



TESIS – SS 092304

**PEMODELAN VECTOR AUTOREGRESSIVE (VAR) DAN
GENERALIZE SPACE TIME AUTOREGRESSIVE (GSTAR)
DATA INFLASI DI KOTA JAYAPURA, KOTA SORONG DAN
KABUPATEN MANOKWARI**

**TRI CAHYO AFFANDY
NRP. 1312 201 720**

**DOSEN PEMBIMBING
Dr. Brodjol Sutijo Suprih Ulama, M.Si.**

**PROGRAM MAGISTER JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2014**



TESIS – SS 092304

**VECTOR AUTOREGRESSIVE (VAR) DAN GENERALIZE
SPACE TIME AUTOREGRESSIVE (GSTAR) MODELING OF
INFLATION DATA IN JAYAPURA MUNICIPALITY, SORONG
MUNICIPALITY AND MANOKWARI REGENCY**

**TRI CAHYO AFFANDY
NRP. 1312 201 720**

**SUPERVISOR
Dr. Brodjol Sutijo Suprih Ulama, M.Si.**

**PROGRAM OF MAGISTER DEPARTEMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATEMATICS AND NATURAL SCIENCES
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2014**

PEMODELAN VECTOR AUTOREGRESSIVE (VAR) DAN GENERALIZE SPACE TIME AUTOREGRESSIVE (GSTAR) DATA INFLASI DI KOTA JAYAPURA, KOTA SORONG DAN KABUPATEN MANOKWARI

Nama : Tri Cahyo Affandy
NRP : 1312 201 720
Pembimbing : Dr. Brodjol Sutijo Suprih Ulama, M.Si

ABSTRAK

Inflasi merupakan sebuah proses meningkatnya harga-harga atau terjadinya kenaikan tingkat harga konsumen dan/atau menurunnya nilai uang, sehingga inflasi dapat memberikan informasi tentang dinamika perekonomian suatu wilayah. Upaya peramalan inflasi merupakan salah satu komponen yang penting bagi proses pengambilan keputusan dibidang moneter. inflasi di Provinsi Papua dan Papua Barat terjadi karena adanya perbedaan permintaan barang dan jasa di masing-masing wilayah, sehingga menimbulkan ketergantungan antar wilayah yang berdekatan dalam pemenuhan kebutuhan tersebut. Data deret waktu yang digunakan dalam penelitian ini adalah data inflasi di Kota Jayapura, Sorong dan Kabupaten Manokwari pada periode januari 2008 sampai dengan oktober 2013. Tujuan dari penelitian ini adalah mendapatkan model *Vector Auto Regressive* (VAR) dan *Generalize Space-Time Auto Regressive* (GSTAR) yang sesuai untuk meramalkan inflasi. Penerapan model GSTAR dilakukan dengan pendekatan tiga bobot lokasi yaitu bobot lokasi seragam, bobot lokasi invers jarak dan bobot lokasi korelasi silang. Hasil peramalan masing-masing metode akan dibandingkan dengan melihat MSE dari data *out-sample*. Berdasarkan hasil perbandingan ketepatan ramalan menunjukkan model terbaik untuk inflasi adalah model *restrict VAR*(2) dengan nilai MSE sebesar 4,6492.

Kata kunci : Inflasi, VAR, GSTAR.

VECTOR AUTOREGRESSIVE (VAR) DAN GENERALIZE SPACE TIME AUTOREGRESSIVE (GSTAR) MODELING ON INFLATION DATA OF JAYAPURA MUNICIPALITY, SORONG MUNICIPALITY, AND MANOKWARI REGENCY

Nama : Tri Cahyo Affandy
NRP : 1312 201 720
Pembimbing : Dr. Brodjol Sutijo Suprih Ulama, M.Si.

ABSTRAK

Inflation was not only a process of general increasing on price, but also the decrease on currency value. Therefore, inflation could be seen as information about dynamics of economic situation in an area. Inflation forecasting effort is among important component on monetary decision making. In Papua and West Papua Province, the difference of demand on goods and services that causing dependency between adjacent region, is known as the common trigger for inflation. The research aim to get the best model for inflation forecasting in Papua Islands using the Vector Auto Regressive (VAR) and Generalized Space-Time Auto Regressive (GSTAR) method, We use the series data in Jayapura Municipality, Sorong Municipality and Manokwari Regency from January 2008 to October 2013. GSTAR model is applied with three kinds of weight; uniform, distance inverse, and location cross correlation. The forecast quality between each method will be compared by its MSE value from its out sample data. The accuracy of forecast results shows that best model for Inflation is Restrict Var(2) model and MSE value 4.6492.

Kata kunci : Inflation, VAR, GSTAR.

**PEMODELAN VECTOR AUTOREGRESSIVE (VAR) DAN
GENERALIZE SPACE TIME AUTOREGRESSIVE (GSTAR)
DATA INFLASI DI KOTA JAYAPURA, KOTA SORONG
DAN KABUPATEN MANOKWARI**

**Tesis disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar
Magister Sains (M.Si)**

di

Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

TRI CAHYO AFFANDY

NRP : 1312 201 720

Tanggal Ujian : 15 Juli 2014

Disetujui Oleh :

Periode Wisuda : September 2014


1. Dr. Brodjol Sutijo Suprih Ulama

(Pembimbing)

NIP. 19660125 199002 1 001


2. Dr. Irhamah, S.Si, M.Si

(Penguji)

NIP. 19780406 200112 2 002


3. Dr. rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si

(Penguji)

NIP. 19820326 200312 1 004

Direktur Pascasarjana




Prof. Dr. Ir. Adi Soeprijanto, MT

NIP. 19640405 199002 1 001

KATA PENGANTAR

Alhamdulillah, segala puji dan syukur kehadirat Allah Subhaanahu wa Ta'ala, atas segala limpahan rahmat dan hidayah-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan tesis ini yang berjudul **“Pemodelan Vector Autoregressive (VAR) dan Generalize Space Time Autoregressive (GSTAR) Data Inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari”**.

Dalam proses penulisan tesis ini, penulis telah dibantu banyak pihak, oleh karena itu pada kesempatan ini penulis ingin menyampaikan ucapan terima kasih kepada:

1. Bapak dan Ibu tercinta, serta Istriku Leni Masdalia atas segala curahan kasih sayang, dukungan dan doanya yang tanpa henti.
2. Kepala Badan Pusat Statistik, atas kesempatan yang diberikan dalam menempuh jenjang pendidikan S2 Statistika di FMIPA ITS Surabaya.
3. Bapak Dr. Brodjol Sutijo Suprih Ulama, M.Si selaku dosen pembimbing atas bimbingannya dengan penuh kesabaran hingga penulisan tesis ini selesai.
4. Ibu Dr. Irhamah, S.Si, M.Si dan Dr. rer. pol. Heri Kuswanto, M.Si selaku dosen penguji, atas saran, masukan dan korekasi yang diberikan demi tercapainya hasil yang lebih baik.
5. Bapak Dr. Mashuri, MT selaku Ketua Jurusan Statistika FMIPA ITS dan Bapak Dr. Suhartono, S.Si, M.Sc selaku Kaprodi S2 Statistika FMIPA ITS serta seluruh dosen pengajar beserta karyawan Jurusan Statistika ITS, atas segala pemberian bekal ilmu selama perkuliahan serta fasilitas pendidikan yang diperoleh selama menjalani proses pendidikan di Jurusan Statistika ITS.
6. Teman-teman mahasiswa S2 Statistika Reguler dan BPS angkatan 6 tahun 2012 atas segala bantuan dan kerjasamanya selama di ITS Surabaya
7. Semua pihak yang telah membantu penulis dalam proses penulisan tesis ini yang tidak dapat disebutkan satu persatu.

Akhirnya penulis berharap semoga tesis ini dapat memberikan manfaat dan sumbangan untuk menambah wawasan keilmuan bagi kita semua. Mengingat keterbatasan penulis menyadari bahwa tulisan ini masih banyak kekurangan, oleh

karena itu saran dan kritik yang membangun dari berbagai pihak sangat penulis harapkan guna penyempurnaan tesis ini.

Surabaya, Juli 2014

Penulis

DAFTAR ISI

	Hal.
ABSTRAK	i
ABSTRACT	ii
KATA PENGANTAR	iii
DAFTAR ISI	v
DAFTAR TABEL	vii
DAFTAR GAMBAR	ix
BAB 1 PENDAHULUAN	
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Rumusan Masalah	3
1.3 Tujuan Penelitian	3
1.4 Manfaat Penelitian	3
1.5 Batasan Permasalahan Penelitian	4
BAB 2 TINJAUAN PUSTAKA	
2.1 Indeks Harga Konsumen dan Inflasi	5
2.2 Analisis <i>Time Series</i>	7
2.2.1 Stasioneritas	7
2.2.2 Fungsi Autokorelasi (ACF)	9
2.2.3 Fungsi Autokorelasi Parsial (PACF)	9
2.2.4 Model ARIMA	10
2.3 Analisis <i>Time Series Multivariate</i>	12
2.3.1 Stasioneritas Model <i>Multivariate Time Series</i>	12
2.3.2 Matrik Fungsi Autokorelasi (MACF)	12
2.3.3 Matrik Fungsi Autokorelasi Parsial (MPACF)	13
2.3.4 Identifikasi Pola Linieritas pada Data Deret Waktu	15
2.3.5 Vektor Autoregressive (VAR)	16
2.3.6 Estimasi Parameter VAR	17
2.3.7 Model <i>Space Time Autoregressive</i> (STAR)	18
2.3.8 Model <i>Generalized Space Time Autoregressive</i> (GSTAR)	18

2.3.9	Pemilihan Bobot Lokasi pada Model GSTAR	19
2.3.10	Estimasi <i>Least Square</i> pada Model GSTAR Orde 1	21
2.4	Uji Diagnosis Model	22
2.5	Kriteria Pemilihan Model Terbaik	25
2.5.1	<i>Akaike's Information Criterion</i> (AIC)	25
2.5.2	<i>Mean Square Error</i> (MSE)	26
 BAB 3 METODOLOGI PENELITIAN		
3.1	Sumber Data	27
3.2	Variabel Penelitian	27
3.3	Metode Analisis Data	27
 BAB 4 ANALISIS DAN PEMBAHASAN		
4.1	Analisis Deskriptif	31
4.2	Uji Nonlinieritas pada Data Inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari	35
4.3	Pemodelan Data Inflasi Menggunakan Vektor Autoregressive (VAR) .	36
4.3.1	Identifikasi Model VAR	36
4.3.2	Estimasi Parameter dan Pengujian Model VAR	38
4.4	Pemodelan Data Inflasi Menggunakan <i>Generalized Space Time Autoregressive</i> (GSTAR)	52
4.4.1	Identifikasi Model GSTAR	52
4.4.2	Penentuan Bobot Lokasi	52
4.4.2.1	Penerapan Bobot Lokasi Seragam	53
4.4.2.2	Penerapan Bobot Lokasi Invers Jarak	58
4.4.2.3	Penerapan Bobot Lokasi Korelasi Silang	65
4.5	Pemilihan Model Terbaik	72
 BAB 5 KESIMPULAN DAN SARAN		
5.1	Kesimpulan	75
5.2	Saran	76
 DAFTAR PUSTAKA		77

DAFTAR GAMBAR

	Hal.
Gambar 2.1 Contoh Kasus untuk Perhitungan Bobot Lokasi	19
Gambar 3.1 Diagram Alur Pemodelan Data Deret Waktu dengan Metode VAR	29
Gambar 3.2 Diagram Alur Pemodelan Data Deret Waktu dengan Metode GSTAR	30
Gambar 4.1 (a) Bloxplot Inflasi Kota Jayapura, (b) Bloxplot Inflasi Inflasi Kota Sorong dan (c) Bloxplot Inflasi Kabupaten Manokwari	32
Gambar 4.2 Plot <i>Time Series</i> Data Inflasi di Tiga Lokasi	33
Gambar 4.3 (a) Plot ACF Inflasi Kota Jayapura, (b) Plot ACF Inflasi Kota Sorong dan (c) Plot ACF Inflasi Kabupaten Manokwari	34
Gambar 4.4 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model VAR(1)	40
Gambar 4.5 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model <i>Restrict</i> VAR(1)	42
Gambar 4.6 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Seragam dengan Semua Parameter	37
Gambar 4.7 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Seragam dengan Signifikan Parameter	58
Gambar 4.8 Peta Lokasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari	59
Gambar 4.9 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Invers Jarak dengan Semua Parameter	62
Gambar 4.10 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Invers Jarak dengan Signifikansi Parameter	65
Gambar 4.11 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Korelasi Silang dengan Semua Parameter	69
Gambar 4.12 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Korelasi Silang dengan Signifikansi Parameter	71

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

DAFTAR TABEL

	Hal.
Tabel 2.1 Tabel Transformasi <i>Box-Cox</i>	9
Tabel 2.2 Pola ACF dan PACF dari Data Deret Waktu Stasioner	10
Tabel 4.1 Statistik Deskriptif Data Inflasi di Tiga Lokasi	31
Tabel 4.2 Matriks Korelasi Inflasi di Tiga Lokasi	35
Tabel 4.3 Representasi Skematik MACF Data	36
Tabel 4.4 Representasi Skematik MPACF Data	37
Tabel 4.5 Nilai <i>Akaike's Information Criterion</i> (AIC)	37
Tabel 4.6 Taksiran Parameter Model VAR(1)	38
Tabel 4.7 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model VAR	40
Tabel 4.8 Uji Portmanteau Model VAR(1)	40
Tabel 4.9 Taksiran Parameter Model <i>Restrict</i> untuk VAR(1)	41
Tabel 4.10 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model <i>Restrict</i> VAR(1)	42
Tabel 4.11 Uji Portmanteau Model <i>Restrict</i> VAR(1)	42
Tabel 4.12 Taksiran Parameter Model VAR(2)	43
Tabel 4.13 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model VAR(2) dengan Semua Parameter	45
Tabel 4.14 Uji Portmanteau Model <i>Restrict</i> VAR(2)	45
Tabel 4.15 Taksiran Parameter Model <i>Restrict</i> untuk VAR(2)	46
Tabel 4.16 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model <i>Restrict</i> VAR(2)	47
Tabel 4.17 Uji Portmanteau Model <i>Restrict</i> VAR(2)	47
Tabel 4.18 Taksiran Parameter Model VAR(1,2,5,7,9)	47
Tabel 4.19 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model VAR(1,2,5,7,9)	50
Tabel 4.20 Uji Portmanteau Model VAR(1,2,5,7,9)	50
Tabel 4.21 Taksiran Parameter Model <i>Restrict</i> VAR(1,2,5,7,9)	51
Tabel 4.22 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model <i>Restrict</i> VAR(1,2,5,7,9)	52

Tabel 4.23 Uji Portmanteau Model <i>Restrict</i> VAR(1,2,5,7,9)	52
Tabel 4.24 Taksiran Parameter Model GSTAR(1 ₁) dengan Bobot Seragam	53
Tabel 4.25 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Seragam dengan Semua Parameter	55
Tabel 4.26 Taksiran Parameter Model Terbaik GSTAR(1 ₁) Bobot Lokasi Seragam Menggunakan Metode <i>Stepwise</i>	56
Tabel 4.25 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Seragam dengan Signifikan Parameter	57
Tabel 4.26 Jarak antara Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari	58
Tabel 4.29 Perhitungan Bobot Lokasi Invers Jarak	59
Tabel 4.30 Taksiran Parameter Model GSTAR(1 ₁) dengan Bobot Invers Jarak .	60
Tabel 4.31 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Invers Jarak dengan Semua Parameter	61
Tabel 4.32 Taksiran Parameter Model Terbaik GSTAR(1 ₁) dengan Bobot Lokasi Invers Jarak dengan Menggunakan Metode <i>Stepwise</i>	62
Tabel 4.33 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Invers Jarak dengan Signifikansi Parameter	64
Tabel 4.34 Korelasi Silang Antar Lokasi	65
Tabel 4.35 Perhitungan Bobot Korelasi Silang Antar Lokasi	66
Tabel 4.36 Taksiran Parameter Model GSTAR(1 ₁) dengan Bobot Korelasi Silang	67
Tabel 4.37 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Korelasi Silang dengan Semua Parameter	68
Tabel 4.38 Taksiran Parameter Model Terbaik GSTAR(1 ₁) dengan Bobot Lokasi Korelasi Silang dengan Menggunakan Metode <i>Stepwise</i>	69
Tabel 4.39 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Korelasi Silang dengan Signifikansi Parameter	71
Tabel 4.40 Pemilihan Model VAR Berdasarkan Kriteria AIC <i>In-sample</i>	72
Tabel 4.41 Pemilihan Model GSTAR Berdasarkan Kriteria AIC <i>In-sample</i>	72
Tabel 4.42 Perbandingan Nilai Ramalan Model Berdasarkan Kriteria MSE <i>Out-sample</i>	73

BAB 1

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Inflasi merupakan salah satu indikator ekonomi yang dapat memberikan informasi tentang dinamika perkembangan harga barang dan jasa yang dikonsumsi masyarakat. Perkembangan harga barang dan jasa ini berdampak langsung terhadap tingkat daya beli dan biaya hidup masyarakat, perubahan nilai aset dan kewajiban serta nilai kontrak/transaksi bisnis (Rosidi dkk, 2005). Secara umum inflasi dapat dipakai sebagai informasi dasar untuk pengambilan keputusan baik tingkat ekonomi mikro atau makro, baik kebijakan fiskal oleh Pemerintah maupun kebijakan moneter oleh Bank Indonesia sebagai bank sentral. Oleh karena itu usaha-usaha untuk meramalkan inflasi merupakan salah satu komponen yang cukup penting bagi proses pengambilan keputusan dibidang moneter (Fisher dkk, 2002).

Badan Pusat Statistik (BPS) menghitung dan mempublikasikan data inflasi dalam periode satu bulan sekali, dimana untuk saat ini di Provinsi Papua dan Papua Barat terdapat tiga kabupaten/kota dari 66 kabupaten/kota yang dihitung angka inflasinya, yaitu Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari. Oleh karena data inflasi yang dipublikasikan menggambarkan perubahan harga dari waktu ke waktu, sehingga untuk menganalisisnya sangat cocok menggunakan analisis *time series*. *Data time series* adalah observasi yang diurutkan berdasarkan waktu (Wei, 2006).

Inflasi dapat disebabkan oleh tiga hal, yaitu Ekspektasi Inflasi, Volatilitas Nilai Tukar dan *Output Gap* berupa ketidakseimbangan antara permintaan dan pasokan (Hasbullah, 2012). Ketidakseimbangan antara permintaan dan pasokan biasanya terkait dengan jumlah barang dan jasa yang dikonsumsi oleh masyarakat di kota yang bersangkutan. Oleh karena itu setiap kota membutuhkan kota lainnya untuk memenuhi kebutuhan terhadap barang dan jasa yang tidak dapat dipenuhi sendiri oleh kota yang bersangkutan. Hal ini menimbulkan ketergantungan antar

kota dalam pemenuhan kebutuhan terhadap barang dan jasa tersebut. Dengan demikian pergerakan inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari saling memiliki keterkaitan. Ketiga wilayah tersebut juga memiliki jarak yang berdekatan untuk wilayah timur Indonesia yang dihitung angka inflasinya, sehingga pemodelan secara *univariate* (ARIMA) tidak sesuai untuk diterapkan.

Salah satu pemodelan *time series* yang bersifat *multivariate* adalah model *Vector Autoregressive* (VAR). Model VAR merupakan suatu sistem persamaan dinamis dimana pendugaan suatu variabel pada periode tertentu tergantung pada pergerakan variabel tersebut dan variabel-variabel lain yang terlibat dalam sistem pada periode-periode sebelumnya (Enders, 2004). Beberapa penelitian tentang aplikasi model VAR diantaranya dilakukan oleh Rositha (2013) melalui persamaan model VAR diketahui bahwa indeks harga saham gabungan Indonesia dipengaruhi oleh indeks harga saham Amerika dan Jepang.

Metode pemodelan *time series* yang dapat digunakan untuk memodelkan dan meramalkan data deret waktu dalam hubungan dengan lokasi adalah model *GSTAR* (*Generalize Space-Time Autoregressive*). Model *GSTAR* ini dapat diterapkan pada data dengan variabel lokasi yang heterogen, dengan pemberian bobot untuk masing-masing lokasi. Penerapan model *GSTAR* ini telah dilakukan oleh Faizah dan Setiawan (2013) yang memodelkan inflasi di Kota Semarang, Yogyakarta dan Surakarta. Hubungan inflasi antar wilayah satu dengan yang lain tidak selalu berpola linier, sehingga pendekatan *nonlinear* merupakan salah satu alternatif yang layak untuk diterapkan.

Sedangkan penelitian data *time series* tentang IHK dan inflasi pernah dilakukan oleh peneliti-peneliti sebelumnya. Penghitungan tentang IHK pernah dilakukan di Jepang oleh Shiratsuka (1999). Gaspersz (2008) pernah melakukan pemodelan IHK Kota Ambon dengan menggunakan deteksi *outlier*. Pemodelan IHK umum nasional juga pernah dilakukan oleh Novianti (2009) dengan menggunakan metode intervensi *multi input* dan GARCH. Sedangkan Suryono (2009) memodelkan data inflasi Indonesia dengan *Auto Regressive Integrated Moving Average with Exogeneous Factor-Neural Network* (ARIMAX-NN) dimana metode *time series* yang bersifat *nonlinier* menghasilkan model yang lebih

baik dibandingkan dengan metode *time series* yang bersifat *linier* yang ditunjukkan dengan nilai *Mean Square Error* (MSE) terkecil.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang di atas, maka permasalahan yang dapat dirumuskan adalah sebagai berikut:

1. Bagaimana mengidentifikasi pola linieritas pada data inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari.
2. Bagaimana memodelkan inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari dengan pendekatan VAR dan GSTAR.
3. Bagaimana mendapatkan model terbaik untuk data inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari.

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan uraian masalah yang telah dirumuskan di atas, maka tujuan yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Mengidentifikasi pola linieritas pada data inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari.
2. Mendapatkan model inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari dengan pendekatan VAR dan GSTAR.
3. Mendapatkan ketepatan hasil ramalan dari model terbaik pada data inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang diharapkan dari penelitian ini adalah selain untuk menambah wawasan pengetahuan bagi peneliti mengenai metode VAR dan GSTAR, juga untuk mendapatkan ketepatan hasil ramalan dari model tersebut yang dapat mendeskripsikan pola data inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari, sehingga nantinya dapat digunakan sebagai acuan empiris baik bagi pemerintah maupun para peneliti lainnya untuk pengambilan kebijakan dan penelitian selanjutnya.

1.5 Batasan Permasalahan Penelitian

Penelitian ini menggunakan data inflasi bulanan di tiga lokasi yaitu Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari dengan rentang waktu mulai bulan Januari tahun 2008 sampai dengan bulan Oktober tahun 2013. Pemodelan dan peramalan data inflasi dilakukan dengan menggunakan model *Vector Autoregressive* (VAR) dan *Generalize Space-Time Autoregressive* (GSTAR).

BAB 2

TINJAUAN PUSTAKA

Pada bagian ini akan dipaparkan konsep dan teori yang mendasari analisis sebagai penunjang dalam usaha penyelesaian permasalahan yang dirumuskan dalam penelitian. Konsep dan teori yang akan dijelaskan adalah sebagai berikut:

2.1 Indeks Harga Konsumen dan Inflasi

Indeks Harga Konsumen (IHK) menggambarkan suatu gejala harga akibat transaksi ekonomi baik barang maupun jasa yang dilakukan masyarakat atau konsumen. Nilai IHK merupakan salah satu nilai indeks harga secara agregat/keseluruhan dari semua barang/jasa yang dikonsumsi oleh masyarakat atau konsumen. IHK merupakan salah satu indeks penting bagi perekonomian di Indonesia dimana IHK digunakan sebagai dasar perhitungan inflasi, baik inflasi nasional maupun regional. Inflasi merupakan fenomena moneter yang mendapat perhatian serius dari berbagai kalangan untuk menjaga kestabilan ekonomi suatu negara. Sehingga salah satu tujuan dari para pembuat kebijakan ekonomi adalah inflasi yang rendah (Mankiw, 2000).

Nilai IHK diperoleh melalui perbandingan nilai konsumsi pada suatu periode berjalan dengan nilai konsumsi pada tahun dasar hasil Survei Biaya Hidup (SBH) terakhir (Rosidi dkk., 2005). Nilai konsumsi adalah jumlah nilai yang dikeluarkan oleh rumah tangga untuk memperoleh suatu komoditi untuk dikonsumsi. Nilai konsumsi suatu komoditi merupakan perkalian harga komoditi dengan kuantitas (banyaknya) yang dikonsumsi. Formula dalam perhitungan IHK adalah Formula Laspeyres dengan modifikasi (BPS, 2009) sebagai berikut:

$$I_n = \frac{\sum_{i=1}^k \frac{P_{ni}}{P_{(n-1)i}} \times P_{(n-1)i} Q_{0i}}{\sum_{i=1}^k P_{0i} Q_{0i}} \times 100 \quad (2.1)$$

dimana:

I_n : Angka indeks umum periode ke-n

- P_{0i} : Harga rata-rata untuk jenis barang i, pada periode tahun dasar
 P_{ni} : Harga rata-rata untuk jenis barang i, pada periode ke-n
 $P_{(n-1)i}$: Harga rata-rata untuk jenis barang i, pada periode ke-(n-1)
 Q_{0i} : Kuantitas barang i yang dikonsumsi, pada periode tahun dasar
 $P_{(n-1)i}Q_{0i}$: Nilai konsumsi untuk jenis barang i, pada periode ke-(n-1)
 $P_{0i}Q_{0i}$: Nilai konsumsi untuk jenis barang i, pada periode tahun dasar
 k : Jumlah jenis barang paket komoditas

setelah menghitung IHK untuk setiap kabupaten/kota, selanjutnya perhitungan IHK gabungan 66 kabupaten/kota atau IHK Nasional sebagai berikut:

$$I_{66kota} = \frac{\sum_{k=1}^{66} I_k W_k}{100} \quad (2.2)$$

dimana:

- $I_{66 kota}$: Angka IHK gabungan 66 kota
 I_k : Angka IHK kota k
 W_k : Penimbang kota k

Sedangkan untuk menghitung persentase (%) perubahan IHK, yang lebih dikenal dengan inflasi dan deflasi, dapat dihitung dengan membandingkan IHK periode ke-n dengan IHK periode sebelumnya. Perhitungan persentase (%) perubahan IHK perbulan dihitung dengan rumus sebagai berikut:

$$LI_n = \frac{I_n - I_{(n-1)}}{I_{(n-1)}} \times 100 \quad (2.3)$$

dimana:

- LI_n : Laju Inflasi bulan ke-n
 I_n : Angka IHK periode ke-n
 $I_{(n-1)}$: Angka IHK periode ke-(n-1)

Persentase (%) perubahan IHK menurut tahun kalender ke-n juga dapat dihitung berdasarkan metode *point to point* dengan dasar IHK bulan desember tahun ke-(n-1).

2.2 Analisis *Time Series*

Analisis *time series* merupakan salah satu prosedur statistika yang diterapkan untuk meramalkan struktur probabilitas keadaan yang akan terjadi di masa yang akan datang dalam rangka pengambilan keputusan (Wei, 2006). Secara umum, metode peramalan dibagi dalam dua kelompok utama, yaitu metode kualitatif (subjektif) dan metode kuantitatif. Metode peramalan kualitatif lebih mengandalkan *judgement* dan intuisi manusia daripada menggunakan data historis yang dimiliki. Sedangkan peramalan kuantitatif dapat diterapkan apabila tersedia informasi tentang masa lalu yang dapat dikuantitatifkan dalam bentuk data numerik, dimana diasumsikan beberapa aspek pola masa lalu akan terus berlanjut di masa mendatang (Wei, 2006). Terdapat dua jenis model peramalan kuantitatif yang utama, yaitu metode kausal (regresi) dan deret waktu (*time series*). Model kausal mengasumsikan hubungan sebab akibat antara faktor yang diramalkan dengan satu atau lebih variabel bebas. Maksud dari model kausal adalah menemukan bentuk hubungan tersebut dan kemudian menggunakannya untuk meramalkan nilai mendatang dari variabel tak bebas. Sedangkan model *time series* menduga masa depan berdasarkan nilai masa lalu dari suatu variabel. Tujuan *time series* adalah menemukan pola dalam data deret waktu dan mengekstrapolasikan pola tersebut ke masa depan (Wei, 2006).

Secara garis besar permodelan data pada analisis *time series* terbagi atas dua klasifikasi yaitu *univariate* dan *multivariate*. Pada model *univariate* peramalan data suatu variabel hanya didasarkan pada nilai variabel tersebut pada masa lampau sedangkan pada model *multivariate*, peramalan data dilakukan dengan menambahkan variabel lain yang mempunyai hubungan jangka panjang untuk mendapatkan keakuratan peramalan. Pengelompokan model *time series* yang digunakan juga dibagi menjadi dua yaitu model *time series linier* dan *nonlinier*.

2.2.1 Stasioneritas

Cryer (1986) menyatakan bahwa proses *time series* harus berada dalam keadaan stasioner yaitu suatu keadaan dari proses *time series* yang tidak berubah sepanjang waktu. Proses yang tidak berubah sepanjang waktu adalah rata-rata dan

varians yang konstan pada waktu kapanpun. *Time series* dikatakan stasioner jika tidak ada kecenderungan perubahan dalam rata-rata dan perubahan variansi. Dengan kata lain, *time series* yang stasioner adalah relative tidak terjadi kenaikan maupun penurunan nilai secara tajam pada data atau fluktuasi data berada pada sekitar nilai rata-rata yang konstan (Wei, 2006).

Kondisi stasioner terdiri atas dua hal, yaitu stasioner dalam rata-rata (*mean*) dan stasioner dalam varian. Suatu proses stokastik $\{Z_t\}$ dikatakan stasioner jika nilai μ , γ_k dan σ^2 tidak bergantung pada waktu pengamatan (Wei, 2006) atau dapat ditulis sebagai berikut:

1. $E(Z_t) = E(Z_{t+k}) = \mu$
2. $Var(Z_t) = E(Z_t - \mu)^2 = \sigma^2$
3. $Cov(Z_t, Z_{t+k}) = E[(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$, fungsi hanya berlaku untuk perbedaan waktu k.

Pada pemodelan *univariate time series*, kestasioneran data dalam *mean* secara visual dapat terlihat melalui plot ACF dari data hasil observasi. Sedangkan untuk kestasioneran data dalam varian dapat terlihat melalui plot *Box-Cox*. Plot ACF yang turun secara lambat mengindikasikan bahwa data belum stasioner dalam *mean*. Oleh karena itu, untuk menstasionerkan data perlu dilakukan dengan metode *differencing* data (Makridakis dkk., 19 99) yang dirumuskan sebagai berikut:

$$Y_t = Z_t - Z_{t-1} \tag{2.4}$$

dimana:

- Y_t : Data hasil *differencing*
 Z_t : Variabel Z pada waktu ke- t
 t : Waktu

Proses untuk menstasionerkan data dalam varians dapat dilakukan dengan menggunakan transformasi *Box-Cox*. Untuk suatu nilai parameter λ , transformasi didefinisikan dengan persamaan sebagai berikut:

$$T(Z_t) = \begin{cases} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda} = \ln(Z_t), & \lambda = 0 \end{cases} \tag{2.5}$$

Berikut adalah bentuk transformasi untuk beberapa nilai λ

Tabel 2.1 Tabel Transformasi *Box-Cox*

Nilai λ	Transformasi
-1,0	$\frac{1}{Z_t}$
-0,5	$\frac{1}{\sqrt{Z_t}}$
0,0	$\ln Z_t$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1,0	Z_t (tidak transformasi)

Sumber: Wei, 2006

2.2.2 Fungsi Autokorelasi (ACF)

Suatu proses stasioner $\{Z_t\}$ mempunyai nilai mean $E(Z_t) = \mu$ dan $Var(Z_t) = E(Z_t - \mu_t)^2 = \sigma^2$ yang konstan serta kovarian (Z_t, Z_s) yang fungsinya hanya berbeda dalam waktu $|t - s|$. Kovarian diantara Z_t dan Z_{t+k} adalah (Wei, 2006):

$$\gamma_k = Cov(Z_t, Z_{t+k}) = E(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu) \quad (2.6)$$

dan korelasi antara Z_t dan Z_{t+k} berdasarkan Wei (2006) adalah:

$$\rho_k = \frac{Cov(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{var(Z_t)}\sqrt{var(Z_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (2.7)$$

dimana sebagai fungsi dari k , γ_k merupakan fungsi autokovarians dan ρ_k merupakan fungsi autokorelasi.

2.2.3 Fungsi Autokorelasi Parsial (PACF)

Fungsi autokorelasi parsial digunakan untuk mengukur tingkat keeratan antara Z_t dan Z_{t+k} . Fungsi autokorelasi parsial dinotasikan dengan $\phi_{k+1, k+1}$ dan dirumuskan sebagai berikut:

$$\phi_{k+1, k+1} = \frac{\rho_{k+1} - \sum_{j=1}^k \phi_{kj} \rho_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \phi_{kj} \rho_j} \quad (2.8)$$

dengan $\phi_{kj} = \phi_{k-1, j} - \phi_{kk} \phi_{k-1, k-1}$, $j = 1, 2, \dots, k$

Pola pada plot ACF dan PACF dari data deret waktu yang telah stasioner, digunakan untuk mengidentifikasi model *time series*, dengan penjelasan seperti dapat dilihat pada table 2.2.

Tabel 2.2 Pola ACF dan PACF dari Data Deret Waktu Stasioner

Model	Pola ACF	Pola PACF
$AR_{(p)}$	Dies down/turun cepat secara ekponensial	Cuts off/terputus setelah lag p
$MA_{(q)}$	Cuts off/terputus setelah lag q	Dies down/turun cepat secara ekponensial
$ARMA_{(p,q)}$	Dies down/turun cepat secara ekponensial	Dies down/turun cepat secara ekponensial

Sumber: Box, Jenkins & reisel (1994)

2.2.4 Model ARIMA

Pemodelan *time series* secara umum terdiri dari beberapa tipe, yaitu AR (*Autoregressive*), MA (*Moving Average*), ARMA (*Auto-regressive Moving Average*) dan ARIMA (*Autoregressive Integ-rated Moving Average*).

Model *autoregressive* (AR) adalah suatu model yang menggambarkan bahwa nilai dari proses saat ini Z_t masih berhubungan dengan nilai masa lalu. Bentuk umum persamaan model AR adalah sebagai berikut:

$$\phi_p(B)Z_t = a_t$$

dimana: $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$

sehingga model AR dapat ditulis sebagai berikut :

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (2.9)$$

dimana:

Z_t : variabel dependen pada waktu ke- t

a_t : residual pada waktu ke- t

ϕ_p : parameter *autoregressive*

Model *Moving Average* (MA) merupakan nilai deret waktu periode ke- t yang dipengaruhi oleh residual pada periode saat ini a_t dan mungkin juga dipengaruhi oleh residual pada periode sebelumnya a_{t-q} . Model MA secara umum adalah:

$$Z_t = \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} + a_t \quad (2.10)$$

dimana:

Z_t : variabel dependen pada waktu ke- t

a_t : residual pada waktu ke- t

θ_q : parameter *moving average*

Model *Autoregressive Moving Average* (ARMA) merupakan model campuran antara model AR dan MA. Secara umum persamaan model ARMA pada orde p dan q adalah sebagai berikut:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} + a_t \quad (2.11)$$

dimana:

Z_t : variabel dependen pada waktu ke- t

a_t : residual pada waktu ke- t

ϕ_p : parameter *autoregressive*

θ_q : parameter *moving average*

Model ARIMA (p, d, q) merupakan suatu model peramalan untuk data *series* nonstasioner yang telah diambil selisih atau yang telah dilakukan *difference* ke- d sehingga menjadi data stasioner dan mempunyai *autoregressive* tingkat p dan *moving average* tingkat q . Bentuk umum dari persamaan ARIMA adalah sebagai berikut:

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_q(B)a_t \quad (2.12)$$

dimana:

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

$$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$$

Z_t : variabel dependen pada waktu ke- t

a_t : residual pada waktu ke- t

2.3 Analisis *Time Series Multivariate*

Multivariate time series merupakan deret waktu yang terdiri dari beberapa variabel. Identifikasi pada model *multivariate time series* hampir sama dengan model *univariate time series*. Identifikasi dilakukan berdasarkan pola atau matriks fungsi korelasi (MACF) dan matriks fungsi korelasi parsial (MACF) setelah data stasioner (Wei, 2006).

2.3.1 Stasioneritas Model *Multivariate Time Series*

Pada pemodelan *multivariate time series*, kestasioneran data dalam *mean* secara visual dapat terlihat melalui plot MACF. Plot MACF yang turun secara lambat mengindikasikan bahwa data belum stasioner dalam mean. Oleh karena itu, untuk menstasionerkan data perlu dilakukan proses *differencing* data. Sedangkan untuk menstasionerkan data dalam varian digunakan transformasi *Box-Cox*.

2.3.2 Matrik Fungsi Autokorelasi (MACF)

Fungsi matrik korelasi sampel dari n pengamatan Z_1, Z_2, \dots, Z_n dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\hat{\rho}(k) = [\hat{\rho}_{ij}(k)] \quad (2.13)$$

dengan $\hat{\rho}_{ij}(k)$ merupakan korelasi silang sampel dari komponen deret ke- i dan ke- j yaitu:

$$\hat{\rho}_{ij}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_{i,t} - \bar{Z}_i)(Z_{j,t+k} - \bar{Z}_j)}{\left[\sum_{t=1}^n (Z_{i,t} - \bar{Z}_i)^2 \sum_{t=1}^n (Z_{j,t} - \bar{Z}_j)^2 \right]^{\frac{1}{2}}} \quad (2.14)$$

Dimana \bar{Z}_i dan \bar{Z}_j merupakan mean sampel dari komponen dari deret yang bersesuaian.

Fungsi matriks korelasi sampel sangat diperlukan dalam model MA, jika matriks korelasinya bernilai nol setelah lag ke- q maka model yang bersesuaian adalah MA(q). Tiao dan Box dalam Wei (2006) mengenalkan sebuah metode yang sesuai dalam menerangkan korelasi sampel. Metode yang dikenalkan adalah

menggunakan simbol yang dinotasikan dengan (+), (-), dan (.) pada matriks korelasi sampel ke (i,j) .

1. simbol (+) diartikan sebagai $\hat{\rho}_{ij}(k)$ lebih besar dari 2 kali standar error dan menunjukkan hubungan memiliki korelasi positif.
2. simbol (-) menyatakan suatu nilai $\hat{\rho}_{ij}(k)$ kurang dari -2 kali standar error dan menunjukkan hubungan memiliki korelasi negative.
3. simbol (.) menotasikan $\hat{\rho}_{ij}(k)$ berada diantara ± 2 kali standar error dan menunjukkan tidak adanya korelasi.

2.3.3 Matrik Fungsi Autokorelasi Parsial (MPACF)

Tiao dan Box dalam Wei (1990) mendefinisikan matrik fungsi autokorelasi parsial pada lag ke- p dinotasikan dengan $P(p)$ sebagai koefisien matrik terakhir jika data diterapkan untuk suatu proses *vector autoregressive* pada orde ke- p . Hal ini merupakan pengembangan definisi fungsi autokorelasi parsial sampel untuk *univariate time series* yang dikemukakan oleh Box dan Jenkins, sehingga $P(p)$ sama dengan $\mathbf{A}_{p,p}$ dalam regresi linier *multivariate*.

$$\mathbf{Y}_{t+p} = \mathbf{A}_{p,1}\mathbf{Y}_{t+p-1} + \mathbf{A}_{p,2}\mathbf{Y}_{t+p-2} + \dots + \mathbf{A}_{p,p}\mathbf{Y}_t + \mathbf{e}_{p,t+p}$$

Dengan $\mathbf{e}_{p,t+p}$ adalah vektor *error* dan koefisien matrik $\mathbf{A}_{p,k}$ berukuran (nxn) dengan $i = 1, 2, \dots, p$ akan meminimumkan

$$E\left[\left|\mathbf{Y}_{t+p} - \mathbf{A}_{p,1}\mathbf{Y}_{t+p-1} - \dots - \mathbf{A}_{p,p}\mathbf{Y}_t\right|^2\right] \quad (2.15)$$

Meminimalkan persamaan (2.15) akan diperoleh suatu bentuk umum *multivariate* untuk persamaan Yule Walker sebagai berikut

$$\begin{bmatrix} \Gamma(0) & \Gamma'(1) & \dots & \Gamma'(p-1) \\ \Gamma(1) & \Gamma(0) & \dots & \Gamma'(p-2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma(p-1) & \Gamma(p-2) & \dots & \Gamma(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{A}'_{p,1} \\ \mathbf{A}'_{p,2} \\ \vdots \\ \mathbf{A}'_{p,p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma(1) \\ \Gamma(2) \\ \vdots \\ \Gamma(p) \end{bmatrix} \quad (2.16)$$

Definisi $P(p)$ dari Tiao dan Box akan menyelesaikan $\mathbf{A}'_{p,p}$ pada persamaan (2.14) dan menentukan matriks *autoregression* untuk masing-masing orde p yang lebih tinggi. Jika $p \geq 2$ maka didapatkan

$$\mathbf{C}(p) = \begin{bmatrix} \Gamma(0) & \Gamma'(1) & \cdots & \Gamma'(p-2) \\ \Gamma(1) & \Gamma(0) & \cdots & \Gamma'(p-3) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma(p-2) & \Gamma(p-3) & \cdots & \Gamma(0) \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{D}(p) = \begin{bmatrix} \Gamma'(p-1) \\ \Gamma'(p-2) \\ \vdots \\ \Gamma'(1) \end{bmatrix}, \mathbf{F}(p) = \begin{bmatrix} \Gamma(1) \\ \Gamma(2) \\ \vdots \\ \Gamma(p-1) \end{bmatrix}, \mathbf{A}'_*(p-1) = \begin{bmatrix} A'_{p,1} \\ A'_{p,2} \\ \vdots \\ A'_{p,p-1} \end{bmatrix} \quad (2.17)$$

Sehingga persamaan (2.16) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{C}(p) & \mathbf{D}(p) \\ \mathbf{D}'(p) & \Gamma(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{A}'_*(p-1) \\ \mathbf{A}'_{p,p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{F}(p) \\ \Gamma(p) \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

Persamaannya menjadi:

$$\mathbf{C}(p)\mathbf{A}'_*(p-1) + \mathbf{D}(p)\mathbf{A}'_{p,p} = \mathbf{F}(p) \quad (2.19)$$

$$\mathbf{D}'(p)\mathbf{A}'_*(p-1) + \Gamma(0)\mathbf{A}'_{p,p} = \Gamma(p) \quad (2.20)$$

Persamaan (2.19) mengimplikasikan bahwa

$$\mathbf{A}'_*(p-1) = [\mathbf{C}(p)]^{-1} \mathbf{F}(p) - [\mathbf{C}(p)]^{-1} \mathbf{D}(p)\mathbf{A}'_{p,p} \quad (2.21)$$

Substitusi persamaan (2.21) ke dalam persamaan (2.20) diperoleh nilai $\mathbf{A}'_{p,p}$ yaitu

$$\mathbf{A}'_{p,p} = \left\{ \Gamma(0) - \mathbf{D}'(p)[\mathbf{C}(p)]^{-1} \mathbf{D}(p) \right\}^{-1} \left\{ \Gamma(p) - \mathbf{D}'(p)[\mathbf{C}(p)]^{-1} \mathbf{F}(p) \right\} \quad (2.22)$$

Matrik fungsi autokorelasi parsial sampel (MPACF) didefinisikan sebagai berikut

$$P(p) = \begin{cases} \Gamma'(1)[\Gamma(0)]^{-1} & , p = 1 \\ \left\{ \Gamma'(p) - \mathbf{F}'(p)[\mathbf{C}(p)]^{-1} \mathbf{D}(p) \right\} \left\{ \Gamma(0) - \mathbf{D}'(p)[\mathbf{C}(p)]^{-1} \mathbf{D}(p) \right\}^{-1} & , p > 1 \end{cases} \quad (2.23)$$

Seperti fungsi autokorelasi parsial (PACF) untuk kasus *univariate time series*, fungsi matrik autokorelasi parsial (MPACF) bersifat (*cut off*) setelah lag p pada model VAR(p). Hal ini merupakan pengembangan definisi fungsi parsial sampel untuk *univariate time series* yang dikemukakan oleh Box dan Jenkins (1976).

2.3.4 Identifikasi Pola Linieritas pada Data Deret Waktu

Terdapat beberapa uji linieritas yang dikembangkan yaitu uji linieritas tipe *Lagrange Multiplier* (LM), diantaranya pada penelitian Saikkonen dan Luukkonen (1988) dan Teravista dkk (1993). Kemudian penelitian yang dilakukan oleh White (1993) dengan melakukan uji nonlinieritas melalui pendekatan *neural network* (NN). Kajian terhadap uji linieritas tipe LM dengan ekspansi Taylor yang dikembangkan dari model NN dapat dilihat pada penelitian Subanar dan Suhartono (2006).

Bagian ini dibahas uji nonlinieritas White (Lee, White dan Granger, 1993), dengan dimisalkan suatu model nonlinier:

$$Y_t = \varphi(\gamma'w_t) + (\beta'w_t) + u_t \quad (2.24)$$

dengan $\mu_t \sim idN(0, \sigma^2)$, $w_t = (1, \tilde{w}_t')'$, $\tilde{w}_t = (x_{1t}, \dots, x_{pt})'$, $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)'$,

$\gamma = (\gamma_0 \tilde{\gamma}')'$, dan $\tilde{\gamma} = (\gamma_1, \dots, \gamma_p)'$. Misal diberikan

$$\varphi(\gamma'w_t) = \theta_0 \psi(\gamma'w_t) \quad (2.25)$$

dimana

$$\psi_{\square}(\gamma'w_t) = \{1 + \exp(-\gamma'w_t)\}^{-1} - \frac{1}{2} \quad (2.26)$$

Maka berdasarkan Teravista (1993), model pada persamaan (2.24) merupakan model NN dengan satu lapis tersembunyi (*hidden layer*) yang dapat ditulis dengan persamaan:

$$Y_t = \beta'w_t + \sum_{j=1}^q \theta_{0j} \left\{ \psi(\gamma_j'w_t) - \frac{1}{2} \right\} + u_t \quad (2.27)$$

Hipotesis nol dapat didefinisikan sebagai:

$$H_0: \theta_{01} = \theta_{02} = \dots = \theta_{0q} = 0$$

Disebut hipotesis linieritas dari uji *neural network* melawan nonlinieritas yang terabaikan. Implementasi praktis dari linieritas yang merupakan tipe LM dengan sampling random yang dikenal dengan Uji White dapat dilakukan melalui dua statistik uji, yaitu uji χ^2 dan uji F. Pada penelitian ini statistik uji yang digunakan adalah uji χ^2 . Berikut prosedur untuk mendapatkan uji χ^2 adalah sebagai berikut:

- (i) Regresikan Y_t pada $1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}$ dan hitung nilai-nilai residual \hat{u}_t
- (ii) Regresikan \hat{u}_t pada $1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}$ dan m prediktor tambahan, dan kemudian hitung koefisien determinasi dari regresi R^2 , m prediktor tambahan ini adalah nilai-nilai dari ψ ($\gamma_j' w_t$).
- (iii) Hitung $\chi^2 = nR^2$, dimana n adalah jumlah pengamatan yang digunakan.

2.3.5 Vektor Autoregressive (VAR)

Pemodelan deret waktu dengan menggunakan *vector autoregressive* adalah salah satu metode peramalan untuk data deret waktu multivariate yang sering digunakan karena mudah dan fleksibel jika dibandingkan dengan metode lainnya. Menurut Sim (1980), apabila suatu variabel tidak dapat diketahui secara pasti apakah suatu variabel merupakan variabel dependen atau independen, maka untuk pembentukan model yang melibatkan banyak variabel sebaiknya memperlakukan semua variabel menjadi variabel dependen. Model VAR merupakan suatu sistem persamaan dinamis dimana pendugaan suatu variabel pada periode tertentu bergantung pada pergerakan variabel tersebut dan variabel-variabel lain yang terlibat dalam sistem pada periode-periode sebelumnya (Enders, 2004).

Pemodelan VAR tidak jauh berbeda dengan model *Autoregressive* (AR), dimana model AR diidentifikasi dari *partial autocorrelation function* (PACF) dalam menentukan orde ke- p , sedangkan pada model VAR diidentifikasi dari *matrix partial autocorrelation function* (MPACF). Pada model VAR asumsi yang harus dipenuhi adalah sama dengan model AR, yaitu data harus stasioner dalam mean dan varian serta *error* harus *white noise*. Secara umum model VAR(p) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_t = \boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{Z}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Phi}_p \mathbf{Z}_{t-p} + \mathbf{a}_t \quad (2.28)$$

dengan:

\mathbf{Z}_t : vektor Z pada waktu ke- t

$\boldsymbol{\tau}$: vektor konstanta

$\boldsymbol{\Phi}_1$: matriks parameter ke-1

$\boldsymbol{\Phi}_p$: matriks parameter ke- p

\mathbf{a}_t : vektor residual pada waktu t

2.3.6 Estimasi Parameter VAR

Setelah dilakukan identifikasi model dan diketahui orde dari model *vector autoregressive*, maka langkah selanjutnya adalah melakukan estimasi terhadap parameter model *vector autoregressive*. Salah satu metode estimasi yang dapat digunakan adalah metode *Least Square*. Menurut Ceyer & Chan (2008) metode ini bekerja dengan cara meminimumkan jumlah kuadrat error (S_c).

Dipertimbangkan proses stasioner dari vektor AR(p) dapat ditulis sebagai berikut (Wei, 2006) :

$$\mathbf{Z}'_t = \boldsymbol{\tau}' + \sum_{j=1}^p \mathbf{Z}'_{t-j} \boldsymbol{\Phi}'_j + \mathbf{a}'_t \quad (2.29)$$

dimana $\boldsymbol{\tau}'$ adalah vektor konstanta. Jika terdapat n observasi, untuk $t = p+1, \dots, n$, dimana p adalah orde dari VAR sehingga dapat dituliskan :

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e} \quad (2.30)$$

dimana

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} Z'_{p+1} \\ \vdots \\ Z'_n \end{bmatrix}, \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & Z'_p & \dots & Z'_1 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & Z'_{n-1} & \dots & Z'_{n-p} \end{bmatrix}, \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \tau' \\ \Phi'_1 \\ \vdots \\ \Phi'_p \end{bmatrix}, \text{ dan } \mathbf{e} = \begin{bmatrix} a'_{p+1} \\ a'_{p+2} \\ \vdots \\ a'_n \end{bmatrix}$$

maka penaksir koefisien regresi dengan pendekatan OLS adalah sebagai berikut :

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \quad (2.31)$$

2.3.7 Model *Space Time Autoregressive (STAR)*

Model STAR merupakan suatu model yang dikategorikan berdasarkan lag yang berpengaruh secara linier baik dalam lokasi maupun waktu (Pfeifer dan Deutsch 1980). Model STAR orde p_l atau STAR (p_l) dirumuskan sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_t = \sum_{k=1}^p [\Phi_{k0} \mathbf{W}^{(l)} \mathbf{Z}_{t-k} + \Phi_{k1} \mathbf{W}^{(l)} \mathbf{Z}_{t-k}] + \mathbf{e}_t \quad (2.32)$$

dimana:

\mathbf{Z}_t : vektor acak ukuran $(n \times l)$ ada waktu t

Φ_{kl} : parameter STAR pada lag waktu k dan lag spasial l

$\mathbf{W}^{(l)}$: matriks bobot ukuran $(n \times n)$ pada lag spasial l (dimana $l = 0, 1, \dots$)

2.3.8 Model *Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR)*

Menurut Pfeifer dan Deutsch (1980), model STAR merupakan model yang dikategorikan berdasar lag yang berpengaruh secara linier baik dalam lokasi dan waktu. Model GSTAR merupakan suatu model yang cenderung lebih fleksibel dibandingkan model STAR. Secara matematis, notasi dari model GSTAR(p_l) adalah sama dengan model STAR(p_l). Perbedaan utama dari model GSTAR(p_l) ini terletak pada nilai-nilai parameter pada lag spasial yang sama diperbolehkan berlainan. Sedangkan pada model STAR pada parameter autoregresifnya diasumsikan sama pada seluruh lokasi. Dalam notasi matriks, model GSTAR(p_l) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_t = \sum_{k=1}^p [\Phi_{k0} + \Phi_{k1} \mathbf{W}] \mathbf{Z}_{t-k} + \mathbf{e}_t \quad (2.33)$$

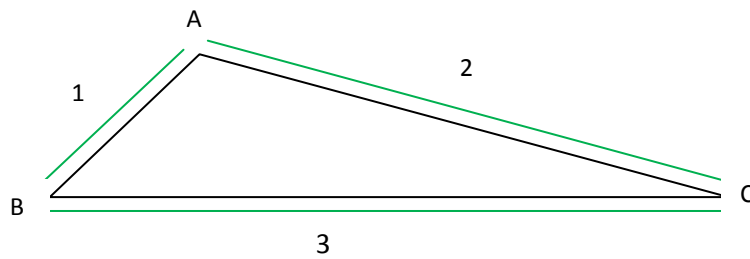
dengan: $\Phi_{k0} = \text{diag}(\phi_{k0}^1, \dots, \phi_{k0}^n)$ dan $\Phi_{k1} = \text{diag}(\phi_{k1}^1, \dots, \phi_{k1}^n)$

- dengan pembobot $w_{ii} = 0$ dan $\sum_{i \neq j} w_{ij} = 1$

Penaksir parameter model GSTAR dapat dilakukan dengan menggunakan metode kuadrat terkecil dengan cara meminimumkan jumlah kuadrat simpangannya.

2.3.9 Pemilihan Bobot Lokasi pada Model GSTAR

Pemilihan atau penentuan bobot lokasi merupakan salah satu permasalahan utama pada pemodelan GSTAR. Beberapa cara penentuan bobot lokasi yang sering digunakan dalam aplikasi model GSTAR telah disebutkan dalam Suhartono dan Atok (2006). Agar lebih jelas akan diberikan contoh perhitungan untuk masing-masing bobot.



Gambar 2.1 Contoh Kasus untuk Perhitungan Bobot Lokasi

a. Bobot seragam (*Uniform*)

Nilai dari bobot seragam dihitung dengan rumus $w_{ij} = \frac{1}{n_i}$ dengan n_i adalah jumlah lokasi yang berdekatan dengan lokasi i . Bobot lokasi ini memberikan nilai bobot yang sama untuk masing-masing lokasi. Oleh karena itu, bobot lokasi ini seringkali digunakan pada data yang lokasinya homogen atau mempunyai jarak antar lokasi yang sama. Untuk contoh lokasi yang ditampilkan pada Gambar 2.1 nilai bobot untuk ketiga lokasi yang berbeda dapat ditulis sebagai berikut :

$$W_{ij} = \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix}$$

Secara matematis model GSTAR untuk bobot lokasi seragam diperoleh dengan cara :

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} \phi_{10} & 0 & 0 \\ 0 & \phi_{20} & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{30} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \phi_{21} & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{31} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

b. Bobot inverse jarak

Nilai dari bobot invers jarak didapatkan dari perhitungan berdasarkan jarak sebenarnya antara lokasi. Lokasi yang berdekatan mendapatkan nilai bobot yang lebih besar. Berikut perhitungan bobotnya.

$$\begin{aligned} W_{AB} &= \frac{2}{1+2} = \frac{2}{3} & W_{AC} &= \frac{1}{1+2} = \frac{1}{3} \\ W_{BA} &= \frac{3}{1+3} = \frac{3}{4} & W_{BC} &= \frac{1}{1+3} = \frac{1}{4} \\ W_{CA} &= \frac{3}{2+3} = \frac{3}{5} & W_{CB} &= \frac{2}{2+3} = \frac{2}{5} \end{aligned}$$

Maka diperoleh matriks bobot lokasi invers jaraknya sebagai berikut :

$$W_{ij} = \begin{pmatrix} 0 & 2/3 & 1/3 \\ 3/4 & 0 & 1/4 \\ 3/5 & 2/5 & 0 \end{pmatrix}$$

Secara matematis model GSTAR untuk bobot lokasi inverse jarak diperoleh dengan cara :

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} \phi_{10} & 0 & 0 \\ 0 & \phi_{20} & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{30} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \phi_{21} & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{31} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 2/3 & 1/3 \\ 3/4 & 0 & 1/4 \\ 3/5 & 2/5 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

c. Bobot berdasarkan pada normalisasi inferensia korelasi silang antar lokasi pada lag waktu yang bersesuaian

Penggunaan bobot lokasi ini pertama kali diperkenalkan oleh Suhartono dan Atok (2006). Secara umum korelasi silang antar dua variabel atau antara lokasi ke- i dan ke- j pada lag waktu ke- k , $\text{corr} [Z_i(t), Z_j(t - k)]$ didefinisikan sebagai:

$$\rho_{ij}(k) = \frac{\gamma_{ij}(k)}{\sigma_i \sigma_j} \quad , k = 0 \pm 1, \pm 2, \dots \quad (2.34)$$

dengan $\gamma_{ij}(k)$ adalah kovarians silang antara kejadian di lokasi ke- i dan ke- j pada lag waktu ke- k , σ_i dan σ_j adalah standar deviasi dari kejadian di lokasi ke- i dan ke- j . Taksiran dari korelasi silang ini pada data sampel adalah

$$r_{ij}(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^n [Z_i(t) - \bar{Z}_i][Z_j(t-k) - \bar{Z}_j]}{\sqrt{(\sum_{t=1}^n (Z_i(t) - \bar{Z}_i)^2)(\sum_{t=1}^n (Z_j(t) - \bar{Z}_j)^2)}} \quad (2.35)$$

Selanjutnya, penentuan bobot lokasi dapat dilakukan dengan normalisasi dari hasil inferensia besaran-besaran korelasi silang antar lokasi pada waktu yang bersesuaian tersebut. Proses ini secara umum menghasilkan bobot lokasi untuk model GSTAR(1₁) seperti berikut

$$w_{ij} = \frac{r_{ij}(1)}{\sum_{k \neq 1} |r_{ik}(1)|}, \text{ dengan } i \neq j \quad (2.36)$$

dan bobot ini memenuhi $\sum_{i \neq j} w_{ij} = 1$

2.3.10 Estimasi *Least Square* pada Model GSTAR Orde 1

Penaksiran parameter model GSTAR dapat dilakukan dengan menggunakan metode kuadrat terkecil dengan cara meminimumkan jumlah kuadrat simpangannya atau metode *least square* dengan mengambil orde autoregresi $p = 1$ dan orde spasial $\lambda_p = 1$, maka persamaannya sebagai berikut:

$$Z_i(t) = \phi_{i0}Z_i(t-1) + \phi_{i1} \sum_{j=1}^N w_{ij}Z_j(t-1) + a_i(t) \quad (2.37)$$

$Z_i(t)$ menyatakan observasi pada waktu $t=1,2,\dots,T$ di lokasi $i=1,2,\dots,N$ dengan parameter regresi waktu ϕ_{0i} dan spasial ϕ_{1i} dimana w_{ij} menyatakan bobot lokasi i terhadap lokasi j . Persamaan tersebut dapat dinyatakan dalam matriks sebagai berikut:

$$Z_i(t) = \mathbf{A}Z_i(t-1) + a_i(t)$$

dengan $\mathbf{A} = \Phi_0 + \Phi_1 \mathbf{W}$ dimana Φ_0 dan Φ_1 merupakan matriks diagonal atas parameter autoregresi untuk waktu dan lokasi, dan \mathbf{W} merupakan matriks bobot. maka model untuk lokasi ke- i dapat ditulis dengan:

$$Z_i = \mathbf{X}_i \beta_i + \mathbf{u}_i \quad (2.38)$$

dimana $\beta_i = (\phi_{0i}, \phi_{1i})'$

$$Z_i = \begin{bmatrix} Z_i(1) \\ Z_i(2) \\ \vdots \\ Z_i(T) \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X}_i = \begin{bmatrix} Z_i(0) & V_i(0) \\ Z_i(1) & V_i(1) \\ \vdots & \vdots \\ Z_i(T-1) & V_i(T-1) \end{bmatrix}, \quad \mathbf{u}_i = \begin{bmatrix} e_i(1) \\ e_i(2) \\ \vdots \\ e_i(T) \end{bmatrix}$$

Sehingga persamaan model untuk semua lokasi secara serentak mengikuti struktur model linier $Z = \mathbf{X}\beta + \mathbf{u}$ dengan $Z = (Z_1, \dots, Z_N)$, $\mathbf{X} = \text{diag}(\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_N)$, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_N)$, dan $\mathbf{u} = (\mathbf{u}_1, \dots, \mathbf{u}_N)$. Untuk setiap lokasi $i = 1, 2, \dots, N$, maka model linier parsialnya $Z_i = \mathbf{X}_i\beta_i + \mathbf{u}_i$ dengan estimasi *least square* parameter β_i untuk masing-masing lokasi dapat dihitung secara terpisah. Bagaimanapun juga, nilai dari estimator tergantung pada nilai-nilai Z_i pada lokasi yang lain.

Struktur data yang digunakan dalam penelitian ini adalah :

$$\mathbf{Z}(t) = \Phi_{10}\mathbf{Z}(t-1) + \Phi_{11}\mathbf{W}^{(1)}\mathbf{Z}(t-1) + \mathbf{e}(t) \quad (2.39)$$

$$\begin{pmatrix} Z_1(t) \\ Z_2(t) \\ Z_3(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{10} & 0 & 0 \\ 0 & \Phi_{20} & 0 \\ 0 & 0 & \Phi_{30} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-2) \\ Z_3(t-3) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Phi_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \Phi_{21} & 0 \\ 0 & 0 & \Phi_{31} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & w_{12} & w_{13} \\ w_{21} & 0 & w_{23} \\ w_{31} & w_{32} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-1) \\ Z_3(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} \Phi_{10}Z_1(t-1) \\ \Phi_{20}Z_2(t-1) \\ \Phi_{30}Z_3(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Phi_{11}\{w_{12}Z_2(t-1) + w_{13}Z_3(t-1)\} \\ \Phi_{21}\{w_{21}Z_1(t-1) + w_{23}Z_3(t-1)\} \\ \Phi_{31}\{w_{31}Z_1(t-1) + w_{32}Z_2(t-1)\} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

dengan $V_i(t) = \sum_{j=1}^N w_{ij} Z_j(t)$, maka struktur data tersebut menjadi :

$$\begin{pmatrix} Z_1(t) \\ Z_2(t) \\ Z_3(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_1(t-1) & 0 & 0 & V_1(t-1) & 0 & 0 \\ 0 & Z_2(t-1) & 0 & 0 & V_2(t-1) & 0 \\ 0 & 0 & Z_3(t-1) & 0 & 0 & V_3(t-1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \\ \phi_{30} \\ \phi_{11} \\ \phi_{21} \\ \phi_{31} \end{pmatrix}$$

2.4 Uji Diagnosis Model

Uji diagnosis dapat dibagi ke dalam dua bagian, yaitu uji signifikansi parameter dan uji kesesuaian model yang terdiri dari uji asumsi *multivariate white noise* dan distribusi normal *multivariate* dari residual.

1) Uji Signifikansi Parameter

Model VAR yang baik adalah model yang parameternya signifikan, atau nilai parameternya tidak sama dengan nol. Secara umum, jika $\hat{\phi}$ adalah nilai estimasi dari parameter VAR serta $s.e(\hat{\phi})$ adalah standar *error* dari nilai taksiran $\hat{\phi}$ maka uji signifikansi parameter dapat dilakukan sebagai berikut:

Hipotesa:

$$H_0 : \phi_i = 0$$

$$H_1 : \phi_i \neq 0$$

Jika $s.e(\hat{\phi})$ adalah *standard error* dari nilai taksiran $\hat{\phi}$ maka statistik uji signifikan parameter yang digunakan adalah

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}}{s.e(\hat{\phi})} \quad (2.40)$$

Dengan menggunakan $\alpha = 0,05$ maka keputusannya adalah H_0 ditolak jika nilai $|t_{hitung}| > t_{\frac{\alpha}{2}, df=n-M}$ dengan M adalah banyaknya parameter atau tolak H_0 jika $p\text{-value} < \alpha$.

Untuk pengujian signifikansi parameter secara serentak digunakan hipotesa sebagai berikut:

$$H_0 : \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_i = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu nilai } \phi_i \neq 0$$

Dengan statistik uji yang digunakan adalah:

$$F_{hitung} = \frac{MS \text{ Reg}}{MS \text{ Error}} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Z}_i - \bar{Z})^2}{n}}{\frac{\sum_{i=1}^n (Z_i - \hat{Z}_i)^2}{n-p-1}} \quad (2.41)$$

dimana: $MS \text{ Reg} = \text{Means Square Regression}$

$MS \text{ Error} = \text{Means Square Error}$

Dengan menggunakan $\alpha = 0,05$ maka keputusannya adalah H_0 ditolak jika nilai $F_{hitung} > F_{(0,05;n-p)}$ berdasarkan p -value yaitu tolak H_0 jika p -value $< 0,05$ yang berarti semua parameter secara serentak signifikan terhadap model.

2) Uji Kesesuaian Model

Uji kesesuaian model meliputi kecukupan model (uji apakah residual memenuhi *multivariate white noise*) dan uji asumsi normal *multivariate* dari residual.

a) Uji *Multivariate White Noise* dari residual

Uji *multivariate white noise* dilakukan untuk melihat apakah residual dari model sudah tidak berkorelasi satu dengan yang lainnya dengan uji Portmanteau. Uji *multivariate white noise* dari residual dapat dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut :

$$H_0: E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}'_{t-i}) = \mathbf{0} \quad i = 1, \dots, h > p$$

$$H_1: \text{minimal ada satu nilai } E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}'_{t-i}) \neq \mathbf{0}$$

Dengan statistik uji sebagai berikut (Lutkepohl dan Kratzig, 2004)

$$Q_h = T \sum_{j=1}^h \text{tr}(\hat{\mathbf{R}}_j' \hat{\mathbf{R}}_0^{-1} \hat{\mathbf{R}}_j \hat{\mathbf{R}}_0^{-1}) \quad (2.42)$$

dimana $\hat{\mathbf{R}}_i$ diperoleh dari persamaan $\hat{\mathbf{R}}_i = T^{-1} \sum_{t=i+1}^T \mathbf{e}_t \mathbf{e}'_{t-i}$

\mathbf{e}_t = residual dari $\text{Var}(p)$

Dengan menggunakan $\alpha = 0,05$ maka keputusannya berdasarkan p -value yaitu gagal tolak H_0 jika nilai $Q < \chi^2_{k^2(h-p)}$ atau p -value $> 0,05$ yang berarti residualnya sudah *multivariate white noise*.

b) Uji Asumsi Residual berdistribusi Normal *Multivariate*

Asumsi yang harus dipenuhi dalam pemodelan VAR adalah residual yang memiliki distribusi normal *multivariate*. Pemeriksaan normal *multivariate* dapat dilakukan dengan cara membuat q - q plot dari nilai d_j^2 (Johnson dan Wichern, 2002) dengan hipotesisnya sebagai berikut

H_0 : residual berdistribusi normal *multivariate*

H_1 : residual tidak berdistribusi normal *multivariate*

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$d_j^2 = (x_j - \bar{x})' \Sigma^{-1} (x_j - \bar{x}) , j = 1, 2, \dots, n \quad (2.43)$$

dimana:

x_j = pengamatan ke-j

Σ^{-1} = invers matriks varian-kovarian

Dengan menggunakan $\alpha = 0,05$ maka keputusannya adalah gagal tolak H_0 jika lebih dari 50% jumlah data memiliki nilai $d_j^2 \leq \chi_{n;0,5}^2$ (Johnson dan Wichern, 2002).

2.5 Kriteria Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dapat dilakukan berdasarkan kriteria *in sample* dan *out sample*. Kriteria *in sample* yang digunakan adalah *Akaike's Information Criterion* (AIC), sedangkan kriteria *out sample* yaitu dengan memperhatikan nilai *Mean Square Error* (MSE) atau *Root Mean Square Error* (RMSE). Berikut penjelasan mengenai masing-masing kriteria.

2.5.1 Akaike's Information Criterion (AIC)

AIC merupakan kriteria pemilihan model yang mempertimbangkan banyaknya parameter dalam model. AIC dapat dirumuskan sebagai berikut (Wei, 2006).

$$AIC(M) = -2 \ln[\text{maximum likelihood}] + 2M \quad (2.44)$$

dengan M adalah banyaknya parameter dalam model. Untuk model ARMA dan jumlah pengamatan n , fungsi *log-likelihood* adalah

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln 2\pi\sigma_a^2 - \frac{1}{2\sigma_a^2} S(\phi, \mu, \theta) \quad (2.45)$$

dengan memaksimalkan Persamaan (2.45), maka diperoleh

$$\ln \hat{L} = -\frac{n}{2} \ln \hat{\sigma}_a^2 - \frac{n}{2} (1 + \ln 2\pi) \quad (2.46)$$

karena sisi kedua dari Persamaan (2.46) adalah suatu konstanta, maka kriteria AIC direduksi menjadi

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2M \quad (2.47)$$

Orde optimal dari model dipilih berdasarkan nilai dari M yang merupakan fungsi dari p dan q , sehingga menghasilkan nilai $AIC(M)$ minimum.

2.5.2 Mean Square Error (MSE)

MSE merupakan suatu ukuran yang digunakan untuk mengukur perbedaan antara nilai-nilai yang diramalkan suatu model atau suatu estimator dengan nilai sebenarnya dari pengamatan. Sasaran dalam peramalan adalah menghasilkan suatu ramalan yang optimum dengan *error* yang sekecil mungkin. Hal ini mengarah pada nilai MSE ramalan yang minimum. Secara umum, MSE diformulasikan dalam bentuk sebagai berikut

$$MSE = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M (Z_{n+i} - \hat{Z}_n(i))^2 \quad (2.48)$$

BAB 3

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data skunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS). Data ini berupa angka inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari untuk periode Januari 2008 sampai Oktober 2013.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel penelitian yang digunakan dalam penelitian ini adalah data inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari. data inflasi yang digunakan adalah data inflasi yang dirilis setiap bulan oleh BPS untuk periode Januari 2008 sampai Oktober 2013.

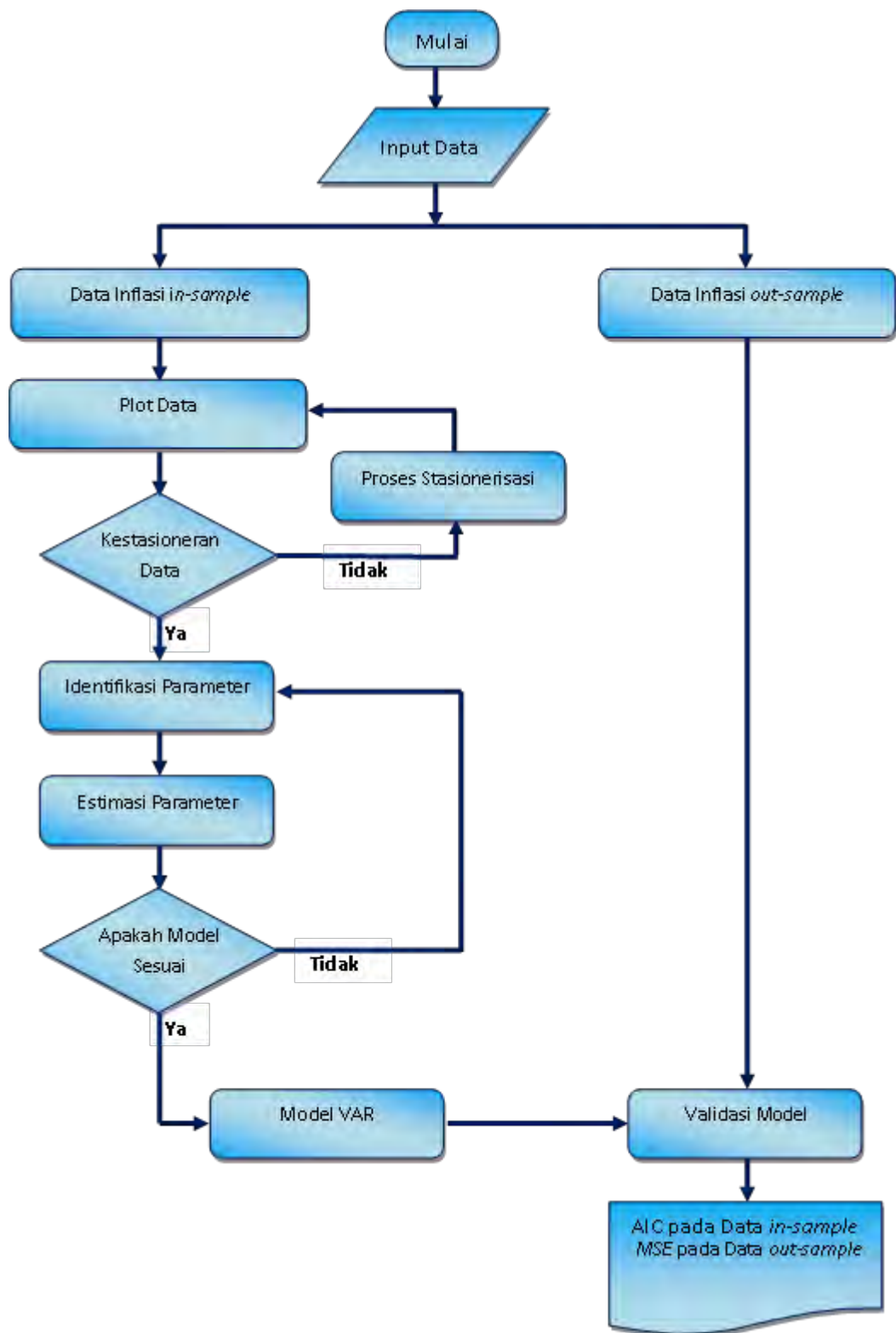
Data inflasi tersebut dibagi menjadi dua, yaitu data *training* dan data *testing*. Data *training* digunakan untuk memodelkan yaitu periode Januari 2008 sampai Oktober 2012. Sedangkan data *testing* digunakan untuk mengetahui nilai akurasi peramalan yaitu periode November 2012 sampai Oktober 2013.

3.3 Metode Analisis Data

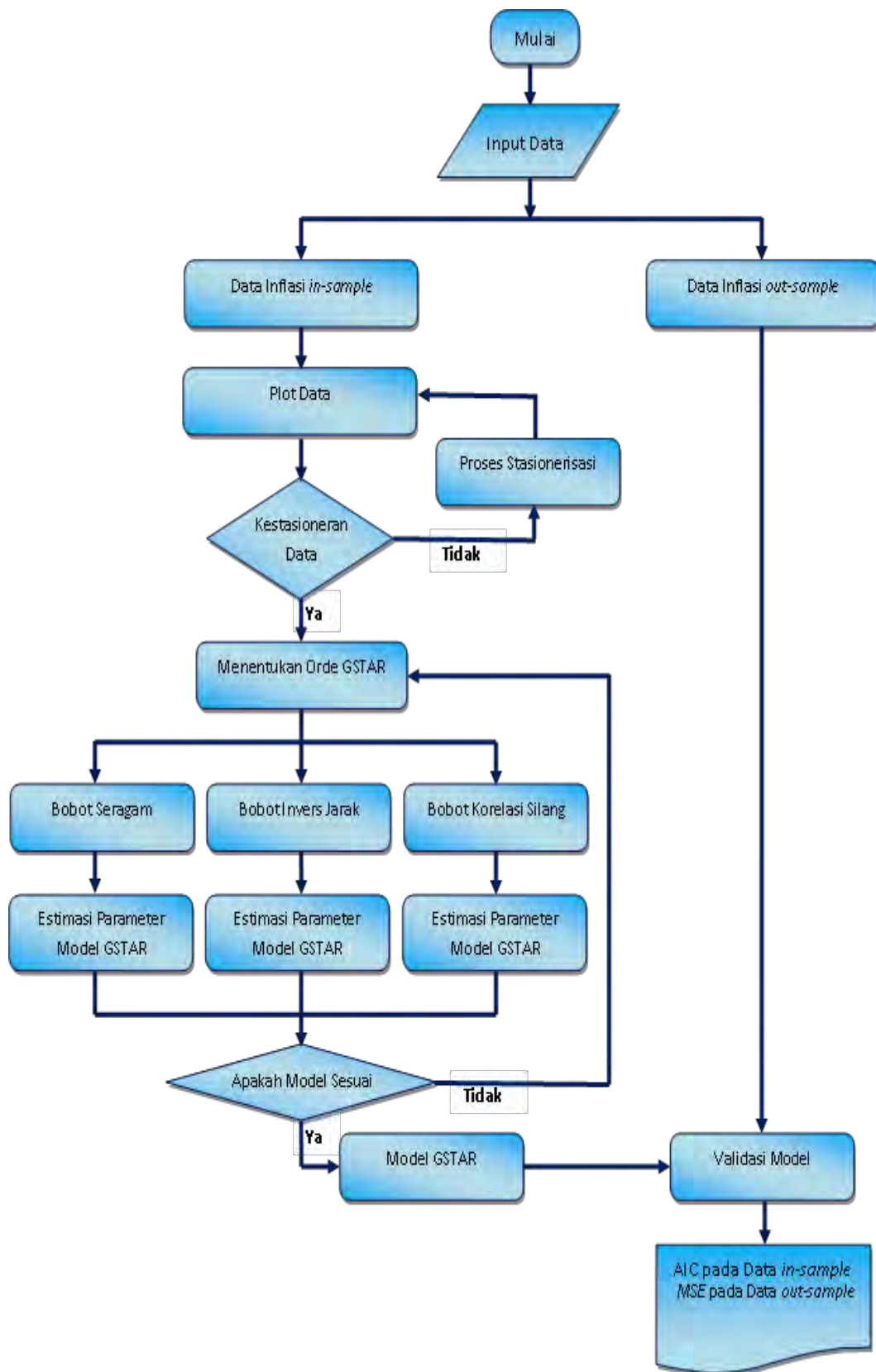
Berdasarkan tujuan penelitian, maka langkah-langkah yang digunakan dalam penelitian ini dijabarkan secara rinci sebagai berikut:

1. Membagi data inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari menjadi dua bagian, yaitu data *training (in-sample)* dan *testing (out-sample)*. Data *training* digunakan untuk memodelkan untuk periode Januari 2008 sampai Oktober 2012. Sedangkan data *testing*, yaitu periode November 2012 sampai Oktober 2013 digunakan untuk memvalidasi model VAR dan GSTAR melalui nilai MSE.

2. Melakukan identifikasi pola linieritas pada data deret waktu.
3. Pemodelan VAR dan GSTAR:
 - a. Identifikasi model VAR dan GSTAR.
 - b. Penentuan bobot pada model GSTAR yang akan digunakan dalam menentukan model di Kota Jayapura, Sorong dan Kabupaten Manokwari.
 - c. Estimasi parameter untuk model VAR dan GSTAR di Kota Jayapura, Sorong dan Kabupaten Manokwari.
 - d. Mendapatkan model VAR untuk masing-masing wilayah dan model GSTAR tiap wilayah untuk masing-masing bobot lokasi.
 - e. Melakukan prosedur pemeriksaan diagnostik (*diagnostic checking*).
4. Melakukan validasi dari model VAR dan GSTAR berdasarkan data *testing*.



Gambar 3.1 Diagram Alur Pemodelan Data Deret Waktu dengan Metode VAR



Gambar 3.2 Diagram Alur Pemodelan Data Deret Waktu dengan Metode GSTAR

BAB 4

ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Pada bagian ini akan dijelaskan secara rinci mengenai hasil serta analisis dari pengolahan data inflasi pada tiga lokasi di Provinsi Papua dan Papua Barat, yaitu inflasi Kota Jayapura, inflasi Kota Sorong dan inflasi Kabupaten Manokwari. Analisis yang dilakukan meliputi pencarian model terbaik sehingga dapat digunakan untuk meramalkan inflasi pada beberapa waktu kedepan.

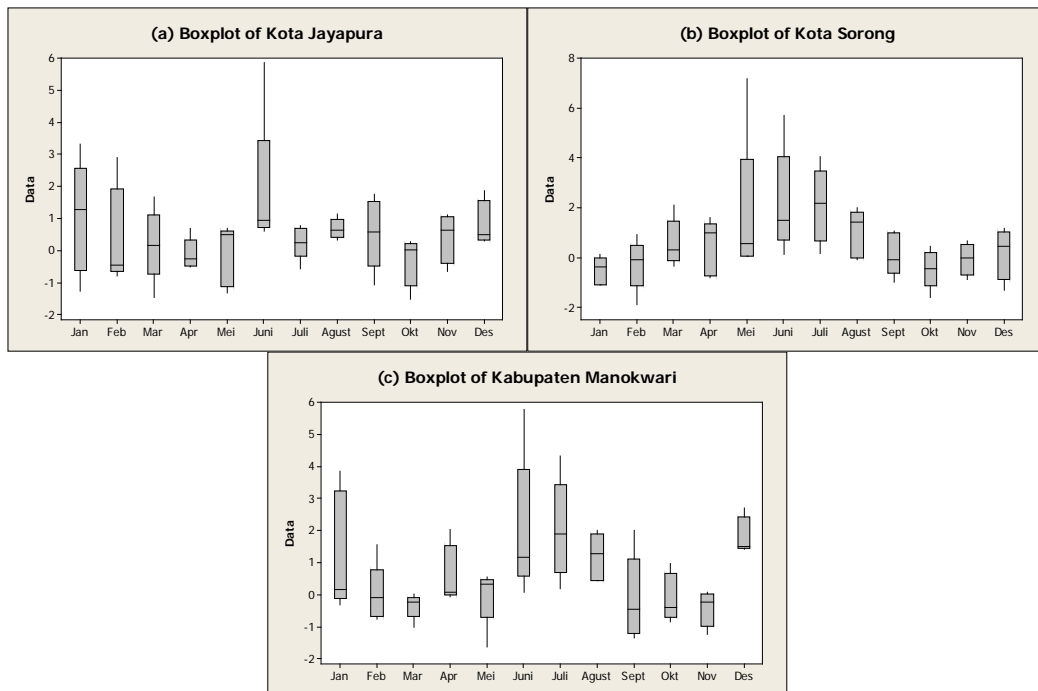
4.1 Analisis Deskriptif

Analisis deskriptif secara umum digunakan untuk mempermudah pemahaman dan penjelasan tentang data inflasi pada tiga lokasi di Provinsi Papua dan Papua Barat. Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data *series* inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari sejak januari 2008 sampai oktober 2012 untuk data training (*in-sample*) dan data bulan november 2012 sampai oktober 2013 untuk data testing (*out-sample*).

Tabel 4.1 Statistik Deskriptif Data Inflasi di Tiga Lokasi

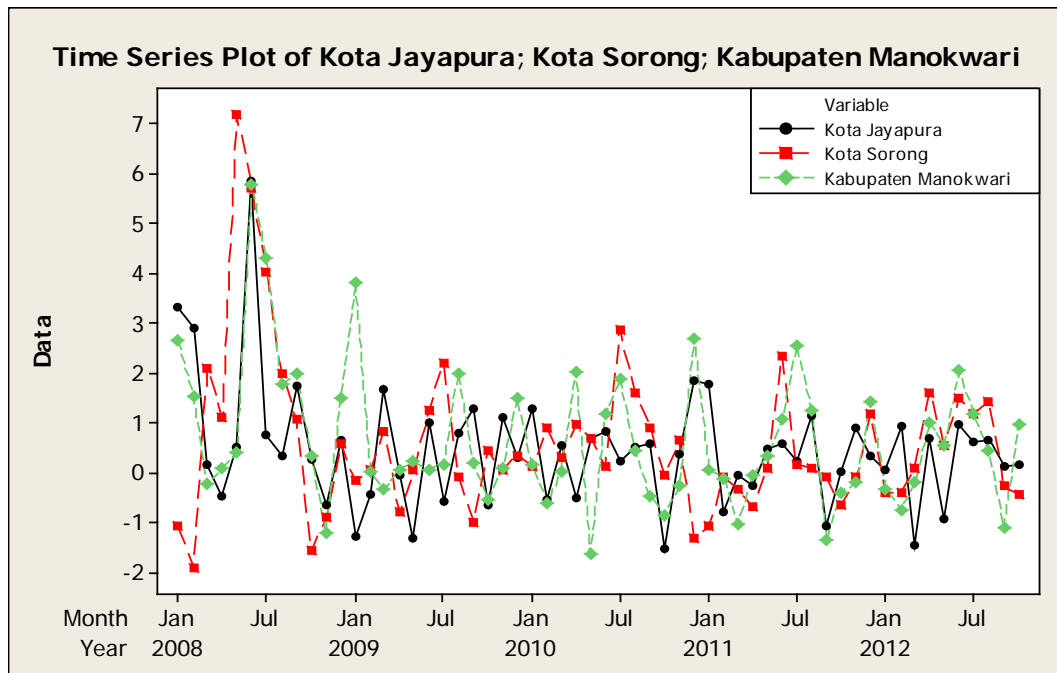
Lokasi	Mean	Varian	Minimum	Maksimum
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Kota Jayapura	0,467	1,446	-1,520	5,860
Kota Sorong	0,612	2,489	-1,890	7,180
Kabupaten Manokwari	0,665	2,001	-1,610	5,780

Berdasarkan tabel 4.1 diketahui bahwa Kabupaten Manokwari memiliki rata-rata inflasi tertinggi yaitu 0,665 persen dengan tingkat keragaman inflasi sebesar 2,001. Kota Sorong memiliki rata-rata inflasi sebesar 0,612 persen dengan tingkat keragaman inflasi sebesar 2,489. Sedangkan Kota Jayapura memiliki rata-rata inflasi terendah yaitu 0,467 persen dengan tingkat keragaman inflasi sebesar 1,446.



Gambar 4.1 (a) Bloxplot Inflasi Kota Jayapura, (b) Bloxplot Inflasi Kota Sorong dan (c) Bloxplot Inflasi Kabupaten Manokwari

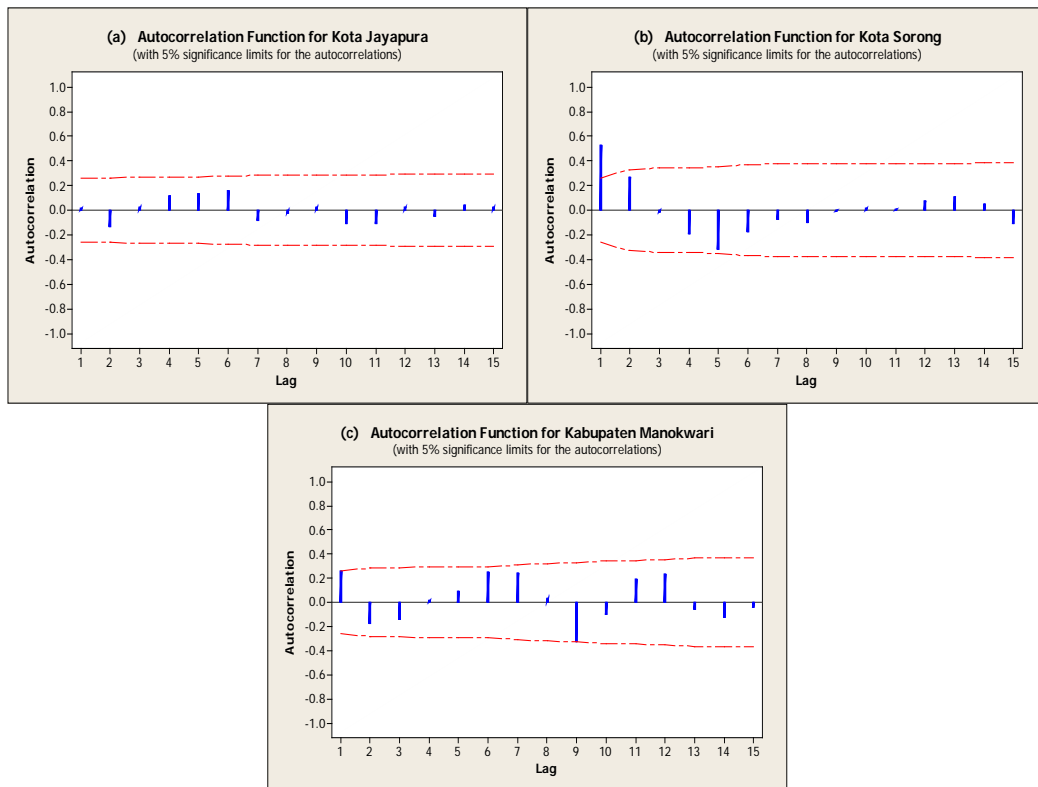
Gambar 4.1 menggambarkan kecenderungan pola data inflasi pada masing-masing lokasi. Nilai inflasi terendah di Kota Jayapura terjadi pada bulan Oktober 2010 yaitu sebesar -1,52 persen, sedangkan inflasi tertinggi di Kota Jayapura terjadi pada bulan Juni 2008 yaitu sebesar 5,86 persen. Nilai inflasi terendah di Kota Sorong terjadi pada bulan Februari 2008 yaitu sebesar -1,89 persen, sedangkan inflasi tertinggi di Kota Sorong terjadi pada bulan Mei 2008 yaitu sebesar 7,18 persen. Nilai inflasi terendah di Kabupaten Manokwari terjadi pada bulan Mei 2010 yaitu sebesar -1,610 persen, sedangkan inflasi tertinggi di Kabupaten Manokwari terjadi pada bulan Juni 2008 yaitu sebesar 5,78 persen.



Gambar 4.2 Plot *Time Series* Data Inflasi di Tiga Lokasi

Gambar 4.2 memperlihatkan bentuk pola data inflasi pada Januari 2008 sampai Oktober 2012 sesuai runtun waktu pada masing-masing lokasi. Ketiga lokasi memiliki pola yang hampir sama yaitu mengalami kenaikan serta penurunan pada waktu yang hampir sama.

Berdasarkan plot ACF data inflasi di tiga kota (gambar 4.3) menunjukkan bahwa plot ACF Kota Sorong turun secara cepat yang mengindikasikan bahwa data sudah stasioner dalam *mean*, sehingga proses *differencing* tidak dilakukan. Sedangkan plot ACF Kota Jayapura dan Kabupaten Manokwari sudah stasioner.



Gambar 4.3 (a) Plot ACF Inflasi Kota Jayapura, (b) Plot ACF Inflasi Kota Sorong dan (c) Plot ACF Inflasi Kabupaten Manokwari

Multivariate time series digunakan bila antar variabel mempunyai hubungan atau saling berhubungan. Nilai korelasi antar variabel dapat digunakan untuk mengetahui besar kecenderungan hubungan antara satu variabel dengan variabel yang lain. Tabel 4.2 menunjukkan nilai korelasi antar masing-masing lokasi. Untuk mengetahui keberadaan korelasi digunakan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : antar kota tidak ada hubungan linier

H_1 : antar kota ada hubungan linier

dengan keputusan jika $p\text{-value} < 0,05$ maka tolak H_0 yang berarti bahwa ada hubungan linier antara inflasi di tiga lokasi tersebut.

Tabel 4.2 Matriks Korelasi Inflasi di Tiga Lokasi

Lokasi	Kota Jayapura	Kota Sorong	Kabupaten Manokwari
(1)	(2)	(3)	(4)
Kota Jayapura	1		
Kota Sorong	0,196	1	
Kabupaten Manokwari	0,509*	0,362*	1

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Korelasi antara data inflasi di lokasi Kota Jayapura dan Kota Sorong memiliki nilai *p-value* sebesar 0,141. Hal ini memberikan keputusan belum cukup bukti untuk menolak H_0 sehingga kesimpulan yang didapat adalah korelasi antara Kota Jayapura dan Kota Sorong sebesar 0,196 sehingga tidak memberikan arti yang cukup besar terhadap hubungan antara inflasi di Kota Jayapura dan Kota Sorong. Untuk korelasi lainnya mempunyai nilai *p-value* lebih kecil dari 0,05 sehingga memberikan keputusan tolak H_0 yaitu adanya hubungan linier antara variabel tersebut.

4.2 Uji Nonlinieritas pada Data Inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari

Hasil deteksi pola nonlinieritas dengan uji *white* dan uji *terasvirta*, diperoleh kesimpulan bahwa data inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari tidak ditemukan adanya pola nonlinieritas, ditunjukkan dari nilai *p-value* baik menggunakan uji *white* maupun uji *terasvirta* lebih besar dari alpha (0,05). Hal ini menggambarkan data deret waktu inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari memiliki fenomena yang linier atau hubungan antara kejadian di masa lalu dan sekarang pada data deret waktu inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari bersifat linier (lampiran 9).

4.3 Pemodelan Data Inflasi Menggunakan Vektor Autoregressive (VAR)

Pemodelan dengan menggunakan metode VAR dilakukan melalui empat tahap, yaitu identifikasi model VAR, penaksiran parameter, uji diagnostik (*diagnostics check*) termasuk di dalamnya uji *white noise* dan multinormal dan kemudian menentukan model VAR akhir.

4.3.1 Identifikasi Model VAR

Identifikasi model yang pertama adalah pemeriksaan kestasioneran data. Dalam penelitian ini untuk mengidentifikasi kestasioneran data dalam mean dilakukan dengan melihat plot MACF seperti terlihat pada gambar 4.3 di bawah ini:

Tabel 4.3 Representasi Skematik MACF Data

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	+.++	..+
Sorong	.++	+++	..+-
Manokwari	+++	.++-	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Skema MACF pada tabel 4.3 menunjukkan bahwa data sudah dapat dikatakan stasioner dalam mean. Hal ini ditunjukkan oleh banyaknya symbol (.) yang mengindikasikan tidak adanya korelasi. Sedangkan symbol (+) dan (-) pada skema hanya keluar pada lag tertentu.

Tahapan berikutnya adalah menentukan order pada model VAR dengan melakukan pemeriksaan skema matriks parsial korelasi silang antar variabel (MPACF) dan melihat nilai AIC. Lag-lag yang keluar dari batas dipilih sebagai order dari model dugaan. Model dugaan juga dapat ditentukan berdasarkan nilai AIC terkecil dari masing-masing order.

Tabel 4.4 Representasi Skematik MPACF Data

Variabel/Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura+
Sorong	..++-
Manokwari--	...

+ is $> 2 \cdot \text{std error}$, - is $< -2 \cdot \text{std error}$, . is between

Tabel 4.4 menunjukkan adanya beberapa lag yang keluar dari batas, lag yang keluar berada pada lag ke 1, 2, 5, 7 dan 9 sehingga diduga modelnya adalah AR dengan orde pada lag yang keluar. Penentuan lag optimum dapat juga digunakan berdasarkan *Akaike Information Criterion* (AIC). Besarnya lag yang dipilih adalah lag yang menghasilkan nilai AIC paling kecil.

Tabel 4.5 Nilai *Akaike's Information Criterion* (AIC)

Lag	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0.7403187	0.3776958	0.2601864	0.466309	0.6699469	1.1219761
AR 1	-0.32695	0.1505913	0.4463938	0.620144	1.0475231	1.4630663
AR 2	-0.165135	0.3763442	0.8470629	1.0802597	1.5319255	1.9543616
AR 3	0.2434896	0.6040424	1.0899624	1.4313747	1.7501046	2.453957
AR 4	0.5909246	1.0216932	1.4037868	1.6736713	2.4848097	3.3595646
AR 5	1.0228467	1.3097144	1.7014927	2.3395441	3.3306813	4.7011457
AR 6	1.3586827	2.2467283	2.7550957	3.6903369	5.0766366	7.0915691
AR 7	1.8386492	2.9719826	4.3886492	5.7569674	7.8395507	11.066372
AR 8	2.5104761	4.0154929	5.9720146	8.6190734	12.05545	17.714845
AR 9	3.6526984	5.7627463	8.6640621	12.904447	19.689062	32.148037
AR 10	5.7950629	8.9950629	13.795063	21.795063	37.795063	85.795063

Berdasarkan tabel 4.5 maka nilai AIC yang terkecil adalah pada lag 1 sehingga digunakan untuk penentuan model karena pada lag ini nilai AIC-nya paling kecil diantara lag-lag yang lain, sesuai dengan plot MPACF (tabel 4.4). Pada tahap ini, didapatkan model VAR dengan orde $p = 1$ yang memiliki nilai AIC terkecil yaitu -0,326945.

4.3.2 Estimasi Parameter dan Pengujian Model VAR

Pada penentuan orde model VAR berdasarkan nilai AIC paling kecil maka model yang terbentuk adalah model VAR dengan orde $p = 1$. Kemudian dilakukan pengujian signifikansi parameter untuk mengetahui apakah parameter model sesuai dengan data sebenarnya. Berikut merupakan model untuk VAR(1).

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \\ \phi_{30} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1(t) \\ a_2(t) \\ a_3(t) \end{pmatrix}$$

Dari persamaan model VAR(1) diatas dapat juga dituliskan dalam bentuk sebagai berikut:

$$Z_1(t) = \phi_{10} + \phi_{11}Z_1(t-1) + \phi_{12}Z_2(t-1) + \phi_{13}Z_3(t-1) + a_1(t)$$

$$Z_2(t) = \phi_{20} + \phi_{21}Z_1(t-1) + \phi_{22}Z_2(t-1) + \phi_{23}Z_3(t-1) + a_2(t)$$

$$Z_3(t) = \phi_{30} + \phi_{31}Z_1(t-1) + \phi_{32}Z_2(t-1) + \phi_{33}Z_3(t-1) + a_3(t)$$

Setelah diketahui estimasi parameter pada persamaan VAR(1) tahap berikutnya adalah mengetahui parameter mana yang signifikan pada taraf signifikansi 5%. Hasil estimasi parameter dan statistik uji disajikan pada tabel 4.6.

Tabel 4.6 Taksiran Parameter Model VAR(1)

Persamaan	Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t_{hitung}	$p-value$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Z_1(t)$	ϕ_{11}	-0.04353	0.13968	-0.31	0.7565
	ϕ_{12}	0.30343	0.09687	3.13	0.0028*
	ϕ_{13}	0.08384	0.12395	0.68	0.5017
$Z_2(t)$	ϕ_{21}	0.01744	0.17679	0.10	0.9218
	ϕ_{22}	0.58684	0.12262	4.79	0.0001*
	ϕ_{23}	0.00543	0.15689	0.03	0.9725

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Tabel 4.6 Taksiran Parameter Model VAR(1) (Lanjutan)

Persamaan	Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t_{hitung}	$p-value$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Z_3(t)$	ϕ_{31}	0.22486	0.14617	1.54	0.1298
	ϕ_{32}	0.52504	0.10138	5.18	0.0001*
	ϕ_{33}	0.01765	0.12972	0.14	0.8923

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Kostenko (2008) menjelaskan bahwa variabel yang tidak signifikan dapat digunakan untuk melakukan peramalan, sehingga dalam penelitian ini, parameter model VAR yang tidak signifikan akan tetap digunakan. Berdasarkan persamaan (2.28) maka model VAR(1) menggunakan semua parameter dugaan dapat dijabarkan sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$Z_1(t) = -0,04353Z_1(t-1) + 0,30343Z_2(t-1) + 0,08384Z_3(t-1) + a_1(t)$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$Z_2(t) = 0,01744Z_1(t-1) + 0,58684Z_2(t-1) + 0,00542Z_3(t-1) + a_2(t)$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,22486Z_1(t-1) + 0,52504Z_2(t-1) + 0,01765Z_3(t-1) + a_3(t)$$

Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Tabel 4.8 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model VAR(1) dengan menggunakan semua parameter, sehingga didapatkan kesimpulan bahwa residual model VAR dengan menggunakan semua parameter memenuhi asumsi *white noise* yang berarti tidak terdapat korelasi antar residual.

Tabel 4.7 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model VAR

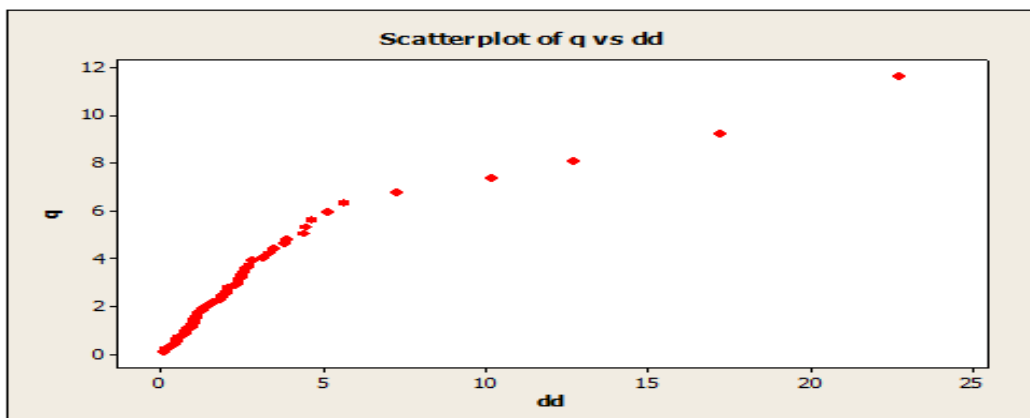
Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	++.
Sorong	.+.
Manokwari	++.

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Tabel 4.8 Uji Portmanteau Model VAR(1)

Up To Lag	<i>p-value</i>	Keputusan
2	0.1461	Gagal Tolak H_0
3	0.1834	Gagal Tolak H_0
4	0.5128	Gagal Tolak H_0
5	0.5650	Gagal Tolak H_0
6	0.5668	Gagal Tolak H_0
7	0.5575	Gagal Tolak H_0
8	0.6023	Gagal Tolak H_0
9	0.2439	Gagal Tolak H_0
10	0.4851	Gagal Tolak H_0
11	0.3371	Gagal Tolak H_0
12	0.4817	Gagal Tolak H_0

Setelah syarat white noise, selanjutnya dilakukan pengujian apakah residual mengikuti asumsi kenormalan (multinormal). Hasil uji multivariat normal menunjukkan bahwa nilai *chi-square* residual di atas 50% yaitu sebesar 0,631579, dimana berarti bahwa residual telah memenuhi asumsi kenormalan (multivariat normal). Gambar 4.4 menunjukkan bahwa asumsi kenormalan terhadap residual model VAR dengan menggunakan semua parameter telah terpenuhi.



Gambar 4.4 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model VAR(1)

Berdasarkan tabel 4.6 diketahui bahwa terdapat tiga parameter yang signifikan karena $p\text{-value} < 0,05$. Oleh karena itu, dilakukan eliminasi dengan mereduksi variabel yang tidak signifikan. Berikut hasil *restrict* pada parameter yang tidak signifikan disajikan pada tabel 4.9.

Tabel 4.9 Taksiran Parameter Model *Restrict* untuk VAR(1)

Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t_{hitung}	$p\text{-value}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ϕ_{12}	0,32869	0,08615	3,82	0,0004*
ϕ_{22}	0,59308	0,10904	5,44	0,0001*
ϕ_{32}	0,58354	0,09016	6,47	0,0001*

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Tabel 4.9 menunjukkan hasil estimasi parameter yang signifikan adalah ϕ_{12} , ϕ_{22} dan ϕ_{32} . Hal itu berarti bahwa data inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari dipengaruhi oleh data inflasi Kota Sorong bulan sebelumnya.

Model *restrict* VAR(1) dijabarkan sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$Z_1(t) = 0,32869Z_2(t - 1) + a_1(t)$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$Z_2(t) = 0,59308Z_2(t - 1) + a_2(t)$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,58354Z_2(t - 1) + a_3(t)$$

Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Tabel 4.11 menunjukkan

hasil uji *white noise* residual model *restrict* VAR(1) dapat disimpulkan bahwa residual model *restrict* VAR(1) memenuhi asumsi *white noise* yang berarti tidak terdapat korelasi antar residual.

Tabel 4.10 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model *Restrict* VAR(1)

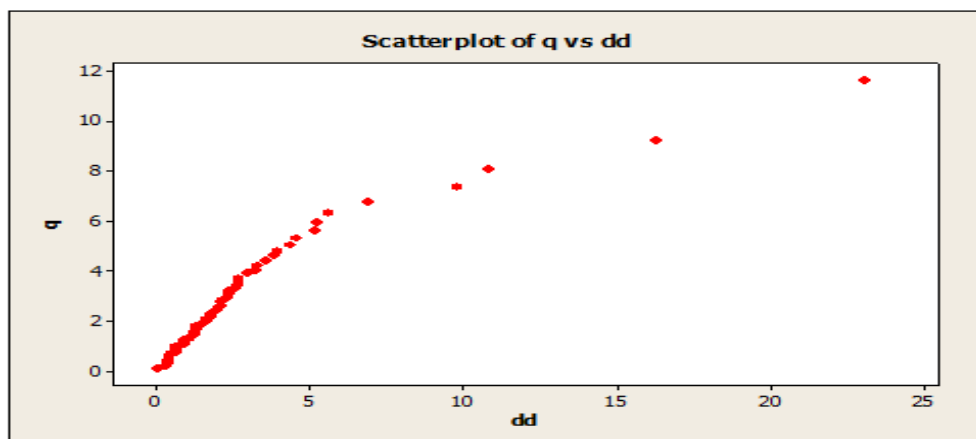
Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	++.+-	...
Sorong	+..-.
Manokwari	++.--	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Tabel 4.11 Uji Portmanteau Model *Restrict* VAR(1)

Up To Lag	<i>p-value</i>	Keputusan
2	0.0585	Gagal Tolak H_0
3	0.1120	Gagal Tolak H_0
4	0.4120	Gagal Tolak H_0
5	0.4679	Gagal Tolak H_0
6	0.4768	Gagal Tolak H_0
7	0.4280	Gagal Tolak H_0
8	0.4892	Gagal Tolak H_0

Setelah syarat *white noise*, selanjutnya dilakukan pengujian apakah residual mengikuti asumsi kenormalan (multinormal). Hasil uji multivariat normal menunjukkan bahwa nilai *chi-square* residual di atas 50% yaitu sebesar 0,614035, dimana berarti bahwa residual telah memenuhi asumsi kenormalan (multivariat normal). Gambar 4.5 menunjukkan bahwa asumsi kenormalan terhadap residual model VAR dengan menggunakan parameter signifikan telah terpenuhi.



Gambar 4.5 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model *Restrict* VAR(1)

Bentuk umum model VAR(2) adalah sebagai berikut, dimana terdapat 15 parameter yang diestimasi:

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{111} & \phi_{112} & \phi_{113} \\ \phi_{121} & \phi_{122} & \phi_{123} \\ \phi_{131} & \phi_{132} & \phi_{133} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{211} & \phi_{212} & \phi_{213} \\ \phi_{221} & \phi_{222} & \phi_{223} \\ \phi_{231} & \phi_{232} & \phi_{233} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-2) \\ Z_2^*(t-2) \\ Z_3^*(t-2) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1(t) \\ a_2(t) \\ a_3(t) \end{pmatrix}$$

Dari persamaan model VAR(2) diatas dapat juga dituliskan dalam bentuk sebagai berikut:

$$Z_1(t) = \phi_{111}Z_1(t-1) + \phi_{112}Z_2(t-1) + \phi_{113}Z_3(t-1) + \phi_{211}Z_1(t-2) + \phi_{212}Z_2(t-2) + \phi_{213}Z_3(t-2) + a_1(t)$$

$$Z_2(t) = \phi_{121}Z_1(t-1) + \phi_{122}Z_2(t-1) + \phi_{123}Z_3(t-1) + \phi_{221}Z_1(t-2) + \phi_{222}Z_2(t-2) + \phi_{223}Z_3(t-2) + a_2(t)$$

$$Z_3(t) = \phi_{131}Z_1(t-1) + \phi_{132}Z_2(t-1) + \phi_{133}Z_3(t-1) + \phi_{231}Z_1(t-2) + \phi_{232}Z_2(t-2) + \phi_{233}Z_3(t-2) + a_3(t)$$

Setelah diketahui estimasi parameter pada persamaan VAR(2) tahap berikutnya adalah mengetahui parameter mana yang signifikan pada taraf signifikansi 5%. Hasil estimasi parameter dan statistik uji disajikan pada tabel 4.12.

Tabel 4.12 Taksiran Parameter Model VAR(2)

Persamaan	Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t _{hitung}	p-value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Z ₁ (t)	ϕ ₁₁₁	-0.19920	0.13657	-1.46	0.1509
	ϕ ₁₁₂	0.36810	0.10079	3.65	0.0006*
	ϕ ₁₁₃	0.06447	0.13261	0.49	0.6290
	ϕ ₂₁₁	-0.17963	0.13306	-1.35	0.1831
	ϕ ₂₁₂	0.00850	0.12048	0.07	0.9440
	ϕ ₂₁₃	0.09792	0.11583	0.85	0.4019

ket: * Signifikan pada α = 5%

Tabel 4.12 Taksiran Parameter Model VAR(2) (Lanjutan)

Persamaan	Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t_{hitung}	$p-value$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Z_2(t)$	ϕ_{121}	0.09087	0.19130	0.48	0.6368
	ϕ_{122}	0.55379	0.14118	3.92	0.0003*
	ϕ_{123}	-0.01396	0.18575	-0.08	0.9404
	ϕ_{221}	0.15501	0.18638	0.83	0.4096
	ϕ_{222}	0.01734	0.16877	0.10	0.9186
	ϕ_{223}	-0.07321	0.16224	-0.45	0.6538
$Z_3(t)$	ϕ_{131}	0.17675	0.15239	1.16	0.2516
	ϕ_{132}	0.55866	0.11247	4.97	0.0001*
	ϕ_{133}	0.05692	0.14797	0.38	0.7021
	ϕ_{231}	-0.03913	0.14847	-0.26	0.7932
	ϕ_{232}	0.04689	0.13444	0.35	0.7287
	ϕ_{233}	-0.20361	0.12924	-1.58	0.1215

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Model VAR(2) menggunakan semua parameter dugaan dapat dijabarkan sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$\begin{aligned}
 Z_1(t) = & -0,19920Z_1(t-1) + 0,36810Z_2(t-1) + 0,06447Z_3(t-1) \\
 & - 0,17963Z_1(t-2) + 0,00850Z_2(t-2) + 0,09792Z_3(t-2) \\
 & + a_1(t)
 \end{aligned}$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$\begin{aligned}
 Z_2(t) = & 0,09087Z_1(t-1) + 0,55379Z_2(t-1) - 0,01396Z_3(t-1) \\
 & + 0,15501Z_1(t-2) + 0,001734Z_2(t-2) \\
 & - 0,07321Z_3(t-2) + a_2(t)
 \end{aligned}$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,17675Z_1(t - 1) + 0,55866Z_2(t - 1) + 0,05692Z_3(t - 1) - 0,03913Z_1(t - 2) + 0,04689Z_2(t - 2) - 0,20361Z_3(t - 2) + a_3(t)$$

Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Tabel 4.14 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model VAR(2) dengan semua parameter disimpulkan bahwa residual model VAR(2) memenuhi asumsi *white noise* yang berarti tidak terdapat korelasi antar residual.

Tabel 4.13 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model VAR(2) dengan Semua Parameter

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	+.+	+.+
Sorong	.+-
Manokwari	+.+-	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Tabel 4.14 Uji Portmanteau Model *Restrict* VAR(2)

Up To Lag	<i>p-value</i>	Keputusan
3	0.5534	Gagal Tolak H ₀
4	0.8966	Gagal Tolak H ₀
5	0.8922	Gagal Tolak H ₀
6	0.6838	Gagal Tolak H ₀
7	0.6591	Gagal Tolak H ₀
8	0.5980	Gagal Tolak H ₀
9	0.4656	Gagal Tolak H ₀
10	0.6788	Gagal Tolak H ₀
11	0.8120	Gagal Tolak H ₀

Berdasarkan tabel 4.12 diketahui bahwa terdapat tiga parameter yang signifikan karena *p-value* < 0,05. Oleh karena itu, dilakukan eliminasi dengan mereduksi variabel yang tidak signifikan. Berikut hasil *restrict* pada parameter yang tidak signifikan disajikan pada tabel 4.15.

Tabel 4.15 Taksiran Parameter Model *Restrict* untuk VAR(2)

Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t_{hitung}	p -value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ϕ_{12}	0,35028	0,07981	4,39	0,0001*
ϕ_{22}	0,58480	0,11180	5,23	0,0001*
ϕ_{32}	0,59800	0,08906	6,71	0,0001*

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Tabel 4.15 menunjukkan hasil estimasi parameter yang signifikan adalah ϕ_{12} , ϕ_{22} dan ϕ_{32} . Hal itu berarti bahwa data inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari dipengaruhi oleh data inflasi Kota Sorong bulan sebelumnya.

Model *restrict* VAR(2) dijabarkan sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$Z_1(t) = 0,35028Z_2(t - 2) + a_1(t)$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$Z_2(t) = 0,58480Z_2(t - 2) + a_2(t)$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,51993Z_2(t - 2) + a_3(t)$$

Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Gambar 4.17 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model *restrict* VAR(2) disimpulkan bahwa residual model *restrict* VAR(2) belum memenuhi asumsi *white noise* yang berarti terdapat korelasi antar residual.

Tabel 4.16 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model *Restrict* VAR(2)

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	++.	+..-	...
Sorong	.+.-.
Manokwari	++.--	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Tabel 4.17 Uji Portmanteau Model *Restrict* VAR(2)

Up To Lag	<i>p-value</i>	Keputusan
3	0.0079	Tolak H_0
4	0.1128	Gagal Tolak H_0
5	0.1747	Gagal Tolak H_0
6	0.1173	Gagal Tolak H_0
7	0.0907	Gagal Tolak H_0
8	0.1326	Gagal Tolak H_0
9	0.0368	Gagal Tolak H_0
10	0.1015	Gagal Tolak H_0
11	0.1555	Gagal Tolak H_0
12	0.2504	Gagal Tolak H_0

Estimasi parameter pada persamaan VAR(1,2,5,7,9) yang signifikan pada taraf signifikansi 5%. Hasil estimasi parameter dan statistik uji disajikan pada tabel 4.18.

Tabel 4.18 Taksiran Parameter Model VAR(1,2,5,7,9)

Persamaan	Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t_{hitung}	<i>p-value</i>
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Z_1(t)$	ϕ_{111}	-0.21576	0.19034	-1.13	0.2649
	ϕ_{112}	0.09062	0.15916	0.57	0.5728
	ϕ_{113}	0.14906	0.13634	1.09	0.2820
	ϕ_{211}	-0.11293	0.17940	-0.63	0.5332
	ϕ_{212}	0.13590	0.17179	0.79	0.4344
	ϕ_{213}	0.04015	0.16904	0.24	0.8137
	ϕ_{511}	-0.09777	0.13913	-0.70	0.4870
	ϕ_{512}	0.01296	0.11462	0.11	0.9106
	ϕ_{513}	0.09257	0.12349	0.75	0.4587

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Tabel 4.18 Taksiran Parameter Model VAR(1,2,5,7,9) (Lanjutan)

Persamaan	Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t_{hitung}	p -value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Z_1(t)$	ϕ_{711}	-0.06399	0.14915	-0.43	0.6706
	ϕ_{712}	0.00074	0.12145	0.01	0.9952
	ϕ_{713}	-0.05693	0.12726	-0.45	0.6574
	ϕ_{911}	0.03278	0.16082	0.20	0.8397
	ϕ_{912}	0.02522	0.10673	0.24	0.8146
	ϕ_{913}	-0.00638	0.12070	-0.05	0.9581
$Z_2(t)$	ϕ_{121}	0.11912	0.20792	0.57	0.5705
	ϕ_{122}	0.37130	0.17386	2.14	0.0400*
	ϕ_{123}	0.03793	0.14893	0.25	0.8005
	ϕ_{221}	0.11374	0.19597	0.58	0.5655
	ϕ_{222}	-0.03674	0.18766	-0.20	0.8459
	ϕ_{223}	-0.02236	0.18466	-0.12	0.9044
	ϕ_{521}	-0.03688	0.15198	-0.24	0.8097
	ϕ_{522}	-0.25602	0.12520	-2.04	0.0487*
	ϕ_{523}	0.18591	0.13490	1.38	0.1772
	ϕ_{721}	-0.02051	0.16293	-0.13	0.9006
	ϕ_{722}	0.07316	0.13267	0.55	0.5849
	ϕ_{723}	-0.07872	0.13901	-0.57	0.5749
$Z_3(t)$	ϕ_{921}	0.03513	0.17567	0.20	0.8427
	ϕ_{922}	0.07271	0.11658	0.62	0.5370
	ϕ_{923}	-0.08982	0.13185	-0.68	0.5004
	ϕ_{131}	0.13664	0.20402	0.67	0.5076
	ϕ_{132}	0.27836	0.17060	1.63	0.1120
	ϕ_{133}	-0.07455	0.14614	-0.51	0.6133
	ϕ_{231}	-0.16993	0.19230	-0.88	0.3831
ϕ_{232}	0.16645	0.18414	0.90	0.3724	
ϕ_{233}	-0.22821	0.18120	-1.26	0.2164	
ϕ_{531}	-0.05915	0.14913	-0.40	0.6941	

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Tabel 4.18 Taksiran Parameter Model VAR(1,2,5,7,9) (Lanjutan)

Persamaan	Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t_{hitung}	p -value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Z_3(t)$	ϕ_{532}	0.07263	0.12286	0.59	0.5583
	ϕ_{533}	0.16520	0.13237	1.25	0.2205
	ϕ_{731}	0.33231	0.15987	2.08	0.0453*
	ϕ_{732}	0.00242	0.13018	0.02	0.9853
	ϕ_{733}	0.08682	0.13640	0.64	0.5287
	ϕ_{931}	0.03907	0.17238	0.23	0.8221
	ϕ_{933}	0.12595	0.11440	1.10	0.2786
	ϕ_{933}	-0.27055	0.12938	-2.09	0.0441*

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Model VAR(1,2,5,7,9) menggunakan semua parameter dugaan dapat dijabarkan sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$\begin{aligned}
 Z_1(t) = & -0,21576Z_1(t-1) + 0,09062Z_2(t-1) + 0,014906Z_3(t-1) \\
 & - 0,11293Z_1(t-2) + 0,13590Z_2(t-2) + 0,04015Z_3(t-2) \\
 & - 0,09777Z_1(t-5) + 0,01296Z_2(t-5) + 0,09257Z_3(t-5) \\
 & - 0,06399Z_1(t-7) + 0,00074Z_2(t-7) - 0,05693Z_3(t-7) \\
 & + 0,03278Z_1(t-9) + 0,02522Z_2(t-9) - 0,00638Z_3(t-9) \\
 & + a_1(t)
 \end{aligned}$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$\begin{aligned}
 Z_2(t) = & 0,11912Z_1(t-1) + 0,37130Z_2(t-1) + 0,03793Z_3(t-1) \\
 & + 0,11374Z_1(t-2) - 0,03674Z_2(t-2) - 0,02236Z_3(t-2) \\
 & - 0,03688Z_1(t-5) - 0,25602Z_2(t-5) + 0,18591Z_3(t-5) \\
 & - 0,02051Z_1(t-7) + 0,07316Z_2(t-7) - 0,07872Z_3(t-7) \\
 & + 0,03513Z_1(t-9) + 0,07271Z_2(t-9) - 0,08982Z_3(t-9) \\
 & + a_2(t)
 \end{aligned}$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$\begin{aligned}
 Z_3(t) = & 0,13664Z_1(t - 1) + 0,27836Z_2(t - 1) - 0,07455Z_3(t - 1) \\
 & - 0,16993Z_1(t - 2) + 0,16645Z_2(t - 2) - 0,22821Z_3(t - 2) \\
 & - 0,05915Z_1(t - 5) + 0,07263Z_2(t - 5) + 0,16520Z_3(t - 5) \\
 & + 0,33231Z_1(t - 7) + 0,00242Z_2(t - 7) + 0,08682Z_3(t - 7) \\
 & + 0,03907Z_1(t - 9) + 0,12595Z_2(t - 9) - 0,27055Z_3(t - 9) \\
 & + a_3(t)
 \end{aligned}$$

Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Tabel 4.20 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model VAR(1,2,5,7,9) disimpulkan bahwa residual model VAR(1,2,5,7,9) belum memenuhi asumsi *white noise* yang berarti terdapat korelasi antar residual.

Tabel 4.19 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model VAR(1,2,5,7,9)

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Jayapura	+.+
Sorong	.+.
Manokwari	+.++.

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Tabel 4.20 Uji Portmanteau Model VAR(1,2,5,7,9)

Up To Lag	<i>p-value</i>	Keputusan
10	<.0001	Tolak H ₀
11	<.0001	Tolak H ₀
12	<.0001	Tolak H ₀

Berdasarkan tabel 4.18 diketahui bahwa terdapat empat parameter yang signifikan karena *p-value* < 0,05. Oleh karena itu, dilakukan eliminasi dengan mereduksi variabel yang tidak signifikan. Berikut hasil *restrict* pada parameter yang tidak signifikan disajikan pada tabel 4.21.

Tabel 4.21 Taksiran Parameter Model *Restrict* VAR(1,2,5,7,9)

Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t_{hitung}	p -value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ϕ_{122}	0,24068	0,14032	1,72	0,0954*
ϕ_{522}	-0,17732	0,08057	-2,20	0,0346*
ϕ_{731}	0,52926	0,10452	5,06	0,0001*
ϕ_{933}	-0,24505	0,07787	-3,15	0,0034*

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Tabel 4.21 menunjukkan hasil estimasi parameter yang signifikan adalah ϕ_{122} , ϕ_{322} , ϕ_{731} dan ϕ_{933} . Hal itu berarti bahwa data inflasi di Kota Sorong dipengaruhi oleh data inflasi Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari dipengaruhi oleh data inflasi Kota Jayapura dan Kabupaten Manokwari.

Model *restrict* VAR(1,2,5,7,9) dijabarkan sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$Z_2(t) = 0,24068Z_2(t - 1) - 0,17732Z_2(t - 5) + a_2(t)$$

2. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,52926Z_1(t - 7) - 0,24505Z_3(t - 9) + a_3(t)$$

Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Tabel 4.23 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model *restrict* VAR(1,2,5,7,9) disimpulkan bahwa residual model *restrict* VAR(1,2,5,7,9) belum memenuhi asumsi *white noise* yang berarti terdapat korelasi antar residual.

Tabel 4.22 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model *Restrict* VAR(1,2,5,7,9)

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Jayapura	++.--
Sorong	..+
Manokwari	++.+

+ is $> 2 \cdot \text{std error}$, - is $< -2 \cdot \text{std error}$, . is between

Tabel 4.23 Uji Portmanteau Model *Restrict* VAR(1,2,5,7,9)

Up To Lag	<i>p-value</i>	Keputusan
10	<.0001	Tolak H_0
11	<.0001	Tolak H_0
12	<.0001	Tolak H_0

4.4 Pemodelan Data Inflasi Menggunakan *Generalized Space Time Autoregressive* (GSTAR)

Pemodelan dengan menggunakan metode GSTAR dilakukan melalui lima tahap, yaitu identifikasi model GSTAR, penaksiran dan pengujian parameter, uji diagnostik (*diagnostics check*) termasuk di dalamnya uji *white noise* dan multinormal dan kemudian menentukan model GSTAR akhir.

4.4.1 Identifikasi Model GSTAR

Tahap identifikasi dalam pemodelan GSTAR memiliki proses yang sama pemodelan VAR dalam menentukan orde model. Sehingga model GSTAR yang dibentuk dalam penelitian ini adalah GSTAR(1₁).

4.4.2 Penentuan Bobot Lokasi

Penentuan bobot lokasi merupakan salah satu masalah utama dalam model GSTAR. Bobot lokasi yang paling baik adalah bobot lokasi yang membentuk model dengan kesalahan ramalan terkecil. Dalam penelitian ini digunakan tiga pendekatan bobot lokasi yaitu bobot seragam, invers jarak dan korelasi silang inflasi pada ketiga lokasi.

4.4.2.1 Penerapan Bobot Lokasi Seragam

Bobot lokasi seragam merupakan bobot lokasi yang memberikan nilai koefisien sama pada hubungan antar lokasi yang berbeda. Dalam penelitian ini, Bobot lokasi seragam diterapkan karena ketiga lokasi berada dalam satu wilayah dan jarak antar lokasinya relatif sama. Dimana bobot lokasi seragam, yaitu $w_{ij} = \frac{1}{n_i}$, dengan n_i adalah banyaknya lokasi yang berdekatan dengan lokasi i . Berikut matriks bobot lokasi seragam yang dipakai, serta hasil estimasi parameternya.

$$W_{ij} = \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix}$$

Berdasarkan struktur data dari hasil penjabaran model GSTAR(1₁) dapat dicari estimasi parameter model GSTAR(1₁) sehingga dapat diketahui parameter mana yang signifikan pada taraf signifikansi 5%. Hasil estimasi parameter yang didapat disajikan pada tabel 4.24.

Tabel 4.24 Taksiran Parameter Model GSTAR(1₁) dengan Bobot Seragam

Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t _{hitung}	p-value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ϕ_{10}	-0,1363	0,1324	-1,03	0,308
ϕ_{20}	0,5535	0,1206	4,59	0,000*
ϕ_{30}	-0,0712	0,1307	-0,54	0,588
ϕ_{11}	0,364	0,1289	2,82	0,007*
ϕ_{21}	-0,0864	0,1665	-0,52	0,606
ϕ_{31}	0,7944	0,1715	4,63	0,000*

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Berdasarkan persamaan (2.33) maka model GSTAR(1₁) yang didapat dengan menggunakan semua parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi seragam dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} -0,136 & 0 & 0 \\ 0 & 0,554 & 0 \\ 0 & 0 & -0,071 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,364 & 0 & 0 \\ 0 & -0,086 & 0 \\ 0 & 0 & 0,794 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} -0,136 & 0 & 0 \\ 0 & 0,554 & 0 \\ 0 & 0 & -0,071 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0,184 & 0,184 \\ -0,043 & 0 & -0,043 \\ 0,397 & 0,397 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} -0,136 & 0,184 & 0,184 \\ -0,043 & 0,554 & -0,043 \\ 0,397 & 0,397 & -0,071 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} \right\} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

Berdasarkan persamaan umum model GSTAR(1₁) diatas, maka dapat dijabarkan model GSTAR dengan menggunakan semua parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi seragam pada masing-masing lokasi sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$Z_1(t) = -0,1363Z_1(t-1) + 0,184Z_2(t-1) + 0,184Z_3(t-1) + e_1(t)$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$Z_2(t) = -0,0432Z_1(t-1) + 0,5535Z_2(t-1) - 0,0432Z_3(t-1) + e_2(t)$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,3972Z_1(t-1) + 0,3972Z_2(t-1) - 0,0712Z_3(t-1) + e_3(t)$$

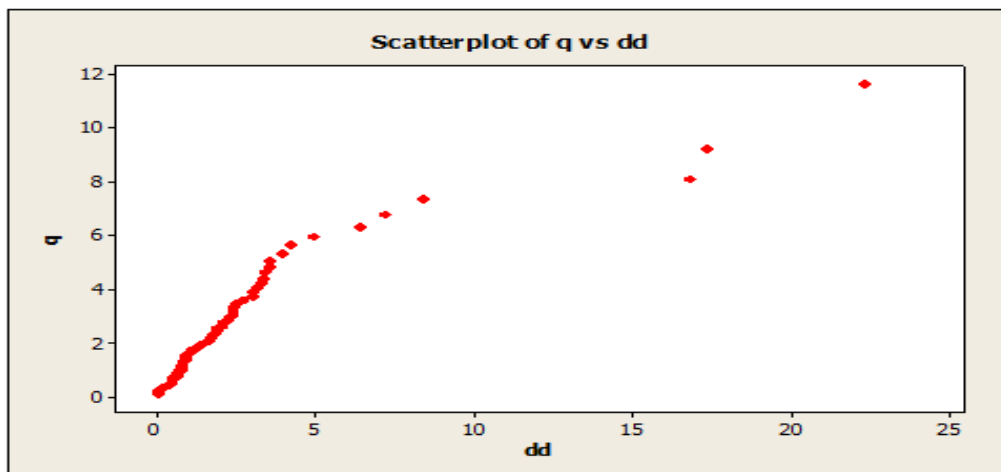
Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Tabel 4.25 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model GSTAR bobot seragam dengan semua parameter, sehingga didapatkan kesimpulan bahwa residual model GSTAR bobot seragam dengan menggunakan semua parameter memenuhi asumsi *white noise* yang berarti tidak terdapat korelasi antar residual.

Tabel 4.25 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Seragam dengan Semua Parameter

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	++.
Sorong	.+.
Manokwari	++.--	...

+ is $> 2 \cdot \text{std error}$, - is $< -2 \cdot \text{std error}$, . is between

Setelah syarat white noise, selanjutnya dilakukan pengujian apakah residual mengikuti asumsi kenormalan (multinormal). Hasil uji multivariat normal menunjukkan bahwa nilai *chi-square* residual di atas 50% yaitu sebesar 0,614035, dimana berarti bahwa residual telah memenuhi asumsi kenormalan (multivariat normal). Gambar 4.6 menunjukkan bahwa asumsi kenormalan terhadap residual model GSTAR bobot seragam dengan menggunakan semua parameter telah terpenuhi.



Gambar 4.6 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Seragam dengan Semua Parameter

Berdasarkan tabel 4.24 diketahui bahwa terdapat tiga parameter yang signifikan karena *p-value* $< 0,05$. Oleh karena itu, dilakukan eliminasi dengan mereduksi variabel yang tidak signifikan sehingga didapatkan model terbaik dengan menggunakan metode *stepwise*. Hasil tersebut disajikan pada tabel 4.26.

Tabel 4.26 Taksiran Parameter Model Terbaik GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Seragam Menggunakan Metode *Stepwise*

Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t _{hitung}	p-value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ϕ_{20}	0,5329	0,1131	4,71	0,000*
ϕ_{11}	0,3089	0,1174	2,63	0,011*
ϕ_{31}	0,7429	0,1421	5,23	0,000*

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Tabel 4.26 menjelaskan bahwa parameter yang signifikan adalah ϕ_{20} yaitu lokasi Kota Sorong. Hal itu berarti bahwa data inflasi di Kota Sorong dipengaruhi oleh data inflasi pada bulan sebelumnya. Sedangkan untuk bobot lokasi seragam, parameter ϕ_{11} dan ϕ_{31} yang signifikan yaitu lokasi Kota Jayapura dan Kabupaten Manokwari. Hal itu berarti bahwa data inflasi di Kota Jayapura dan Kabupaten Manokwari dipengaruhi oleh data inflasi pada tiga lokasi dimana diasumsikan bahwa bobot lokasi untuk ketiga objek wisata tersebut adalah homogen.

Model GSTAR(1₁) terbaik yang didapat dengan menggunakan signifikansi parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi seragam dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,533 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,309 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,743 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,533 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0,154 & 0,154 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0,371 & 0,371 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} 0 & 0,154 & 0,154 \\ 0 & 0,533 & 0 \\ 0,371 & 0,371 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} \right\} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

Berdasarkan persamaan umum model GSTAR(1₁) diatas, maka dapat dijabarkan model GSTAR dengan menggunakan estimasi signifikansi parameter berdasarkan bobot lokasi seragam pada masing-masing lokasi sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$Z_1(t) = 0,15445Z_2(t - 1) + 0,15445Z_3(t - 1) + e_1(t)$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$Z_2(t) = 0,5329Z_2(t - 1) + e_2(t)$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,37145Z_1(t - 1) + 0,37145Z_2(t - 1) + e_3(t)$$

Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. tabel 4.27 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model GSTAR bobot seragam dengan parameter yang signifikan, sehingga didapatkan kesimpulan bahwa residual model GSTAR bobot seragam dengan parameter yang signifikan memenuhi asumsi *white noise* yang berarti tidak terdapat korelasi antar residual.

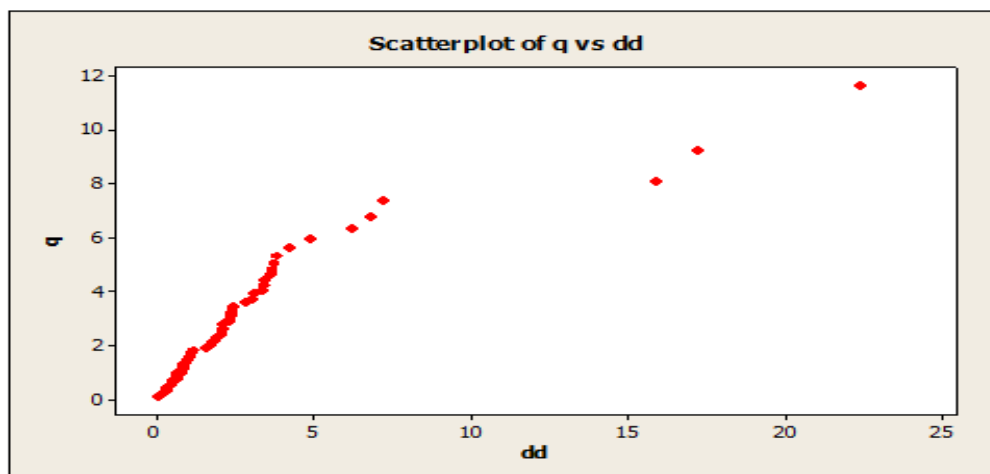
Tabel 4.27 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Seragam dengan Signifikan Parameter

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	+.+
Sorong	.+.-
Manokwari	+.+--	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Setelah syarat *white noise*, selanjutnya dilakukan pengujian apakah residual mengikuti asumsi kenormalan (multinormal). Hasil uji multivariat normal menunjukkan bahwa nilai *chi-square* residual di atas 50% yaitu sebesar 0,631579, dimana berarti bahwa residual telah memenuhi asumsi kenormalan (multivariat normal). Gambar 4.7 menunjukkan bahwa asumsi kenormalan

terhadap residual model GSTAR bobot seragam dengan signifikan parameter telah terpenuhi.



Gambar 4.7 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Seragam dengan Signifikan Parameter

4.4.2.2 Penerapan Bobot Lokasi Invers Jarak

Bobot lokasi berikutnya yang dipakai adalah bobot lokasi invers jarak. Bobot lokasi ini merupakan cara untuk melihat keterkaitan antara ketiga lokasi pengamatan data inflasi di Provinsi Papua dan Papua Barat berdasarkan jarak antar lokasi yang sebenarnya (tabel 4.28).

Tabel 4.28 Jarak antara Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari

Lokasi		Jarak (km)
Dari	Ke	
(1)	(2)	(3)
Kota Jayapura	Kota Sorong	1066.14
	Kabupaten Manokwari	758.35
Kota Sorong	Kota Jayapura	1066.14
	Kabupaten Manokwari	315.01
Kabupaten Manokwari	Kota Jayapura	758.35
	Kota Sorong	315.01



Gambar 4.8 Peta Lokasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari

Bobot invers jarak memberikan nilai koefisien bobot yang lebih kecil untuk jarak yang lebih jauh dan memberikan nilai koefisien yang lebih besar untuk jarak yang lebih dekat. Hal ini dikarenakan untuk lokasi dengan jarak yang dekat diduga memiliki keterkaitan antar lokasi yang besar, demikian pula sebaliknya.

Tabel 4.29 Perhitungan Bobot Lokasi Invers Jarak

Lokasi		Jarak	Invers	Bobot Invers Jarak
Dari	Ke	(km)	Jarak	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Kota Jayapura	Kota Sorong	1066.14	0.000938	$w_{12} = \frac{0,000938}{(0,000938 + 0,001319)} = 0,41565$
	Kabupaten Manokwari	758.35	0.001319	$w_{13} = \frac{0,001319}{(0,000938 + 0,001319)} = 0,58435$
Kota Sorong	Kota Jayapura	1066.14	0.000938	$w_{21} = \frac{0,000938}{(0,000938 + 0,003175)} = 0,228078$
	Kabupaten Manokwari	315.01	0.003175	$w_{23} = \frac{0,003175}{(0,000938 + 0,003175)} = 0,771922$
Kabupaten Manokwari	Kota Jayapura	758.35	0.001319	$w_{31} = \frac{0,001319}{(0,001319 + 0,003175)} = 0,29348$
	Kota Sorong	315.01	0.003175	$w_{32} = \frac{0,003175}{(0,001319 + 0,003175)} = 0,70652$

Tabel 4.29 diatas menunjukkan perhitungan bobot lokasi invers jarak berdasarkan pada jauh dekatnya jarak antar lokasi yang sebenarnya. Dari perhitungan tersebut maka matrik bobot invers jarak sebagai berikut:

$$W_{ij} = \begin{pmatrix} 0 & 0,416 & 0,584 \\ 0,228 & 0 & 0,772 \\ 0,293 & 0,707 & 0 \end{pmatrix}$$

Berdasarkan struktur data dari hasil penjabaran model GSTAR(1₁) dapat dicari estimasi parameter model GSTAR(1₁) yang signifikan pada taraf signifikansi 5%. Hasil estimasi parameter yang didapat disajikan pada tabel 4.30.

Tabel 4.30 Taksiran Parameter Model GSTAR(1₁) dengan Bobot Invers Jarak

Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t _{hitung}	p-value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ϕ_{10}	-0,1400	0,1359	-1,03	0,308
ϕ_{20}	0,5555	0,1221	4,55	0,000*
ϕ_{30}	-0,0289	0,1208	-0,24	0,812
ϕ_{11}	0,3487	0,1331	2,62	0,011*
ϕ_{21}	-0,0785	0,1530	-0,51	0,610
ϕ_{31}	0,7030	0,1391	5,05	0,000*

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Berdasarkan persamaan (2.33) maka model GSTAR(1₁) yang didapat dengan menggunakan semua parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi invers jarak dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} -0,14 & 0 & 0 \\ 0 & 0,556 & 0 \\ 0 & 0 & -0,029 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,349 & 0 & 0 \\ 0 & -0,078 & 0 \\ 0 & 0 & 0,703 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 0,416 & 0,584 \\ 0,228 & 0 & 0,772 \\ 0,293 & 0,707 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} -0,14 & 0 & 0 \\ 0 & 0,556 & 0 \\ 0 & 0 & -0,029 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0,145 & 0,204 \\ -0,018 & 0 & -0,061 \\ 0,206 & 0,497 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0,140 & 0,145 & 0,204 \\ -0,018 & 0,556 & -0,061 \\ 0,206 & 0,497 & -0,029 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

Berdasarkan persamaan umum model GSTAR(1₁) diatas, maka dapat dijabarkan model GSTAR dengan menggunakan semua parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi invers jarak pada masing-masing lokasi sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$Z_1(t) = -0,14Z_1(t-1) + 0,1449Z_2(t-1) + 0,2038Z_3(t-1) + e_1(t)$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$Z_2(t) = -0,0179Z_1(t-1) + 0,5555Z_2(t-1) - 0,0606Z_3(t-1) + e_2(t)$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,2063Z_1(t-1) + 0,4967Z_2(t-1) - 0,0289Z_3(t-1) + e_3(t)$$

Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Tabel 4.31 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model GSTAR bobot jarak dengan semua parameter. Lag residual ke-7 keluar dari batas, sehingga didapatkan kesimpulan bahwa residual GSTAR bobot lokasi invers jarak dengan semua parameter tidak memenuhi asumsi *white noise* yang berarti terdapat korelasi antar residual.

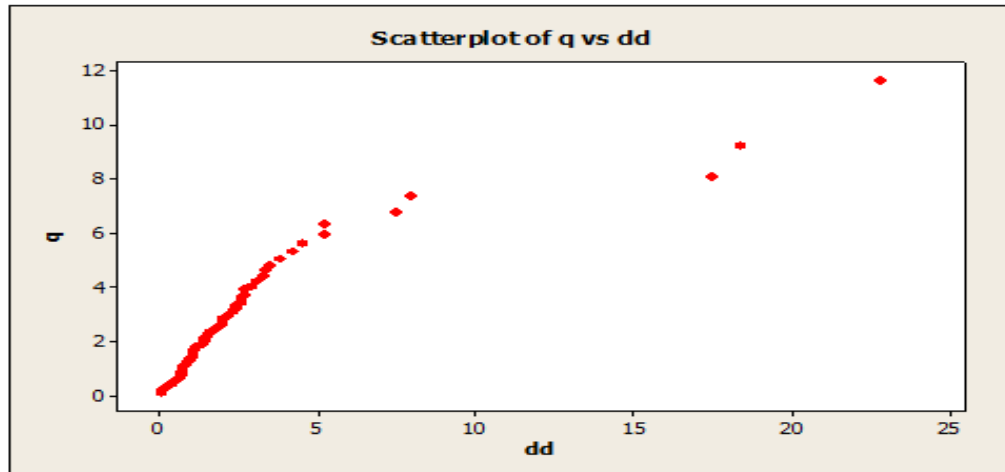
Tabel 4.31 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Invers Jarak dengan Semua Parameter

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	+.+	...	-..
Sorong	.+.
Manokwari	+.+-	+..	...	-.-	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Setelah syarat *white noise*, selanjutnya dilakukan pengujian apakah residual mengikuti asumsi kenormalan (multinormal). Hasil uji multivariat

normal menunjukkan bahwa nilai *chi-square* residual di atas 50% yaitu sebesar 0,631579, dimana berarti bahwa residual telah memenuhi asumsi kenormalan (multivariat normal). Gambar 4.9 menunjukkan bahwa asumsi kenormalan terhadap residual model GSTAR bobot jarak dengan semua parameter telah terpenuhi.



Gambar 4.9 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Invers Jarak dengan Semua Parameter

Berdasarkan tabel 4.30 diketahui bahwa terdapat tiga parameter yang signifikan karena *p-value* < 0,05. Oleh karena itu, dilakukan eliminasi dengan mereduksi variabel yang tidak signifikan sehingga didapatkan model dengan jumlah parameter yang minimum tetapi dapat mewakili karakteristik data dengan menggunakan metode *stepwise*. Hasil tersebut disajikan pada tabel 4.32.

Tabel 4.32 Taksiran Parameter Model Terbaik GSTAR(1₁) dengan Bobot Lokasi Invers Jarak dengan Menggunakan Metode *Stepwise*

Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t _{hitung}	p-value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ϕ_{20}	0,5329	0,1131	4,71	0,000*
ϕ_{11}	0,2874	0,1192	2,41	0,019*
ϕ_{31}	0,6871	0,1211	5,67	0,000*

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Tabel 4.32 menjelaskan bahwa parameter yang signifikan adalah ϕ_{20} yaitu lokasi Kota Sorong. Hal itu berarti bahwa data inflasi di Kota Sorong dipengaruhi oleh data inflasi pada bulan sebelumnya. Sedangkan untuk bobot lokasi invers jarak, parameter ϕ_{11} dan ϕ_{31} yang signifikan yaitu lokasi Kota Jayapura dan Kabupaten Manokwari. Hal itu berarti bahwa data inflasi di Kota Jayapura dan Kabupaten Manokwari dipengaruhi oleh data inflasi pada tiga lokasi dimana diasumsikan bahwa bobot lokasi dengan jarak yang dekat diduga memiliki keterkaitan antar lokasi yang besar, demikian pula sebaliknya

Model GSTAR(1₁) terbaik yang didapat dengan menggunakan signifikansi parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi invers jarak dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,533 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,287 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,687 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 0,416 & 0,584 \\ 0,228 & 0 & 0,772 \\ 0,293 & 0,707 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,533 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0,119 & 0,168 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0,202 & 0,485 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} 0 & 0,119 & 0,168 \\ 0 & 0,533 & 0 \\ 0,202 & 0,485 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} \right\} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

Berdasarkan persamaan umum model GSTAR(1₁) diatas, maka dapat dijabarkan model GSTAR dengan menggunakan signifikansi parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi invers jarak pada masing-masing lokasi sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$Z_1(t) = 0,11945Z_2(t-1) + 0,16794Z_3(t-1) + e_1(t)$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$Z_2(t) = 0,5329Z_2(t - 1) + e_2(t)$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,20165Z_1(t - 1) + 0,48545Z_2(t - 1) + e_3(t)$$

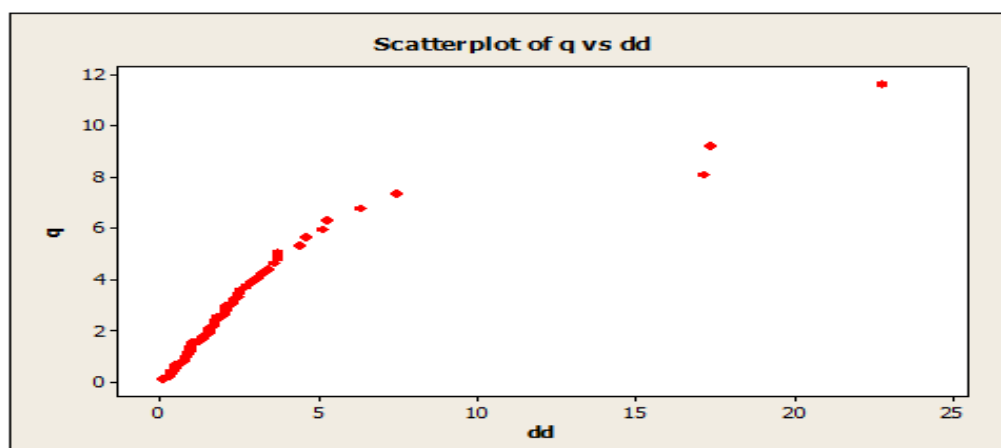
Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Tabel 4.33 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model GSTAR bobot invers jarak dengan parameter yang signifikan, sehingga didapatkan kesimpulan bahwa residual model GSTAR bobot invers jarak dengan parameter yang signifikan memenuhi asumsi *white noise* yang berarti tidak terdapat korelasi antar residual.

Tabel 4.33 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Invers Jarak dengan Signifikansi Parameter

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	+.+
Sorong	.+.-.
Manokwari	+.+--	...

+ is $> 2 \cdot \text{std error}$, - is $< -2 \cdot \text{std error}$, . is between

Setelah syarat *white noise*, selanjutnya dilakukan pengujian apakah residual mengikuti asumsi kenormalan (*multinormal*). Hasil uji multivariat normal menunjukkan bahwa nilai *chi-square* residual di atas 50% yaitu sebesar 0,649123, dimana berarti bahwa residual telah memenuhi asumsi kenormalan (*multivariat normal*). Gambar 4.10 menunjukkan bahwa asumsi kenormalan terhadap residual model GSTAR bobot invers jarak dengan signifikan parameter telah terpenuhi.



Gambar 4.10 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Invers Jarak dengan Signifikansi Parameter

4.4.2.3 Penerapan Bobot Lokasi Korelasi Silang

Pembentukan model GSTAR dengan bobot lokasi korelasi silang yaitu bobot lokasi yang berdasarkan korelasi silang antar lokasi pada lag waktu yang sesuai. Koefisien pada model GSTAR dengan bobot lokasi ini dihitung berdasarkan nilai korelasi parsial dari masing-masing variabel pada lag waktu yang bersesuaian, dimana lag waktu yang bersesuaian ini adalah orde p dari model GSTAR. Pada penelitian ini orde p pada model GSTAR adalah 1, maka lag yang sesuai adalah lag 1.

Tabel 4.34 Korelasi Silang Antar Lokasi

Lokasi		Korelasi Silang
Dari	Ke	
(1)	(2)	(3)
Kota Jayapura	Kota Sorong	0.39
	Kabupaten Manokwari	0.151
Kota Sorong	Kota Jayapura	0.058
	Kabupaten Manokwari	0.145
Kabupaten Manokwari	Kota Jayapura	0.264
	Kota Sorong	0.588

Pembentukan bobot korelasi silang diduga jika memiliki nilai korelasi yang besar maka akan memiliki keterkaitan yang besar pula. Setelah diketahui

korelasi parsial pada tabel 4.34, maka dilakukan perhitungan untuk mendapatkan matrik bobot korelasi silang.

Tabel 4.35 Perhitungan Bobot Korelasi Silang Antar Lokasi

Lokasi		Korelasi	Bobot Korelasi Silang
Dari	Ke	Silang	
(1)	(2)	(3)	(4)
Kota Jayapura	Kota Sorong	0.39	$w_{12} = \frac{0,39}{(0,39 + 0,151)} = 0,7209$
	Kabupaten Manokwari	0.151	$w_{13} = \frac{0,151}{(0,39 + 0,151)} = 0,2791$
Kota Sorong	Kota Jayapura	0.058	$w_{21} = \frac{0,058}{(0,058 + 0,145)} = 0,2857$
	Kabupaten Manokwari	0.145	$w_{23} = \frac{0,145}{(0,058 + 0,145)} = 0,7143$
Kabupaten Manokwari	Kota Jayapura	0.264	$w_{31} = \frac{0,264}{(0,264 + 0,588)} = 0,3099$
	Kota Sorong	0.588	$w_{32} = \frac{0,588}{(0,264 + 0,588)} = 0,6901$

Tabel 4.35 diatas menunjukkan perhitungan bobot lokasi korelasi silang. Dari perhitungan tersebut maka matrik bobot korelasi silang sebagai berikut:

$$W_{ij} = \begin{pmatrix} 0 & 0,721 & 0,279 \\ 0,286 & 0 & 0,714 \\ 0,310 & 0,690 & 0 \end{pmatrix}$$

Berdasarkan struktur data dari hasil penjabaran model GSTAR(1₁) dapat dicari estimasi parameter model GSTAR(1₁) dengan menggunakan regresi linier untuk mengetahui parameter mana yang signifikan pada taraf signifikansi 5%. Hasil estimasi parameter yang didapat disajikan pada tabel 4.36.

Tabel 4.36 Taksiran Parameter Model GSTAR(1₁) dengan Bobot Korelasi Silang

Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t _{hitung}	p-value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ϕ_{10}	-0,1046	0,1252	-0,84	0,407
ϕ_{20}	0,5554	0,1219	4,56	0,000*
ϕ_{30}	-0,0339	0,1213	-0,28	0,781
ϕ_{11}	0,3533	0,1132	3,12	0,003*
ϕ_{21}	-0,0812	0,1568	-0,52	0,607
ϕ_{31}	0,7144	0,1415	5,05	0,000*

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Berdasarkan persamaan (2.33) maka model GSTAR(1₁) yang didapat dengan menggunakan semua parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi korelasi silang dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} Z_1'(t) \\ Z_2'(t) \\ Z_3'(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} -0,105 & 0 & 0 \\ 0 & 0,555 & 0 \\ 0 & 0 & -0,034 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,353 & 0 & 0 \\ 0 & -0,081 & 0 \\ 0 & 0 & 0,714 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 0,721 & 0,279 \\ 0,286 & 0 & 0,714 \\ 0,310 & 0,690 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1'(t-1) \\ Z_2'(t-1) \\ Z_3'(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} -0,105 & 0 & 0 \\ 0 & 0,555 & 0 \\ 0 & 0 & -0,034 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0,255 & 0,099 \\ -0,023 & 0 & -0,058 \\ 0,221 & 0,493 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} -0,105 & 0,255 & 0,099 \\ -0,023 & 0,555 & -0,058 \\ 0,221 & 0,493 & -0,034 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} \right\} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

Berdasarkan persamaan umum model GSTAR(1₁) diatas, maka dapat dijabarkan model GSTAR dengan menggunakan semua parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi korelasi silang pada masing-masing lokasi sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$Z_1(t) = -0,1046Z_1(t - 1) + 0,2547Z_2(t - 1) + 0,0986Z_3(t - 1) + e_1(t)$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$Z_2(t) = -0,0232Z_1(t - 1) + 0,5554Z_2(t - 1) - 0,058Z_3(t - 1) + e_2(t)$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,2214Z_1(t - 1) + 0,4930Z_2(t - 1) - 0,0339Z_3(t - 1) + e_3(t)$$

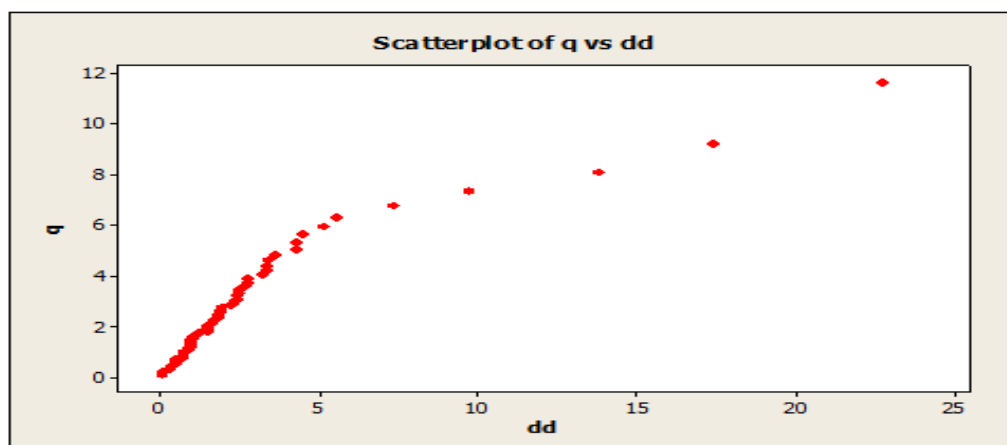
Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Tabel 4.37 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model GSTAR bobot korelasi silang dengan semua parameter, sehingga didapatkan kesimpulan bahwa residual model GSTAR bobot korelasi silang dengan semua parameter memenuhi asumsi *white noise* yang berarti tidak terdapat korelasi antar residual.

Tabel 4.37 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Korelasi Silang dengan Semua Parameter

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	++.	...	-..
Sorong	.+.
Manokwari	++.--	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Setelah syarat *white noise*, selanjutnya dilakukan pengujian apakah residual mengikuti asumsi kenormalan (multinormal). Hasil uji multivariat normal menunjukkan bahwa nilai *chi-square* residual di atas 50% yaitu sebesar 0,614035, dimana berarti bahwa residual telah memenuhi asumsi kenormalan (multivariat normal). Gambar 4.11 menunjukkan bahwa asumsi kenormalan terhadap residual model GSTAR bobot korelasi silang dengan semua parameter telah terpenuhi.



Gambar 4.11 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Korelasi Silang dengan Semua Parameter

Berdasarkan tabel 4.36 diketahui bahwa terdapat tiga parameter yang signifikan karena $p\text{-value} < 0,05$. Oleh karena itu, dilakukan eliminasi dengan mereduksi variabel yang tidak signifikan sehingga didapatkan model dengan jumlah parameter yang minimum tetapi dapat mewakili karakteristik data dengan menggunakan metode *stepwise*. Hasil tersebut disajikan pada tabel 4.38.

Tabel 4.38 Taksiran Parameter Model Terbaik GSTAR(1₁) dengan Bobot Lokasi Korelasi Silang dengan Menggunakan Metode *Stepwise*

Parameter	Nilai Taksiran	Standar Error	t_{hitung}	$p\text{-value}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ϕ_{20}	0,5329	0,1131	4,71	0,000*
ϕ_{11}	0,3234	0,1071	3,02	0,004*
ϕ_{31}	0,6953	0,1227	5,66	0,000*

ket: * Signifikan pada $\alpha = 5\%$

Tabel 4.38 menjelaskan bahwa parameter yang signifikan adalah ϕ_{20} yaitu lokasi Kota Sorong. Hal itu berarti bahwa data inflasi di Kota Sorong dipengaruhi oleh data inflasi pada bulan sebelumnya. Sedangkan untuk bobot lokasi invers jarak, parameter ϕ_{11} dan ϕ_{31} yang signifikan yaitu lokasi Kota Jayapura dan Kabupaten Manokwari. Hal itu berarti bahwa data inflasi di Kota Jayapura dan Kabupaten Manokwari dipengaruhi oleh data inflasi pada tiga lokasi

dimana diasumsikan bahwa bobot lokasi dengan jarak yang dekat diduga memiliki keterkaitan antar lokasi yang besar, demikian pula sebaliknya

Model GSTAR(1₁) terbaik yang didapat dengan menggunakan signifikansi parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi korelasi silang dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,533 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,323 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,695 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 0,721 & 0,279 \\ 0,286 & 0 & 0,714 \\ 0,310 & 0,690 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,533 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0,384 & 0,149 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0,215 & 0,480 & 0 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} Z_1^*(t) \\ Z_2^*(t) \\ Z_3^*(t) \end{pmatrix} = \left\{ \begin{pmatrix} 0 & 0,384 & 0,149 \\ 0 & 0,533 & 0 \\ 0,215 & 0,480 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1^*(t-1) \\ Z_2^*(t-1) \\ Z_3^*(t-1) \end{pmatrix} \right\} + \begin{pmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{pmatrix}$$

Berdasarkan persamaan umum model GSTAR(1₁) diatas, maka dapat dijabarkan model GSTAR dengan menggunakan signifikansi parameter dugaan berdasarkan bobot lokasi korelasi silang pada masing-masing lokasi sebagai berikut:

1. Model Inflasi untuk Kota Jayapura:

$$Z_1(t) = 0,38417Z_2(t-1) + 0,14873Z_3(t-1) + e_1(t)$$

2. Model Inflasi untuk Kota Sorong:

$$Z_2(t) = 0,5329Z_2(t-1) + e_2(t)$$

3. Model Inflasi untuk Kabupaten Manokwari:

$$Z_3(t) = 0,21547Z_1(t-1) + 0,47983Z_2(t-1) + e_3(t)$$

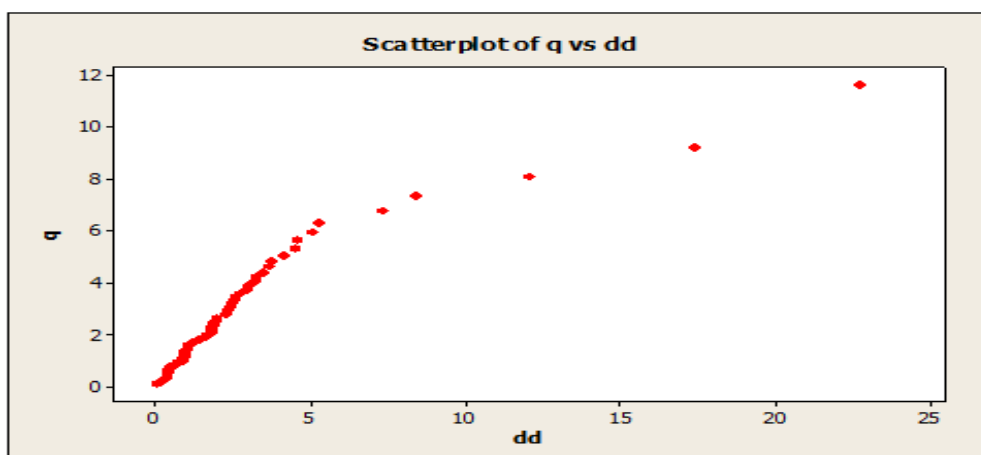
Untuk mengetahui kebaikan model dalam analisis *time series* maka residual disyaratkan saling independen dan memiliki varians yang konstan, sehingga residual harus memenuhi asumsi *white noise*. Tabel 4.39 menunjukkan hasil uji *white noise* residual model GSTAR bobot korelasi silang dengan parameter yang signifikan, sehingga didapatkan kesimpulan bahwa residual model GSTAR bobot korelasi silang dengan parameter yang signifikan memenuhi asumsi *white noise* yang berarti tidak terdapat korelasi antar residual.

Tabel 4.39 Skema Matrik Korelasi Silang Antara Residual Model GSTAR Bobot Korelasi Silang dengan Signifikansi Parameter

Variabel/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jayapura	++.
Sorong	.+.
Manokwari	++.-	...

+ is $> 2 \cdot \text{std error}$, - is $< -2 \cdot \text{std error}$, . is between

Setelah syarat *white noise*, selanjutnya dilakukan pengujian apakah residual mengikuti asumsi kenormalan (*multinormal*). Hasil uji multivariat normal menunjukkan bahwa nilai *chi-square* residual di atas 50% yaitu sebesar 0,614035, dimana berarti bahwa residual telah memenuhi asumsi kenormalan (*multivariat normal*). Gambar 4.12 menunjukkan bahwa asumsi kenormalan terhadap residual model GSTAR bobot korelasi silang dengan signifikan parameter telah terpenuhi.



Gambar 4.12 Plot Pengujian Multivariat Normal Residual Model GSTAR Bobot Korelasi Silang dengan Signifikansi Parameter

4.5 Pemilihan Model Terbaik

Hasil analisis dari model VAR, model terbaik adalah VAR(2). hal ini berdasarkan data *in-sample* dengan melihat kriteria AIC terkecil seperti pada tabel 4.40 berikut:

Tabel 4.40 Pemilihan Model VAR Berdasarkan Kriteria AIC *In-sample*

Lokasi		White Noise	Multivariate Normal	AIC
(1)		(2)	(3)	(4)
VAR(1)	Semua Parameter	Ya	Ya	1.112171
	Signifikan Parameter	Ya	Ya	1.099599
VAR(2)	Semua Parameter	Ya	Ya	1.087901
	Signifikan Parameter	Tidak	Ya	1.266286
VAR(1,2,5,7,9)	Semua Parameter	Tidak	Ya	0.406964
	Signifikan Parameter	Tidak	Ya	0.840846

Hasil analisis dari model GSTAR, model terbaik adalah GSTAR(1₁) dengan bobot korelasi silang. hal ini berdasarkan data *in-sample* dengan melihat kriteria AIC terkecil seperti pada tabel 4.41 berikut:

Tabel 4.41 Pemilihan Model GSTAR Berdasarkan Kriteria AIC *In-sample*

Lokasi		White Noise	Multivariate Normal	AIC
(1)		(2)	(3)	(4)
GSTAR(1 ₁) Bobot Seragam	Semua Parameter	Ya	Ya	24.18807
	Signifikan Parameter	Ya	Ya	23.07343
GSTAR(1 ₁) Bobot Invers Jarak	Semua Parameter	Tidak	Ya	23.5515
	Signifikan Parameter	Ya	Ya	22.49517
GSTAR(1 ₁) Bobot Korelasi Silang	Semua Parameter	Ya	Ya	22.70277
	Signifikan Parameter	Ya	Ya	21.4389

Perbandingan ketepatan ramalan model terbaik berdasarkan pada nilai MSE terkecil. Berdasarkan tabel 4.42 model terbaik untuk inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari adalah model VAR(2) dengan nilai MSE sebesar 4,6492.

Tabel 4.42 Perbandingan Nilai Ramalan Model Berdasarkan Kriteria MSE *Out-sample*

Lokasi		Kota Jayapura	Kota Sorong	Kabupaten Manokwari	Total
(1)		(2)	(3)	(4)	
VAR(2)	Semua Parameter	3.4383	8.4131	2.0963	4.649233
GSTAR(1) Bobot Korelasi Silang	Signifikan Parameter	5,3532	8,4730	4,9375	6.254567

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

BAB 5

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan rumusan masalah dan pembahasan analisis yang telah dilakukan, maka kesimpulan yang dapat diperoleh adalah sebagai berikut:

1. Data inflasi di kota Jayapura, kota Sorong dan kabupaten Manokwari memiliki kesamaan pola yang diidentifikasi saling mempengaruhi antar ketiga lokasi tersebut. Inflasi tertinggi ditunjukkan pada pertengahan tahun 2008, yaitu paska kenaikan harga BBM bersubsidi. Rata-rata inflasi tertinggi terjadi di kabupaten Manokwari kemudian kota Sorong dan kota Jayapura.
2. Hasil identifikasi pola linieritas pada data inflasi di kota Jayapura, kota Sorong dan kabupaten Manokwari menunjukkan bahwa data deret waktu inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari memiliki fenomena yang linier atau hubungan antara kejadian di masa lalu dan sekarang pada data deret waktu inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari bersifat linier.
3. Berdasarkan model VAR(2), maka inflasi Kota Jayapura pada waktu ke-t dipengaruhi oleh inflasi Kota Jayapura sebesar -0,1992 pada waktu ke-(t-1) dan -0,17963 pada waktu ke (t-2) dan dipengaruhi oleh inflasi Kota Sorong sebesar 0,3681 pada waktu ke-(t-1) dan 0,0085 pada waktu ke (t-2) serta dipengaruhi oleh inflasi Kabupaten Manokwari sebesar 0,0644 pada waktu ke-(t-1) dan 0,09792 pada waktu ke (t-2).
4. Berdasarkan model GSTAR(1₁) bobot lokasi korelasi silang dengan parameter yang signifikan maka inflasi Kota Jayapura pada waktu ke-t dipengaruhi oleh inflasi Kota Sorong sebesar 0,38147 pada waktu ke-(t-1) dan inflasi Kabupaten Manokwari sebesar 0,14873 pada waktu ke-(t-1).
5. Perbandingan ketepatan ramalan berdasarkan nilai MSE menunjukkan bahwa model terbaik untuk inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan

Kabupaten Manokwari adalah model VAR(2) dengan nilai MSE sebesar 4,6492.

5.2 Saran

Berdasarkan hasil penelitian maka saran yang dapat diberikan adalah perlu menambahkan faktor-faktor lain dalam analisis yang diduga mempengaruhi tingkat inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari. Hal-hal yang diperkirakan dapat mempengaruhi tingkat inflasi seperti tingkat suku bunga bank, jumlah uang yang beredar dan lain sebagainya pada akhirnya akan mendapatkan model untuk peramalan tingkat inflasi lebih akurat.

DAFTAR PUSTAKA

- BPS (2009). *Pedoman Harga Konsumen 2009*. BPS RI : Jakarta.
- BPS (2011). *Pedoman Pencacahan Survei Biaya Hidup 2011*. BPS RI : Jakarta.
- BPS (2011). *Pedoman Pengawas Survei Biaya Hidup 2011*. BPS RI : Jakarta.
- Cryer, J.D. (1986). *Time Series Analysis*. PWS-Kent Publishing Co: Boston.
- D.U., Wutsqa, Subanar, S. Guritno dan Z. Sujuti. (2006). Forecasting Performance of VAR-NN and VARMA Model. Proceeding of the 2nd IMT-GT Regional Conference on Mathematics, Statistics and Applications Universiti Sains Malaysia.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons Inc, New York.
- Faizah, Laily (2013). Pemodelan Inflasi di Kota Semarang, Yogyakarta dan Surakarta dengan pendekatan GSTAR. Jurnal Sains dan Seni POMITS Vol. 2, No. 2
- Fisher, dkk (2002). When can we forecast inflation?. *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, Chicago.
- Gaspersz, Pauline. (2008). *Deteksi Outlier pada Pemodelan Indeks Harga Konsumen Kota Ambon*. Thesis Statistika ITS, Surabaya
- Hasbullah, Jousairi. (2012). *Tangguh Dengan Statistik : Akurat Dalam Membaca Realita Dunia*. Nuansa Cendekia Bandung.
- Johnson, R.A. dan Wichern D.W., (2002). *Applied Multivariate Statistical Analysis, fifth edition*. New Jersey, Prentice Hall.
- Lee, T.H., White, H. and Granger, C.W.J. (1993). Testing for Neglected Nonlinearity in Time Series Models: A comparison of Neural Network methods and alternative test. *Journal of Econometrics*, 56, pp. 269-290.
- Lutkepohl, H. dan Kratzig, M. (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, New York.
- Makridakis, S., Wheelwright, S. C., dan McGee, V. E. (1999). *Metode dan Aplikasi Peramalan*. Erlangga : Jakarta.

- Mankiw, N. G. (2000). *Teori Makro Ekonomi*. Erlangga : Jakarta.
- Pfeifer, P.E dan Deutsch, S.J. (1980a). *A Three Stage Iterative Procedure for Space Time Modelling*. *Technometrics*, 22 (1), 35-47.
- Pfeifer, P.E dan Deutsch, S.J. (1980b). *Identification and Interpretation of First Orde Space-Time ARMA Models*. *Technometrics*, 22 (1), 397-408.
- Rosidi, dkk. (2005). *Metode Pengukuran Inflasi di Indonesia*. *Badan Pusat Statistik*. BPS RI : Jakarta.
- Rositha, Dewi. (2013). *Peramalan Harga Saham Indonesia dan Dunia dengan menggunakan Model Univariate Time Series dan Multivariate Time Series*. Tugas Akhir Statistika ITS, Surabaya.
- Saikkonen, P., dan Luukkonen, R., (1988). Lagrange Multiplier Tests for Testing Non-Linearities in Time Series Models. *Scandinavian Journal of Statistics*. 15(1) , 55-68.
- Salamah, M., Suhartono, Wulandari, S. P. (2003). *Analisis Time Series, Buku Ajar: Analisis Time Series*. Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Sims, A.C. (1980). *Macroeconomics and reality*. Working Paper no 1.
- Suhartono dan Atok, R.M. (2006). Pemilihan Bobot Lokasi yang Optimal pada Model GSTAR, *Prosiding Konferensi Nasional Matematika XIII*, Universitas Negeri Semarang, 24-27 Juli 2006, hal. 571-580. (ISBN : 979-704-457-2).
- Suhartono dan Subanar. (2006). The Optimal Determination Of Space Weight in GSTAR Model by Using Cross-correlation Inference, *Journal of Quantitative Methods*. Journal Devoted the Mathematical and Statistical Application in Various Field, Vol 2, No. 2, pp. 45-53.
- Terasvirta, T., Lin, C.F. and Granger, C.W.J. (1993). Power of the neural network linearity test. *Journal of Time Series Analysis*, 14, 159-171.
- Wei, W.W.S. (2006). *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*. Addison-Wesley Publishing Co., Canada.

BIODATA PENULIS



Penulis lahir di Situbondo, 25 Mei 1982, anak ketiga dari pasangan Abd. Asjik dan Mariyati ini bernama lengkap “Tri Cahyo Affandy”. Penulis telah menempuh pendidikan formal di SD Negeri Curah Jeruh I Situbondo (1988-1991), SD Negeri Patokan III Situbondo (1991-1994), SLTP Negeri I Situbondo (1994-1997), SMA Negeri 1 Situbondo (1997-2000). Pada tahun 2000 melanjutkan pendidikan tinggi di sekolah kedinasan dibawah naungan Badan Pusat Statistik (BPS) yaitu di Sekolah Tinggi Ilmu Statistik (STIS) dengan peminatan jurusan Statistik Sosial dan Kependudukan.

Penulis menyelesaikan pendidikan di STIS pada tahun 2004 dan langsung bekerja di BPS Kota Jayapura Provinsi Papua di Seksi Distribusi sampai dengan Oktober 2009. Pada November 2009, penulis bergabung dengan BPS Provinsi Papua di Bidang Distribusi pada Seksi Harga Konsumen dan Harga Perdagangan Besar (HK & HPB). Tahun 2012, penulis mendapatkan kesempatan untuk melanjutkan pendidikan S2 di Jurusan Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam (MIPA) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) Surabaya. Bagi pembaca yang ingin berdiskusi ataupun memberikan saran dan masukan mengenai tesis ini dapat disampaikan melalui email tcahyo@bps.go.id.

Lampiran 1.

Data Inflasi di Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari Januari 2008 s/d Oktober 2013

No	Kota	2008 (2002 = 100) & (2007 = 100)											
		Jan	Feb	Mar	Apr	Mei	Juni	Juli	Agust	Sept	Okt	Nov	Des
1	MANOKWARI	2.66	1.55	-0.23	0.08	0.42	5.78	4.33	1.79	2.00	0.35	-1.22	1.51
2	SORONG	-1.08	-1.89	2.11	1.13	7.18	5.72	4.05	2.01	1.08	-1.57	-0.87	0.59
3	JAYAPURA	3.33	2.90	0.16	-0.45	0.53	5.86	0.77	0.33	1.76	0.28	-0.63	0.67

No	Kota	2009 (2007 = 100)											
		Jan	Feb	Mar	Apr	Mei	Juni	Juli	Agust	Sept	Okt	Nov	Des
1	MANOKWARI	3.84	0.02	-0.33	0.07	0.22	0.07	0.18	2.00	0.21	-0.53	0.09	1.52
2	SORONG	-0.14	0.07	0.84	-0.78	0.05	1.25	2.19	-0.76	-0.98	0.45	0.05	0.36
3	JAYAPURA	-1.27	-0.44	1.67	-0.03	-1.31	1.00	-0.56	0.81	1.29	-0.64	1.12	0.31

No	Kota	2010 (2007 = 100)											
		Jan	Feb	Mar	Apr	Mei	Juni	Juli	Agust	Sept	Okt	Nov	Des
1	MANOKWARI	0.17	-0.62	0.02	2.04	-1.61	1.18	1.90	0.45	-0.46	-0.85	-0.25	2.71
2	SORONG	0.12	0.91	0.31	0.99	0.70	0.14	2.88	1.61	0.92	-0.05	0.67	-1.30
3	JAYAPURA	1.28	-0.52	0.56	-0.51	0.71	0.84	0.24	0.52	0.59	-1.52	0.37	1.87

No	Kota	2011 (2007 = 100)											
		Jan	Feb	Mar	Apr	Mei	Juni	Juli	Agust	Sept	Okt	Nov	Des
1	MANOKWARI	0.07	-0.10	-1.02	-0.06	0.33	1.09	2.56	1.27	-1.33	-0.39	-0.20	1.42
2	SORONG	-1.07	-0.08	-0.33	-0.67	0.10	2.35	0.17	0.08	-0.09	-0.65	-0.08	1.19
3	JAYAPURA	1.79	-0.79	-0.03	-0.24	0.50	0.60	0.22	1.14	-1.07	0.02	0.89	0.36

No	Kota	2012 (2007 = 100)											
		Jan	Feb	Mar	Apr	Mei	Juni	Juli	Agust	Sept	Okt	Nov	Des
1	MANOKWARI	-0.31	-0.75	-0.18	1.01	0.55	2.05	1.19	0.45	-1.09	0.97	-0.96	1.89
2	SORONG	-0.38	-0.38	0.09	1.62	0.57	1.51	1.20	1.43	-0.27	-0.43	-0.53	0.61
3	JAYAPURA	0.06	0.93	-1.44	0.70	-0.94	0.96	0.63	0.65	0.12	0.15	0.10	2.57

No	Kota	2013 (2007 = 100)											
		Jan	Feb	Mar	Apr	Mei	Juni	Juli	Agust	Sept	Okt	Nov	Des
1	MANOKWARI	-0.75	0.56	1.06	0.39	0.49	1.01	2.11	1.56	-2.97	-0.20		
2	SORONG	-0.98	1.09	1.73	0.49	0.29	1.17	5.09	6.47	-4.28	-2.68		
3	JAYAPURA	0.40	3.15	-2.63	-0.60	0.97	0.52	3.44	1.51	-1.14	0.46		

Lampiran 2.

Hasil Pengolahan dengan Software Minitab 16 Statistik Deskriptif Inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari

Descriptive Statistics: 2008, 2009, 2010, 2011, 2012

Variable	Mean	StDev	Minimum	Maximum
2008	1.293	1.884	-0.630	5.860
2009	0.163	1.018	-1.310	1.670
2010	0.369	0.888	-1.520	1.870
2011	0.283	0.795	-1.070	1.790
2012	0.182	0.800	-1.440	0.960

Descriptive Statistics: J, S, M

Variable	Mean	StDev	Minimum	Maximum
J	0.467	1.203	-1.520	5.860
S	0.612	1.578	-1.890	7.180
M	0.665	1.415	-1.610	5.780

Lampiran 3.

Hasil Pengolahan dengan Software Minitab 16 Korelasi Data Inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kabupaten Manokwari

Correlations: J, S, M

	J	S
S	0.196	
	0.141	
M	0.509	0.362
	0.000	0.005

Cell Contents: Pearson correlation
P-Value

Lampiran 4.

Syntax SAS untuk Model VAR/GSTAR

```
datainflasi;
input Z1-Z3 ;
datalines;
3.33   -1.08   2.66
2.9    -1.89   1.55
0.16   2.11   -0.23
.      .      .
.      .      .
.      .      .
0.65   1.43   0.45
0.12   -0.27  -1.09
0.15   -0.43  0.97
;
procvarmax data= inflasi;
model Z1-Z3/
minic=(p=10)noint
noint print=(corrppcorr) ;
run;
```

Lampiran 5.

Hasil Pengolahan Penentuan Lag Optimum untuk Estimasi Model

```

The VARMAX Procedure

Schematic Representation of Cross Correlations
Variable/
Lag      0  1  2  3  4  5  6  7  8  9  10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20
Z1      +.+ ... .. .+. .+. ... ..
Z2      .++ +++ ..+ ... .. -. ... ..
Z3      +++ ..+ ... .. .- ... ..

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Schematic Representation
of Cross Correlations
Variable/
Lag      21  22  23  24
Z1      ... ..
Z2      ... ..
Z3      ... ..

+ is > 2*std error, - is <
-2*std error, . is between

Minimum Information Criterion
Lag      MA 0      MA 1      MA 2      MA 3      MA 4      MA 5
AR 0      0.7403187    0.3776958    0.2601864    0.466309    0.6699469    1.1219761
AR 1      -0.326945    0.1505913    0.4463938    0.620144    1.0475231    1.4630663
AR 2      -0.165135    0.3763442    0.8470629    1.0802597    1.5319255    1.9543616
AR 3      0.2434896    0.6040424    1.0899624    1.4313747    1.7501046    2.453957
AR 4      0.5909246    1.0216932    1.4037868    1.6736713    2.4848097    3.3595646
AR 5      1.0228467    1.3097144    1.7014927    2.3395441    3.3306813    4.7011457
AR 6      1.3586827    2.2467283    2.7550957    3.6903369    5.0766366    7.0915691
AR 7      1.8386492    2.9719826    4.3886492    5.7569674    7.8395507    11.066372
AR 8      2.5104761    4.0154929    5.9720146    8.6190734    12.05545    17.714845
AR 9      3.6526984    5.7627463    8.6640621    12.904447    19.689062    32.148037
AR 10     5.7950629    8.9950629    13.795063    21.795063    37.795063    85.795063

```

Lampiran 6.

Syntax dan Hasil Pengolahan dengan Software SAS Model VAR(1) VAR(2) VAR(1,2,5,7,9) dan Model Restrictnya

```

data inflasi;
input Z1-Z3 ;
datalines;
3.33 -1.08 2.66
2.9 -1.89 1.55
0.16 2.11 -0.23
. . .
. . .
. . .
0.65 1.43 0.45
0.12 -0.27 -1.09
0.15 -0.43 0.97
;
proc varmax data= inflasi;
model Z1-Z3/
p=1
minic=(p=10)noint
noint print=(corrppcorr);
output lead=12;
run;

```

Model Parameter Estimates

Equation	Standard Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
Z1	AR1_1_1	-0.04353	0.13968	-0.31	0.7565	Z1(t-1)
	AR1_1_2	0.30343	0.09687	3.13	0.0028	Z2(t-1)
	AR1_1_3	0.08384	0.12395	0.68	0.5017	Z3(t-1)
Z2	AR1_2_1	0.01744	0.17679	0.10	0.9218	Z1(t-1)
	AR1_2_2	0.58684	0.12262	4.79	0.0001	Z2(t-1)
	AR1_2_3	0.00543	0.15689	0.03	0.9725	Z3(t-1)
Z3	AR1_3_1	0.22486	0.14617	1.54	0.1298	Z1(t-1)
	AR1_3_2	0.52504	0.10138	5.18	0.0001	Z2(t-1)
	AR1_3_3	0.01765	0.12972	0.14	0.8923	Z3(t-1)

Information Criteria

```

AICC 1.129714
HQC 1.237539
AIC 1.112171
SBC 1.434758
FPEC 3.04184

```

Schematic Representation of Cross Correlations of Residuals

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Z1	++
Z2	+.-
Z3	+.+. .	..--

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Portmanteau Test for Cross Correlations of Residuals

Up To Lag	DF	Chi-Square	Pr>ChiSq
2	9	13.38	0.1461
3	18	23.19	0.1834
4	27	26.10	0.5128
5	36	33.98	0.5650
6	45	42.77	0.5668
7	54	51.86	0.5575
8	63	59.49	0.6023
9	72	79.94	0.2439
10	81	80.81	0.4851
11	90	95.07	0.3371
12	99	98.98	0.4817

```

data inflasi;
input Z1-Z3 ;
datalines;
3.33 -1.08 2.66
2.9 -1.89 1.55
0.16 2.11 -0.23
. . .
. . .
. . .
0.65 1.43 0.45
0.12 -0.27 -1.09
0.15 -0.43 0.97
;
proc varmax data= inflasi;
model Z1-Z3/
p=2
minic=(p=10)noint
noint print=(corr ypcorr);
output lead=12;
run;

```

Model Parameter Estimates

Equation	Standard Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr> t	Variable
Z1	AR1_1_1	-0.19920	0.13657	-1.46	0.1509	Z1(t-1)
	AR1_1_2	0.36810	0.10079	3.65	0.0006	Z2(t-1)
	AR1_1_3	0.06447	0.13261	0.49	0.6290	Z3(t-1)
	AR2_1_1	-0.17963	0.13306	-1.35	0.1831	Z1(t-2)
	AR2_1_2	0.00850	0.12048	0.07	0.9440	Z2(t-2)
	AR2_1_3	0.09792	0.11583	0.85	0.4019	Z3(t-2)
Z2	AR1_2_1	0.09087	0.19130	0.48	0.6368	Z1(t-1)
	AR1_2_2	0.55379	0.14118	3.92	0.0003	Z2(t-1)
	AR1_2_3	-0.01396	0.18575	-0.08	0.9404	Z3(t-1)
	AR2_2_1	0.15501	0.18638	0.83	0.4096	Z1(t-2)
	AR2_2_2	0.01734	0.16877	0.10	0.9186	Z2(t-2)
	AR2_2_3	-0.07321	0.16224	-0.45	0.6538	Z3(t-2)
Z3	AR1_3_1	0.17675	0.15239	1.16	0.2516	Z1(t-1)
	AR1_3_2	0.55866	0.11247	4.97	0.0001	Z2(t-1)

Information
Criteria
AICC 1.165044
HQC 1.340295
AIC 1.087901
SBC 1.738907
FPEC 2.9754

Schematic Representation of Cross Correlations of Residuals

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Z1	+	+	+	+
Z2	.	+	-
Z3	+	+	-

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Portmanteau Test for Cross
Correlations of Residuals

Up To Lag	DF	Chi-Square	Pr>ChiSq
3	9	7.81	0.5534
4	18	10.95	0.8966
5	27	18.36	0.8922
6	36	31.47	0.6838
7	45	40.59	0.6591
8	54	50.82	0.5980
9	63	63.30	0.4656
10	72	65.93	0.6788
11	81	69.64	0.8120
12	90	75.30	0.8667

```

data inflasi;
input Z1-Z3 ;
datalines;
3.33 -1.08 2.66
2.9 -1.89 1.55
0.16 2.11 -0.23
. . .
. . .
0.65 1.43 0.45
0.12 -0.27 -1.09
0.15 -0.43 0.97
;
proc varmax data= inflasi;
model Z1-Z3/
p=(1,2,5,7,9)
minic=(p=10)noint
noint print=(corrppcorr);
output lead=12;
run;

```

Model Parameter Estimates

Equation	Standard Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
Z1	AR1_1_1	-0.21576	0.19034	-1.13	0.2649	Z1(t-1)
	AR1_1_2	0.09062	0.15916	0.57	0.5728	Z2(t-1)
	AR1_1_3	0.14906	0.13634	1.09	0.2820	Z3(t-1)
	AR2_1_1	-0.11293	0.17940	-0.63	0.5332	Z1(t-2)
	AR2_1_2	0.13590	0.17179	0.79	0.4344	Z2(t-2)
	AR2_1_3	0.04015	0.16904	0.24	0.8137	Z3(t-2)
	AR5_1_1	-0.09777	0.13913	-0.70	0.4870	Z1(t-5)
	AR5_1_2	0.01296	0.11462	0.11	0.9106	Z2(t-5)
	AR5_1_3	0.09257	0.12349	0.75	0.4587	Z3(t-5)
	AR7_1_1	-0.06399	0.14915	-0.43	0.6706	Z1(t-7)
	AR7_1_2	0.00074	0.12145	0.01	0.9952	Z2(t-7)
	AR7_1_3	-0.05693	0.12726	-0.45	0.6574	Z3(t-7)
	AR9_1_1	0.03278	0.16082	0.20	0.8397	Z1(t-9)
	AR9_1_2	0.02522	0.10673	0.24	0.8146	Z2(t-9)
	AR9_1_3	-0.00638	0.12070	-0.05	0.9581	Z3(t-9)
Z2	AR1_2_1	0.11912	0.20792	0.57	0.5705	Z1(t-1)
	AR1_2_2	0.37130	0.17386	2.14	0.0400	Z2(t-1)
	AR1_2_3	0.03793	0.14893	0.25	0.8005	Z3(t-1)
	AR2_2_1	0.11374	0.19597	0.58	0.5655	Z1(t-2)
	AR2_2_2	-0.03674	0.18766	-0.20	0.8459	Z2(t-2)
	AR2_2_3	-0.02236	0.18466	-0.12	0.9044	Z3(t-2)
	AR5_2_1	-0.03688	0.15198	-0.24	0.8097	Z1(t-5)
	AR5_2_2	-0.25602	0.12520	-2.04	0.0487	Z2(t-5)
	AR5_2_3	0.18591	0.13490	1.38	0.1772	Z3(t-5)
	AR7_2_1	-0.02051	0.16293	-0.13	0.9006	Z1(t-7)
	AR7_2_2	0.07316	0.13267	0.55	0.5849	Z2(t-7)
	AR7_2_3	-0.07872	0.13901	-0.57	0.5749	Z3(t-7)
	AR9_2_1	0.03513	0.17567	0.20	0.8427	Z1(t-9)

Z3	AR9_2_2	0.07271	0.11658	0.62	0.5370	Z2(t-9)
	AR9_2_3	-0.08982	0.13185	-0.68	0.5004	Z3(t-9)
	AR1_3_1	0.13664	0.20402	0.67	0.5076	Z1(t-1)
	AR1_3_2	0.27836	0.17060	1.63	0.1120	Z2(t-1)
	AR1_3_3	-0.07455	0.14614	-0.51	0.6133	Z3(t-1)
	AR2_3_1	-0.16993	0.19230	-0.88	0.3831	Z1(t-2)
	AR2_3_2	0.16645	0.18414	0.90	0.3724	Z2(t-2)
	AR2_3_3	-0.22821	0.18120	-1.26	0.2164	Z3(t-2)
	AR5_3_1	-0.05915	0.14913	-0.40	0.6941	Z1(t-5)
	AR5_3_2	0.07263	0.12286	0.59	0.5583	Z2(t-5)
	AR5_3_3	0.16520	0.13237	1.25	0.2205	Z3(t-5)
	AR7_3_1	0.33231	0.15987	2.08	0.0453	Z1(t-7)
	AR7_3_2	0.00242	0.13018	0.02	0.9853	Z2(t-7)
	AR7_3_3	0.08682	0.13640	0.64	0.5287	Z3(t-7)
	AR9_3_1	0.03907	0.17238	0.23	0.8221	Z1(t-9)
	AR9_3_2	0.12595	0.11440	1.10	0.2786	Z2(t-9)
	AR9_3_3	-0.27055	0.12938	-2.09	0.0441	Z3(t-9)

Information
Criteria
AICC 1.217288
HQC 1.066125
AIC 0.406964
SBC 2.14435
FPEC1.596473

Schematic Representation of Cross Correlations of Residuals

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Z1	++
Z2	+.
Z3	+.+.	+.

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Portmanteau Test for Cross
Correlations of Residuals

Up To Lag	DF	Chi-Square	Pr>ChiSq
10	9	63.55	<.0001
11	18	74.82	<.0001
12	27	78.62	<.0001

```

data inflasi;
input Z1-Z3 ;
datalines;
3.33 -1.08 2.66
2.9 -1.89 1.55
0.16 2.11 -0.23
. . .
. . .
. . .
0.65 1.43 0.45
0.12 -0.27 -1.09
0.15 -0.43 0.97
;

proc varmax data= inflasi;
model Z1-Z3/
p=1
minic=(p=10)noint
noint print=(corrppcorr);
restrict
AR(1,1,1)=0 AR(1,1,3)=0 AR(1,2,1)=0
AR(1,2,3)=0 AR(1,3,1)=0 AR(1,3,3)=0;
output lead=12;
run;

```

Model Parameter Estimates

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
Z1	AR1_1_1	0.00000	0.00000			Z1(t-1)
	AR1_1_2	0.32869	0.08615	3.82	0.0004	Z2(t-1)
	AR1_1_3	0.00000	0.00000			Z3(t-1)
Z2	AR1_2_1	0.00000	0.00000			Z1(t-1)
	AR1_2_2	0.59308	0.10904	5.44	0.0001	Z2(t-1)
	AR1_2_3	0.00000	0.00000			Z3(t-1)
Z3	AR1_3_1	0.00000	0.00000			Z1(t-1)
	AR1_3_2	0.58354	0.09016	6.47	0.0001	Z2(t-1)
	AR1_3_3	0.00000	0.00000			Z3(t-1)

Information
Criteria

AICC	1.117142
HQC	1.224967
AIC	1.099599
SBC	1.422186
FPEC	3.003838

Schematic Representation of Cross Correlations of Residuals

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Z1		+.
Z2		.+.
Z3		+.+.

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Portmanteau Test for Cross
Correlations of Residuals

Up To Lag	DF	Chi-Square	Pr>ChiSq
2	9	16.43	0.0585
3	18	25.49	0.1120
4	27	27.98	0.4120
5	36	36.02	0.4679
6	45	44.88	0.4768
7	54	55.23	0.4280
8	63	62.64	0.4892
9	72	80.12	0.2395
10	81	82.77	0.4244
11	90	96.61	0.2978
12	99	99.77	0.4594

```

data inflasi;
input Z1-Z3 ;
datalines;
3.33 -1.08 2.66
2.9 -1.89 1.55
0.16 2.11 -0.23
. . .
. . .
. . .
0.65 1.43 0.45
0.12 -0.27 -1.09
0.15 -0.43 0.97
;

proc varmax data= inflasi;
model Z1-Z3/
p=2
minic=(p=10)noint
noint print=(corrppcorr);
restrict
AR(1,1,1)=0 AR(1,1,3)=0 AR(2,1,1)=0 AR(2,1,2)=0 AR(2,1,3)=0
AR(1,2,1)=0 AR(1,2,3)=0 AR(2,2,1)=0 AR(2,2,2)=0 AR(2,2,3)=0
AR(1,3,1)=0 AR(1,3,3)=0 AR(2,3,1)=0 AR(2,3,2)=0 AR(2,3,3)=0;
output lead=12;
run;

```

Model Parameter Estimates

Equation	Standard Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr> t	Variable
Z1	AR1_1_1	0.00000	0.00000			Z1(t-1)
	AR1_1_2	0.35028	0.07981	4.39	0.0001	Z2(t-1)
	AR1_1_3	0.00000	0.00000			Z3(t-1)

	AR2_1_1	0.00000	0.00000			Z1(t-2)
	AR2_1_2	0.00000	0.00000			Z2(t-2)
	AR2_1_3	0.00000	0.00000			Z3(t-2)
Z2	AR1_2_1	0.00000	0.00000			Z1(t-1)
	AR1_2_2	0.58480	0.11180	5.23	0.0001	Z2(t-1)
	AR1_2_3	0.00000	0.00000			Z3(t-1)
	AR2_2_1	0.00000	0.00000			Z1(t-2)
	AR2_2_2	0.00000	0.00000			Z2(t-2)
	AR2_2_3	0.00000	0.00000			Z3(t-2)
Z3	AR1_3_1	0.00000	0.00000			Z1(t-1)
	AR1_3_2	0.59800	0.08906	6.71	0.0001	Z2(t-1)
	AR1_3_3	0.00000	0.00000			Z3(t-1)
	AR2_3_1	0.00000	0.00000			Z1(t-2)
	AR2_3_2	0.00000	0.00000			Z2(t-2)
	AR2_3_3	0.00000	0.00000			Z3(t-2)

Information
Criteria
AICC 1.343429
HQC 1.51868
AIC 1.266286
SBC 1.917292
FPEC 3.55645

Schematic Representation of Cross Correlations of Residuals

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Z1		+.+	+-
Z2		..+-
Z3		+.+	..--

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Portmanteau Test for Cross
Correlations of Residuals

Up To Lag	DF	Chi-Square	Pr>ChiSq
3	9	22.34	0.0079
4	18	25.46	0.1128
5	27	33.71	0.1747
6	36	46.28	0.1173
7	45	58.12	0.0907
8	54	65.67	0.1326
9	63	84.48	0.0368
10	72	87.63	0.1015
11	81	93.86	0.1555
12	90	98.63	0.2504

```

data inflasi;
input Z1-Z3 ;
datalines;
3.33   -1.08  2.66
2.9    -1.89  1.55
0.16   2.11  -0.23
.      .      .
.      .      .
.      .      .
0.65   1.43  0.45
0.12   -0.27 -1.09
0.15   -0.43 0.97
;

proc varmax data= inflasi;
model Z1-Z3/
p=(1,2,5,7,9)
minic=(p=10)noint
noint print=(corr pcorr);
restrict
AR(1,1,1)=0 AR(1,1,2)=0 AR(1,1,3)=0 AR(2,1,1)=0 AR(2,1,2)=0 AR(2,1,3)=0
AR(5,1,1)=0 AR(5,1,2)=0 AR(5,1,3)=0 AR(7,1,1)=0 AR(7,1,2)=0 AR(7,1,3)=0 AR(9,1,1)=0
AR(9,1,2)=0 AR(9,1,3)=0 AR(1,2,1)=0 AR(1,2,3)=0 AR(2,2,1)=0 AR(2,2,2)=0
AR(2,2,3)=0 AR(5,2,1)=0 AR(5,2,3)=0 AR(7,2,1)=0 AR(7,2,2)=0 AR(7,2,3)=0
AR(9,2,1)=0 AR(9,2,2)=0 AR(9,2,3)=0 AR(1,3,1)=0 AR(1,3,2)=0
AR(1,3,3)=0 AR(2,3,1)=0 AR(2,3,2)=0 AR(2,3,3)=0 AR(5,3,1)=0 AR(5,3,2)=0
AR(5,3,3)=0 AR(7,3,2)=0 AR(7,3,3)=0 AR(9,3,1)=0 AR(9,3,2)=0;
output lead=12;
run;

```

Model Parameter Estimates

Equation	Standard Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
Z1	AR1_1_1	0.00000	0.00000			Z1(t-1)
	AR1_1_2	0.00000	0.00000			Z2(t-1)
	AR1_1_3	0.00000	0.00000			Z3(t-1)
	AR2_1_1	0.00000	0.00000			Z1(t-2)
	AR2_1_2	0.00000	0.00000			Z2(t-2)
	AR2_1_3	0.00000	0.00000			Z3(t-2)
	AR5_1_1	0.00000	0.00000			Z1(t-5)
	AR5_1_2	0.00000	0.00000			Z2(t-5)
	AR5_1_3	0.00000	0.00000			Z3(t-5)
	AR7_1_1	0.00000	0.00000			Z1(t-7)
	AR7_1_2	0.00000	0.00000			Z2(t-7)
	AR7_1_3	0.00000	0.00000			Z3(t-7)
	AR9_1_1	0.00000	0.00000			Z1(t-9)
	AR9_1_2	0.00000	0.00000			Z2(t-9)
	AR9_1_3	0.00000	0.00000			Z3(t-9)
Z2	AR1_2_1	0.00000	0.00000			Z1(t-1)
	AR1_2_2	0.24068	0.14032	1.72	0.0954	Z2(t-1)
	AR1_2_3	0.00000	0.00000			Z3(t-1)
	AR2_2_1	0.00000	0.00000			Z1(t-2)
	AR2_2_2	0.00000	0.00000			Z2(t-2)

Z3	AR2_2_3	0.00000	0.00000			Z3(t-2)
	AR5_2_1	0.00000	0.00000			Z1(t-5)
	AR5_2_2	-0.17732	0.08057	-2.20	0.0346	Z2(t-5)
	AR5_2_3	0.00000	0.00000			Z3(t-5)
	AR7_2_1	0.00000	0.00000			Z1(t-7)
	AR7_2_2	0.00000	0.00000			Z2(t-7)
	AR7_2_3	0.00000	0.00000			Z3(t-7)
	AR9_2_1	0.00000	0.00000			Z1(t-9)
	AR9_2_2	0.00000	0.00000			Z2(t-9)
	AR9_2_3	0.00000	0.00000			Z3(t-9)
	AR1_3_1	0.00000	0.00000			Z1(t-1)
	AR1_3_2	0.00000	0.00000			Z2(t-1)
	AR1_3_3	0.00000	0.00000			Z3(t-1)
	AR2_3_1	0.00000	0.00000			Z1(t-2)
	AR2_3_2	0.00000	0.00000			Z2(t-2)
	AR2_3_3	0.00000	0.00000			Z3(t-2)
	AR5_3_1	0.00000	0.00000			Z1(t-5)
	AR5_3_2	0.00000	0.00000			Z2(t-5)
	AR5_3_3	0.00000	0.00000			Z3(t-5)
	AR7_3_1	0.52926	0.10452	5.06	0.0001	Z1(t-7)
	AR7_3_2	0.00000	0.00000			Z2(t-7)
	AR7_3_3	0.00000	0.00000			Z3(t-7)
	AR9_3_1	0.00000	0.00000			Z1(t-9)
	AR9_3_2	0.00000	0.00000			Z2(t-9)
	AR9_3_3	-0.24505	0.07787	-3.15	0.0034	Z3(t-9)

Information
Criteria
AICC 1.65117
HQC 1.500008
AIC 0.840846
SBC 2.578232
FPEC2.463737

Schematic Representation of Cross Correlations of Residuals

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Z1	+.+--
Z2	..+
Z3	+.++

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Portmanteau Test for Cross
Correlations of Residuals

Up To Lag	DF	Chi-Square	Pr>ChiSq
10	9	73.97	<.0001
11	18	87.19	<.0001
12	27	95.22	<.0001

HasilPengolahandengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) BobotLokasiSeragam Kota JayapuradenganSemua Parameter

Regression Analysis: J versus J-1, V1

The regression equation is

$$J = 0.247 - 0.136 J-1 + 0.364 V1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.2465	0.1658	1.49	0.143
J-1	-0.1363	0.1324	-1.03	0.308
V1	0.3640	0.1289	2.82	0.007

S = 1.09322 R-Sq = 12.9% R-Sq(adj) = 9.7%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	9.557	4.778	4.00	0.024
Residual Error	54	64.537	1.195		
Total	56	74.094			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) BobotLokasiSeragam Kota Jayapuradengan Parameter Signifikan

Regression Analysis: J versus V1

The regression equation is

$$J = 0.381 V1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
V1	0.3813	0.1047	3.64	0.001

S = 1.10133

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	16.083	16.083	13.26	0.001
Residual Error	56	67.923	1.213		
Total	57	84.006			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16
 Model GSTAR(1₁) BobotLokasiSeragam Kota SorongdenganSemua Parameter

Regression Analysis: S versus S-1, V2

The regression equation is
 $S = 0.342 + 0.554 S-1 - 0.086 V2$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.3419	0.2048	1.67	0.101
S-1	0.5535	0.1206	4.59	0.000
V2	-0.0864	0.1665	-0.52	0.606

S = 1.35052 R-Sq = 29.1% R-Sq(adj) = 26.5%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	40.461	20.231	11.09	0.000
Residual Error	54	98.491	1.824		
Total	56	138.952			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16
 Model GSTAR(1₁) BobotLokasiSeragam Kota Sorongdengan Parameter Signifikan

Regression Analysis: S versus S-1

The regression equation is
 $S = 0.600 S-1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
S-1	0.6002	0.1064	5.64	0.000

S = 1.36001

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	58.874	58.874	31.83	0.000
Residual Error	56	103.579	1.850		
Total	57	162.453			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16
 Model GSTAR(1₁) BobotLokasiSeragamKab. ManokwaridenganSemua Parameter

Regression Analysis: M versus M-1, V3

The regression equation is
 $M = 0.239 - 0.071 M-1 + 0.794 V3$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.2390	0.1764	1.35	0.181
M-1	-0.0712	0.1307	-0.54	0.588
V3	0.7944	0.1715	4.63	0.000

S = 1.16336 R-Sq = 33.6% R-Sq(adj) = 31.1%

Analysis of variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	36.923	18.462	13.64	0.000
Residual Error	54	73.084	1.353		
Total	56	110.008			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16
 Model GSTAR(1₁) BobotLokasiSeragamKab. Manokwaridengan Parameter Signifikan

Regression Analysis: M versus V3

The regression equation is
 $M = 0.826 V3$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
V3	0.8259	0.1272	6.49	0.000

S = 1.16252

Analysis of variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	56.975	56.975	42.16	0.000
Residual Error	56	75.681	1.351		
Total	57	132.656			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) BobotLokasi Invers Jarak Kota JayapuradenganSemua Parameter

Regression Analysis: J versus J-1, V1

The regression equation is
 $J = 0.257 - 0.140 J-1 + 0.349 V1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.2573	0.1672	1.54	0.130
J-1	-0.1400	0.1359	-1.03	0.308
V1	0.3487	0.1331	2.62	0.011

S = 1.10316 R-Sq = 11.3% R-Sq(adj) = 8.0%

Analysis of variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	8.378	4.189	3.44	0.039
Residual Error	54	65.716	1.217		
Total	56	74.094			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) BobotLokasi Invers Jarak Kota Jayapuradengan Parameter Signifikan

Regression Analysis: J versus V1

The regression equation is
 $J = 0.365 V1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
V1	0.3651	0.1063	3.44	0.001

S = 1.11309

Analysis of variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	14.624	14.624	11.80	0.001
Residual Error	56	69.382	1.239		
Total	57	84.006			

Hasil Pengolahan dengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Invers Jarak Kota Sorong dengan Semua Parameter

Regression Analysis: S versus S-1, V2

The regression equation is
 $S = 0.340 + 0.555 S-1 - 0.078 V2$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.3402	0.2040	1.67	0.101
S-1	0.5555	0.1221	4.55	0.000
V2	-0.0785	0.1530	-0.51	0.610

S = 1.35060 R-Sq = 29.1% R-Sq(adj) = 26.5%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	40.450	20.225	11.09	0.000
Residual Error	54	98.502	1.824		
Total	56	138.952			

Hasil Pengolahan dengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Invers Jarak Kota Sorong dengan Parameter Signifikan

Regression Analysis: S versus S-1

The regression equation is
 $S = 0.600 S-1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
S-1	0.6002	0.1064	5.64	0.000

S = 1.36001

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	58.874	58.874	31.83	0.000
Residual Error	56	103.579	1.850		
Total	57	162.453			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) BobotLokasi Invers JarakKab. ManokwaridenganSemua Parameter

Regression Analysis: M versus M-1, V3

The regression equation is
 $M = 0.239 - 0.029 M-1 + 0.703 V3$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.2386	0.1712	1.39	0.169
M-1	-0.0289	0.1208	-0.24	0.812
V3	0.7030	0.1391	5.05	0.000

S = 1.13312 R-Sq = 37.0% R-Sq(adj) = 34.6%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	40.673	20.337	15.84	0.000
Residual Error	54	69.334	1.284		
Total	56	110.008			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) BobotLokasi Invers JarakKab. Manokwaridengan Parameter Signifikan

Regression Analysis: M versus V3

The regression equation is
 $M = 0.759 V3$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
V3	0.7594	0.1103	6.89	0.000

S = 1.13264

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	60.815	60.815	47.41	0.000
Residual Error	56	71.841	1.283		
Total	57	132.656			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) BobotLokasiKorelasiSilang Kota JayapuradenganSemua Parameter

Regression Analysis: J versus J-1, V1

The regression equation is
 $J = 0.241 - 0.105 J-1 + 0.353 V1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.2408	0.1625	1.48	0.144
J-1	-0.1046	0.1252	-0.84	0.407
V1	0.3533	0.1132	3.12	0.003

S = 1.07802 R-Sq = 15.3% R-Sq(adj) = 12.2%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	11.339	5.670	4.88	0.011
Residual Error	54	62.755	1.162		
Total	56	74.094			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) BobotLokasiKorelasiSilang Kota Jayapuradengan Parameter Signifikan

Regression Analysis: J versus V1

The regression equation is
 $J = 0.385 V1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
V1	0.38518	0.09722	3.96	0.000

S = 1.08245

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	18.391	18.391	15.70	0.000
Residual Error	56	65.615	1.172		
Total	57	84.006			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) BobotLokasiKorelasiSilang Kota SorongdenganSemua Parameter

Regression Analysis: S versus S-1, V2

The regression equation is
 $S = 0.341 + 0.555 S-1 - 0.081 V2$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.3410	0.2043	1.67	0.101
S-1	0.5554	0.1219	4.56	0.000
V2	-0.0812	0.1568	-0.52	0.607

S = 1.35054 R-Sq = 29.1% R-Sq(adj) = 26.5%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	40.459	20.230	11.09	0.000
Residual Error	54	98.493	1.824		
Total	56	138.952			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16

Model GSTAR(1₁) BobotLokasiKorelasiSilang Kota Sorongdengan Parameter Signifikan

Regression Analysis: S versus S-1

The regression equation is
 $S = 0.600 S-1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
S-1	0.6002	0.1064	5.64	0.000

S = 1.36001

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	58.874	58.874	31.83	0.000
Residual Error	56	103.579	1.850		
Total	57	162.453			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16
 Model GSTAR(1₁) BobotLokasiKorelasiSilangKab. ManokwaridenganSemua Parameter

Regression Analysis: M versus M-1, V3

The regression equation is
 $M = 0.237 - 0.034 M-1 + 0.714 V3$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.2371	0.1713	1.38	0.172
M-1	-0.0339	0.1213	-0.28	0.781
V3	0.7144	0.1415	5.05	0.000

S = 1.13345 R-Sq = 36.9% R-Sq(adj) = 34.6%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	40.633	20.316	15.81	0.000
Residual Error	54	69.375	1.285		
Total	56	110.008			

HasilPengolahandengan Software Minitab 16
 Model GSTAR(1₁) BobotLokasiKorelasiSilangKab. Manokwaridengan Parameter Signifikan

Regression Analysis: M versus V3

The regression equation is
 $M = 0.768 V3$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
V3	0.7679	0.1115	6.89	0.000

S = 1.13263

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	60.817	60.817	47.41	0.000
Residual Error	56	71.839	1.283		
Total	57	132.656			

Lampiran 7.

HasilPengolahandengan Software SAS HasilUjiWhite Noise Residual Model VAR

Schematic Representation of Correlations											
Name/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Resi1	++.
Resi2	+..
Resi3	++.--	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

HasilUjiWhite Noise Residual Model RestrictVAR

Schematic Representation of Correlations											
Name/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Resi1	++.
Resi2	+..-
Resi3	++.--	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

HasilUjiWhite Noise Residual Model GSTAR(1₁) BobotLokasiSeragamdenganSemua Parameter

Schematic Representation of Correlations											
Name/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Resi1	++.-
Resi2	+..
Resi3	++.--	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

HasilUjiWhite Noise Residual Model GSTAR(1₁) BobotLokasiSeragamdengan Parameter Signifikan

Schematic Representation of Correlations											
Name/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Resi1	++.
Resi2	+..-
Resi3	++.--	...

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Hasil Uji White Noise Residual Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Invers Jarak dengan Semua Parameter

Schematic Representation of Correlations											
Name/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Resi1	++.
Resi2	+..
Resi3	++.

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Hasil Uji White Noise Residual Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Invers Jarak dengan Parameter Signifikan

Schematic Representation of Correlations											
Name/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Resi1	++.
Resi2	+..
Resi3	++.

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Hasil Uji White Noise Residual Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Korelasi Silang dengan Semua Parameter

Schematic Representation of Correlations											
Name/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Resi1	++.
Resi2	+..
Resi3	++.

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Hasil Uji White Noise Residual Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Korelasi Silang dengan Parameter Signifikan

Schematic Representation of Correlations											
Name/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Resi1	++.
Resi2	+..
Resi3	++.

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Lampiran 8.

HasilPengolahandengan Software SAS

HasilUjiMultinormalResidual Model VAR(1) denganSemua Parameter

```
MTB > cd D:\Bahan Tesis\Final\Tesis\Program
MTB > %qqplot c1 c2 c3
Executing from file: qqplot.MAC
```

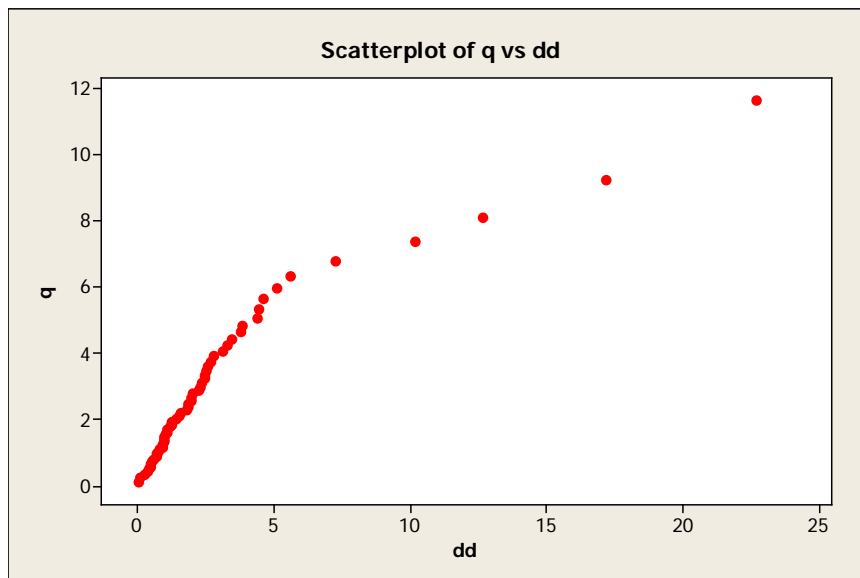
Answer = 10.1678	Answer = 1.9690	Answer = 0.5351
Answer = 5.5835	Answer = 0.7144	Answer = 0.2498
Answer = 2.0101	Answer = 0.9097	Answer = 2.4440
Answer = 22.6892	Answer = 0.9372	Answer = 3.4343
Answer = 12.6429	Answer = 1.1125	Answer = 1.0241
Answer = 1.5712	Answer = 1.5208	Answer = 3.1112
Answer = 1.2694	Answer = 0.4821	Answer = 0.6990
Answer = 0.9647	Answer = 3.7713	Answer = 0.8223
Answer = 3.3082	Answer = 4.6042	Answer = 1.2224
Answer = 0.4776	Answer = 0.5828	Answer = 1.8516
Answer = 2.6829	Answer = 5.1243	Answer = 1.8512
Answer = 17.1868	Answer = 1.2505	Answer = 1.9834
Answer = 0.9974	Answer = 2.2652	Answer = 1.3955
Answer = 2.8198	Answer = 4.4740	Answer = 2.5148
Answer = 1.8191	Answer = 0.0926	Answer = 2.5987
Answer = 2.3602	Answer = 7.2593	Answer = 0.0214
Answer = 0.7762	Answer = 3.8235	Answer = 0.4358
Answer = 2.3115	Answer = 0.3763	Answer = 4.4182
Answer = 2.4427	Answer = 1.0637	Answer = 0.9728

Scatterplot of q vs dd

Data Display

t 0.631579

distribusi data multinormal



Hasil Uji Multinormal Residual Model VAR(1) dengan Parameter Signifikan

```
MTB > cd D:\Bahan Tesis\Final\Tesis\Program
MTB > %qqplot c4 c5 c6
Executing from file: qqplot.MAC
```

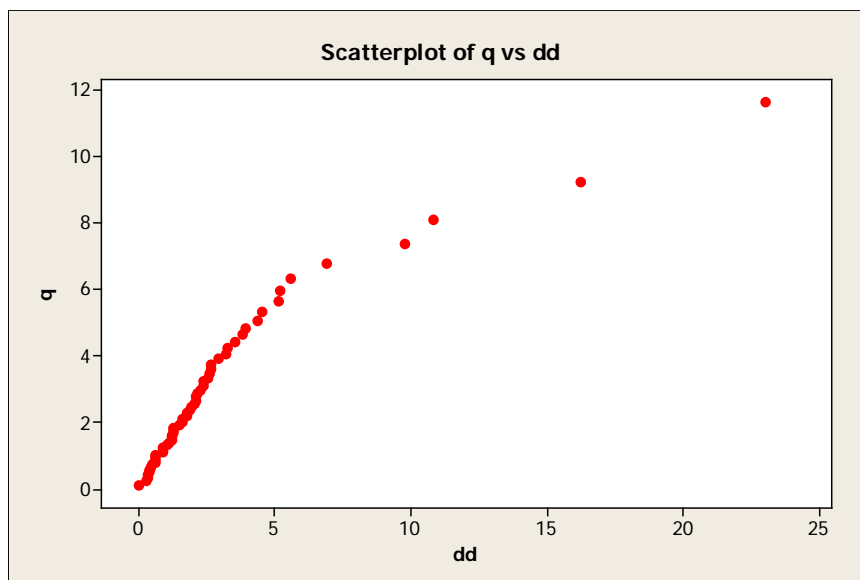
Answer = 10.8469	Answer = 2.1104	Answer = 0.3851
Answer = 5.1721	Answer = 0.6242	Answer = 0.3167
Answer = 2.3913	Answer = 1.0792	Answer = 2.5472
Answer = 23.0064	Answer = 1.2701	Answer = 3.2892
Answer = 9.7698	Answer = 1.2485	Answer = 1.0953
Answer = 2.9616	Answer = 1.2196	Answer = 2.6827
Answer = 1.6372	Answer = 0.6391	Answer = 0.6155
Answer = 0.8777	Answer = 3.8210	Answer = 0.8702
Answer = 3.5228	Answer = 5.5824	Answer = 1.5286
Answer = 0.2644	Answer = 0.4826	Answer = 2.0286
Answer = 2.6133	Answer = 5.1903	Answer = 1.7680
Answer = 16.2402	Answer = 1.7758	Answer = 2.1545
Answer = 0.3235	Answer = 2.2856	Answer = 1.2400
Answer = 3.2146	Answer = 4.5543	Answer = 2.6795
Answer = 1.6248	Answer = 0.4347	Answer = 1.9063
Answer = 2.1022	Answer = 6.9163	Answer = 0.0111
Answer = 1.2908	Answer = 3.9213	Answer = 0.4010
Answer = 2.3803	Answer = 0.6251	Answer = 4.3606
Answer = 1.9272	Answer = 1.2847	Answer = 0.8878

Scatterplot of q vs dd

Data Display

t 0.614035

distribusi data multinormal



Hasil Uji Multinormal Residual Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Seragam dengan Semua Parameter

```
MTB > cd D:\Bahan Tesis\Final\Tesis\Program
MTB > %qqplot c7 c8 c9
Executing from file: qqplot.MAC
```

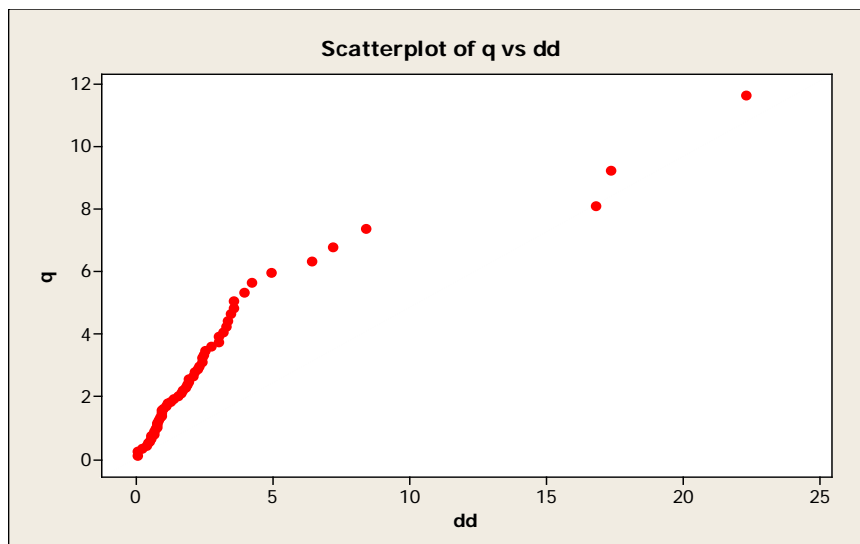
Answer = 8.4157	Answer = 1.5223	Answer = 0.4731
Answer = 6.4244	Answer = 1.0909	Answer = 0.1968
Answer = 1.3453	Answer = 0.9068	Answer = 2.3917
Answer = 22.3180	Answer = 0.5290	Answer = 3.5207
Answer = 17.3332	Answer = 0.7477	Answer = 0.9563
Answer = 1.2164	Answer = 1.8953	Answer = 3.5234
Answer = 1.7830	Answer = 0.4015	Answer = 0.6383
Answer = 1.1163	Answer = 3.1587	Answer = 0.8532
Answer = 3.4218	Answer = 2.9823	Answer = 0.9108
Answer = 0.7634	Answer = 0.9095	Answer = 1.6805
Answer = 2.5253	Answer = 4.9439	Answer = 1.9153
Answer = 16.7971	Answer = 0.6873	Answer = 1.6257
Answer = 3.2867	Answer = 2.0441	Answer = 1.8443
Answer = 2.4542	Answer = 3.9117	Answer = 2.2762
Answer = 2.2046	Answer = 0.0409	Answer = 3.2991
Answer = 2.4097	Answer = 7.1981	Answer = 0.0506
Answer = 0.6044	Answer = 2.7370	Answer = 0.3653
Answer = 2.1112	Answer = 0.5298	Answer = 4.1795
Answer = 2.9816	Answer = 0.8106	Answer = 0.7393

Scatterplot of q vs dd

Data Display

t 0.614035

distribusi data multinormal



Hasil Uji Multinormal Residual Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Seragam dengan Parameter Signifikan

```
MTB > cd D:\Bahan Tesis\Final\Tesis\Program
MTB > %qqplot c10 c11 c12
Executing from file: qqplot.MAC
```

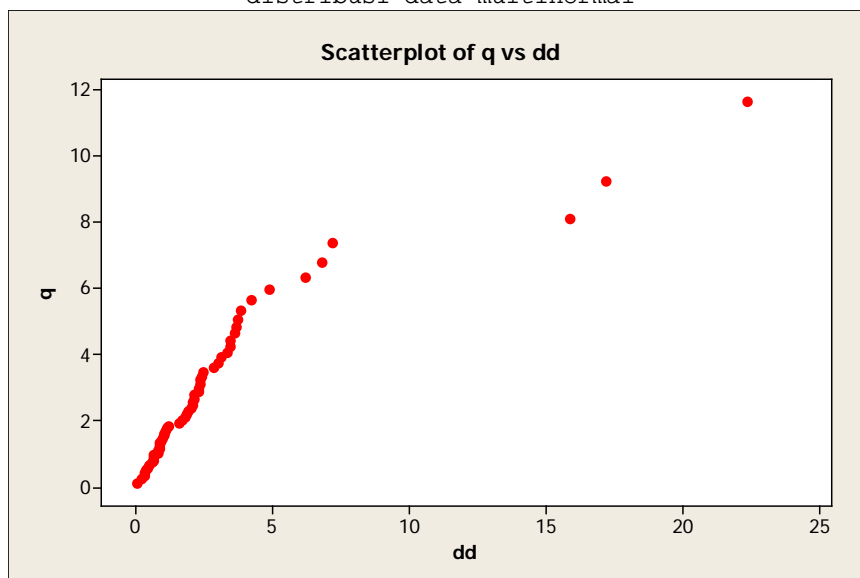
Answer = 6.7804	Answer = 1.5621	Answer = 0.3165
Answer = 6.1715	Answer = 1.1388	Answer = 0.3002
Answer = 1.1933	Answer = 1.0758	Answer = 2.4514
Answer = 22.3630	Answer = 0.6067	Answer = 3.6913
Answer = 15.8745	Answer = 0.8483	Answer = 0.7839
Answer = 2.2843	Answer = 1.8580	Answer = 3.6360
Answer = 1.9893	Answer = 0.3972	Answer = 0.4421
Answer = 1.0297	Answer = 3.4452	Answer = 0.9252
Answer = 3.8433	Answer = 3.4593	Answer = 1.0298
Answer = 0.6274	Answer = 0.8334	Answer = 1.7807
Answer = 3.0847	Answer = 4.8850	Answer = 1.9178
Answer = 17.2070	Answer = 0.8394	Answer = 1.6645
Answer = 2.3053	Answer = 2.0745	Answer = 2.1322
Answer = 2.8458	Answer = 3.6150	Answer = 2.3668
Answer = 2.0682	Answer = 0.2092	Answer = 3.3338
Answer = 2.3293	Answer = 7.1916	Answer = 0.0480
Answer = 0.9566	Answer = 2.4124	Answer = 0.3691
Answer = 2.0945	Answer = 0.6552	Answer = 4.1871
Answer = 3.0032	Answer = 0.6454	Answer = 0.8195

Scatterplot of q vs dd

Data Display

t 0.631579

distribusi data multinormal



Hasil Uji Multinormal Residual Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Inver Jarak dengan Semua Parameter

```
MTB > cd D:\Bahan Tesis\Final\Tesis\Program
MTB > %qqplot c13 c14 c15
Executing from file: qqplot.MAC
```

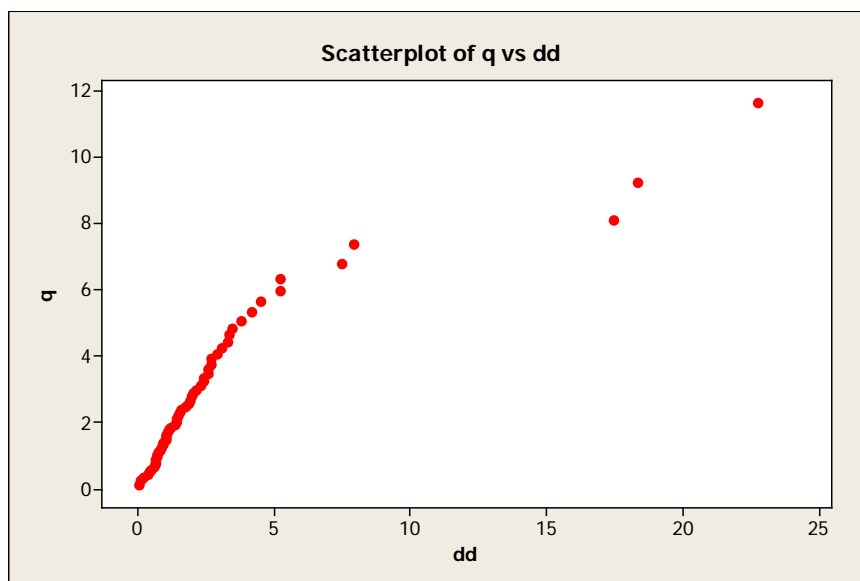
Answer = 7.9456	Answer = 1.3513	Answer = 0.4852
Answer = 5.2183	Answer = 0.7753	Answer = 0.2051
Answer = 1.5346	Answer = 1.0237	Answer = 2.4313
Answer = 22.7398	Answer = 0.8936	Answer = 3.0706
Answer = 18.3557	Answer = 0.7217	Answer = 0.8427
Answer = 1.1128	Answer = 1.4895	Answer = 3.2944
Answer = 1.4414	Answer = 0.5879	Answer = 0.6821
Answer = 0.9350	Answer = 3.4818	Answer = 0.7258
Answer = 3.3344	Answer = 4.1787	Answer = 1.1745
Answer = 0.6378	Answer = 1.0346	Answer = 1.8476
Answer = 2.6914	Answer = 5.2450	Answer = 1.7747
Answer = 17.4722	Answer = 1.1984	Answer = 1.5765
Answer = 2.8948	Answer = 2.4280	Answer = 1.4574
Answer = 2.5876	Answer = 3.8177	Answer = 2.1560
Answer = 1.9371	Answer = 0.0977	Answer = 2.6873
Answer = 2.6143	Answer = 7.4777	Answer = 0.0391
Answer = 0.6486	Answer = 2.0220	Answer = 0.4331
Answer = 1.9718	Answer = 0.4055	Answer = 4.5200
Answer = 2.3332	Answer = 1.0352	Answer = 0.9243

Scatterplot of q vs dd

Data Display

t 0.631579

distribusi data multinormal



Hasil Uji Multinormal Residual Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Invers Jarak dengan Parameter Signifikan

```
MTB > cd D:\Bahan Tesis\Final\Tesis\Program
MTB > %qqplot c16 c17 c18
Executing from file: qqplot.MAC
```

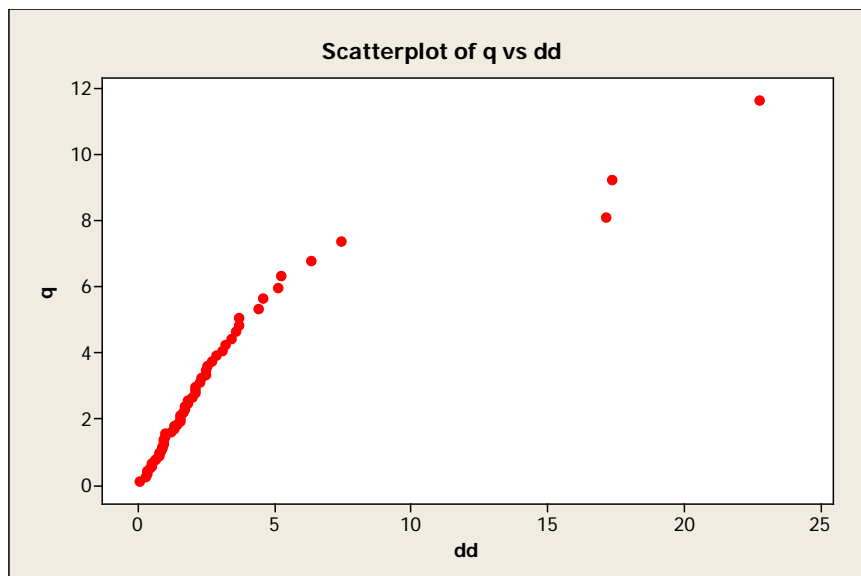
Answer = 6.3564	Answer = 1.3407	Answer = 0.3182
Answer = 5.1404	Answer = 0.9069	Answer = 0.3141
Answer = 1.5191	Answer = 1.2084	Answer = 2.5097
Answer = 22.7638	Answer = 0.9678	Answer = 3.0788
Answer = 17.1322	Answer = 0.7575	Answer = 0.8330
Answer = 2.0894	Answer = 1.5432	Answer = 3.4166
Answer = 1.8144	Answer = 0.6316	Answer = 0.5027
Answer = 0.9237	Answer = 3.5653	Answer = 0.7789
Answer = 3.7026	Answer = 4.4310	Answer = 1.3099
Answer = 0.4929	Answer = 0.9213	Answer = 1.9667
Answer = 3.1807	Answer = 5.2115	Answer = 1.7149
Answer = 17.3349	Answer = 1.4440	Answer = 1.6609
Answer = 2.1223	Answer = 2.4990	Answer = 1.6953
Answer = 2.8761	Answer = 3.6761	Answer = 2.2370
Answer = 1.8156	Answer = 0.2681	Answer = 2.7113
Answer = 2.4562	Answer = 7.4445	Answer = 0.0429
Answer = 0.9779	Answer = 1.5361	Answer = 0.4224
Answer = 2.0731	Answer = 0.6580	Answer = 4.5815
Answer = 2.3064	Answer = 0.8901	Answer = 0.9258

Scatterplot of q vs dd

Data Display

t 0.649123

distribusi data multinormal



Hasil Uji Multinormal Residual Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Korelasi Silang dengan Semua Parameter

```
MTB > cd D:\Bahan Tesis\Final\Tesis\Program
MTB > %qqplot c19 c20 c21
Executing from file: qqplot.MAC
```

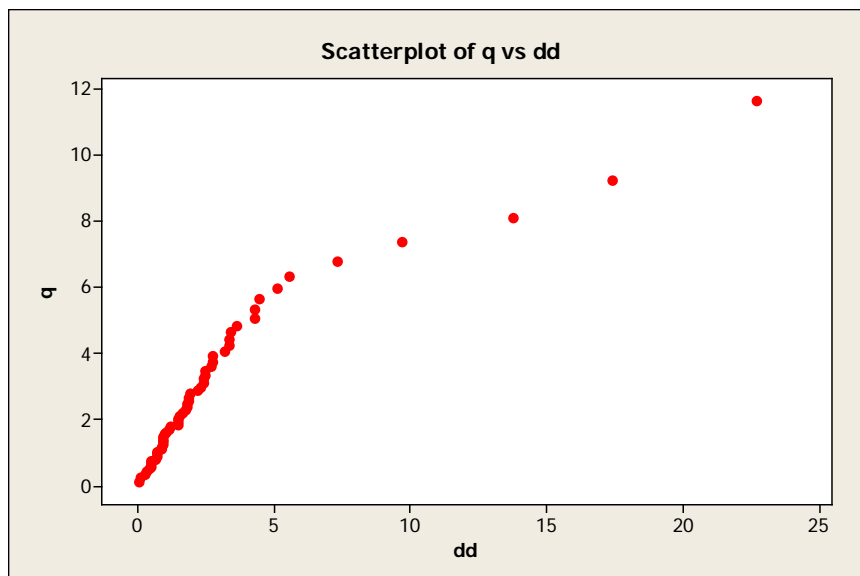
Answer = 9.6967	Answer = 1.7690	Answer = 0.5080
Answer = 5.5422	Answer = 0.7273	Answer = 0.2460
Answer = 1.8608	Answer = 0.9421	Answer = 2.4345
Answer = 22.6919	Answer = 0.8738	Answer = 3.4090
Answer = 13.7776	Answer = 0.9724	Answer = 0.9508
Answer = 1.5030	Answer = 1.5414	Answer = 3.1917
Answer = 1.5094	Answer = 0.4921	Answer = 0.6804
Answer = 0.9345	Answer = 3.6367	Answer = 0.8495
Answer = 3.3341	Answer = 4.2780	Answer = 1.1623
Answer = 0.5069	Answer = 0.7153	Answer = 1.8318
Answer = 2.6955	Answer = 5.1372	Answer = 1.8929
Answer = 17.3961	Answer = 1.1989	Answer = 1.7865
Answer = 1.6472	Answer = 2.2908	Answer = 1.4763
Answer = 2.7682	Answer = 4.2831	Answer = 2.4715
Answer = 1.9052	Answer = 0.0846	Answer = 2.7231
Answer = 2.3968	Answer = 7.3373	Answer = 0.0316
Answer = 0.7272	Answer = 3.3498	Answer = 0.4270
Answer = 2.2082	Answer = 0.3375	Answer = 4.4455
Answer = 2.4631	Answer = 1.0186	Answer = 0.9312

Scatterplot of q vs dd

Data Display

t 0.614035

distribusi data multinormal



Hasil Uji Multinormal Residual Model GSTAR(1₁) Bobot Lokasi Korelasi Silang dengan Parameter Signifikan

MTB > cd D:\Bahan Tesis\Final\Tesis\Program
 MTB > %qqplot c22 c23 c24
 Executing from file: qqplot.MAC

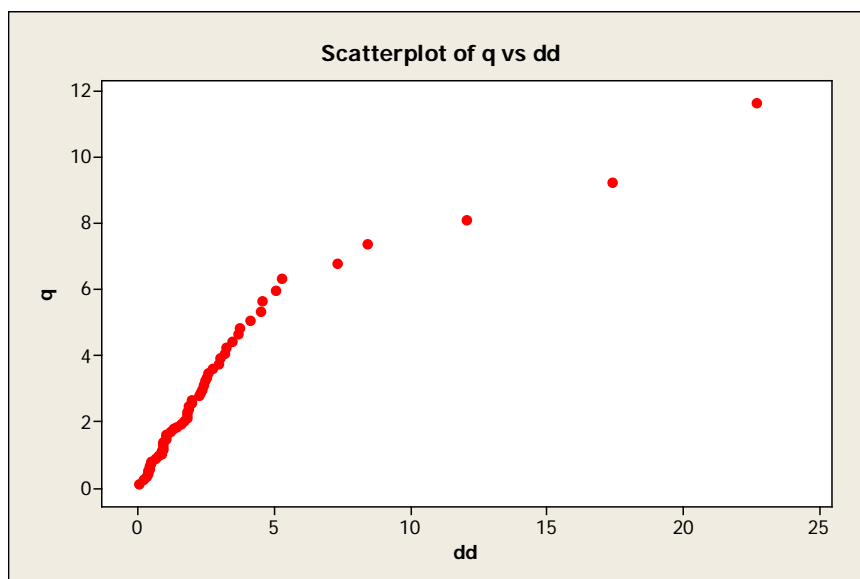
Answer = 8.4012	Answer = 1.7946	Answer = 0.3361
Answer = 5.2830	Answer = 0.7891	Answer = 0.3672
Answer = 1.8404	Answer = 1.0604	Answer = 2.5095
Answer = 22.7149	Answer = 0.9420	Answer = 3.4866
Answer = 12.0730	Answer = 1.0283	Answer = 0.9350
Answer = 2.4919	Answer = 1.5665	Answer = 3.2591
Answer = 1.9795	Answer = 0.4710	Answer = 0.4541
Answer = 0.8875	Answer = 3.7535	Answer = 0.9284
Answer = 3.6926	Answer = 4.5611	Answer = 1.2944
Answer = 0.3619	Answer = 0.6406	Answer = 1.9529
Answer = 3.1918	Answer = 5.0743	Answer = 1.8662
Answer = 17.3972	Answer = 1.4395	Answer = 1.8167
Answer = 1.1797	Answer = 2.3495	Answer = 1.7253
Answer = 3.0430	Answer = 4.1259	Answer = 2.5899
Answer = 1.8311	Answer = 0.2141	Answer = 2.7682
Answer = 2.2696	Answer = 7.3102	Answer = 0.0315
Answer = 1.0356	Answer = 2.9685	Answer = 0.4181
Answer = 2.3068	Answer = 0.4739	Answer = 4.5014
Answer = 2.4036	Answer = 0.8731	Answer = 0.9393

Scatterplot of q vs dd

Data Display

t 0.614035

distribusi data multinormal



Lampiran 9.

Syntax Program R untuk Uji Linieritas Data Inflasi Kota Jayapura, Kota Sorong dan Kab. Manokwari

```
library(tseries)
library(quadprog)
library(zoo)
y=read.table("D://BahanTesis//Final//Tesis//Program//respon.txt", header=T)
z=read.table("D://BahanTesis//Final//Tesis//Program//respon.txt", header=T)
y1=y[1]
y2=y[2]
y3=y[3]
white.test(z, y1, type="Chisq")
white.test(z, y2, type="Chisq")
white.test(z, y3, type="Chisq")
terasvirta.test(z, y1, type="Chisq")
terasvirta.test(z, y2, type="Chisq")
terasvirta.test(z, y3, type="Chisq")
```

White Neural Network Test

data: z and y1

X-squared = 1.5094, df = 2, p-value = 0.4701

```
>white.test(z,y2, type="Chisq")
```

White Neural Network Test

data: z and y2

X-squared = 1.2211, df = 2, p-value = 0.5431

```
>white.test(z,y3, type="Chisq")
```

White Neural Network Test

data: z and y3

X-squared = 16.5315, df = 2, p-value = 0.0002572

```
>terasvirta.test(z,y1, type="Chisq")
```

Teraesvirta Neural Network Test

data: z and y1

X-squared = 25.1703, df = 16, p-value = 0.06688

```
>terasvirta.test(z,y2, type="Chisq")
```

Teraesvirta Neural Network Test

data: z and y2

X-squared = 6.8104, df = 16, p-value = 0.9767

```
>terasvirta.test(z,y3, type="Chisq")
```

Teraesvirta Neural Network Test

data: z and y3

X-squared = 59.3579, df = 16, p-value = 6.712e-07