0000628   .0002182
      dir     -.0064663  .000048   -134.68  0.000   -.0065604   -.0063722
      dm1     -.0032112  .0011611   -2.77  0.006   -.0054868   -.0009356
      dbm      .0409933  .0006779   60.47  0.000   .0396646   .042322

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type:   L(2/.)dp L(2/.)wdp
Standard:   D.dy D.dir D.dm1 D.dbm wdy wdm1 L.wdp L.dp
Instruments for level equation
GMM-type:   LD.dp LD.wdp

. estat abond

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors
-----+-----
Order  z      Prob > z
-----+-----
  1    -4.0026  0.0001
  2    -.82336  0.4103

H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2( 110) =    25.65197
Prob > chi2 =           1.0000

```

*Halaman ini sengaja dikosongkan*

## DAFTAR PUSTAKA

- Adiwilaga, H., dan Tirtosuharto, D. (2013). *Decentralization and Regional Inflation in Indonesia*. Buletin Ekonomi Moneter Perbankan. Bank Indonesia.
- Adrianto, L., Fauzi, A., Juanda, B., dan Tajerin. (2013). Tendensi Proses Konvergensi dan Penentu Pertumbuhan Ekonomi Wilayah Pulau Utama di Indonesia 1985-2010. *Jurnal Sosial Ekonomi KP*, Vol. 8, No. 2.
- Agha, S. B., dan Veldrine, L. (2009). Estimation Strategies for Spatial Dynamic Panel using GMM. A New Approach to the Convergence Issue of European Regions. Paper. *8<sup>th</sup> Workshop of Spatial Econometrics*. Besancon. France.
- Anderson, T. W., dan Hsiao, C. (1982). Formulation And Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. *Journal of Economic* , hal.47-82.
- Anglingkusumo, R. (2005). Money-Inflation Nexus in Indonesia. *Tinbergen Institute Discussion Paper*, No. TI 2005-054/4, Virje Universiteit Amsterdam, and Bank Indonesia-Jakarta.
- Anselin, L. (2003). *Spatial Econometrics, A Companion to Theoretical Econometrics*. Edited By Badi H. Baltagi. Blackwell, Oxford.
- Arbia, G., Basile, R., dan Piras, G. (2005). Using Spatial Panel Data in Modelling Regional Growth and Convergence. Working Paper. *Institute for Studies and Economic Analyses (ISAE)*, Piazza dell'Indipendenza, 4 – 00185 Roma.
- Arimurto, T., dan Trisnanto, B. (2011). Persistensi Inflasi di Jakarta dan Implikasinya terhadap Kebijakan Pengendalian Inflasi Daerah. *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, 14(1),5-30.
- Atmadja, A.S. (1999). Inflasi di Indonesia : Suatu Penyebab dan Pengendaliannya. *Jurnal Akuntansi dan Keuangan*, Vol 1, No.1. pp 54-67.

- Anderson, M., K. Masuch., dan Schiffbauer, M. (2009). Determinant of Inflation and Price Level Differentials Across. The Euro Area Countries. *Working Paper Series*, No. 1129.
- Anselin, L. (2010). Thirty Years of Spatial Econometrics. *Working Paper*, 2009-02.
- Arellano, M., dan Bond, S. (1991). Some Test of Spesification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-97.
- Badinger, H., Muller, W.G., dan Tandler, G. (2004). Regional Convergence in The European Union (1985 -1999) : A Spatial Dynamic Panel Analysis. *Regional Studies*, 38(3), 241-253.
- Badan Pusat Statistik. (2008). *Teknik Penyusunan Tabel Input-Output*. Badan Pusat Statistik. Jakarta.
- Bafadal, A. (2011). Dampak Kebijakan Moneter terhadap Stabilitas Rupiah. *Ekuitas*, Vol, 15 No.3 September 2011:416-433.
- Ball, L., dan Sheridan, N. (2004). *Does Inflation Targetting Matter? The Inflation-Targetting Debate*, No. bern04-1, 249-282.
- Baltagi, B.H., Koh, W., dan Song, S.H. (2003). Testing Panel Data Regression Models with Spatial Error Correlation. *Journal of Econometrics*, 117, 123-150.
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3<sup>rd</sup> Edition. Chicester : John Wiley & Sons Ltd. West Sussex.
- Baltagi, Badi.H., Bresson, Georges, dan Pirotte, A. (2007). Panel Unit Root Test and Spatial Dependence. *Journal of Applied Economics*.
- Baltagi, B.H., Song, S.H., Jung, B.C., dan Koh, W. (2007). Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects Using Panel Data. *Journal Of Econometrics*, 140(1), 5-51.
- Baltagi, B.H., U. Blien, dan Wolf, K. (2010). A Dynamic Spatial Panel Data Approach to the German Wage Curve. *Centre for Policy Research – Syracuse University*, Working Paper, No. 126.

- Barro, R.J., dan Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2):223-251.
- Barro, R.J., dan Sala-i-Martin, X. (1995). Convergence Across States and Regions. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 107-182.
- Beck, G.W., dan Weber, A.A. (2005). Price Stability, Inflation Convergence and Diversity in EMU : Does One Size Fit All? *CFS Working Paper*, No. 30, Center for Financial Studies, Frankfurt.
- Beirne, J. (2009). Vulnerability of Inflation in the New EU Member States to Country and Spesific and Global Faktors. *Economic Bulletin*, Vol.29, No.2, pp. 1420-1431.
- Blanchard, O. (2004). *Macroeconomics*. 4<sup>th</sup> Edition. Prentice Hall. New Jersey.
- Blundell, R., dan Bond, S. (1998). Initial Conditions and Momen Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Busetti, F., Forni, L., Harvey, A., dan Venditti, F. (2006a). Inflation Convergence and Divergence Within The European Monetary Union. *International Journal of Central Banking*, 3(2), 95-121.
- Busetti, F., Fabiani, S., dan Harvey, A. (2006b). Convergence of Price and Rates of Inflation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.68, pp. 863-877.
- Caraiani, P., dan Pelinescu, E. (2006). Does The Inflation Targetting Have A Positive Role Upon The Convergence of The Inflation Rate? The Case of Romanian. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 3/2006.
- Caselli, F., Esquivel, G., dan Lefort, F. (1996). Reopening the Convergence debate : A New Look at Cross Country Growth Empirics. *Journal of Economic Growth*, 1(3), pp. 363-89.
- Ceccehetti, Stephen G., Nelson C. M, dan Robert J. S. (2002). Price Index Convergence among United States Cities. *Internationel Economic Review*, Vol. 43, No. 4, November 2002.
- Chowdhury, A., dan Siregar, H. (2004). Indonesia's Monetary Policy Dilemma: Constraints of Inflation Targetting. *The Journal of Developing Areas*, Vol.37, No.2, pp. 137-153.

- Darinda, D. (2014). *Analisis Konvergensi Inflasi Antar Daerah dengan Menggunakan Spatial Econometrics*. Thesis. Fakultas Ekonomi. Program Pasca Sarjana. Universitas Indonesia. Jakarta.
- Dekiawan, H. (2014). Konvergensi Penerimaan dan Pengeluaran Pemerintah Provinsi di Indonesia : Pendekatan Data Panel Dinamis Spasial. *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, Vol. 17, No. 1, Juli 2014.
- Diah Utari, G.A., Surjaningsih, N., dan Trisnanto, B. (2012). Dampak Kebijakan Fiskal Terhadap Output dan Inflasi. *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, April 2012.
- Dornbusch, R., Fischer, S., dan Startz, R. (1997). *Macroeconomics*. 6<sup>th</sup> Edition. New York: Mc Graw Hill International Edition Series.
- Dreger, C., Khololidin, K., Lommatzsch, K., Slacalek, J., dan Wozniak, P. (2008). *Price Convergence in the Enlarged Internal Market Eastern European Economic*, 46(5), 57-68.
- Durlauf, S., dan Quah, D. (1999). *The New Empirics of Economic Growth*. Handbook of Macroeconomics, Chapter 4, 235-208. Amsterdam : Elsevier Science.
- F. Busetti, L., Forni, A., Harvey, dan Venditti, F. (2006). Inflation Convergence and Divergence within the European Union. *Working Paper*, 574/ January, European Central Bank.
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, Volume 58 No. 1 (March): 1-17.
- Gujarati, D.N. (2004). *Basic Econometric 4<sup>th</sup> Edition*. New York: Mc Graw Hill Companies.
- Gluschenko, K. (2004). The Law of One Price in the Russian Economy. *LICOS Discussion Papers*, No.152, <http://www.econ.kuleuven.be/licos/publications/dp/dp152.pdf>
- Gluschenko, K. (2010). The Law of One Price in the Russian Economy. *Applied Econometrics*, 17(1), 3-19.
- Hamanta, Bathaludin, M.B., dan Waluyo, J. (2011). Inflation Targetting Under Imperfect Credibility Based on ARIMBI (Aggregate Rational Inflation

- Targetting Model for Bank Indonesia) ; lessons from Indonesian Experience. *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, 13(3), 281-318.
- Holmes, M.J. (2008). Has The Euro Era Facilitated Inflation Convergence?. *Journal of International and Global Economics Studies* : 27 -33.
- Honohan, P. dan Lane, P. (2003). *Divergent Inflation in European Monetary Union*. Economic Policy.
- Indra. (2009). *Analisis Hubungan Intensitas Energi dan Pendapatan Perkapita, Studi Komparatif di 10 Negara Asia Pasifik*. Thesis. Institut Pertanian Bogor. Bogor.
- Isard, W. (1951). Interregional and Regional Input-Output Analysis: A Model of a Space-Economy. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 33, No. 4, pp. 318-328.
- Islam, N. (1995). Growth Empirics : A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170.
- Jacobs, J.P.A.M, Ligthorty, J.E., dan Vrijburg, H. (2009). Dynamic Panel Data Models Featuring Endogeneous Interaction and Spatially Correlated Errors. *CentER Discussion Paper Series*, No. 2009-92.
- Kapoor, M., Kelejian, dan Prucha, I.R. (2007). Panel Data Models with Spatially Correlated Error Components. *Journal of Econometrics*, 140, 97-130.
- Kim Edwards, dan Sahminan, S. (2008). Exchange Rate Movements in Indonesia : Determinants, Effects, and Policy Challenges. *Working Paper*, WP/25/2008.
- Kharisma, B., dan Saleh, S. (2013). Convergence Among Provinces in Indonesia, 1984-2008 : A Panel Data Approach. *Journal of Indonesian Economy and Business*, Vol. 28, No. 2, 167-187.
- Kukenova, M., dan Monteiro, J. (2009). Spatial Dynamic Panel Model and System GMM : A Monte Carlo Investigation. *MPRA Paper* No. 14319.
- Kocenda, E., dan Papell, H.D. (1997). Inflation Convergence within the European Union : A Panel Data Analysis. *Centre for Economic Research* : 1-7.

- Langi, T.M., Masinambou, dan Siwa, V.H. (2014). Analisis Pengaruh Suku Bunga, Jumlah Uang Beredar dan Tingkat Kurs terhadap Inflasi di Indonesia. *Jurnal Berkala Ilmiah Efisiensi*, Volume 14 No. 2, Mei 2014.
- Lee, L.F., dan Xo, J. (2012). Some Recent Developments in Spatial Panel Data Models. *Regional Science and Urban Economics*, 40, 255-271.
- Lee Lung-Fei , dan Yu, J. (2012). Convergence : A Spatial Dynamic Panel Data Approach. *Global Journal of Economic*, 1(1), Juni, 29, 2014.
- Levin, A., Lin, C., dan Cho, C.J. (2002). Unit Root Test in Panel Data : Asymptotic and Finite – Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Lipsey, R.G., Courant, P.N., Purvis, D.D., dan Steiner, P.O. (1995). *Pengantar Mikroekonomi*. Edisi Kesepuluh. Diterjemahkan oleh A. Jaka Wasana dan Kirbrandoko. Binarupa Aksara. Jakarta.
- Mallik, G., dan Chowdhury, A. (2001). Inflation and Economic Growth: Evidence from South Asian Countries. *Asian Pasific Development Journal*, Vol.8, No.1.
- Mankiw, N.G. (2007). *Teori Makroekonomi*. Edisi Keenam. Alih Bahasa Imam Nurmawan dan Lita F. Penerbit Erlangga. Jakarta.
- Mishkin, F.S. (2004). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, 7<sup>th</sup> Edition. Pearson Addison Weasley.
- Mohsin, H.M., dan Gilbert, S. (2010). The Relative City Proce Convergence in Pakistan : Empirical Evidence From Spatial GLS. *The Pakistan Development Review*, 49(4), Part II, 439-448.
- Muller, U.K., dan Elliot, G. (2003). Test for Unit Roots and the Initial Condition. *Econometrica*, 71, 1269-86.
- Mundell, R. (1963). Inflation and Real Interest. *The Journal of Political Economy*, Vol.71, No.3, pp.280-285.
- Newmann, M.J.M., dan Von Hagen, J. (2002). Does Inflation Targetting Matter. *Federal Reserve Bank Of St. Louis Review*, 2002, 127-148.
- Paelink, J., dan Klaassen, L. (1979). *Spatial Econometrics*. Saxon House. Farnborough.

- Prasetyantono, A.T. (2000). *Keluar dari Krisis: Analisis Ekonomi Indonesia*. Gramedia Pustaka Utama. Jakarta.
- Ramajo, J. Marquez, Miguel A., Hewings, Geoffrey J. D., dan Salinas, M.M. (2008). Spatial Heterogeneity and Interregional Spillovers in EU : Some Evidence about the Effects of Cohesion Policies Convergence. *European Economic Review*, 52(3), 551-567.
- Roger, S. (1998). Core Inflation : Concepts, Uses and Measurement. *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series*, No. G98/9.
- Rosidi, A., dan Ridwan S. (2005). *Metode Pengukuran Inflasi di Indonesia*. BPS. Jakarta.
- Rey, S.J. dan Montouri, B.D. (1999). US Regional Income Convergence : A Spatial Econometrics Perspective. *Regional Studies*, 33(2) 143-156.
- Sala-i-Martin, X. (1996). The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, 106(437), 1019-1036.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70. February, 65-94.
- Solihin. (2011). *Konvergensi Inflasi dan Faktor-faktor yang Mempengaruhi : Studi Empiris di Negara-negara ASEAN+6*. Thesis. Fakultas Ekonomi dan Manajemen. Institut Pertanian Bogor. Bogor.
- Spiru, A.M. (2008). Inflation Convergence in Central and Eastern European Economies. *Romanian Economic and Business Review*, 3(4), 14-34.
- Subekti, A. (2011). *Dinamika Inflasi Indonesia pada Tataran Provinsi*. Thesis. Fakultas Ekonomi. Program Pasca Sarjana. Institut Pertanian Bogor. Bogor.
- Sufii, S. (2008). *Konvergensi Ekonomi Regional di Indonesia Tahun 1985-2006*. Thesis. Fakultas Ekonomi. Program Magister Perencanaan dan Kebijakan Publik. Universitas Indonesia. Jakarta.
- Sutawijaya, A. dan Zulfahmi. (2012). Pengaruh Faktor-faktor Ekonomi Terhadap Inflasi di Indonesia. *Jurnal Organisasi dan Manajemen*, Volume 8, Nomor 2, September 2012, 85-101.

- Tobin, J. (1965). Money and Economic Growth. *Econometrica*, Vol.33, pp.671-684.
- Todaro, M. P., Smith, dan Stephen, C. (2005). *Economic Development*. UK : Pearson Education Limited.
- Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics*. 2<sup>nd</sup> Edition. Chicester: John Wiley & Sons. Ltd
- Wibisono, Y. (2004). *Sumber-Sumber Pertumbuhan Ekonomi Regional, 1984-2005*. Program Pascasarjana. Fakultas Ekonomi. Universitas Indonesia. Depok
- Wimanda, R.E. (2006). Regional Inflation in Indonesia : Characteristic, Convergence, and Determinants. *Working Paper*, No. 13, Bank Indonesia.
- Wimanda, R.E. (2009). *Inflation and Monetary Policy Rules, Evidence From Indonesia*. Doctoral Thesis. Department of Economics Loughborough University, Juni, 29, 2014.
- Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge. Massachusetts : MIT Press.

## BIOGRAFI PENULIS



Penulis dilahirkan di Jakarta, tepatnya di Jelambar, Jakarta Barat pada tanggal 25 April 1983, putri bungsu dari tiga bersaudara yang semuanya laki-laki, buah hati dari pasangan Bapak Ali Busri dan Ibu Kasmianti. Kemudian pada tahun 1989 penulis sekeluarga pindah ke Kota Tangerang, Banten hingga saat ini. Penulis memiliki seorang putri yang bernama Khansa Hana Amaliyah yang kini berusia 6 tahun.

Riwayat pendidikan penulis adalah SD Negeri Perumnas V Tangerang (1990-1995), SLTP Negeri 9 Tangerang (1995-1998), SMU Negeri 1 Tangerang (1998-2001), Sekolah Tinggi Ilmu Statistik (STIS) Jakarta (2001-2005). Setelah menamatkan Program D-IV di STIS, penulis kemudian ditugaskan bekerja di BPS Kabupaten Pesisir Selatan Provinsi Sumatera Barat pada bulan Oktober 2005 sebagai staf Seksi Statistik Distribusi. Pada bulan Oktober 2010 penulis dipercaya menjabat sebagai Kasie Statistik Distribusi BPS Kabupaten Pasaman Barat Provinsi Sumatera Barat. Kemudian pada bulan Oktober 2013 penulis mengajukan pindah ke Provinsi Banten dan ditugaskan sebagai staf Seksi Statistik Niaga dan Jasa Bidang Distribusi BPS Provinsi Banten. Pada bulan September 2014 penulis mendapat kesempatan beasiswa dari BPS untuk melanjutkan studi program S2 di Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam (FMIPA) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) Surabaya.

Surabaya, Februari 2016

Afni Hasriati

[afni@bps.go.id](mailto:afni@bps.go.id)

[afni.hasriati@gmail.com](mailto:afni.hasriati@gmail.com)

*Halaman ini sengaja dikosongkan*