

TEMA

IMPLEMENTASI STATISTIKA DALAM PENGEMBANGAN
EKONOMI KREATIF GUNA MENYONGSONG MEA 2015

PROSIDING
KONFERENSI NASIONAL
STATISTIKA



Ikatan Perstatistikan Indonesia (ISI)
2015

Diselenggarakan oleh:



PROCEEDING BOOK
1st INDONESIA STATISTICS CONFERENCE AND OLYMPIAD (ISCO)

**"Implementasi Statistika dalam Pengembangan Ekonomi Kreatif
Guna Menyongsong MEA 2015"**

Jakarta-Bogor, 8-10 September 2015

Didukung dan dipersembahkan oleh



PROCEEDING BOOK
1st INDONESIA STATISTICS CONFERENCE AND OLYMPIAD (ISCO)

Jakarta-Bogor, 8-10 September 2015

Makalah-makalah dalam prosiding ini telah dipublikasikan pada
Konferensi Nasional Statistika
pada tanggal 8 September 2015
di Sekolah Tinggi Ilmu Statistik

Steering Committee:

- | | |
|----------------------------------|-----------------|
| 1. Dr. Adi Lumaksono, M.A. | (ISI) |
| 2. Dr. Margo Yuwono, S.Si, M.Si. | (ISI) |
| 3. Dr. Erni Tri Astuti, M.Math. | (FORSTAT, STIS) |
| 4. Dr. Anang Kurnia, M.Si. | (FOTISTA, IPB) |
| 5. Dr. Hamonangan Ritonga, M.Sc. | (STIS) |
| 6. Setia Pramana, Ph.D | (STIS) |

Scientific Committee:

- | | |
|-----------------------------------|-----------------|
| 1. Setia Pramana, Ph.D | (STIS) |
| 2. Dr. Hamonangan Ritonga, M.Sc. | (STIS) |
| 3. Dr. Margaretha Ari Anggorowati | (STIS) |
| 4. Novia Budi P., MSE, MPP, Ph.D | (STIS) |
| 5. Dr. Erni Tri Astuti, M.Math. | (FORSTAT, STIS) |
| 6. Dr. Nasruddin, S.Si., ME. | (STIS) |
| 7. Prof. Dr. Abuzar Asra | (STIS) |
| 8. Dr. Subagio Dwijosumono | (STIS) |
| 9. Dr. Budiasih | (STIS) |
| 10. Mohammad Dokhi, Ph.D | (STIS) |

Organizing Committee:

- | | |
|----------------------------------|----------------------|
| 1. Ari Anggrayni Ramadhan | (Chief man) |
| 2. Rafif Rikasatya | (Secretary) |
| 3. Asy-Syifa Hanum Farida | (Financial Chief) |
| 4. Adenil Zakaria | (Event & Conference) |
| 5. Adzan Wahidin | (Event & Conference) |
| 6. Agung Setyo Wibowo | (Event & Conference) |
| 7. Amanda Putri Pertiwi | (Event & Conference) |
| 8. Annisa Nurul Ummah | (Event & Conference) |
| 9. Auli Nahdia | (Event & Conference) |
| 10. Malik Faisal Aziz | (Event & Conference) |
| 11. Ranggi Aditya Nugraha | (Event & Conference) |
| 12. I Made Ardi Kusuma | (Publication) |
| 13. Ahmad Fajar Novianto | (Publication) |
| 14. Anisa Suciningtyas Damayanti | (Publication) |
| 15. Resti Amalia | (Design) |
| 16. Vita Fauzia Rahmawati | (Design) |
| 17. Fitriana Nur Rachmah | (Design) |
| 18. Atika Putri Purwaningrum | (Consumption) |
| 19. Aulia Bima Putri | (Consumption) |
| 20. I Putu Surya Natha Redatama | (Logistic) |
| 21. Daniel Bonardo Purba | (Logistic) |
| 22. Annisa Nur Kusuma | (Logistic) |

Didukung dan dipersembahkan oleh



1st INDONESIA STATISTICS CONFERENCE AND OLYMPIAD (ISCO)

**"Implementasi Statistika dalam Pengembangan Ekonomi Kreatif
Guna Menyongsong MEA 2015"**

8-10 September 2015

Diselenggarakan oleh:

Ikatan Perstatistikan Indonesia (ISI)

Dilaksanakan oleh:

**Sekolah Tinggi Ilmu Statistik (STIS) dan Departemen Statistika Institut
Pertanian Bogor (IPB)**

Prosiding diterbitkan oleh:

Sekolah Tinggi Ilmu Statistik Press

Cetakan ke-1

Terbitan tahun 2015

Katalog dalam Terbitan (KDT)

Konferensi Nasional (8 September 2015: Jakarta)

Prosiding/ Reviewer: Tim Reviewer

Prosiding lengkap dapat diakses:

<http://conference.isi-indonesia.org>

ISBN: 978-602-8607-12-4

KATA PENGANTAR

1st Indonesian Statistics Conference and Olympiad 2015 (1st ISCO) adalah event perlombaan dan konferensi pertama yang diadakan oleh Ikatan Perstatistikan Indonesia (ISI) yang pada tahun ini menjadikan Institut Pertanian Bogor (IPB) dan Sekolah Tinggi Ilmu Statistik (STIS) sebagai penyelenggara yang bekerja sama dengan Forum Perguruan Tinggi Statistika (FORSTAT), Ikatan Himpunan Mahasiswa Statistika Indonesia (IHMSI), dan Badan Pusat Statistik (BPS). Konferensi Nasional Statistika adalah sebuah rangkaian kegiatan yang tergabung dalam ISCO.

Acara ini berlangsung pada tanggal 8 September hingga 10 September 2015 di Sekolah Tinggi Ilmu Statistik (STIS) Jakarta, Badan Pusat Statistik (BPS RI) Jakarta, dan IPB International Convention Center (IICC) Bogor. Tema yang diangkat dalam acara ini ialah “Implementasi Statistika dalam Ekonomi Kreatif Guna Menyongsong Masyarakat Ekonomi ASEAN 2015”.

Konferensi Nasional Statistika dihadiri oleh 2 keynote speaker dan 7 invited speakers, serta 19 pemakalah yang telah melakukan research dan mempresentasikan makalahnya. Terima kasih kami ucapkan kepada sponsor, donatur maupun pihak-pihak lainnya yang telah berkontribusi banyak sehingga acara ini dapat terselenggarakan.

Hormat kami,
Koordinator Scientific Committee
ISCO 2015

Setia Pramana, Ph. D.
19770722 200003 1 002

DAFTAR ISI

Halaman Muka	i
Halaman Judul	ii
Kata Pengantar	vi
Daftar Isi	vii
Daftar Paper	

1	Trophy Endah Rahayu Ikhsan Fahmi	Length Of Working Life Indonesia Berdasarkan Lifetable Hasil Sensus Penduduk 2010	1
2	Shafira Murni	Pemodelan Kaitan Penerapan Uang Elektronik (<i>E-Money</i>) Terhadap Pembentukan Cadangan Uang Dengan <i>Error Correction Mechanism Model</i>	21
3	Dila Aprillia Muhlasah Novitasari Mara Neva Satyahadewi	Pengukuran <i>Value At Risk</i> Dengan Pendekatan <i>Autoregressive Conditional Heteroscedastic (ARCH)</i>	34
4	Kartika Meiliana Sinaga Ribut Nurul Tri Wahyuni	Pengaruh Penanaman Modal Asing Terhadap Perdagangan Internasional Indonesia : Pendekatan Gravity Model	46
5	Ribut Nurul Tri Wahyuni	Faktor-Faktor yang Memengaruhi Tenaga Kerja Remaja: Pendekatan Spasial Panel	57
6	Krismanti Tri Wahyuni	Pendekatan Data Panel dalam Kajian Kemiskinan Sulawesi Tengah Tahun 2010-2013	68
7	Krismanti Tri Wahyuni Andi Kurniawan	Panel Data To Analyze The Determinants Of Poverty In Indonesia, 2007 – 2013	86
8	Firdaus Erni Tri Astuti	Local Polynomial Smoothing Untuk Mengatasi Masalah Age Heaping Pada Data Umur Hasil Sensus Penduduk 2010	102
9	Irpan Pebri Setiadi HSB Dewi Purwanti	Pengaruh Faktor Eksternal dan Internal Terhadap Pergerakan IHSG Periode Januari 2006 – Agustus 2014	124
10	Hani Annisa Nauli Harahap Erni Tri Astuti	Pendekatan Model <i>Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR)</i> Pada Data Jumlah Kematian Ibu Di Indonesia Tahun 2011	136
11	Sundari Ika Yuni Wulansari	Analisis Determinan Tabungan Masyarakat di Indonesia Periode 2000-2013 Menggunakan <i>Error Correction Mechanism (ECM)</i>	147
12	Nasta'in Komarudin Winih Budiarti	Determinan Migrasi Risen Keluar Provinsi Jawa Tengah Periode 1990-2010	160
13	Arief Yuandi Setia Pramana	Penggunaan Teknik <i>Cross Validation</i> Untuk <i>Assessment Model</i> Regresi Spasial (Studi Kasus <i>Human Development Index</i> Provinsi Jawa Timur pada tahun 2013)	176

LENGTH OF WORKING LIFE INDONESIA
Berdasarkan Life Table Hasil Sensus Penduduk 2010

Trophy Endah Rahayu, M.Si⁽¹⁾; Ikhsan Fahmi, S.ST⁽²⁾
Badan Pusat Statistik, trophy@bps.go.id⁽¹⁾, ikhsan.fahmi@bps.go.id⁽²⁾

Abstrak

Menyongsong puncak bonus demografi Indonesia tahun 2028, analisa mengenai ketenagakerjaan merupakan suatu topik menarik untuk diteliti. Seberapa besar suatu negara dapat mengambil keuntungan dari bonus demografi sangat tergantung pada penduduk usia kerja di negara tersebut.

Rata-rata lama tahun bekerja atau *length of working life* merupakan indikator yang penting yang mencerminkan kondisi ketenagakerjaan di suatu negara. Working life table merupakan suatu modifikasi perangkat analisis demografi yang bisa digunakan untuk mengukur indikator *length of working life*. Dari indikator ini kita bisa mengetahui perubahan pada lamanya seseorang berpartisipasi dalam angkatan kerja.

Dengan menggunakan life table yang dikonstruksi dari data kematian hasil Sensus Penduduk 2010 dan angka partisipasi angkatan kerja dari survey angkatan kerja nasional (SAKERNAS), tulisan ini akan menganalisa lama tahun bekerja penduduk Indonesia untuk laki-laki dan perempuan. Dengan menggunakan data kematian hasil SP2010, tulisan ini akan menggunakan lifetable hasil konstruksi dengan menggunakan metode Brass Growth Balance yang telah dihitung sebelumnya.

Keyword: working lifetable, length of working life, working expectancy, ketenagakerjaan, sakernas

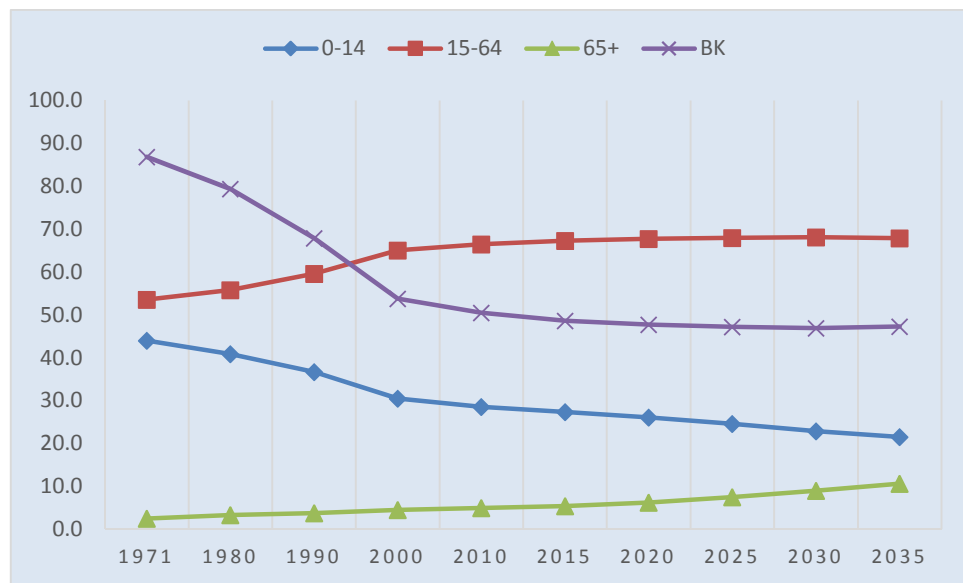
Pendahuluan

Penurunan angka kematian dan angka kelahiran berdampak pada pertumbuhan penduduk usia kerja yang jauh lebih cepat dibanding pertumbuhan penduduk (Harmadi, 2008). Penurunan angka kelahiran menyebabkan menurunnya proporsi bayi dan anak-anak yang menjadi tanggungan penduduk usia kerja, sedang penurunan angka kematian menyebabkan angka harapan hidup yang terus meningkat, sehingga penduduk usia kerja memiliki rentang waktu yang lebih lama untuk bekerja. Proses tersebut dapat menyebabkan rasio ketergantungan menurun dan peningkatan penduduk usia kerja.

Perubahan struktur umur penduduk dan menurunnya beban ketergantungan sampai dibawah 50 persen menandakan Indonesia sudah memasuki periode bonus demografi atau *demographic window of opportunity*, dimana penduduk usia kerja lebih dominan daripada penduduk lainnya. Bonus demografi akan memberikan dampak yang positif terhadap pembangunan di Indonesia, asalkan kesempatan ini dimanfaatkan dengan tersedianya lapangan kerja yang memadai dibarengi oleh situasi kesehatan yang membaik.

Berdasarkan hasil Proyeksi penduduk tahun 2010-2035, Indonesia sekarang sedang mengalami bonus demografi, dimana rasio ketergantungan penduduk sebesar 48,6 dan

akan mengalami puncak bonus demografi pada tahun 2028-2030. Puncak bonus demografi ini tercapai ketika angka ketergantungan penduduk mencapai titik terendah, yaitu 46,9; yang artinya setiap 100 orang usia produktif (15-64 tahun) menanggung beban 47 orang usia tidak produktif. Setelah tahun 2030 diproyeksikan penduduk lansia akan terus bertambah, dan diikuti dengan menurunnya persentase penduduk usia kerja.



Gambar 1. Penduduk Menurut Kelompok Umur dan Beban Ketergantungan, 1971-2035
Sumber: Proyeksi Penduduk Indonesia 2010-2035

Untuk memanfaatkan momen bonus demografi, analisa mengenai ketenagakerjaan menjadi penting untuk dibahas. Karena berapa besarnya “bonus” yang akan didapat dari transisi demografi ini sangat tergantung dari seberapa besar angkatan kerja yang dapat aktif bekerja di pasar kerja.

Indikator rata-rata lama tahun bekerja atau *length of working life*, merupakan indikator penting yang mencerminkan kondisi sosial ekonomi di suatu negara. Indikator ini pada dasarnya mengukur perubahan pada lamanya seseorang berpartisipasi dalam angkatan kerja (Fullerton, 1976 dalam Harmadi, 2008). Dengan menggunakan model tabel kematian dan angka partisipasi tenaga kerja, kita bisa mengkonstruksi *working lifetable* yang dapat memprediksi keadaan tenaga kerja, mulai dari jumlah orang yang diharapkan masuk pasar kerja sampai jumlah orang yang keluar dari pasar kerja, berapa lama seseorang berada di pasar kerja (*length of working life*), dan kapan perkiraan mereka keluar dari pasar kerja yang disebabkan karena pensiun atau kematian.

Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui lamanya seseorang berada di pasar kerja, selain itu diharapkan juga didapatkan perkiraan mereka keluar dari pasar kerja baik karena mati maupun pensiun.

Metodologi

Working life table adalah suatu aplikasi analisis *life table* untuk menganalisis siklus bekerja. Proses yang dianalisis dalam *working life table* adalah masuknya seseorang ke

dalam angkatan kerja, keluarnya karena meninggal, PHK ataupun pensiun. Umumnya *working life table* menganalisis penduduk usia produktif, 15-65 tahun, namun dalam penelitian ini diperpanjang menjadi 15-85+ dengan tujuan untuk mengetahui perilaku bekerja dari lansia. *Working life table* menganalisis tiga *event* yaitu aktif (bekerja, berpartisipasi di angkatan kerja), tidak aktif (tidak bekerja, tidak berpartisipasi di angkatan kerja), dan mati. Yang menjadikan analisis *working life table* menjadi agak rumit adalah karena *event* “mati” atau keluarnya seseorang dari status bekerja atau di angkatan kerja tidak hanya disebabkan oleh kematian, tapi juga karena pensiun atau berhenti bekerja. Oleh karena itu, analisis *working life table* sering disebut sebagai *multiple-decrement life table* karena berakhirnya seseorang dari sebuah siklus disebabkan oleh banyak sebab. Secara umum, *working life table* dimulai dengan 100,000 kelahiran hidup dari penduduk hipotetik, yang kemudian berkurang karena adanya kematian disetiap kelompok umur. Pada analisis ini, penduduk hipotetik dipengaruhi oleh dua faktor tambahan (selain kelahiran dan kematian), yaitu masuk (*entry/accession*) dan keluarnya (*separation*) seseorang dari angkatan kerja

Life table merupakan perangkat perubahan analisis demografi yang memotret perubahan komposisi jumlah suatu kohort penduduk sepanjang hidup dengan memperhatikan perubahan mortalitas dari umur 0 tahun sampai dengan umur tertua. Indikator yang biasanya didapatkan dari *life table* adalah angka harapan hidup (*life expectancy*), dan jumlah penduduk yang bertahan melewati satu tahun umur ke umur berikutnya. *Life table* biasanya dibuat terpisah antara jenis kelamin dan wilayah, karena pola kematian untuk tiap jenis kelamin serta tiap wilayah berbeda-beda.

Dari semua Sensus Penduduk (SP) yang dilaksanakan sejak tahun 1961 hanya dalam SP2010 saja yang memuat pertanyaan tentang tingkat kematian penduduk. Sensus Penduduk Indonesia Tahun 2010 telah mencatat kejadian kematian dari rumah tangga. Dengan data sensus ini kita mendapatkan informasi kematian yang lebih lengkap, dan dapat dirinci menurut kelompok umur dan jenis kelamin, sehingga memungkinkan untuk membangun konstruksi *life table*. Dari data kematian SP2010, BPS, atau lebih tepatnya Subdit Demografi, bersama dengan tim konsultan, mencoba membangun *life table* dengan evaluasi kelengkapan data kematian menggunakan metode *Brass Growth Balance* (BGB) dan *General Growth Balance* (GGB).

Selain menggunakan *life table*, untuk membangun *working life tabel* juga diperlukan angka tingkat partisipasi angkatan kerja (TPAK). TPAK didapatkan dari survei tenaga kerja nasional (SAKERNAS) 2011-2013.

Terdapat beberapa asumsi dasar yang digunakan dalam menyusun *working life table* (Shryock, et.al 1976 and Dasvarma 2002), yaitu:

1. Angka partisipasi angkatan kerja menurut umur atau *age specific labor force participation rates* (w_x) mengikuti pola distribusi unimodal atau menyerupai bentuk kurva U terbalik dimana hanya ada satu titik angka w_x yang maximum pada suatu kelompok usia tertentu yang disebut umur U tahun.
2. Hanya ada penduduk yang masuk atau entri baru (*accession*) kedalam dan tidak ada yang keluar (*withdrawal/separation*) dari angkatan kerja khususnya untuk mereka pada kelompok umur dibawah umur U tahun.
3. Tidak ada entri baru kedalam angkatan kerja setelah umur U tahun. Penduduk yang keluar dari angkatan kerja (*withdrawal/separation*) akan terjadi hanya karena kematian dan pensiun secara permanen.

4. Umur pensiun diasumsikan independen terhadap umur masuk kedalam angkatan kerja.
5. Pola kematian diasumsikan sama baik untuk penduduk yang berpartisipasi di angkatan kerja dan non-partisipasi.

Berikut adalah notasi yang terdapat dalam working life table beserta formula dan penjelasannya :

Tabel 1: Formula Working Life Table

No	Notasi	Rumus	Keterangan
1	x		Kelompok umur lima tahunan
2	W_x		TPAK untuk kelompok umur x
3	L_x		Person Years Lived kelompok umur x , diperoleh dari Life Table yang sesuai
4	LW_x	$W_x \cdot L_x$	Person Years Lived dari orang-orang yang diharapkan terjun dalam pasar kerja untuk kelompok umur x
5	LW^*x	$W^*x \cdot L_x$	Dimana W^*x digunakan dari TPAK tertinggi untuk semua kelompok umur. Person Years Lived dari orang-orang yang diharapkan terjun dalam pasar kerja dengan membuang pengaruh kenaikan TPAK terhadap masuknya orang ke dalam pasar kerja. Dpl, TPAK dianggap konstan untuk kelompok umur yang lebih rendah dari kelompok umur dengan TPAK tertinggi.
6	IW_x	$\frac{LW_{x-5} + LW_x}{10}$	Untuk kelompok umur 45 tahun ke atas (penduduk laki-laki), sedangkan untuk umur 50 tahun ke atas (penduduk perempuan)
7	IW^*x	$\frac{LW^*x - 5 + LW^*x}{10}$	Untuk kelompok umur 10 – 44 tahun (penduduk laki-laki), sedangkan untuk kelompok umur 10 – 49 tahun (penduduk perempuan)
8	TW^*x (Penduduk laki-laki)	$\sum_x^{40-44} LW^*x + \sum_{45-49}^{85+} LW_x$	Untuk kelompok umur 10 – 44 tahun
9	TW^*x (Penduduk laki-laki)	$\sum_x^{85+} LW_x$	Untuk kelompok umur 45 tahun ke atas
10	TW^*x (Penduduk perempuan)	$\sum_x^{45-49} LW^*x + \sum_{50-54}^{85+} LW_x$	Untuk kelompok umur 10 – 49 tahun

11	TW^*x (Penduduk perempuan)	$\sum_x^{85+} LW_x$	Untuk kelompok umur 50 tahun ke atas
12	eW^*x	a. TW^*x/IW^*x b. TW^*x/IW_x	Lamanya seseorang pada kelompok umur x akan bertahan hidup secara aktif dalam angkatan kerja a. Untuk kelompok umur 10 – 44 tahun (penduduk laki-laki) dan kelompok umur 10 – 49 tahun (penduduk perempuan) b. Untuk kelompok umur 45 tahun ke atas (penduduk laki-laki) dan kelompok umur 50 tahun ke atas (penduduk perempuan)
13	Q_x	$LW_x^* - LW_{x+5}^* / LW_x^*$	Adalah Mortality Rate, yaitu untuk menghitung berapa orang yang keluar dari angkatan kerja karena kematian (sisanya pensiun). Untuk umur muda keluar karena kematian, untuk umur tua keluar karena kematian dan pensiun
14	A_x	$LW_{x+5} - LW_x + Q_x LW_x / L_x$	Adalah Net Accesion Rate: Angka masuk ke dalam angkatan kerja netto (Sudah memperhitungkan adanya kematian)
15	$Q^s x$	a. Q_x b. $\frac{LW_x - LW_{x+5}}{LW_x}$,	Separation Rate, adalah angka keluar dari angkatan kerja karena semua sebab (kematian dan pensiun) a. Untuk kelompok umur 10 – 44 tahun (penduduk laki-laki), dan kelompok umur 10 – 49 tahun (penduduk perempuan) b. Untuk kelompok umur 45 tahun ke atas (penduduk laki-laki), dan kelompok umur 50 tahun ke atas (penduduk perempuan)
16	$Q^d x$	$\frac{Q_x(2 - Q^s x)}{(2 - Q_x)}$	Adalah Separation Rate karena kematian
17	$Q^r x$	$Q^s x - Q^d x$	Adalah Separation Rate karena pensiun

Hasil dan Pembahasan

Berikut adalah *work life expectancy* dari hasil konstruksi working life table Indonesia untuk tahun 2011--2013:

Tabel 2: *Work Life Expectancy* untuk Laki-laki, 2011--2013

Age Group	2011		2012		2013	
	TPAK	eW*x	TPAK	eW*x	TPAK	eW*x
15-19	0,4076	49,466	0,4036	49,558	0,3924	49,577
20-24	0,8317	44,768	0,8384	44,861	0,8307	44,880
25-29	0,9557	40,141	0,9631	40,235	0,9507	40,254
30-34	0,9774	35,515	0,9838	35,610	0,9718	35,629
35-39	0,9818	30,893	0,9850	30,989	0,9777	31,009
40-44	0,9809	26,329	0,9862	26,414	0,9800	26,434
45-49	0,9727	21,941	0,9837	21,952	0,9768	21,980
50-54	0,9496	17,880	0,9713	17,724	0,9603	17,800
55-59	0,8773	14,437	0,8806	14,273	0,8831	14,308
60-64	0,7915	11,615	0,7949	11,591	0,7944	11,519
65-69	0,6914	9,074	0,6879	9,075	0,6797	9,055
70-74	0,5480	6,922	0,5418	7,013	0,5391	7,051
75-79	0,4432	5,184	0,4438	5,356	0,4421	5,367
80-84	0,2855	3,320	0,2907	3,569	0,3144	3,502
85+	0,1686	3,990	0,2249	2,461	0,1687	1,846

Dari *Working Life Expectancy for Male* tabel tersebut, terlihat bahwa TPAK tertinggi pada tahun 2011 adalah sebesar 98,18 persen untuk kelompok umur 35-39 tahun. Pada tahun 2012, TPAK tertinggi adalah sebesar 98,62 untuk kelompok umur 40-44 tahun. Selanjutnya, pada tahun 2013 TPAK tertinggi adalah sebesar 98,00 persen untuk kelompok umur 40-44 tahun.

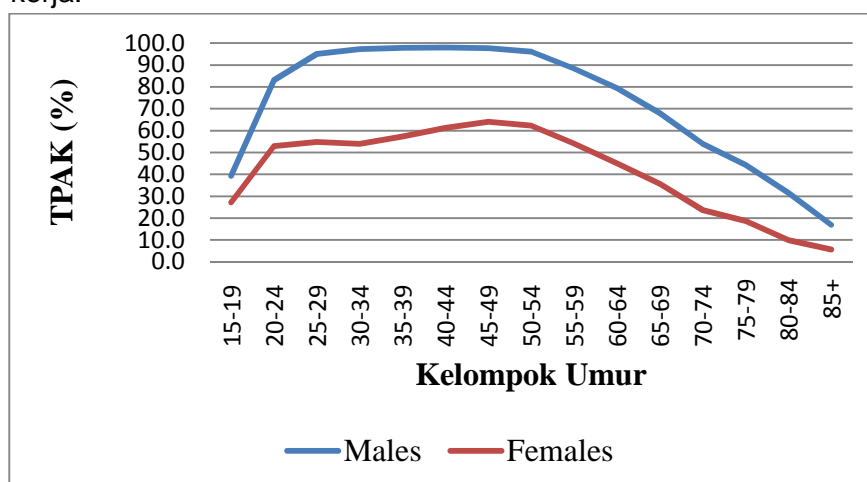
Angkatan kerja usia 15-19 tahun, memiliki harapan berada dalam pasar kerja selama 49,58 tahun. Jadi, jika seseorang berumur 15 tahun, maka ia mempunyai harapan untuk tetap ada dalam pasar kerja hingga umur 65 tahun. Semakin bertambah umur seseorang, semakin berkurang harapan ia untuk tetap berada di pasar kerja

Tabel 3: *Working Life Expectancy* untuk Perempuan, 2011--2013

Age Group	2011		2012		2013	
	TPAK	eW*x	TPAK	eW*x	TPAK	eW*x
15-19	0,2841	50,403	0,2800	50,293	0,2711	49,942
20-24	0,5151	45,559	0,5342	45,449	0,5289	45,097
25-29	0,5297	40,743	0,5549	40,632	0,5475	40,279
30-34	0,5386	35,945	0,5568	35,833	0,5392	35,479
35-39	0,5691	31,175	0,5974	31,062	0,5732	30,705
40-44	0,6060	26,448	0,6263	26,335	0,6129	25,974
45-49	0,6141	21,779	0,6421	21,664	0,6398	21,298
50-54	0,5876	17,547	0,6277	17,247	0,6228	16,903
55-59	0,5515	13,834	0,5656	13,559	0,5401	13,456
60-64	0,4432	10,877	0,4532	10,915	0,4506	10,939
65-69	0,3479	8,867	0,3751	8,744	0,3566	8,613
70-74	0,2449	7,031	0,2400	6,680	0,2357	6,744
75-79	0,1825	5,546	0,1926	5,506	0,1862	5,406
80-84	0,1118	3,780	0,0997	3,354	0,0983	3,245
85+	0,0771	2,539	0,0700	2,572	0,0565	2,207

Dari tabel tersebut, terlihat bahwa TPAK tertinggi pada tahun 2011 adalah sebesar 61,41 persen untuk kelompok umur 45-49 tahun. Pada tahun 2012, TPAK adalah sebesar 64,21 persen untuk kelompok umur 45-49 tahun, dan pada tahun 2013 TPAK tertinggi adalah sebesar 63,98 persen untuk kelompok umur yang sama.

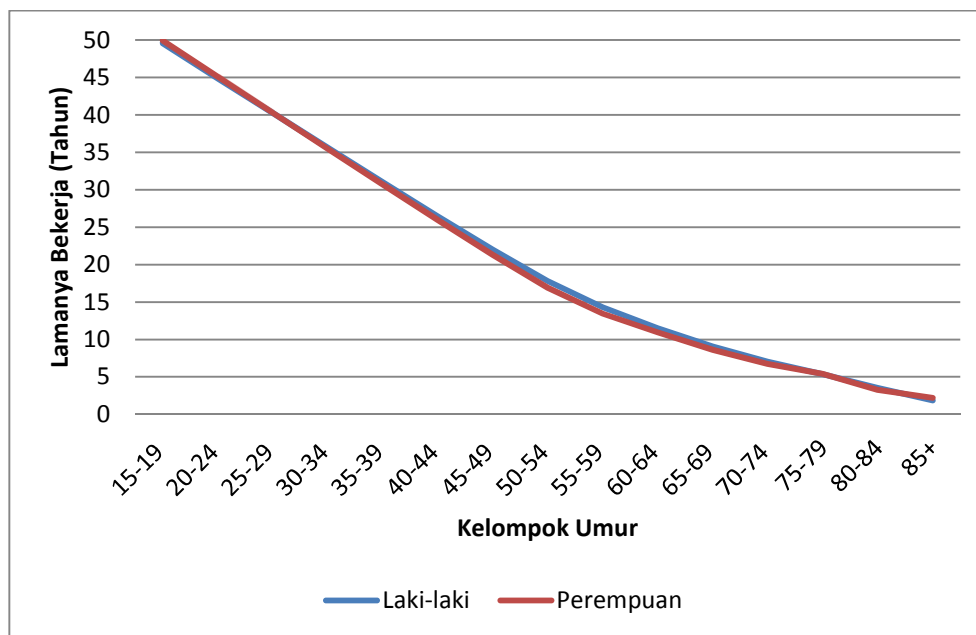
Harapan untuk berada dalam pasar kerja bagi penduduk perempuan sedikit lebih besar daripada penduduk laki-laki, yaitu 49,9 tahun untuk angkatan kerja usia 15 – 19 tahun. Hal tersebut dikarenakan harapan hidup perempuan memang lebih besar, sehingga ketika mereka sudah tua dan tidak lagi bersuami, sedangkan mereka harus mencukupi kebutuhannya, maka mereka harus tetap berada di pasar kerja atau masuk (kembali) ke dalam pasar kerja.



Gambar 1. Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja berdasarkan kelompok umur Indonesia 2013

Sumber :SAKERNAS 2013, diolah

Pada tahun 2013, Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) penduduk laki-laki untuk semua kelompok umur lebih tinggi di bandingkan penduduk perempuan. Hal tersebut dikarenakan laki-laki lebih banyak yang terjun aktif di pasar kerja dibanding perempuan. Selain itu, sebagian besar kepala keluarga, yang memiliki kewajiban menanggung nafkah keluarga, adalah laki-laki.



Gambar 2. Lamanya Penduduk Berada di Pasar Kerja, 2013

Sumber : SAKERNAS 2013, diolah

Pada tahun 2013, secara umum perempuan lebih lama bertahan aktif dalam pasar kerja lebih dibandingkan penduduk laki-laki, walaupun perbedaannya tidak terpaut jauh. Hal tersebut disebabkan karena angka harapan hidup perempuan lebih tinggi, sehingga apabila mereka sudah tua dan tidak lagi bersuami, mereka harus mencukupi kebutuhannya dengan bertahan hidup dalam pasar tenaga kerja.

Working lifetable disajikan secara lengkap di lampiran. Adapun penjelasan atas working life table untuk laki-laki adalah sebagai berikut:

- Angkatan kerja usia 15-19 tahun memiliki harapan berada dalam pasar kerja selama 49,58 tahun. Jadi, jika seseorang berumur 15 tahun, maka ia mempunyai harapan untuk tetap ada dalam pasar kerja hingga umur 65 tahun. Semakin bertambah umur seseorang, semakin berkurang harapannya untuk tetap berada dalam pasar kerja.
- Sampai dengan kelompok umur 40-44 tahun, angka keluar dari pasar kerja (*separation rate*) hanya dipengaruhi oleh kematian, di mana nilai peluangnya semakin tua semakin besar,
- Selain itu, *separation rate* karena pensiun terjadi setelah penduduk berumur di atas 45 tahun, karena pada usia tersebut produktivitas pekerja mulai menurun dan sudah memasuki usia pensiun.

Penjelasan atas working life table untuk perempuan adalah sebagai berikut:

- Harapan untuk ada dalam pasar kerja bagi penduduk perempuan sedikit lebih besar daripada bagi penduduk laki-lakinya, yaitu bermula dengan nilai 49,9 tahun untuk angkatan kerja usia 15-19 tahun, sedang laki-laki 49,58 tahun
- Hal ini karena harapan hidup perempuan memang lebih besar, sehingga ketika mereka sudah tua dan tidak lagi bersuami, sedangkan mereka harus mencukupi kebutuhannya, maka mereka harus tetap berada di pasar kerja atau masuk (kembali) ke dalam pasar kerja.
- *Net accession rate* Pada kelompok umur 15-19 tahun, angka masuk dalam angkatan kerja sebesar 0,2568, yang artinya bahwa dalam 1.000 penduduk perempuan pada kelompok umur 15-19 tahun terdapat 257 orang lebih banyak yang masuk sebagai angkatan kerja daripada yang keluar dari angkatan kerja.
- Pada kelompok umur 25-29 tahun, nilai ini menjadi negatif (0,0083), yang mengindikasikan bahwa dalam 1.000 penduduk perempuan pada kelompok umur 25-29 tahun terdapat 8 orang lebih banyak yang keluar dari angkatan kerja daripada yang masuk dalam angkatan kerja.
- *Separation rate* pada penduduk perempuan menunjukkan semakin bertambah usia, kecenderungan penduduk perempuan untuk keluar dari pasar kerja adalah semakin besar. Selain itu, terlihat bahwa *separation rate* karena pensiun yang keluar dari pasar tenaga kerja dimulai pada penduduk yang berada di dalam kelompok umur 50 tahun ke atas.

Kesimpulan

- Penduduk laki-laki memiliki tingkat partisipasi angkatan kerja yang lebih tinggi dibandingkan penduduk perempuan.
- Untuk angkatan kerja usia 15-19 tahun, memiliki harapan berada dalam pasar kerja selama 49,6 tahun (penduduk laki-laki) dan 49,9 tahun (penduduk perempuan).
- Bertambahnya usia penduduk laki-laki atau pun perempuan meningkatkan peluang kematian suatu penduduk sehingga meningkatkan pula peluang penduduk tersebut keluar dari pasar kerja pada setiap kelompok umur.
- Semakin bertambah usia penduduk baik laki-laki atau pun perempuan mengalami kecenderungan meningkat untuk keluar dari pasar kerja karena kematian atau pun pensiun. *Separation rate* karena kematian yang keluar dari pasar kerja lebih banyak dialami oleh penduduk laki-laki, sedangkan *separation rate* karena pensiun lebih banyak dialami oleh penduduk perempuan.
- *Separation rate* karena pensiun yang keluar dari pasar kerja dimulai pada penduduk laki-laki berusia di atas 45 tahun, sedangkan untuk penduduk perempuan berusia di atas 50 tahun.
- Perlu meninjau ulang metode penghitungan working life table untuk perempuan dan mencoba metode lainnya, karena terlihat pola *retire* yang sangat fluktuatif.

Daftar Pustaka

- [1] Ananta, Aris dan Ismail Budhiarso. (1991) “Ketimpangan Pasar Kerja di Indonesia”. *Paper series No.5 Oktober 1991*. Jakarta: Lembaga Demografi Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia.
- [2] Badan Pusat Statistik. (2014). “Syntetic Lifetable Indonesia Hasil SP2010”. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- [3] Dasvarma, G.L. 2002. Research note: Contribution of mortality decline to longer working life: the case of Indonesian males 1980-1995. *Journal of Population Research*, 19 (1), pp.75-84.
- [4] Harmadi, Sonny Harry Budiutomo, dkk. (2008). “Pemetaan Perputaran dan Tingkat Bertahan Angkatan Kerja Indonesia, Laporan Hibah Riset FEUI 2008”. Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia.
- [5] Ozgoren, Ayse. 2008. An Application of Working Life Tables for Males in Turkey: 1980-2000. *Turkish Journal of Population Studies*, 2008-09, pp30-31.
- [6] Phang, Hanam S. 2012. Work-life Profile of Korean Workers: Life Table Analysis.
- [7] Schoen, R., and K. Woodrow. 1980. Labor force status life tables for the United States 1972. *Demography*, 17 (3), pp.297-322.
- [8] Shryock, H.S., J.S. Siegel, and associates. 1971. *Methods and Materials of Demography*, vol.2. Washington: US Department of Commerce Bureau of the Census.

LAMPIRAN

1. Konstruksi Tabel Kematian (Life Table) Ketenagakerjaan Indonesia Tahun 2011, Laki-laki

Umur (x)	W_x (TPAK _x)	L_x	LW_x ($W_x \cdot L_x$)	LW_x^* ($W_x^* \cdot L_x$)	IW_x	IW_x^*	TW_x	eW_x^*	Q_x	A_x	Q_x^s	Q_x^d	Q_x^f
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
10-14		480.461		471.725									
15-19	0,4076	478.109	194.870	469.416		94.114	4.655.425	49.466	0,0081	0,4206	0,0081	0,0081	0,0000
20-24	0,8317	474.244	394.406	465.621		93.504	4.186.009	44.768	0,0095	0,1229	0,0095	0,0095	0,0000
25-29	0,9557	469.746	448.954	461.205		92.683	3.720.388	40.141	0,0102	0,0215	0,0102	0,0102	0,0000
30-34	0,9774	464.936	454.445	456.482		91.769	3.259.183	35.515	0,0126	0,0043	0,0126	0,0126	0,0000
35-39	0,9818	459.085	450.738	450.738		90.722	2.802.701	30.893	0,0172	(0,0009)	0,0172	0,0172	0,0000
40-44	0,9809	451.185	442.568	442.981	89.331		2.351.963	26.329	0,0255	(0,0080)	0,0336	0,0254	0,0082
45-49	0,9727	439.676	427.690	431.682	87.026		1.909.395	21.941	0,0395	(0,0223)	0,0624	0,0391	0,0233
50-54	0,9496	422.290	400.993	414.612	82.868		1.481.705	17.880	0,0618	(0,0678)	0,1332	0,0595	0,0737
55-59	0,8773	396.208	347.598	389.004	74.859		1.080.712	14.437	0,0956	(0,0776)	0,1841	0,0912	0,0929
60-64	0,7915	358.332	283.604	351.817	63.120		733.114	11.615	0,1452	(0,0855)	0,2532	0,1367	0,1165
65-69	0,6914	306.307	211.786	300.738	49.539		449.510	9.074	0,2159	(0,1124)	0,3785	0,1962	0,1823
70-74	0,5480	240.181	131.623	235.814	34.341		237.724	6.922	0,3136	(0,0720)	0,4449	0,2892	0,1558
75-79	0,4432	164.864	73.061	161.866	20.468		106.101	5.184	0,4380	(0,0886)	0,6380	0,3820	0,2560
80-84	0,2855	92.649	26.449	90.964	9.951		33.040	3.320	0,5781	(0,0493)	0,7508	0,5079	0,2429
85+	0,1686	39.089	6.591	38.378	3304		13.181	3.990	1,0000	-	1,0000	1,0000	0,0000

2. Konstruksi Tabel Kematian (Life Table) Ketenagakerjaan Indonesia Tahun 2011, Perempuan

Umur (x)	W_x (TPAK _x)	L_x	LW_x ($W_x \cdot L_x$)	LW_x^* ($W_x^* \cdot L_x$)	IW_x	IW_x^*	TW_x^*	eW_x^*	Q_x	A_x	Q_x^s	Q_x^d	Q_x^f
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
10-14		484.160		297.330									
15-19	0,2841	482.837	137.180	296.517		59.385	2.993.146	50.403	0,0038	0,2301	0,0038	0,0038	0,0000
20-24	0,5151	480.980	247.746	295.377		59.189	2.696.629	45.559	0,0047	0,0146	0,0047	0,0047	0,0000
25-29	0,5297	478.718	253.580	293.988		58.936	2.401.252	40.743	0,0059	0,0088	0,0059	0,0059	0,0000
30-34	0,5386	475.907	256.326	292.262		58.625	2.107.264	35.945	0,0079	0,0303	0,0079	0,0079	0,0000
35-39	0,5691	472.133	268.690	289.944		58.221	1.815.002	31.175	0,0113	0,0365	0,0113	0,0113	0,0000
40-44	0,6060	466.810	282.897	286.675		57.662	1.525.058	26.448	0,0165	0,0080	0,0165	0,0165	0,0000
45-49	0,6141	459.091	281.935	281.935		56.861	1.238.383	21.779	0,0245	(0,0259)	0,0245	0,0245	0,0000
50-54	0,5876	447.834	263.150	275.022	54.508		956.449	17.547	0,0364	(0,0348)	0,0956	0,0353	0,0603
55-59	0,5515	431.551	237.992	265.022	50.114		693.298	13.834	0,0557	(0,1023)	0,2412	0,0504	0,1908
60-64	0,4432	407.525	180.598	250.267	41.859		455.307	10.877	0,0887	(0,0868)	0,2846	0,0796	0,2050
65-69	0,3479	371.385	129.198	228.073	30.980		274.709	8.867	0,1448	(0,0881)	0,3981	0,1250	0,2730
70-74	0,2449	317.607	77.769	195.047	20.697		145.511	7.031	0,2343	(0,0478)	0,4293	0,2084	0,2209
75-79	0,1825	243.189	44.380	149.346	12.215		67.742	5.546	0,3589	(0,0453)	0,6073	0,3045	0,3027
80-84	0,1118	155.919	17.429	95.752	6.181		23.362	3.780	0,5068	(0,0171)	0,6596	0,4549	0,2047
85+	0,0771	76.899	5.933	47.225	2336		5.933	2.539	1,0000	-	1,0000	1,0000	0,0000

3. Konstruksi Tabel Kematian (Life Table) Ketenagakerjaan Indonesia Tahun 2012, Laki-laki

Umur (x)	W_x (TPAK _x)	L_x	LW_x ($W_x \cdot L_x$)	LW_x^* ($W_x^* \cdot L_x$)	IW_x	IW_x^*	TW_x^*	eW_x^*	Q_x	A_x	Q_x^s	Q_x^d	Q_x^f
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
10-14		480.461		473.811									
15-19	0,4036	478.109	192.981	471.491	94.530	94.530	4.684.735	49.558	0,0081	0,4312	0,0081	0,0081	0,0000
20-24	0,8384	474.244	397.599	467.680	93.917	93.917	4.213.244	44.861	0,0095	0,1235	0,0095	0,0095	0,0000
25-29	0,9631	469.746	452.409	463.244	93.092	93.092	3.745.564	40.235	0,0102	0,0205	0,0102	0,0102	0,0000
30-34	0,9838	464.936	457.408	458.500	92.174	92.174	3.282.320	35.610	0,0126	0,0012	0,0126	0,0126	0,0000
35-39	0,9850	459.085	452.217	452.730	91.123	91.123	2.823.820	30.989	0,0172	0,0011	0,0172	0,0172	0,0000
40-44	0,9862	451.185	444.940	444.940	89.767	89.767	2.371.090	26.414	0,0255	(0,0024)	0,0255	0,0255	0,0000
45-49	0,9837	439.676	432.516	433.590	87.746	87.746	1.926.150	21.952	0,0395	(0,0119)	0,0516	0,0393	0,0123
50-54	0,9713	422.290	410.187	416.445	84.270	84.270	1.493.633	17.724	0,0618	(0,0851)	0,1494	0,0590	0,0904
55-59	0,8806	396.208	348.901	390.724	75.909	75.909	1.083.447	14.273	0,0956	(0,0775)	0,1836	0,0912	0,0924
60-64	0,7949	358.332	284.842	353.372	63.374	63.374	734.546	11.591	0,1452	(0,0915)	0,2603	0,1362	0,1241
65-69	0,6879	306.307	210.697	302.067	49.554	49.554	449.704	9.075	0,2159	(0,1146)	0,3824	0,1957	0,1867
70-74	0,5418	240.181	130.119	236.856	34.082	34.082	239.007	7.013	0,3136	(0,0672)	0,4377	0,2905	0,1472
75-79	0,4438	164.864	73.166	162.582	20.329	20.329	108.888	5.366	0,4380	(0,0861)	0,6319	0,3837	0,2483
80-84	0,2907	92.649	26.930	91.367	10.010	10.010	35.722	3.569	0,5781	(0,0277)	0,6735	0,5393	0,1342
85+	0,2249	39.089	8.792	38.548	3572	3572	8.792	2.461	1,0000	-	1,0000	1,0000	0,0000

4. Konstruksi Tabel Kematian (Life Table) Ketenagakerjaan Indonesia Tahun 2012, Perempuan

Umur (x)	W_x (TPAK _x)	L_x	LW_x ($W_x \cdot L_x$)	LW_x^* ($W_x^* \cdot L_x$)	IW_x	IW_x^*	TW_x^*	eW_x^*	Q_x	A_x	Q_x^s	Q_x^d	Q_x'
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
10-14		484.160		310.871									
15-19	0,2800	482.837	135.192	310.021	62.089	62.089	3.122.628	50,293	0,0038	0,2532	0,0038	0,0038	0,0000
20-24	0,5342	480.980	256.918	308.829	61.885	61.885	2.812.607	45,449	0,0047	0,0207	0,0047	0,0047	0,0000
25-29	0,5549	478.718	265.653	307.377	61.621	61.621	2.503.778	40,632	0,0059	0,0018	0,0059	0,0059	0,0000
30-34	0,5568	475.907	264.978	305.572	61.295	61.295	2.196.401	35,833	0,0079	0,0403	0,0079	0,0079	0,0000
35-39	0,5974	472.133	282.039	303.148	60.872	60.872	1.890.830	31,062	0,0113	0,0286	0,0113	0,0113	0,0000
40-44	0,6263	466.810	292.355	299.731	60.288	60.288	1.587.681	26,335	0,0165	0,0155	0,0165	0,0165	0,0000
45-49	0,6421	459.091	294.774	294.774	59.451	59.451	1.287.950	21,664	0,0245	(0,0141)	0,0245	0,0245	0,0000
50-54	0,6277	447.834	281.089	287.547	57.586	57.586	993.176	17,247	0,0364	(0,0598)	0,1317	0,0346	0,0971
55-59	0,5656	431.551	244.080	277.091	52.517	52.517	712.087	13,559	0,0557	(0,1061)	0,2433	0,0503	0,1930
60-64	0,4532	407.525	184.691	261.665	42.877	42.877	468.007	10,915	0,0887	(0,0711)	0,2456	0,0814	0,1642
65-69	0,3751	371.385	139.323	238.460	32.401	32.401	283.316	8,744	0,1448	(0,1156)	0,4528	0,1208	0,3321
70-74	0,2400	317.607	76.233	203.930	21.556	21.556	143.993	6,680	0,2343	(0,0363)	0,3856	0,2142	0,1713
75-79	0,1926	243.189	46.840	156.147	12.307	12.307	67.760	5,506	0,3569	(0,0596)	0,6683	0,2912	0,3770
80-84	0,0997	155.919	15.539	100.113	6.238	6.238	20.921	3,354	0,5068	(0,0146)	0,6537	0,4570	0,1967
85+	0,0700	76.899	5.382	49.376	2092	2092	5.382	2,572	1,0000	-	1,0000	1,0000	0,0000

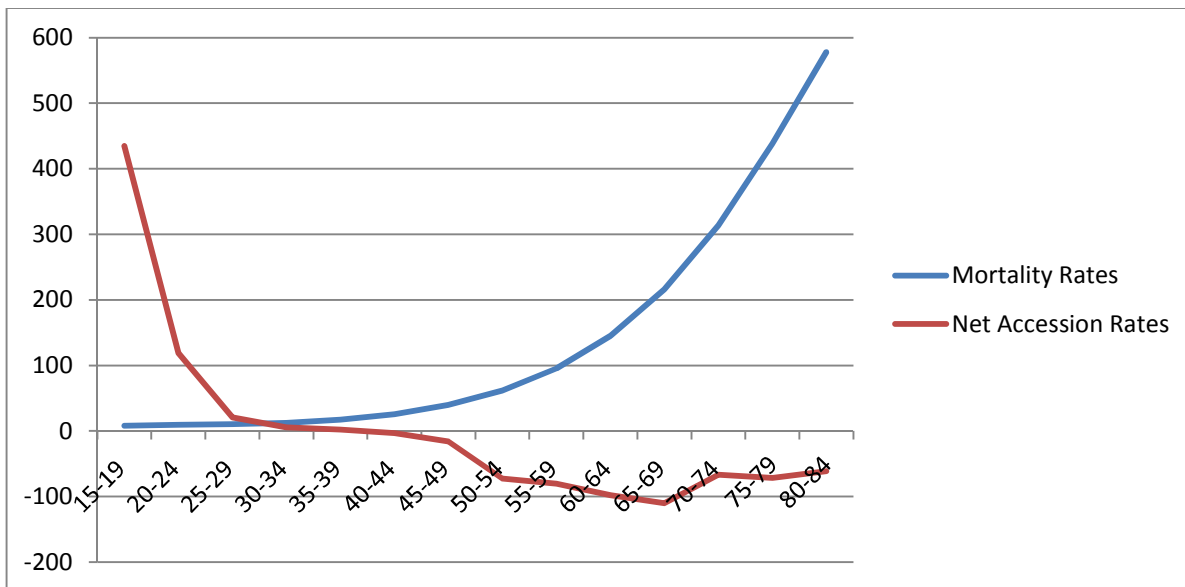
5. Konstruksi Tabel Kematian (Life Table) Ketenagakerjaan Indonesia Tahun 2013, Laki-laki

Umur (x)	W_x (TPAK _x)	L_x	LW_x ($W_x \cdot L_x$)	LW_x^* ($W_x^* \cdot L_x$)	IW_x	IW_x^*	TW_x^*	eW_x^*	Q_x	A_x	Q_x^s	Q_x^d	Q_x^f
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
10-14		480.461		470.844									
15-19	0,3924	478.109	187.606	468.539		93.938	4.657.168	49.577	0,0081	0,4347	0,0081	0,0081	0,0000
20-24	0,8307	474.244	393.941	464.751		93.329	4.188.629	44.880	0,0095	0,1189	0,0095	0,0095	0,0000
25-29	0,9507	469.746	446.606	460.343		92.509	3.723.878	40.254	0,0102	0,0209	0,0102	0,0102	0,0000
30-34	0,9718	464.936	451.833	455.629		91.597	3.263.535	35.629	0,0126	0,0058	0,0126	0,0126	0,0000
35-39	0,9777	459.085	448.844	449.895		90.552	2.807.906	31.009	0,0172	0,0023	0,0172	0,0172	0,0000
40-44	0,9800	451.185	442.154	442.154		89.205	2.358.010	26.434	0,0255	0,0031	0,0255	0,0255	0,0000
45-49	0,9768	439.676	429.495	430.875	87.165		1.915.857	21.980	0,0395	0,0159	0,0558	0,0392	0,0166
50-54	0,9603	422.290	405.530	413.837	83.502		1.486.362	17.800	0,0618	0,0725	0,1372	0,0594	0,0779
55-59	0,8831	396.208	349.873	388.277	75.540		1.080.833	14.308	0,0956	0,0801	0,1863	0,0910	0,0953
60-64	0,7944	358.332	284.674	351.159	63.455		730.960	11.519	0,1452	0,0981	0,2686	0,1355	0,1331
65-69	0,6797	306.307	208.204	300.176	49.288		446.285	9.055	0,2159	0,1103	0,3782	0,1962	0,1819
70-74	0,5391	240.181	129.471	235.373	33.768		238.081	7.051	0,3136	0,0666	0,4371	0,2906	0,1464
75-79	0,4421	164.864	72.884	161.564	20.235		108.610	5.367	0,4380	0,0717	0,6003	0,3925	0,2078
80-84	0,3144	92.649	29.131	90.794	10.201		35.727	3.502	0,5781	0,0615	0,7736	0,4986	0,2750
85+	0,1687	39.089	6.595	38.307	3573		6.595	1.846	1,0000	-	1,0000	1,0000	0,0000

6. Konstruksi Tabel Kematian (Life Table) Ketenagakerjaan Indonesia Tahun 2013, Perempuan

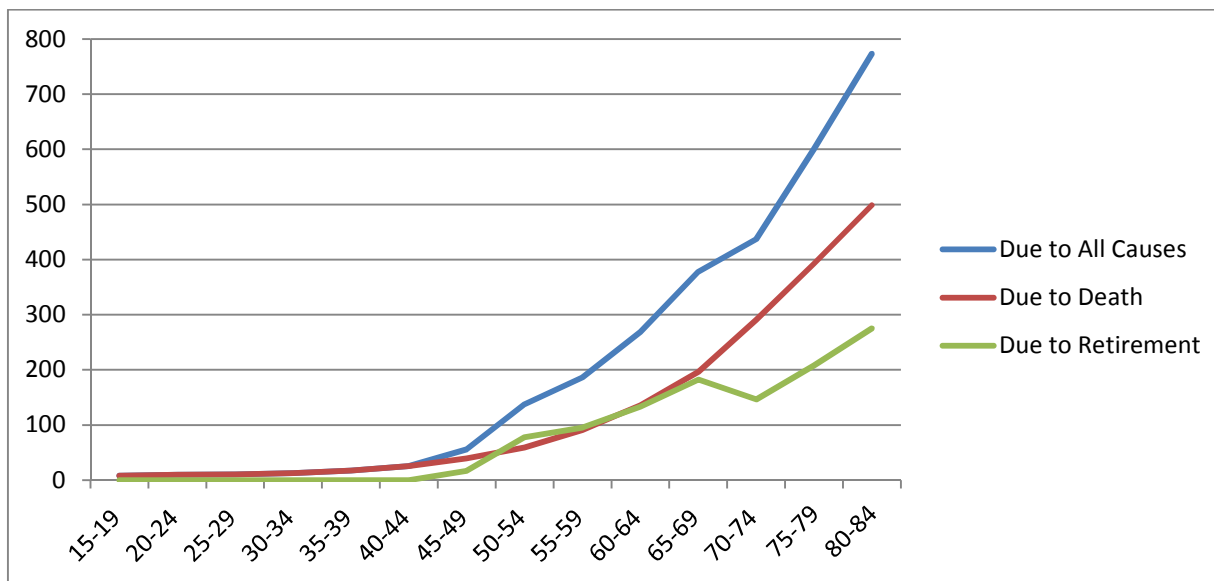
Umur (x)	W_x (TPAK _x)	L_x	LW_x ($W_x \cdot L_x$)	LW^*_x ($W^*_x \cdot L_x$)	IW_x	IW^*_x	TW^*_x	eW^*_x	Q_x	A_x	Q^s_x	Q^d_x	Q^r_x
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
10-14		484.160		309.744									
15-19	0,2711	482.837	130.906	308.898	61.864	61.864	3.089.641	49.942	0,0038	0,2568	0,0038	0,0038	0,0000
20-24	0,5289	480.980	254.382	307.710	61.661	61.661	2.780.743	45.097	0,0047	0,0186	0,0047	0,0047	0,0000
25-29	0,5475	478.718	262.121	306.263	61.397	61.397	2.473.033	40.279	0,0059	(0,0083)	0,0059	0,0059	0,0000
30-34	0,5392	475.907	256.614	304.465	61.073	61.073	2.166.770	35.479	0,0079	0,0338	0,0079	0,0079	0,0000
35-39	0,5732	472.133	270.645	302.050	60.651	60.651	1.862.306	30.705	0,0113	0,0393	0,0113	0,0113	0,0000
40-44	0,6129	466.810	286.126	298.645	60.069	60.069	1.560.256	25.974	0,0165	0,0264	0,0165	0,0165	0,0000
45-49	0,6398	459.091	293.706	293.706	59.235	59.235	1.261.611	21.298	0,0245	(0,0165)	0,0245	0,0245	0,0000
50-54	0,6228	447.834	278.933	286.505	57.264	57.264	967.904	16.903	0,0364	(0,0797)	0,1644	0,0340	0,1304
55-59	0,5401	431.551	233.088	276.088	51.202	51.202	688.971	13.456	0,0557	(0,0845)	0,2121	0,0512	0,1609
60-64	0,4506	407.525	183.646	260.717	41.673	41.673	455.883	10.939	0,0887	(0,0857)	0,2788	0,0799	0,1990
65-69	0,3566	371.385	132.440	237.596	31.609	31.609	272.237	8.613	0,1448	(0,1034)	0,4348	0,1222	0,3126
70-74	0,2357	317.607	74.857	203.191	20.730	20.730	139.797	6.744	0,2343	(0,0379)	0,3952	0,2130	0,1822
75-79	0,1862	243.189	45.273	155.582	12.013	12.013	64.940	5.406	0,3569	(0,0563)	0,6615	0,2927	0,3688
80-84	0,0983	155.919	15.325	99.750	6.060	6.060	19.667	3.245	0,5068	(0,0206)	0,7167	0,4356	0,2812
85+	0,0565	76.899	4.341	49.197	1967	1967	4.341	2.207	1,0000	-	1,0000	1,0000	0,0000

7. Mortality Rate and Rate for Accession from Male Living in Indonesia, 2013



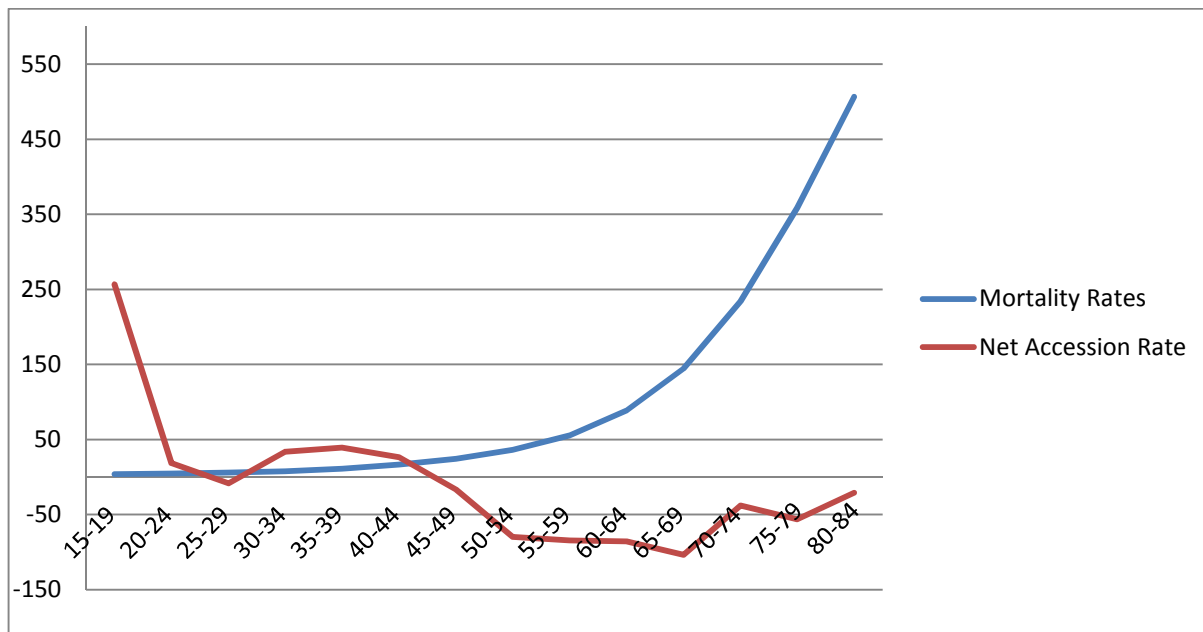
Gambar 4. Mortality Rate and Rate for Accession from Male Living in Indonesia, 2013
 Sumber : SAKERNAS 2013, diolah

8. Caused the Separation from Male Living in Indonesia, 2013



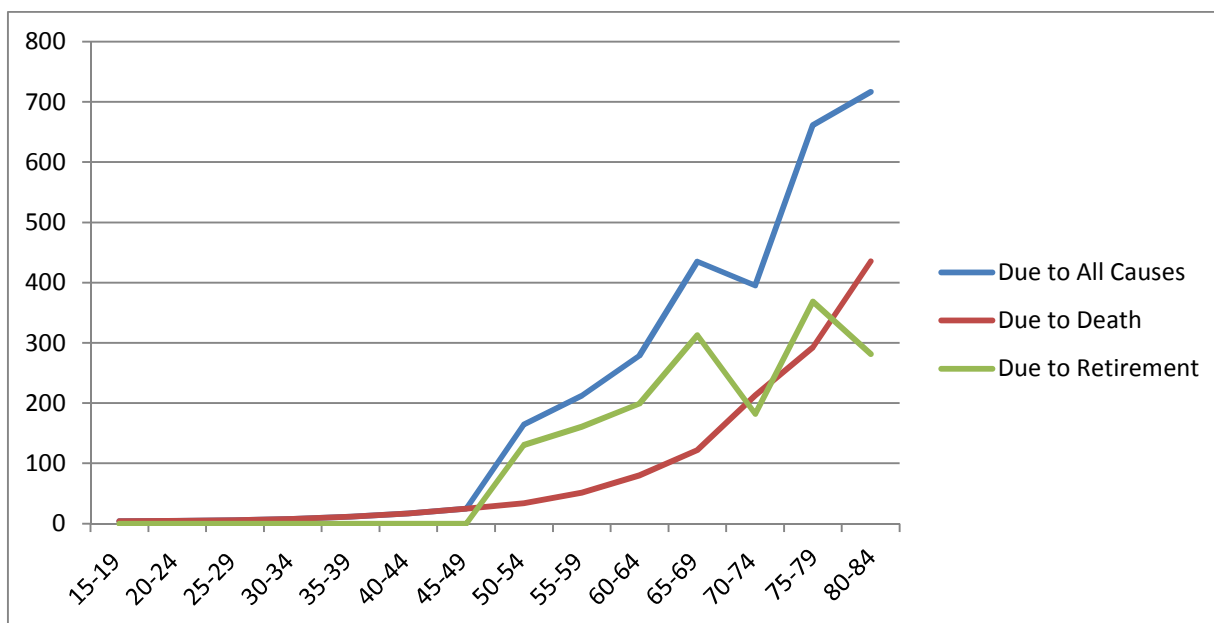
Gambar 5. Caused the Separation from Male Living in Indonesia, 2013
 Sumber : SAKERNAS 2013, diolah

9. Mortality Rate and Rate for Accession from Female Living in Indonesia, 2013



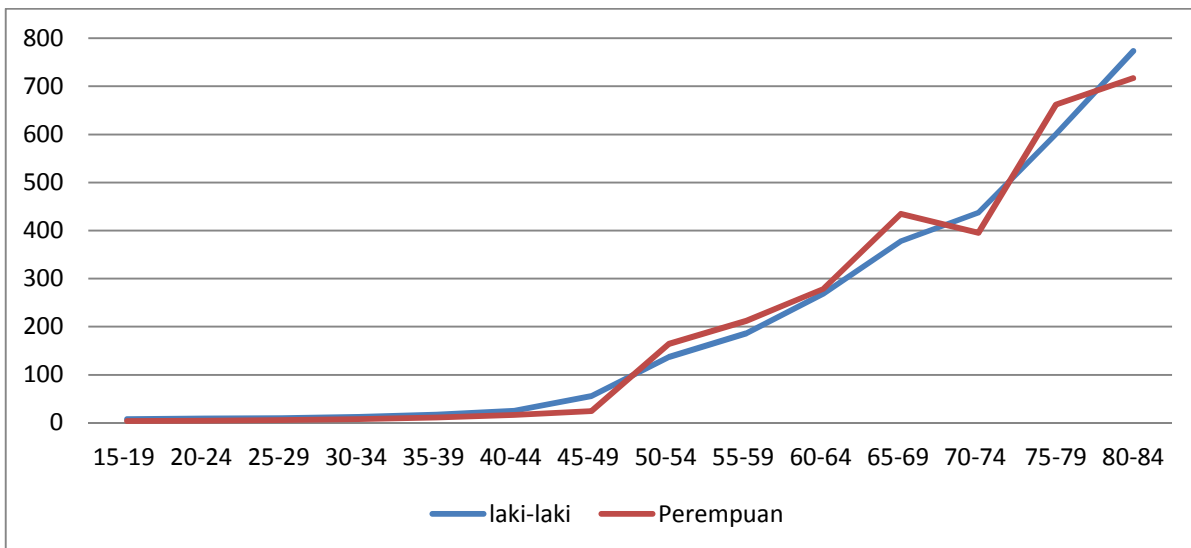
Gambar 6. Mortality Rate and Rate for Accession from Female Living in Indonesia, 2013
 Sumber : SAKERNAS 2013, diolah

10. Caused the Separation from Female Living in Indonesia, 2013



Gambar 7. Caused the Separation from Female Living in Indonesia, 2013
 Sumber : SAKERNAS 2013, diolah

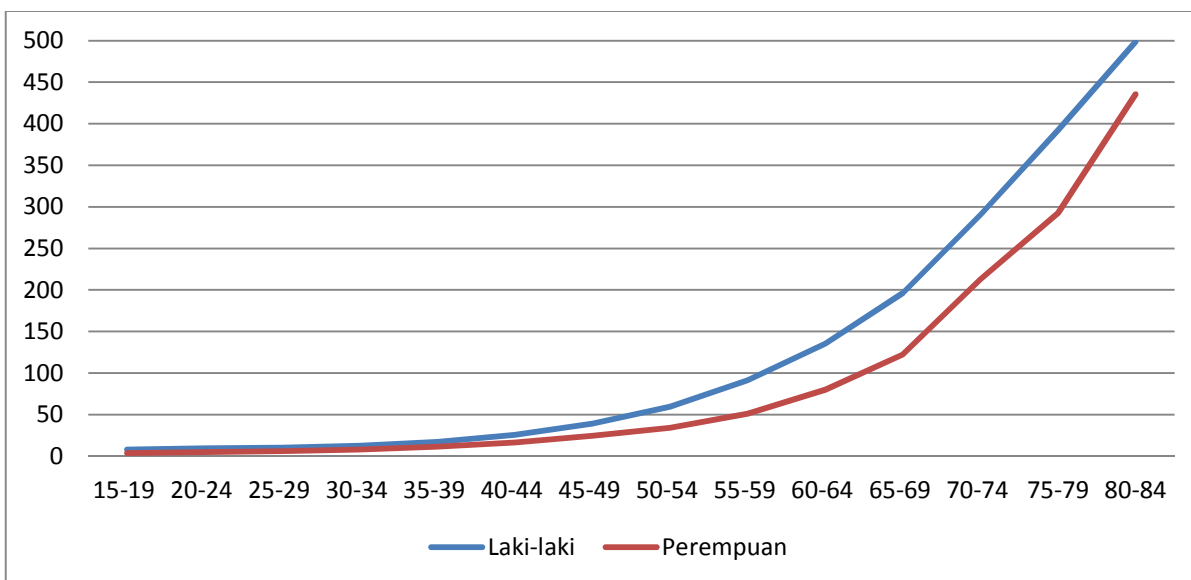
11. Separation Rates Due to All Causes Indonesia, 2013



Gambar 8. Separation Rates Due to All Causes Indonesia, 2013

Sumber : SAKERNAS 2013, diolah

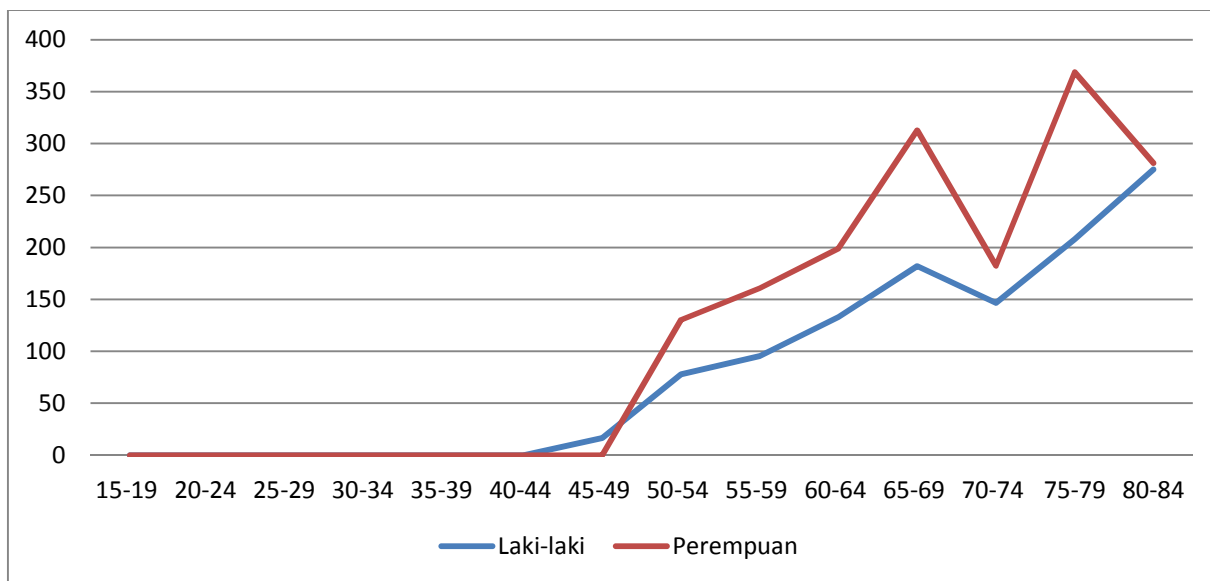
12. Separation Rates Due to Death Indonesia, 2013



Gambar 9. Separation Rates Due to Death Indonesia, 2013

Sumber : SAKERNAS 2013, diolah

13. Separation Rates Due to Retirement Indonesia, 2013



Gambar 10. Separation Rates Due to Retirement Indonesia, 2013
Sumber :SAKERNAS 2013, diolah

Pemodelan Kaitan Penerapan Uang Elektronik (*E-Money*) terhadap Pembentukan Cadangan Uang dengan *Error Correction Mechanism Model*

Shafira Murni

Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, murnishafira@gmail.com

Abstrak

Bentuk uang sebagai alat tukar sudah berubah dari masa ke masa. Sejak April 2007, Bank Indonesia sebagai Bank Sentral telah meresmikan uang elektronik sebagai salah satu sistem pembayaran di Indonesia yang penggunaannya terus meningkat dari tahun ke tahun [1]. Pada poin ke-6 bentuk kerjasama antar negara-negara di ASEAN melalui MEA (Masyarakat Ekonomi ASEAN), transaksi elektronik melalui *e-ASEAN* diharapkan akan menembus hambatan perdagangan internasional dan memfasilitasi pergerakan bisnis.

Pemodelan jangka pendek *Error Correction Mechanism* pada series data Juni 2008-April 2015 menunjukkan bahwa Instrumen Uang Elektronik dan Cadangan di Bank Indonesia akan menuju titik keseimbangan dengan nilai *Error Correcting Term* sebesar 15%. Sementara hasil analisis regresi sederhana menunjukkan bahwa secara parsial semakin besar peredaran instrumen uang elektronik akan menurunkan cadangan uang di bank sentral. Minimnya cadangan di bank sentral disebutkan Al-Laham dan Abdallat [2] akan menumbuhkan gairah perekonomian karena uang beredar cepat di masyarakat.

Kata kunci : *uang elektronik, cadangan bank sentral, ECM model, analisis regresi, inflasi, M1*

Pendahuluan

Peradaban manusia yang sudah berjalan hampir 4 milenium tak lepas dari aktivitas pemenuhan manusia akan kebutuhan hidup. Selama itu pula manusia telah dan akan senantiasa melakukan transaksi karena tentu tidak semua kebutuhan bisa dipenuhi oleh diri sendiri. *Trade off* dengan sesama individu bahkan dengan komunitas yang lebih besar lainnya perlu dilakukan. Hal ini yang membuat setiap manusia melakukan perdagangan dengan uang sebagai alat tukar.

Dalam perkembangannya, bentuk uang sebagai alat tukar sudah berubah dari masa ke masa. Mulai dari yang paling primitif yakni dengan pertukaran barang hingga muncul *fiat money* dalam bentuk kertas ataupun logam. Namun dunia yang kian berkembang memaksa kita memasuki era yang tidak lagi memperhatikan jarak. Aktivitas yang kian padat memaksa manusia melakukan segala sesuatu dengan lebih cepat. Kemudahan bertransaksi dengan mudah dan cepat semakin menjadi kebutuhan hingga hadir sistem pembayaran terkini yang dikenal dengan *e-commerce* yang memanfaatkan bentuk uang baru, *e-money*.

Menurut publikasi Bank Indonesia, jumlah penggunaan uang elektronik sejak pertama kali dikenalkan pada masyarakat di tahun 2007 semakin meningkat dari tahun ke tahun. Peningkatan volume transaksi dengan menggunakan uang elektronik tentunya akan mempengaruhi tingkat perputaran uang (*Velocity of Money*) [3].

E-money sebagai salah satu inovasi dalam sistem pembayaran, melalui sifat efektifitasnya tentu diharapkan akan membawa dampak positif bagi perkembangan mata uang suatu negara di masa depan. Hingga pada akhirnya, penggunaan uang elektronik tentu akan berdampak pada target Bank Sentral dalam menentukan kebijakan moneter maupun kebijakan fiskal [4].

Di sisi lain, liberalisme perdagangan yang membuka kesempatan berdagang secara bebas antar negara diharapkan dapat memudahkan proses pemenuhan kebutuhan. Indonesia sebagai salah satu negara di kawasan Asia Tenggara yang akan memasuki era MEA di tahun 2015 ini turut berkesempatan untuk mendapatkan kemudahan tersebut karena dengan bergabungnya Indonesia di dalam MEA, maka Indonesia turut serta dalam melaksanakan 8 bentuk kerjasama berikut:

1. Pengembangan sumberdaya manusia dan peningkatan kapasitas
2. Pengakuan kualifikasi profesional
3. Konsultasi lebih dekat pada kebijakan makro ekonomi dan keuangan
4. Langkah-langkah pembiayaan perdagangan
5. Meningkatkan infrastruktur
6. Pengembangan transaksi elektronik melalui e-ASEAN
7. Mengintegrasikan industri di seluruh wilayah untuk mempromosikan sumber daerah
8. Meningkatkan keterlibatan sektor swasta untuk membangun Masyarakat Ekonomi ASEAN (MEA)

Masyarakat Ekonomi ASEAN akan mulai memasuki babak baru dalam perdagangan antar bangsa. Kemudahan bertransaksi dalam perdagangan tersebut menjadi salah satu poin yang menarik untuk diperhatikan karena tentu dalam perdagangan internasional akan muncul pula perdagangan mata uang. Berfokus pada poin ke-6 bentuk kerjasama MEA, transaksi menggunakan uang elektronik menjadi topik peneliti dalam makalah “**Pemodelan Kaitan Penerapan Uang Elektronik (E-Money) terhadap Pembentukan Cadangan Uang Dengan Error Correction Mechanism Model**” ini.

Metodologi

Penelitian ini memanfaatkan data sekunder yang didapat dari beberapa publikasi. Peneliti mengajukan permintaan series Banyaknya Instrumen Uang Elektronik di Indonesia dari Departemen Kebijakan dan Pengawasan Sistem Pembayaran Bank Indonesia. Series data M1 didapat dari publikasi Badan Pusat Statistik (BPS) Mei 2015. Sementara tingkat inflasi dilihat dari publikasi Bank Indonesia yang sudah diolah, yakni dilakukan penyamaan tahun dasar. Variabel dependen cadangan uang (*reserve position in the fund*) didapat dari publikasi *International Monetary Fund* (IMF) tahun 2015.

Keterkaitan antar variabel dependen (Cadangan Uang) dan variabel independen (Instrumen Uang Elektronik, M1, dan Inflasi) bisa diuji dengan Model Analisis Regresi Sederhana berikut

$$reserves_t = \beta_0 + \beta_{11}instr_t + \beta_{12}M1_t + \beta_{13}inflasi_t \quad (1)$$

dilakukan **Uji Simultan** dengan:

1. Hipotesis
 $H_0: \beta_i = 0$; variabel independen secara serentak tidak berpengaruh signifikan dalam model
 H_a : minimal ada 1 $\beta_i \neq 0$; variabel independen secara serentak berpengaruh signifikan dalam model
2. Taraf signifikansi
 Tingkat kepercayaan hasil pengujian $\alpha = 5\%$
3. Statistik uji
 Statistik uji F
4. Critical range
 Tolak H_0 ketika $F\text{-stat} > F_{\alpha;v_1,v_2}$ atau $p\text{-value} < \alpha$

dan dilakukan pula **Uji Parsial** dengan:

1. Hipotesis
 $H_0: \beta_i = 0$; variabel independen ke-i secara parsial tidak berpengaruh signifikan dalam model
 $H_a: \beta_i \neq 0$; variabel independen ke-i secara parsial berpengaruh signifikan dalam model
2. Taraf signifikansi
 Tingkat kepercayaan hasil pengujian $\alpha = 5\%$
3. Statistik uji
 Statistik uji-t
4. Critical range
 Tolak H_0 ketika $t\text{-stat} > t_{\alpha;v_1}$ atau $p\text{-value} < \alpha$

Penggunaan data berkala dalam analisis regresi dapat memunculkan 2 model yakni model jangka panjang dan model jangka pendek. Model jangka panjang didapat melalui pemodelan regresi di atas sementara model jangka pendek didapat melalui pemodelan *Error Correction Mechanism (ECM)* dengan syarat:

1. Kombinasi linier dari variabel-variabel yang diujikan harus bersifat stasioner
2. Pemodelan ini bisa dilakukan jika variabel yang diujikan stasioner di derajat integrasi yang sama namun tidak stasioner pada level.
3. Suatu saat dalam jangka panjang dengan kecepatan yang dinyatakan dalam nilai *speed of adjustment*, variabel independen dan variabel dependen akan menuju keseimbangan ke arah yang sama (konvergen). Kondisi ini menyatakan bahwa variabel dependen dan variabel independen saling terkointegrasi.

Langkah-langkah melakukan pemodelan ECM:

1. **Uji stasioneritas** tiap-tiap variabel dengan Uji ADF (*Augmented Dicky Fuller Test*)

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \beta \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

- Hipotesis
 $H_0: \beta = 0$
 $H_a: \beta \neq 0$
- Taraf Signifikansi

Tingkat kepercayaan hasil pengujian $\alpha = 5\%$

- Statistik uji
Statistik uji-F
- Critical range

Tolak H_0 jika p-value $< \alpha$

lanjut tahap ke-2 untuk variabel-variabel yang memiliki kesamaan derajat integrasi (*integration degree test*)

2. Regresikan data level variabel-variabel yang tidak stasioner tersebut

$$reserves_t = \beta_0 + \beta_{11}instr_t + \beta_{12}M1_t + \beta_{13}inflasi_t$$

3. Uji stasioneritas residual dari persamaan yang spurious dengan Uji ADF. jika stasioner, lakukan tahap ke-4, jika tidak, STOP.
4. Run model ECM jangka pendek untuk mendapat nilai *speed of adjustment* (β_2)

$$dreserves_t = \beta_0 + \beta_{11}dinstr_t + \beta_{12}dM1_t + \beta_{13}dinflasi_t + \beta_2\varepsilon_{t-1} + v_t \quad (2)$$

5. Lakukan pengujian asumsi klasik berikut pada model jangka pendek tersebut

- **Uji Normalitas**

- Hipotesis

$H_0: \varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$; residual berdistribusi normal

H_a : residual tidak berdistribusi normal

- Taraf signifikansi

Tingkat kepercayaan hasil pengujian $\alpha = 5\%$

- Statistik uji

$$Jacque\ Bera \sim \chi^2$$

- Critical Range

Tolak H_0 jika Jacque Bera probability $< \alpha$

- **Uji Multikolinieritas**

- Hipotesis

H_0 : terjadi multikolinieritas

H_a : tidak terjadi multikolinieritas

- Taraf signifikansi

Tingkat kepercayaan hasil pengujian $\alpha = 5\%$

- Statistik uji

Koefisien korelasi

- Critical Range

Tolak H_0 jika koefisien korelasi $< 0,8$

- **Uji Autokorelasi**

- Hipotesis

H_0 : tidak terjadi autokorelasi

H_a : terjadi autokorelasi

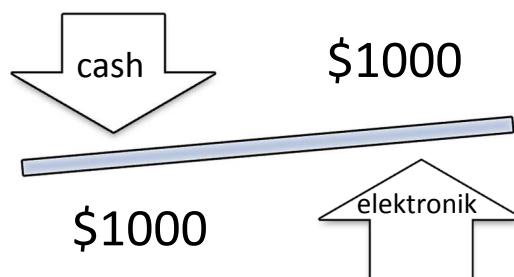
- Taraf signifikansi
Tingkat kepercayaan hasil pengujian $\alpha = 5\%$
- Statistik uji
$$obs * R - square \sim \chi_p^2$$
- Critical Range
Tolak H_0 jika $obs * R - square > \chi_{\alpha;p}^2$ atau p-value $< \alpha$

- **Uji Heteroskedastisitas**

- Hipotesis
 $H_0 : \sigma_{e,t}^2 = 0$ pada setiap t
 $H_1 : \text{minimal ada satu varians yang tidak sama dengan nol}$
- Taraf signifikansi
Tingkat kepercayaan hasil pengujian $\alpha = 5\%$
- Statistik uji
$$obs * R - square \sim \chi_p^2$$
- Critical Range
Tolak H_0 jika $obs * R - square > \chi_{\alpha;p}^2$ atau p-value $< \alpha$

Hasil dan Pembahasan

Ignacio Mas, seorang lulusan University of Chicago dan kini menjadi konsultan di bidang keuangan mobile, memaparkan dalam publikasi video online-nya "Electronic Money – Creation and Distribution" [3] bahwa nilai reserve requirement dari pembentukan uang elektronik tidak mengubah nilai aset maupun kewajiban pada neraca keseimbangan baik di tingkat issuer (Central Bank), distributor hingga retailers I, retailers II dst.



Gambar 1 Nilai Uang Tunai dan Uang Elektronik
Sumber: video Youtube

Indonesia sebagai salah satu negara berkembang yang baru menerapkan sistem uang elektronik sejak April 2007 tentu masih mengembangkan dan mempelajari keuntungan kerugian penerapan sistem ini.

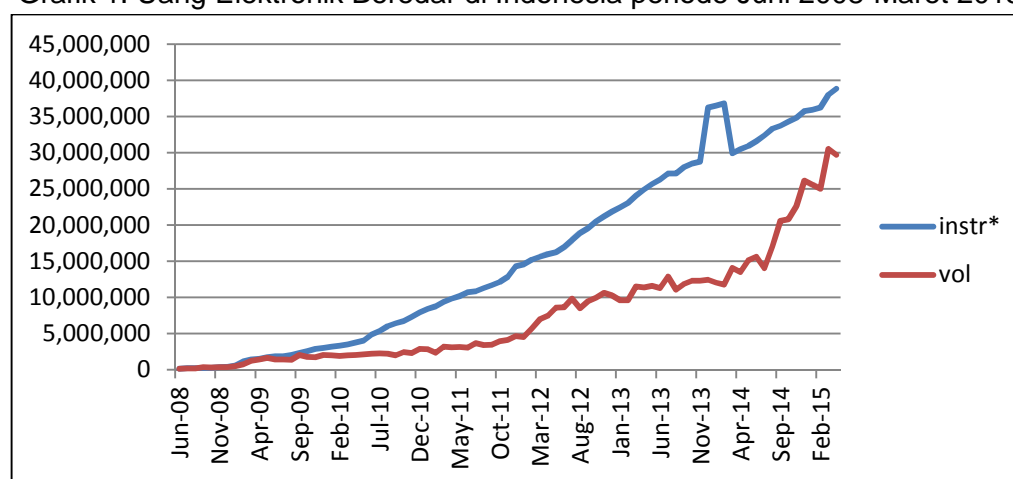
Secara empiris, peneliti melakukan pengujian keterkaitan antara series Uang Elektronik dan series Cadangan di Bank Sentral dengan pemodelan ECM untuk jangka pendek dan analisis regresi sederhana untuk model jangka panjang.

Untuk meneliti kaitan penerapan uang elektronik terhadap pembentukan cadangan uang dilakukan analisis terhadap variabel ukuran uang elektronik yang bisa dilihat dari beberapa pendekatan yakni melalui perhitungan terhadap besar volume transaksi yang menggunakan uang elektronik, besar nominal uang elektronik yang digunakan dalam transaksi dan variabel banyaknya instrumen uang elektronik itu sendiri.

Penerapan uang elektronik dengan *0-percent-reserves-requirement* akan memberi dampak pada perputaran uang (M1) dan meningkatnya perputaran uang di masyarakat akan membawa dampak inflasi. Variabel M1 dan Inflasi digunakan sebagai variabel intervening dalam penelitian ini.

3.1. Analisis Deskriptif

Grafik 1. Uang Elektronik Beredar di Indonesia periode Juni 2008-Maret 2015



Sumber: Bank Indonesia, 2015

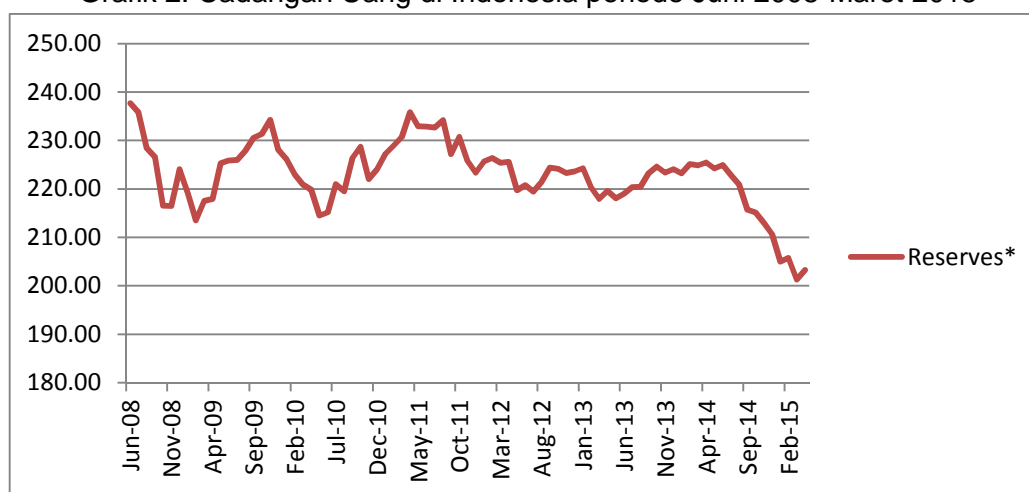
Pada April 2007, tercatat oleh Bank Indonesia bahwa terdapat 91.348 instrumen uang elektronik beredar di Indonesia. Angka ini juga mencakup unit pembayaran secara *online* (*e-commerce*). Seperti halnya Filipina, Hongkong, dan Jepang, penerapan *e-money* di Indonesia juga dimulai dari sektor transportasi umum.

Peredaran instrumen uang elektronik di Indonesia mengikuti *trend* positif dengan percepatan relatif stabil yakni sekitar 7% per bulan dengan kenaikan paling besar terjadi di bulan Desember 2013 sebesar 25%. Peningkatan terus terjadi hingga bulan Februari 2014 sebelum akhirnya menurun kembali mengikuti *trend* pada Maret 2014.

Terlihat pada grafik, peredaran instrumen uang elektronik di Indonesia yang terus meningkat pada periode Juni 2008 hingga Maret 2015 juga diimbangi dengan volume transaksi uang elektronik itu sendiri. Meskipun pergerakannya tidak stagnan seperti pertumbuhan instrumen uang elektronik.

Series volume transaksi ini tidak digunakan sebagai variabel dependen karena memiliki derajat integrasi di *difference* ke-2 sementara variabel lainnya stasioner di *difference* pertama yang artinya syarat ke-2 model ECM terlanggar jika memasukkan volume transaksi sebagai variabel independen.

Grafik 2. Cadangan Uang di Indonesia periode Juni 2008-Maret 2015



Sumber: IMF, 2015

Mengacu pada publikasi *International Monetary Fund* tahun 2015, cadangan dana di Indonesia sejak diterapkannya uang elektronik pada April 2007 masih bergerak secara fluktuatif. Namun sejak April 2014, pergerakannya terus menuju nilai negatif.

3.2. Analisis Inferensia

Tabel 1. Hasil Uji Stasioneritas dan Signifikansi Variabel

Variabel	Stasioneritas	Signifikansi Parsial	
		Model Jangka Panjang	Model Jangka Pendek
Reserves	Difference 1	-	-
Instr	Difference 1	Signifikan ($p - value = 0,0008$)	Tidak signifikan ($p - value = 0,8780$)
Inflasi	Difference 1	Tidak Signifikan ($p - value = 0,5174$)	Tidak signifikan ($p - value = 0,3970$)
M1	Difference 1	Signifikan ($p - value = 0,0227$)	Tidak signifikan ($p - value = 0,4143$)

data diolah dengan Eviews 8.0

Seluruh variabel yang diujikan tidak stasioner pada level dan sama-sama memiliki derajat integrasi di *difference* ke-1 (ordo 1). Berdasarkan hasil ini, maka pemodelan jangka panjang secara linier bisa dilakukan.

Setelah dilakukan analisis regresi sederhana, hasil menunjukkan bahwa 24% variabel dependen signifikan dapat dijelaskan oleh model secara simultan. Tidak terjadinya regresi spurious dinyatakan dalam statistik Durbin Watson (0,347502) yang nilainya lebih besar dari nilai adjusted R-square.

Model jangka panjang yang terbentuk adalah sebagai berikut

Tabel 2. Hasil Regresi Variabel-Variabel yang Tidak Spurious

Dependent Variable: RESERVES				
Method: Least Squares				
Date: 07/24/15 Time: 16:40				
Sample: 2008M06 2015M04				
Included observations: 83				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLASI	-0.163507	0.251413	-0.650351	0.5174
INSTR	-7.21E-07	2.06E-07	-3.506123	0.0008
M1	3.19E-05	1.37E-05	2.324053	0.0227
C	213.9091	6.561227	32.60200	0.0000
R-squared	0.271078	Mean dependent var	222.9329	
Adjusted R-squared	0.243397	S.D. dependent var	7.006296	
S.E. of regression	6.094280	Akaike info criterion	6.499571	
Sum squared resid	2934.080	Schwarz criterion	6.616142	
Log likelihood	-265.7322	Hannan-Quinn criter.	6.546403	
F-statistic	9.793073	Durbin-Watson stat	0.347502	
Prob(F-statistic)	0.000014			

$$reserves_t = \beta_0 + \beta_{11}instr_t + \beta_{12}M1_t + \beta_{13}inflasi_t$$

$$reserves_t = 213,9091 - (7,21E - 07)instr_t^* + (3,19E - 05)M1_t^* + (-0,163507)inflasi_t$$

$$t - stat \quad (32,60200) \quad (-3,506) \quad (2,324053) \quad (-0,650351)$$

$$prob F - stat \quad 0,000014 \quad \quad \quad adjusted R - squared \quad 0,243397$$

Secara empiris, dengan tingkat kepercayaan 95% penelitian ini menunjukkan bahwa dalam pemodelan jangka panjang, secara parsial instrumen uang elektronik dan uang kartal beredar (M1) berpengaruh signifikan terhadap cadangan di Bank Sentral sementara tingkat inflasi tidak signifikan mempengaruhi tingkat cadangan di Bank Sentral.

Hasil pengujian stasioneritas yang dilakukan terhadap residual yang terbentuk pada model jangka panjang tersebut menunjukkan angka p-value (0,0054) yang kurang dari taraf signifikansi (0,05). Artinya, pada level, residual yang terbentuk dari model jangka panjang sudah bersifat stasioner maka seluruh variabel memiliki sifat saling terkointegrasi.

Tabel 3. Hasil Uji Unit Root Residual Series

Null Hypothesis: RESID_RESERVE has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.813470	0.0054
Test critical values: 1% level	-2.593468	
5% level	-1.944811	
10% level	-1.614175	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Variabel-variabel independen Instrumen Uang Elektronik, Tingkat Inflasi dan Banyak Uang Beredar maupun variabel dependen Cadangan Uang di Bank Sentral akan menuju titik keseimbangan secara signifikan dengan kecepatan yang dinyatakan dalam nilai speed of adjustment sebesar 15%. Nilai ini relatif cukup kecil dan mengindikasikan bahwa penerapan sistem uang elektronik harus melalui masa yang cukup panjang untuk benar-benar mempengaruhi cadangan uang di Bank Sentral karena semakin besar nilai speed of adjustment, semakin cepat variabel-variabel menuju titik keseimbangan.

Tabel 4. Hasil Pemodelan Jangka Pendek ECM

Dependent Variable: DRESERVES				
Method: Least Squares				
Date: 07/24/15 Time: 16:42				
Sample (adjusted): 2008M07 2015M04				
Included observations: 82 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DINFLASI	-0.405547	0.476187	-0.851654	0.3970
DINSTR	-4.95E-08	3.21E-07	-0.154074	0.8780
DM1	1.10E-05	1.34E-05	0.820844	0.4143
RESID_RESERVES(-1)	-0.154505	0.063960	-2.415650	0.0181
C	-0.470942	0.408103	-1.153977	0.2521
R-squared	0.083822	Mean dependent var	-0.419390	
Adjusted R-squared	0.036229	S.D. dependent var	3.385513	
S.E. of regression	3.323620	Akaike info criterion	5.299024	
Sum squared resid	850.5769	Schwarz criterion	5.445775	
Log likelihood	-212.2600	Hannan-Quinn criter.	5.357942	
F-statistic	1.761212	Durbin-Watson stat	1.948518	
Prob(F-statistic)	0.145300			

Model jangka pendek yang terbentuk adalah

$$dreserves_t = \beta_0 + \beta_{11}dinstr_t + \beta_{12}dM1_t + \beta_{13}dinflasi_t + \beta_2\varepsilon_{t-1} + v_t$$

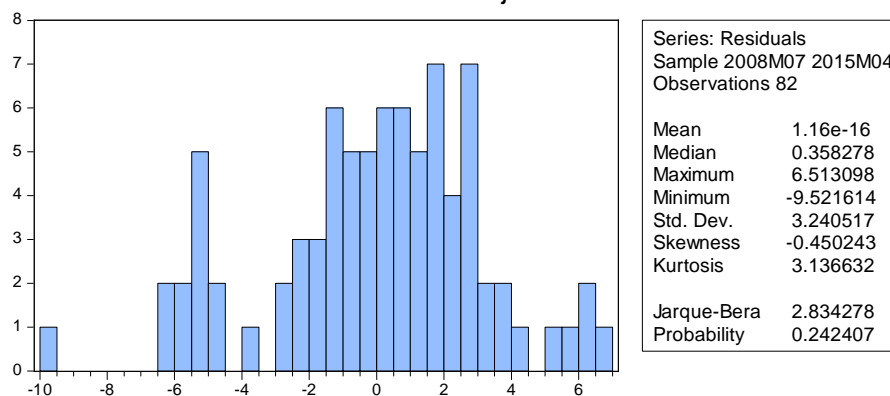
$$dreserves_t = -0,470942 - (4,95E - 08)dinstr_t + (1,10E - 05)dM1_t - 0,405547dinflasi_t - 0,154505u_{t-1}^* + v_t$$

Pada model jangka pendek ini, tak ada satupun variabel independen yang signifikan mempengaruhi perubahan variabel dependen Cadangan Uang di Bank Sentral. Meski begitu, nilai Error Correcting Term menunjukkan angka negatif dan signifikan mempengaruhi model jangka pendek ini. Artinya variabel independen dan variabel dependen lambat laun akan menuju titik keseimbangan.

Residual yang terbentuk dalam pemodelan jangka pendek harus memiliki sifat white noise maka perlu dilakukan uji asumsi klasik. Model dapat dinyatakan baik apabila residual berdistribusi normal, variansnya bersifat homoskedastis, tidak terdapat multikolinieritas antar variabel independen dan tidak muncul sifat autokorelasi.

Uji normalitas dilihat dari grafik yang terbentuk atau dengan melihat nilai peluang Jacque-Bera. Apabila peluang Jacque Bera lebih besar dari taraf signifikansi yang ditetapkan yakni 0,05, maka residual berdistribusi normal.

Tabel 5. Hasil Uji Normalitas



Dari output pengujian tersebut, dengan tingkat kepercayaan 95%, kita dapat memiliki cukup bukti untuk meyakini bahwa residual model jangka pendek berdistribusi normal.

Pada penelitian ini, ada kekhawatiran akan munculnya multikolinieritas pada model jangka pendek akibat hubungan antara instrumen uang elektronik beredar dan uang M1 beredar, serta hubungan antara uang M1 beredar dan tingkat inflasi. Pengujian asumsi multikolinieritas tidak membuktikan kekhawatiran itu.

Tabel 6. Hasil Pengujian Korelasi antar Variabel Independen Jangka Pendek

	DINFLASI	DINSTR	DM1
DINFLASI	1.000000	0.127882	0.059899
DINSTR	0.127882	1.000000	0.055422
DM1	0.059899	0.055422	1.000000

Terjadi korelasi jika nilai koefisien > 0,8

Dari output tersebut dapat kita lihat bahwa perubahan jumlah instrumen uang elektronik yang beredar tidak memiliki korelasi terhadap perubahan tingkat uang M1 beredar. Tidak juga terdapat multikolinieritas antara perubahan uang M1 beredar terhadap perubahan tingkat inflasi. Perubahan jumlah instrumen uang beredar juga tidak berpengaruh pada perubahan tingkat inflasi pada model jangka pendek ini. Dengan tingkat kepercayaan 95%, kita dapat memiliki cukup bukti untuk meyakini bahwa tidak terdapat multikolinieritas pada model jangka pendek ECM.

Pengujian asumsi dilanjutkan pada sifat autokorelasi, yakni hubungan suatu variabel dengan variabel itu sendiri pada keadaan masa lalu. Dinyatakan tidak terdapat sifat autokol jika nilai peluang Chi-square kurang dari taraf signifikansi.

Tabel 7. Hasil Pengujian Asumsi Autokol pada Model Jangka Pendek

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.905119	Prob. F(2,75)	0.4089
Obs*R-squared	1.932548	Prob. Chi-Square(2)	0.3805

Nilai probability 0.3805 > taraf signifikansi artinya tidak ada variabel yang bersifat autokoliner pada model jangka pendek. Dengan tingkat kepercayaan 95%, kita dapat memiliki cukup bukti untuk meyakini bahwa model ECM jangka pendek merupakan model yang cukup baik karena memenuhi asumsi non-autokol.

Untuk menentukan model peramalan, residual yang dibentuk haruslah memiliki sifat white noise. Varians dari distribusi yang terbentuk harus konstan. Pengujian asumsi kekonstanan varians (homoskedastis) dilihat dari nilai peluang Chi-square.

Tabel 8. Hasil Pengujian Asumsi Heteroskedastisitas pada Model Jangka Pendek

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.387410	Prob. F(4,77)	0.8170
Obs*R-squared	1.617709	Prob. Chi-Square(4)	0.8056
Scaled explained SS	1.523891	Prob. Chi-Square(4)	0.8224

Hasil pengujian asumsi heteroskedastitas tersebut menunjukkan Nilai probability (0.8056) yang lebih besar dari taraf signifikansi artinya varians residual dari model jangka pendek bersifat homoskedastis.

Kesimpulan

Dengan tingkat kepercayaan 95%, penelitian ini memberikan cukup bukti untuk dapat diyakini bahwa model jangka panjang sesuai persamaan (1) yang terbentuk tidak menyatakan hubungan palsu karena bukan merupakan regresi spurious. Model jangka pendek yang terbentuk mengacu pada persamaan (2) sudah cukup baik karena sudah memenuhi berbagai pengujian asumsi klasik.

Ketika bank sentral tidak lagi menerapkan besar persentase uang yang dicadangkan (*0-percent-reserve banking*) otomatis semua deposito berputar di masyarakat karena bank tidak lagi menyimpan cadangan untuk disimpan maupun untuk dipinjamkan. Sistem bank seperti ini sangat memberi efek pada penawaran uang di masyarakat dan pada akhirnya akan mendorong aktivitas perekonomian.

Penerapan uang elektronik tidak membutuhkan nilai pencadangan uang baik di Bank Sentral maupun di Bank Pertama, Kedua, dan seterusnya. Pada teori penciptaan uang, melalui efek *multiplier*, penawaran uang di masyarakat akan bertambah ketika Bank Pertama menawarkan pinjaman (*loans*). Namun dengan tidak adanya nilai pencadangan maupun tingkat pinjaman dalam sistem uang elektronik, maka *money supply* akan tetap.

Pada keadaan jangka panjang, instrumen uang elektronik beredar secara signifikan memiliki pengaruh terhadap nilai cadangan uang di bank sentral dengan arah negatif yakni -7.21E-07 atau -1,4386 artinya setiap kenaikan besar instrumen uang elektronik sebesar 1 satuan akan menurunkan nilai cadangan uang sebesar -1,4386 satuan.

Secara signifikan, pada model jangka panjang, variabel uang M1 beredar mempengaruhi nilai cadangan uang di bank sentral dengan arah positif yakni 3,19E-05 atau 1,008766 artinya setiap kenaikan tingkat M1 beredar sebesar 1 satuan akan meningkatkan tingkat cadangan uang di bank sentral sebesar 1,008766 satuan.

Uang beredar memang mempengaruhi tingkat harga, inflasi dan siklus bisnis. Peningkatan jumlah uang beredar biasanya menurunkan tingkat suku bunga yang akan mengantarkan pada meningkatnya investasi dan memosisikan lebih banyak uang di masyarakat sehingga merangsang pengeluaran dan menumbuhkan gairah perekonomian. Namun penelitian ini membuktikan secara empiris bahwa pada model jangka pendek, perubahan tingkat peredaran uang elektronik tidak memiliki korelasi dengan perubahan tingkat inflasi maupun perubahan ukuran M1 yang beredar.

Memasuki era global, Indonesia bisa semakin memanfaatkan kecanggihan teknologi untuk kemudahan bertransaksi. Tidak ada kata terlambat untuk melakukan suatu pembaruan apalagi jika mengantarkan kepada kebaikan.

Sosialisasi penerapan uang elektronik harus semakin digencarkan tanpa mengabaikan uang tunai yang beredar demi menciptakan kestabilan harga di pasar agar terhindar dari fenomena inflasi. Bentuk sosialisasi yang telah diterapkan contohnya melalui Gerakan Nasional Non Tunai yang sudah diresmikan pada 14 Agustus 2014 silam.

Dimulai dari sektor transportasi, Indonesia telah menerapkan sistem *e-money* dengan baik, seperti misalnya kartu *Multitrip* bagi pengguna transportasi massal *Commuterline* Jabodetabek, *e-money* pada sistem pembayaran tiket TransJakarta dan pembayaran tol dengan sistem GTO (Gerbang Tol Otomatis). Diharapkan sistem pembayaran dengan uang elektronik ini bisa merambah sektor lainnya.

Daftar Pustaka

- [1] Departemen Kebijakan dan Pengawasan Sistem Pembayaran Bank Indonesia, 2015.
- [2] Al-Laham, M. & Abdallat, N. (2009). Development of electronic money and its impact on central bank role and monetary policy. *Informing Science and Information Technology*, 6.
- [3] Aprianto, Dharfan. dkk. (2013). Perkembangan Uang Elektronik dan Kartu Kredit di Indonesia periode 2007-2012. Universitas Gunadarma.
- [4] Al-Laham, M. & Abdallat, N. (2009). Development of electronic money and its impact on central bank role and monetary policy. *Informing Science and Information Technology*, 6.

PENGUKURAN VALUE AT RISK DENGAN PENDEKATAN *AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL HETEROSCEDASTIC* (ARCH)

Dila Aprillia¹, Muhlasah Novitasari Mara², Neva Satyahadewi³

^{1,2,3}Jurusan Matematika, Universitas Tanjungpura

¹aprilliadila@yahoo.co.id, ²noveemara@gmail.com, ³neva_s04@yahoo.co.id

Abstrak

Risiko dalam investasi adalah ketidakpastian yang dihadapi karena harga aset atau investasi menjadi lebih kecil dari pada *expected return*. Risiko dapat dicerminkan dengan volatilitas dari *return*. Volatilitas saham dapat memiliki karakteristik homoskedastisitas atau heteroskedastisitas. Volatilitas yang homoskedastisitas dapat dihitung dengan menggunakan model *Autoregressive* (AR), *Moving Average* (MA) dan *Autoregressive Moving Average* (ARMA). Sedangkan untuk yang bersifat heteroskedastisitas dapat digunakan model *Autoregressive Conditional Heteroscedastic* (ARCH). Setelah mengetahui volatilitas maka investor dapat memperkirakan dengan tingkat keyakinan dan jangka waktu tertentu berapa potensi risiko penurunan nilai *return* (*Value at Risk*). VaR ini dapat diukur dengan menggunakan metode *Variance Covariance* yang mengasumsikan bahwa *return* berdistribusi normal. Saham yang digunakan untuk studi kasus pada penelitian ini adalah saham dari perusahaan salah satu distributor rokok, dengan periode data dari Juni 2003 sampai September 2014. Kemudian, dari hasil perhitungan studi kasus nilai VaR dapat diartikan pada tingkat keyakinan sebesar 95%, pola nilai VaR berfluktuasi dengan kenaikan terbesar terjadi di periode ketiga yakni sebesar Rp. 17.847.786,18 dan penurunan terkecil terjadi di periode kedua yakni hanya Rp. 212.417,42.

Kata Kunci: Volatilitas, *ARCH*, *Value at Risk*

Pendahuluan

Risiko dalam investasi adalah ketidakpastian yang dihadapi karena harga aset atau investasi menjadi lebih kecil dari pada tingkat pengembalian investasi yang diharapkan. Risiko dapat dicerminkan dengan volatilitas dari *return*. Menurut Jogianto (2003), volatilitas didefinisikan sebagai fluktuasi dari *return-return* suatu saham dalam periode tertentu. Volatilitas saham dapat memiliki karakteristik homoskedastisitas atau heteroskedastisitas. Volatilitas yang homoskedastisitas dapat dihitung dengan menggunakan model *Autoregressive* (AR), *Moving Average* (MA) dan *Autoregressive Moving Average* (ARMA). Pada kenyataannya data *return* saham tidak homoskedastisitas, akan tetapi ada juga data yang bersifat heteroskedastik. Oleh karena itu, diperlukan suatu model untuk memodelkan data runtun waktu yang bersifat heteroskedastisitas.

Salah satu model runtun waktu yang mengakomodasi heteroskedastisitas adalah model *Autoregressive Conditional Heteroscedastic* (ARCH) yang pertama kali dikembangkan oleh Robert Engle (1982). Robert Engle menganalisis masalah variansi galat yang berubah-ubah untuk setiap observasi di dalam runtun waktu. Karena variansi galat tidak hanya fungsi dari variabel independen tetapi juga bergantung pada seberapa besar galat di masa lalu. Kelebihan model ARCH yakni mampu menduga variansi bersyarat melalui data galat pada model rata-rata.

Setelah mengetahui volatilitas *return* maka investor dapat memperkirakan dengan tingkat keyakinan (*level of confidence*) dan jangka waktu tertentu berapa potensi risiko penurunan nilai *return* (*Value at Risk*). Pengukuran risiko dengan metode *Value at Risk* (VaR) saat ini sangat populer digunakan secara luas oleh industri keuangan di seluruh dunia. Sejalan dengan itu, peraturan Bank Indonesia No. 5/8/PBI/2003 tentang penerapan pengelolaan risiko bagi perbankan pada tahun 2008 dan surat edaran No. 5/21/DPNP tanggal 29 September 2003 tentang penerapan metode VaR menyebabkan pengembangan konsep VaR pada institusi perbankan berkembang pesat. Penelitian ini akan menghitung VaR pada sebuah saham dengan pendekatan ARCH.

Metodologi

Penelitian ini diawali dengan melakukan kajian teoritis mengenai pengukuran VaR dengan pendekatan ARCH. Setelah melakukan kajian teoritis mengenai pengukuran VaR dengan pendekatan ARCH selanjutnya adalah mengaplikasikannya pada data saham dengan langkah-langkah sebagai berikut:

a. Metode pengumpulan data

Data yang akan digunakan dalam penelitian ini berupa data sekunder. Data sekunder yang digunakan berupa data harga saham bulanan pada saham individual dari Juni 2003 sampai September 2014.

b. Analisis data

Analisis data dimulai dengan mengidentifikasi kestasioneran data return saham dengan menggunakan ADF test yang dapat memperlihatkan data tersebut stasioner atau tidak. Apabila tidak stasioner maka perlu dilakukan transformasi agar data tersebut menjadi stasioner. Selanjutnya menentukan model awal dengan membentuk plot *Partial Autocorrelation Function* (PACF). Model awal yang digunakan dalam tulisan ini adalah model AR, dari model awal tersebut dapat diperoleh galat. Setelah itu dilakukan uji autokoreklasi pada galat AR(p) dengan menggunakan metode Durbin Watson (DW) test. Selanjutnya dilakukan pengujian heteroskedastisitas. Pengujian ini menggunakan galat kuadrat dari model AR(p) yang tidak berautokorelasi. Jika sampai dengan tahap ini terdapat dua model atau lebih yang tidak berautokorelasi dan bersifat heteroskedastisitas, maka dilakukan pemilihan model terbaik dengan mencari nilai AIC terkecil dari model-model tersebut. Sehingga hanya akan ada satu model AR (p) yang terbaik. Tahapan selanjutnya membentuk plot PACF galat kuadrat dari model AR (p) untuk menentukan orde p dari model ARCH(p). Setelah itu dilanjutkan dengan menduga parameter menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE), nilai parameter yang dihasilkan akan diuji apakah parameter tersebut signifikan. Jika nilai parameter dari model tersebut tidak signifikan maka

model tersebut tidak dapat digunakan. Model ARCH (p) yang nilai parameternya signifikan kemudian dilakukan pengujian autokorelasi pada nilai galatnya dengan menggunakan DW test. Data yang dapat digunakan adalah data yang nilai galatnya tidak berautokorelasi. Selanjutnya nilai galat kuadrat dari model yang tidak berautokorelasi diuji heteroskedastisitasnya. Model yang digunakan adalah model ARCH(p) yang memiliki galat kuadrat tidak bersifat heteroskedastisitas. Selanjutnya meramalkan volatilitas dengan model ARCH (p) dari *return* data saham tersebut. Setelah mengetahui volatilitas maka dilakukan pengukuran VaR.

Hasil dan Pembahasan

Risiko dapat dicerminkan dengan volatilitas dari *return*. Menurut Jogianto (2003), volatilitas didefinisikan sebagai fluktuasi dari *return-return* suatu saham dalam periode tertentu. Semakin tinggi tingkat volatilitas, semakin tinggi pula tingkat ketidakpastian dari imbal hasil (*return*) saham yang dapat diperoleh. Volatilitas dapat direpresentasikan dengan standar deviasi dan kuadrat dari standar deviasi dikenal dengan variansi.

Engle (1982) mengembangkan model untuk variansi dari *error* yang bersifat heteroskedastisitas dan merupakan fungsi dari variansi *error* sebelumnya. Model tersebut dikenal dengan *Autoregressive Conditional Heteroscedastic* (ARCH). Enders (2004) menyatakan bahwa untuk membentuk model ARCH, data *return* r_t dapat dibentuk ke dalam model AR (p) terlebih dahulu:

$$r_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

Dimana p bilangan bulat non-negatif dan jika ε_t homoskedastisitas pada r_t diasumsikan sebuah runtun *white noise* dengan $E[\varepsilon_t] = 0$ dan $Var[\varepsilon_t] = \sigma_\varepsilon^2$. Dari Persamaan (1.1) terlihat bahwa nilai r_t dipengaruhi oleh nilai r_{t-1} . Persamaan (1.1) dapat digunakan untuk melakukan peramalan terhadap r_{t+1} . Ekspektasi bersyarat dari r_{t+1} dapat di tulis sebagai berikut:

$$E[r_{t+1} | r_t] = E[\alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 r_{t-1} + \dots + \alpha_p r_{t+1-p} + \varepsilon_t] = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 r_{t-1} + \alpha_3 r_{t-2} + \dots + \alpha_p r_{t+1-p}$$

Sedangkan variansi bersyarat dari r_{t+1} adalah:

$$Var[r_{t+1} | r_t] = E[r_{t+1} | r_t - E[r_{t+1} | r_t]]^2 = E[(\varepsilon_t)^2] = \sigma_\varepsilon^2$$

Demikian juga, jika variansi dari $\{\varepsilon_t\}$ *heteroskedastik*, maka dapat mengestimasi adanya kecenderungan dari pergerakan terus-menerus pada variansi dengan menggunakan

model AR (p). Misalkan $\{\hat{\varepsilon}_t\}$ dinotasikan sebagai estimasi *residual* dari model AR (p) sehingga variansi bersyarat dari r_{t+1} adalah

$$\text{Var}[r_{t+1} | r_t] = E\left[\left(r_{t+1} | r_t - E(r_{t+1} | r_t)\right)^2\right] = E\left[(\varepsilon_{t+1})^2\right]$$

Sampai disini nilai $E\left[(\varepsilon_{t+1})^2\right]$ sama dengan σ^2 yang konstan. Sekarang jika dimisalkan variansi bersyarat tidak tetap. Salah satu strategi yang digunakan adalah meramalkan variansi bersyarat sebagai suatu AR (p) proses menggunakan perangkat dari estimasi residual:

$$\varepsilon_t = a_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \quad (1.2)$$

Dimana a_t merupakan suatu *white noise process* dengan rata-rata nol dan variansi satu $\alpha_0 > 0$ dan $0 < \alpha_i < 1$. Persamaan (1.2) disebut dengan *Autoregressive Conditional Heteroscedastic (ARCH)* model dengan ekspektasi bersyarat dari ε_t adalah:

$$E[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}] = E\left[a_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2}\right] = 0 \cdot E\left[\sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2}\right] = 0$$

Sedangkan variansi bersyarat dari ε_t adalah:

$$\begin{aligned} \text{Var}[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}] &= E\left[(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1})^2\right] = E\left[\left(a_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2}\right)^2\right] = E\left[\left(\sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2}\right)^2\right] \\ &= E\left[\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2\right] = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (1.3)$$

Pada penerapannya, untuk membentuk model ARCH dari suatu data runtun waktu terdapat beberapa tahap yang harus dilakukan. Langkah awal untuk menyusun model ARCH adalah menentukan model awal yang sesuai. Untuk menentukan model awal dengan menguji ketergantungan yaitu dengan melihat PACF pada suatu data runtun waktu. Model awal yang digunakan dalam tulisan ini adalah model AR. Dari model awal tersebut dapat diperoleh galat α_t . Peramalan time series klasik mengasumsikan tidak ada Autokorelasi pada data observasi. Pengujian adanya Autokorelasi pada data dapat dilakukan dengan menggunakan metode *Durbin Watson* (DW) test. Selanjutnya dilakukan pengujian Heteroskedastisitas

Uji Heteroskedastisitas dengan menggunakan pola galat kuadrat yang dihasilkan dari model AR (p). Uji Heteroskedastisitas dalam galat kuadrat dapat dilakukan dengan uji Ljung-Box (LB). Langkah selanjutnya adalah menentukan orde p . Untuk menentukan orde p dari model ARCH(p) dapat menggunakan *Partial Autocorrelation Function* (PACF) dari ε_t^2 . Kemudian melakukan pendugaan parameter pada model ARCH menggunakan fungsi *maximum likelihood*. Diperoleh

$$L(\alpha) = -\frac{T-p-1}{2} \ln(2\pi) - \sum_{t=p+1}^T \left(\frac{1}{2} \ln \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \right) + \frac{1}{2} \frac{\varepsilon_t^2}{\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \right) \quad (1.4)$$

Persamaan (1.4) disebut fungsi *maximum likelihood*. Parameter $\alpha_i, i=0, \dots, p$ dapat diperoleh dengan menyelesaikan turunan dari fungsi *maximum likelihood*,

Nilai parameter (berupa koefisien) yang dihasilkan akan diuji apakah nilai parameter tersebut signifikan. Model ARCH dapat dikatakan sebagai model yang cukup baik untuk meramalkan suatu data jika residual dari model ARCH (p) tidak mengandung Autokorelasi dan residual kuadrat dari model ARCH tidak bersifat heteroskedastisitas. Untuk menguji residual mengandung autokorelasi atau tidak digunakan uji DW sedangkan untuk menguji sifat heteroskedastisitas pada residual kudrat digunakan uji LB.

Nilai volatilitas yang didapatkan dari model ARCH dapat digunakan untuk memperkirakan kerugian maksimum (*Value at Risk*) dari sebuah saham individual. Perhitungan *Value at Risk* dapat digunakan dengan model *Variance Covariance*.

VaR dapat didefinisikan sebagai estimasi kerugian maksimum yang akan didapat selama periode waktu (*time period*) tertentu pada selang kepercayaan (*confidence interval*) tertentu (Jorion, 2001). Secara teknis, *VaR* dengan tingkat kepercayaan $(1-\alpha)$, dinyatakan sebagai bentuk kuantil ke- α dari distribusi *return*. *VaR* dapat ditentukan melalui fungsi kepadatan peluang dari nilai *return* $f(R)$ dengan R *return* saham individual. Pada tingkat kepercayaan $(1-\alpha)$, akan dicari nilai kemungkinan terburuk dari *return* (R^*) sehingga peluang munculnya nilai *return* melebihi R^* adalah (Jorion, 2007):

$$P(R > R^*) = \int_{R^*}^{\infty} f(R) dR = 1 - \alpha$$

Dengan kata lain, R^* merupakan nilai kritis (*cut off value*) dengan peluang yang sudah ditentukan. Jika A_0 didefinisikan sebagai investasi awal saham individual maka nilai aset pada akhir periode waktu adalah $A = A_0(1+R)$, dengan *expected return* dan volatilitas adalah \bar{R} dan σ . Jika nilai aset paling rendah pada tingkat kepercayaan $(1-\alpha)$ adalah $A^* = A_0(1+R^*)$, maka *VaR* pada tingkat kepercayaan $(1-\alpha)$ dapat diformulasikan sebagai berikut (Jorion, 2007):

$$VaR = E(A) - A^* = -A_0(R^* - \mu) \quad (1.5)$$

dengan R^* adalah kuantil ke $-\alpha$ dari distribusi *return*.

Asumsi metode *Variance Covariance* adalah *return* saham berdistribusi normal. Penentuan nilai R^* pada Persamaan (1.5) biasa dilakukan dengan menggunakan bantuan tabel normal baku, R^* harus ditransformasi sedemikian sehingga nilai harapan sama dengan nol dan *variance* sama dengan satu. Hal tersebut dapat dilakukan dengan transformasi berikut (Jorion, 2007):

$$-z_\alpha = \frac{R^* - \mu}{\sigma} \quad (1.6)$$

Dengan demikian masalah pencarian nilai R^* setara dengan menemukan $-z_\alpha$ peluang munculnya suatu nilai *return* kurang dari sama dengan R^* adalah α . Dari Persamaan (1.6) R^* adalah:

$$R^* = -z_\alpha \sigma + \mu \quad (1.7)$$

Dengan mensubstitusikan Persamaan (1.7) ke dalam Persamaan (1.5), maka VaR pada tingkat kepercayaan $(1 - \alpha)$ adalah sebagai berikut (Jorion, 2007):

$$VaR = -A_0(R^* - \mu) = -A_0((-z_\alpha \sigma + \mu) - \mu) = z_\alpha \sigma A_0 \quad (1.8)$$

selanjutnya dengan mensubstitusikan Persamaan (1.3) kedalam Persamaan (1.8) maka diperoleh:

$$VaR = z_\alpha A_0 \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \quad (1.9)$$

VaR memiliki batasan-batasan yang tidak dapat dihitung, seperti VaR hanya mengukur risiko yang dapat dijangkau secara kuantitatif, dengan demikian risiko politik, risiko likuiditas, risiko karyawan tidak dihitung, dan VaR juga tidak mengukur risiko operasional (Sartono, 2006).

Studi kasus dalam penelitian ini dilakukan untuk mengilustrasikan perhitungan VaR pada saham individual. Data yang digunakan pada penelitian ini berupa data historis harga X penutupan bulanan selama periode pengamatan Juni 2003 sampai dengan September 2014. Perhitungan *return* saham individual didasarkan pada perubahan penutupan harian. Data *return* yang telah diperoleh selanjutnya akan di uji apakah data tersebut stasioner atau tidak. Untuk mengetahui data *return* tersebut stasioner atau tidak maka digunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), dengan menggunakan bantuan program Eviews akan didapat nilai t_{hitung} untuk ADF adalah sebesar -9,314146. Nilai ADF yang diperoleh masih lebih kecil dari nilai kritis pada nilai *statistic MacKinnon* pada tingkat kepercayaan 1%, 5% maupun 10%

yaitu sebesar -3.479656, -2.883073 dan -2.578331. Hasil tersebut menunjukkan bahwa data *return* tidak menunjukkan adanya *unit root* atau dengan kata lain data *return* bersifat stasioner. Langkah selanjutnya adalah menentukan model awal dengan melihat grafik PACF dari *return*. Berikut adalah output PACF dari *return*.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.207	0.207	5.9081	0.015
		2	0.117	0.078	7.8271	0.020
		3	0.101	0.066	9.2589	0.026
		4	0.095	0.058	10.542	0.032
		5	0.078	0.038	11.414	0.044
		6	-0.002	-0.043	11.415	0.076
		7	-0.009	-0.022	11.426	0.121
		8	0.089	0.091	12.573	0.127
		9	0.044	0.011	12.854	0.169
		10	0.023	0.003	12.936	0.227
		11	0.031	0.018	13.081	0.288
		12	0.049	0.028	13.444	0.338
		13	0.056	0.025	13.920	0.379
		14	0.014	-0.010	13.951	0.453
		15	0.066	0.061	14.626	0.479
		16	0.009	-0.033	14.638	0.551
		17	-0.048	-0.070	15.005	0.595
		18	-0.100	-0.095	16.598	0.551
		19	-0.122	-0.091	18.966	0.459
		20	-0.101	-0.057	20.605	0.421
		21	-0.073	-0.017	21.478	0.430
		22	-0.131	-0.079	24.303	0.332
		23	-0.069	-0.013	25.084	0.346
		24	-0.047	-0.008	25.455	0.381

Gambar 1.1. Output PACF dari *return*

Dengan selang kepercayaan $\pm 1,96\sqrt{1/n}$ atau sama dengan $\pm 0,170596$, maka berdasarkan Gambar 1.1 nilai PAC yang berada di luar selang kepercayaan adalah pada lag 1. Sehingga hanya terdapat satu

kandidat model yang akan diuji sebagai model terbaik yaitu AR(1)

Selanjutnya akan diestimasi nilai α_0 dan α_1 menggunakan metode kuadrat terkecil (*Last Square Methode*). Hasil estimasi dapat diperoleh dengan bantuan Eviews 8 sebagai berikut :

Dependent Variable: RETURN				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/15 Time: 21:06				
Sample (adjusted): 2 135				
Included observations: 134 after adjustments				
Convergence achieved after 3 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012571	0.010644	1.180973	0.2397
AR(1)	0.206895	0.085151	2.429760	0.0165
R-squared	0.042811	Mean dependent var		0.012541
Adjusted R-squared	0.035559	S.D. dependent var		0.099508
S.E. of regression	0.097723	Akaike info criterion		-1.798551
Sum squared resid	1.260566	Schwarz criterion		-1.755299
Log likelihood	122.5029	Hannan-Quinn criter.		-1.780975
F-statistic	5.903734	Durbin-Watson stat		2.025296
Prob(F-statistic)	0.016453			
Inverted AR Roots	.21			

Gambar 1.2 Output Estimasi Model AR(1)

Berdasarkan Gambar 1.2 didapat nilai $\alpha_0 = 0.012571$ dan $\alpha_1 = 0.206895$. Sehingga model AR(1) dapat ditulis sebagai berikut:

$$r_t = 0.012571 + 0.2068966r_{t-1} + \varepsilon_t$$

Untuk melihat apakah koefisien dari model AR(1) sudah signifikan maka digunakan Uji T. Koefisien α_1 dikatakan signifikan jika nilai $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2}$, dengan α merupakan tingkat kesalahan. Tingkat kesalahan yang dipilih adalah 0,05, koefisien akan signifikan jika $|t_{hitung}| > 1,96$. Berdasarkan hasil pengolahan, diperoleh bahwa pada model AR(1) koefisien sudah signifikan. Terlihat dari $|t_{hitung}| = 2.429760 > t_{0,025} = 1,96$.

Tahap selanjutnya adalah mendapatkan nilai residual dari model AR(1), untuk data residual pada model AR(1) dapat dilihat pada Lampiran 4. Pengamatan dilakukan untuk menguji apakah terdapat autokorelasi diantara nilai residual. Pengujian autokorelasi dilakukan dengan metode *Durbin Watson* (DW). Pengujian autokorelasi residual pada saham individual menghasilkan kesimpulan bahwa residual yang dihasilkan model ekspektasi bersyarat menunjukkan tidak terdapat signifikansi autokorelasi dengan tingkat keyakinan 95%. Hal ini terlihat dari nilai DW sebesar 2,025296 yang berada pada interval $2 < DW < 4 - d_u$ dengan nilai d_u sebesar 1,7338.

Selanjutnya melakukan uji heteroskedastisitas pada residual kuadrat yang dihasilkan dari model AR(1). Pengujian ini menggunakan uji Ljung-Box (LB). Galat model dikatakan bersifat heteroskedastik jika untuk setiap lag nilai Q-Stat (LB) $> \chi^2_{(\ell-m)}$. Untuk mengujinya digunakan bantuan program Eviews 8 dengan hasil pada Gambar 1.3

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.238	0.238	7.7604	0.005
		2 0.230	0.183	15.046	0.001
		3 0.211	0.134	21.212	0.000
		4 0.248	0.162	29.863	0.000
		5 -0.034	-0.185	30.023	0.000
		6 0.042	-0.020	30.270	0.000
		7 0.135	0.125	32.876	0.000
		8 -0.010	-0.071	32.890	0.000
		9 -0.018	0.003	32.935	0.000
		10 0.017	-0.014	32.977	0.000
		11 0.016	-0.024	33.013	0.001
		12 0.016	0.083	33.051	0.001
		13 -0.056	-0.091	33.532	0.001
		14 -0.008	-0.022	33.543	0.002
		15 -0.043	-0.012	33.824	0.004
		16 0.112	0.156	35.775	0.003
		17 -0.060	-0.068	36.334	0.004
		18 0.121	0.118	38.624	0.003
		19 -0.035	-0.123	38.822	0.005
		20 0.063	0.036	39.460	0.006
		21 -0.062	-0.038	40.079	0.007
		22 0.019	-0.018	40.137	0.010
		23 -0.100	-0.102	41.768	0.010
		24 -0.122	-0.091	44.217	0.007

Gambar 1.3. Output Ljung-Box

Kemudian hasil LB dibandingkan dengan nilai Chi Square. Dengan melihat table Chi Square akan terlihat bahwa untuk setiap lag nilai Q-Stat (LB) $> \chi^2_{(\ell-m)}$ dengan kata lain dapat disimpulkan bahwa galat model bersifat heteroskedastik

Tahap selanjutnya adalah menentukan orde p dari model ARCH(p). Dengan selang kepercayaan $\pm 1,96\sqrt{1/n}$ atau sama dengan $\pm 0,170596$, maka berdasarkan Gambar 1.3 nilai

PAC yang signifikan sampai ke lag 5. Artinya terdapat 5 kandidat yang akan dicari model terbaiknya. Selanjutnya ke 5 model tersebut akan diestimasi parameternya. Estimasi dilakukan dengan metode *Maksimum Likelihood Estimation (MLE)* dengan bantuan *software Eviews 8*, Dengan hasil estimasi terlihat pada Tabel 1.1 dibawah ini.

Tabel 1.1. Hasil Estimasi dan Hasil Z Test

Model ARCH	Parameter	Koefisien	z_{hitung}	Model ARCH	Parameter	Koefisien	z_{hitung}
ARCH (1)	α_0	0,006738	6,420811	ARCH (4)	α_0	0,006035	5,594611
	α_1	0,282542	2,003140		α_1	0,133530	1,020913
ARCH (2)	α_0	0,006436	5,781432		α_2	0,100138	0,816851
	α_1	0,170309	1,232229		α_3	-	-
	α_2	0,124651	1,058622		α_4	0,125288	0,869643
ARCH (3)	α_0	0,006499	5,615214	ARCH (5)	α_0	0,006544	4,927698
	α_1	0,170087	1,222949		α_1	0,110414	0,922726
	α_2	0,150874	1,145015		α_2	0,149214	1,053326
	α_3	-	-		α_3	-	-
	0,026660	0274948	α_4		0,096208	0,693253	
			α_5		-	-	
				0,065376	0,641855		

Dengan menggunakan tabel normal baku diperoleh $z_{\alpha/2} = 1,96$, kemudian bandingkan dengan nilai z_{hitung} . Semua parameter harus signifikan ($|z_{hitung}| > z_{\alpha/2}$) agar model dapat digunakan. Berdasarkan Tabel 1.1 dapat disimpulkan model ARCH (1) merupakan model yang signifikan dengan model ARCH(1). Tahap selanjutnya adalah mendapatkan nilai residual dari model ARCH (1), Pengamatan dilakukan untuk menguji apakah terdapat autokorelasi diantara nilai residual. Pengujian autokorelasi dilakukan dengan metode *Durbin Watson (DW)*. Nilai DW diperoleh dengan bantuan Program Eview, terlihat pada Gambar 1.4. di bawah ini:

Dependent Variable: RETURN				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
Date: 06/12/15 Time: 20:43				
Sample (adjusted): 2 135				
Included observations: 134 after adjustments				
Convergence not achieved after 500 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.006519	0.011624	0.560865	0.5749
AR(1)	0.293027	0.107074	2.736669	0.0062
Variance Equation				
C	0.006738	0.001049	6.420811	0.0000
RESID(-1)^2	0.282542	0.141049	2.003140	0.0452
R-squared	0.033518	Mean dependent var	0.012541	
Adjusted R-squared	0.026196	S.D. dependent var	0.099508	
S.E. of regression	0.098196	Akaike info criterion	-1.834796	
Sum squared resid	1.272804	Schwarz criterion	-1.748293	
Log likelihood	126.9313	Hannan-Quinn criter.	-1.799644	
Durbin-Watson stat	2.202100			
Inverted AR Roots	.29			

Gambar 1.4. Output Model ARCH (1)

Pengujian autokorelasi residual pada saham individual menghasilkan kesimpulan bahwa residual yang dihasilkan model ekspektasi bersyarat menunjukkan tidak terdapat signifikansi autokorelasi dengan tingkat keyakinan 95%.

Selanjutnya melakukan uji heteroskedastisitas pada residual kuadrat yang dihasilkan dari model ARCH (1), dengan bantuan program Eviews 8 dengan hasil pada Gambar 1.5.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.049	-0.049	0.3313	0.565
		2	0.010	0.008	0.3455	0.841
		3	-0.003	-0.002	0.3468	0.951
		4	0.181	0.181	4.9470	0.293
		5	-0.078	-0.063	5.8136	0.325
		6	0.013	0.004	5.8377	0.442
		7	0.234	0.245	13.711	0.057
		8	-0.050	-0.071	14.068	0.080
		9	-0.031	-0.018	14.209	0.115
		10	0.031	0.035	14.350	0.158
		11	-0.029	-0.129	14.477	0.208
		12	0.014	0.073	14.506	0.270
		13	-0.046	-0.051	14.828	0.318
		14	0.049	-0.037	15.200	0.365
		15	-0.078	-0.005	16.127	0.374
		16	0.169	0.160	20.560	0.196
		17	-0.113	-0.116	22.565	0.164
		18	0.055	0.087	23.034	0.189
		19	-0.063	-0.061	23.660	0.210
		20	0.090	0.035	24.967	0.203
		21	-0.066	0.007	25.670	0.219
		22	0.038	0.005	25.903	0.256
		23	-0.063	-0.132	26.557	0.275
		24	-0.097	-0.068	28.126	0.255

Gambar 1.5. Output Ljung-Box

Untuk mengetahui galat model apakah bersifat heteroskedastik atau tidak dilakukan perbandingan antara nilai Chi Square dengan nilai Ljung-Box. Dengan melihat *Chi Square* akan terlihat bahwa untuk setiap lag nilai Q-Stat (LB) $< \chi^2_{(\ell-m)}$ dengan kata lain dapat disimpulkan bahwa galat model tidak bersifat heteroskedastik.

Tahap selanjutnya adalah peramalan volatilitas selama 12 bulan kedepan dengan model ARCH (1), dengan bantuan program Eviews 8 dengan hasil pada Gambar 1.6 dibawah ini

135	0.006764883496					
136	0.006743658709					
137	0.008643328066					
138	0.009180063676					
139	0.009331713811					
140	0.009374561282					
141	0.009386667475					
142	0.009390087978					
143	0.009391054413					
144	0.009391327471					
145	0.009391404621					
146	0.009391426419					
147	0.009391432578					

Gambar 1.6. Output Peramalan Volatilitas

Untuk mengetahui besarnya VaR pada saham individual digunakan Persamaan 1.9. Dimisalkan ingin mengetahui nilai VaR dengan tingkat kepercayaan 95% dan investasi pada saham individual sebesar Rp. 1.000.000.000,- untuk nilai VaR periode 12 kedepan disajikan dalam Tabel 1.2 berikut

Tabel 1.2. Nilai VaR

Periode	Nilai VaR	Selisih Nilai VaR
Pertama	Rp. 135,299,459.95	Rp (212,417.42)
Kedua	Rp. 135,087,042.52	Rp 17,847,786.18
Ketiga	Rp. 152,934,828.70	Rp 4,676,979.63
Keempat	Rp. 157,611,807.33	Rp 1,296,502.29
Kelima	Rp. 158,908,309.62	Rp 364,404.65
Keenam	Rp. 159,272,713.27	Rp 102,808.43
Ketujuh	Rp. 159,375,521.50	Rp 29,036.59
Kedelapan	Rp. 159,404,557.09	Rp 8,203.81
Kesembilan	Rp. 159,412,759.90	Rp 2,318.55
Kesepuluh	Rp. 159,415,077.45	Rp 655.80
Kesebelas	Rp. 159,415,732.25	Rp 185.01
Kedua belas	Rp. 159,415,917.26	

Dari hasil perhitungan nilai VaR diatas dapat diartikan pada tingkat keyakinan sebesar 95%, pola nilai VaR berfluktuasi dengan kenaikan terbesar terjadi di periode ketiga yakni sebesar Rp. 17.847.786,18 dan penurunan terkecil terjadi di periode kedua yakni hanya Rp. 212.417,42.

Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis yang telah dipaparkan dapat diambil kesimpulan bahwa:

1. Model ARCH dapat mengatasi kelemahan dari model ekonometrika klasik yang mengasumsikan *variance* dari error yang konstan. Pendugaan parameter pada model ARCH dengan menggunakan MLE. Model ARCH dapat dikatakan sebagai model yang cukup baik untuk meramalkan suatu data jika residual dari model ARCH (p) tidak

mengandung autokorelasi dan residual kuadrat dari model ARCH tidak bersifat heterokedastik. Nilai volatilitas yang didapatkan dari model ARCH dapat digunakan untuk memperkirakan kerugian maksimum (*Value at Risk*) dari sebuah saham individual. Perhitungan *Value at Risk* dapat digunakan dengan model *Variance Covariance*. Asumsi metode *Variance Covariance* adalah *return* saham berdistribusi normal. Besarnya nilai penyimpangan *return* terhadap *expected return* dalam sebuah investasi awal A adalah $VaR = z_{0,05} \sigma A$.

2. Dari hasil perhitungan nilai VaR diatas dapat diartikan pada tingkat keyakinan sebesar 95%, pola nilai VaR berfluktuasi dengan kenaikan terbesar terjadi di periode ketiga yakni sebesar Rp. 17.847.786,18 dan penurunan terkecil terjadi di periode kedua yakni hanya Rp. 212.417,42. Hasil peramalan ini sudah diuji dengan data sebenarnya. Dapat langsung dilihat pada www.finance.yahoo.com.

Daftar Pustaka

- Bollerslev, T., 1986, Generalized Autoregressive Heteroscedastic Model, *Journal of Econometric.*, Vol. 31., pp. 307 - 327.
- Agung D. Buchdadi, D. A., *Perhitungan Value at Risk Portofolio Optimum Saham Perusahaan Berbasis Syariah dengan Pendekatan EWMA*, Jurnal Universitas Negeri Jakarta.
- Enders, W., 2004, *Applied Econometric Time Series Second Edition*. New York: John Wiley & son, Inc.
- Engle, R. F., 1982, Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of The Variance of The United Kingdom Inflation, *Journal of Econometrica*. Vol. 50. No. 4., pp. 987 - 1007.
- Giot, Pierre dan Sebastien Laurent., 2003, *Modelling Daily Value at Risk Using Realized Volatility and ARCH Type Models*, Forthcoming in Journal of Empirical Finance
- Jorion, P., 2007, *Value at Risk: The New Benchmark Managing Financial Risk, Third Edition*, The Mc Graw-Hill Companies, New York.
- Tsay R.S., 2005, *Analysis of Financial Time Series*. Ed ke-2 edition, New York:John Wiley & sons, Inc.

**Pengaruh Penanaman Modal Asing
Terhadap Perdagangan Internasional Indonesia:
Pendekatan Gravity Model**

Kartika Meiliana Sinaga¹, Ribut Nurul Tri Wahyuni²

¹Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, 11.6739@stis.ac.id

²Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, rnurult@stis.ac.id

Abstrak

Sejak pemerintahan Orde Baru, nilai ekspor Indonesia menunjukkan tren yang meningkat. Peningkatan tersebut juga diikuti dengan peningkatan Penanaman Modal Asing (PMA). Ini sangat menarik karena investor utama di Indonesia merupakan negara mitra dagang utama Indonesia. Di lain pihak, PMA juga bisa meningkatkan impor. PMA di industri manufaktur, misalnya, dapat meningkatkan impor input, memberikan *technological spillover*, dan meningkatkan efisiensi. Beberapa studi empiris membuktikan dampak PMA terhadap perdagangan internasional berbeda-beda. Penelitian ini menggunakan *gravity model* untuk melihat dampak PMA terhadap perdagangan Indonesia. Data yang digunakan adalah data panel dengan *Random Effect Model (REM)*. Metode estimasi tersebut dipilih karena penelitian ini menggunakan variabel yang *time-invariant*. Hasil analisis menunjukkan bahwa PMA berdampak positif terhadap ekspor ke negara asal PMA dan PMA tidak berdampak terhadap impor dari negara asal PMA.

Kata kunci : PMA, ekspor, impor, gravity model, REM, time-invariant

Pendahuluan

Pada era globalisasi, transaksi antar negara merupakan hal yang umum terjadi di dunia. Transaksi ini dapat berupa perdagangan internasional maupun aliran modal atau investasi. Pada suatu negara, perdagangan internasional berupa kegiatan ekspor dan impor yang dilakukan oleh negara tersebut sedangkan investasi dapat berupa kegiatan Penanaman Modal Asing (PMA) yang dilakukan pihak asing di negara tersebut.

Sejak pemerintahan Orde Baru, saat Indonesia menerapkan kebijakan strategi promosi ekspor (*export promotion*), perdagangan internasional Indonesia terus mengalami peningkatan (Rahmaddi dan Ichihashi [7]). Ekspor menjadi penyumbang utama perekonomian setelah konsumsi. Pertumbuhan ekspor maupun impor Indonesia masing-masing sebesar 10 persen dan 12 persen selama periode 2005-2013. Selain itu keterbukaan perdagangan yang dilihat dari dengan kontribusi perdagangan terhadap Produk Domestik Bruto (*Trade to GDP Ratio*) selama periode 2011-2013 mencapai 48,6 persen (WTO [10]).

Aliran modal asing yang masuk ke Indonesia juga menunjukkan trend positif. Dalam kurun waktu 10 tahun terakhir, jumlah realisasi PMA di Indonesia terus berkembang bahkan jauh melebihi perkembangan realisasi Penanaman Modal Dalam Negeri (PMDN). Sebagai contoh, pada tahun 2010 realisasi PMA di Indonesia sebanyak Rp 145,9 triliun dengan

jumlah proyek sebanyak 2965 proyek. Sedangkan realisasi PMDN pada tahun yang sama senilai Rp 60,6 triliun dengan jumlah proyek sebanyak 772 proyek. Selain itu, pertumbuhan PMA Indonesia tertinggi di kawasan Asia Tenggara. Indonesia mendapat sekitar US\$ 23 miliar investasi asing langsung pada tahun 2014 atau naik 21 persen dibanding tahun sebelumnya.

Aliran PMA yang masuk ke Indonesia pada dasarnya diharapkan mampu untuk meningkatkan produktivitas dalam negeri yang akhirnya akan meningkatkan perdagangan. Peningkatan ekspor merupakan hal yang diharapkan namun di sisi lain PMA juga dapat meningkatkan impor. Hal ini terjadi jika industri manufaktur yang menarik bagi PMA, seperti industri otomotif dan elektronik, sangat tergantung pada impor barang input dan barang modal (Anwar dan Nguyen [1]). Selanjutnya, hal ini dapat menyebabkan efek PMA terhadap neraca perdagangan menjadi tidak signifikan atau bahkan negatif.

Berdasarkan paparan di atas, perlu untuk dilakukan penelitian untuk mengetahui hubungan antara PMA dan perdagangan di Indonesia. Penelitian ini secara spesifik akan menganalisis perkembangan PMA, ekspor, dan impor Indonesia serta menganalisis pengaruh PMA terhadap ekspor dan impor Indonesia.

Metodologi

Beberapa penelitian terdahulu telah banyak membahas pengaruh PMA terhadap perdagangan di negara penerima PMA (*host country*). Kojima [5] secara jelas menunjukkan PMA dapat meningkatkan atau menurunkan ekspor negara penerima PMA (*host country*) ke negara asal PMA (*home country*). PMA yang meningkatkan ekspor negara penerima PMA ke negara asal PMA terjadi ketika investasi bersifat vertikal. Investasi bersifat vertikal artinya perusahaan asing yang melakukan investasi bertujuan untuk menghasilkan barang input antara yang akan digunakan dalam proses produksi akhir di negara asalnya. Di sisi lain, PMA akan mengurangi ekspor ketika kegiatan produksi dari awal hingga akhir dilakukan di negara penerima PMA. Akibatnya, negara penerima PMA tidak perlu mengimpor produk input dari negara asal PMA.

Sejalan dengan pernyataan Kojima [5], Markusen [6] menambahkan bahwa hubungan PMA dan perdagangan internasional terfokus pada hubungan komplementer atau substitusi. Hubungan tersebut sangat bergantung pada motivasi dari PMA itu sendiri. Ketika motivasi PMA ialah mencari efisiensi dalam faktor-faktor produksi seperti biaya produksi dan sumber input yang lebih murah, maka PMA bersifat komplementer terhadap perdagangan atau berhubungan positif. Akan tetapi ketika motivasi PMA ialah ekspansi pasar, maka PMA bersifat substitusi terhadap perdagangan atau hubungannya negatif.

Model gravitasi pertama kali diperkenalkan oleh Tinbergen [8] yang secara umum digunakan untuk analisis perdagangan internasional, khususnya hubungan PMA dengan ekspor-impor negara penerima PMA. Menurut Bergstrand [3] serta Anwar dan Nguyen [1], bentuk linier model gravitasi dalam analisis perdagangan internasional adalah sebagai berikut:

$$\ln Ekspor_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PMA_{it} + \alpha_2 \ln PDBI_{it} + \alpha_3 \ln PDBJ_{it} + \alpha_4 \ln jarak_{it} + \alpha_5 \ln A_{ij} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln \text{Impor}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{PMA}_{it} + \beta_2 \ln \text{PDB } I_{it} + \beta_3 \ln \text{PDB } J_{it} + \beta_4 \ln \text{jarak}_{it} + \beta_5 \ln A_{ij} + \mu_{it} \quad (2)$$

dimana Ekspor_{it} dan Impor_{it} ialah arus perdagangan antara negara i (negara penerima PMA) dan negara j (negara asal PMA) pada waktu t, PMA_{it} ialah nilai PMA ke negara i pada waktu t, $\text{PDB } I_{it}$ dan $\text{PDB } J_{it}$ ialah Produk Domestik Bruto (PDB) atas dasar harga konstan negara i dan negara j pada waktu t, jarak_{it} ialah jarak negara i ke negara j, dan A_{ij} ialah faktor-faktor lain yang memengaruhi perdagangan antara negara i dan negara j.

Model yang digunakan dalam penelitian ini merujuk pada model dari penelitian Anwar dan Nguyen [1]. Adapun model rujukan tersebut dimodifikasi yakni dengan menambahkan variabel kurs riil negara i pada waktu t (Kurs_{it}) (Wongpit [9]) ke dalam persamaan 1 dan 2 sehingga model yang digunakan pada penelitian ini yaitu:

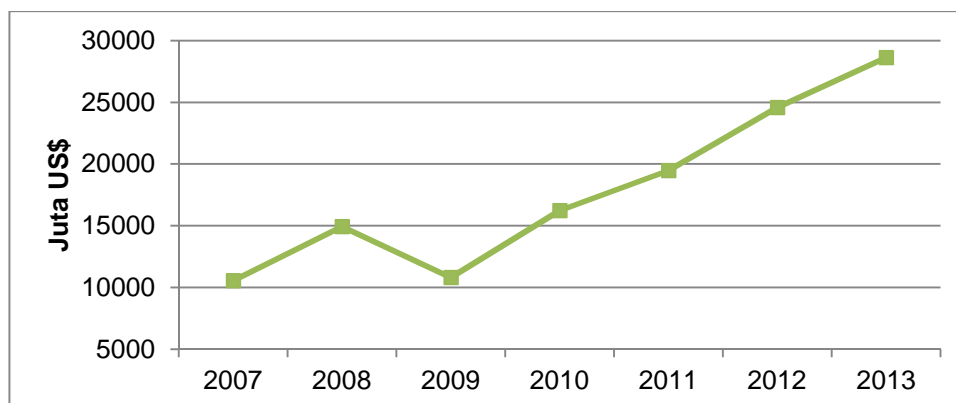
$$\ln \text{Ekspor}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{PMA}_{it} + \alpha_2 \ln \text{PDB } \text{Indo}_{it} + \alpha_3 \ln \text{PDB } J_{it} + \alpha_4 \ln \text{Kurs}_{it} + \alpha_5 \ln \text{jarak}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln \text{Impor}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{PMA}_{it} + \beta_2 \ln \text{PDB } \text{Indo}_{it} + \beta_3 \ln \text{PDB } J_{it} + \beta_4 \ln \text{Kurs}_{it} + \beta_5 \ln \text{jarak}_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

Penelitian ini menggunakan variabel dependen berupa nilai ekspor dan impor menurut negara mitra dagang yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS). Data PMA didapatkan dari Badan Koordinasi Penanaman Modal (BKPM). Data PDB atas dasar harga konstan, kurs nominal, dan IHK berasal dari UNDP. Data jarak yang didapat dari <http://indo.com/distance/> yang merupakan jarak geografis antara Indonesia dan masing-masing negara mitra dagangnya. Metode analisis yang digunakan untuk menjawab tujuan penelitian adalah analisis deskriptif dan analisis regresi data panel. Data panel berupa data *series* tahunan (2007-2013) dan data *cross section* berupa 10 negara mitra dagang Indonesia, yakni: Belanda, Singapura, Jepang, Malaysia, Thailand, China, Korea Selatan, India, Australia, dan Amerika Serikat. 10 negara ini merupakan tujuan ekspor utama Indonesia dengan *share* terhadap total ekspor mencapai 72 persen selama periode 2007-2013.

Hasil dan Pembahasan

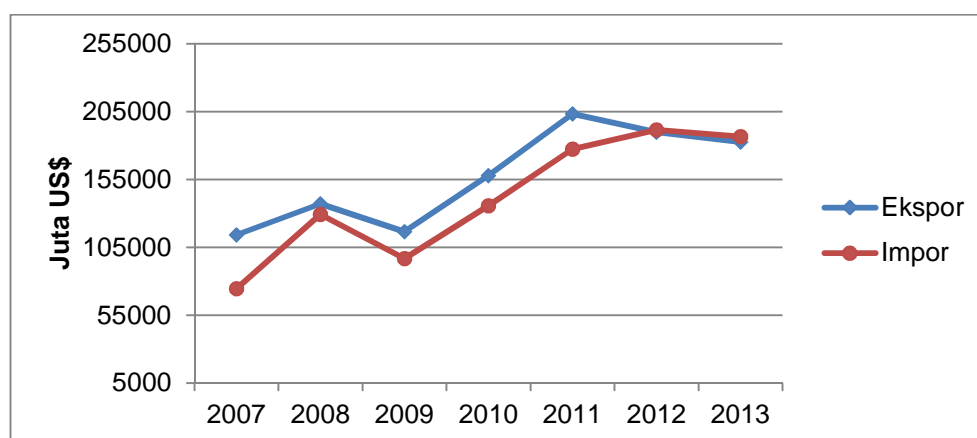
Perkembangan PMA di Indonesia dari tahun ke tahun cenderung mengalami fluktuasi. Dari Gambar 1 dapat dilihat pada tahun 2007 nilai realisasi PMA mencapai US\$10,54 miliar, kemudian meningkat pada tahun 2008 meningkat menjadi US\$14,92 miliar. Tahun 2009 realisasi PMA mengalami penurunan menjadi US\$10,82 miliar. Penurunan ini merupakan dampak dari krisis global yang terjadi pada saat itu. Namun demikian, realisasi PMA kembali mengalami peningkatan selama periode 2010-2013.



Gambar 1. Perkembangan Realisasi PMA di Indonesia Tahun 2007-2013

Sumber: BKPM (diolah)

Data ekspor merupakan data utama dalam neraca perdagangan. Adapun selama periode 2007-2013, ekspor Indonesia memiliki tren yang naik setiap tahunnya (Gambar 2). Akan tetapi, aktivitas ekspor masih rentan terhadap guncangan perekonomian dunia. Hal ini terlihat pada tahun 2009 ekspor Indonesia mengalami penurunan akibat efek krisis global. Kemudian nilai ekspor mengalami peningkatan pada tahun 2010 dan 2011, lalu kembali menurun pada tahun 2012 hingga 2013. Penurunan tersebut kemungkinan terjadi karena turunnya harga beberapa komoditas ekspor Indonesia di pasar Internasional seperti karet alam, bijih coklat, kopi, nikel dan tembaga (BPS [2]). Seperti halnya dengan ekspor, aktivitas impor juga rentan terhadap perekonomian internasional. Apabila dibandingkan tahun 2007, nilai impor Indonesia mengalami peningkatan pada tahun 2008 selanjutnya menurun pada tahun 2009. Pada periode 2010 hingga 2012 nilai impor terus tumbuh secara positif.

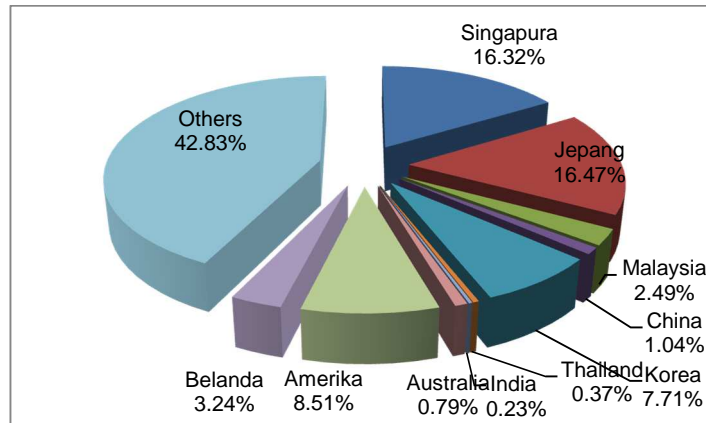


Gambar 2. Nilai Ekspor dan Impor di Indonesia Tahun 2007-2013

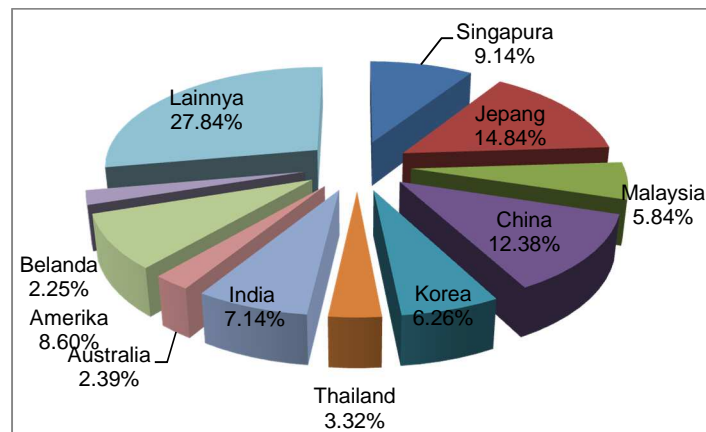
Sumber: BPS (diolah)

Negara-negara seperti Belanda, Singapura, Jepang, Malaysia, Thailand, China, Korea Selatan, India, Australia dan Amerika Serikat memiliki hubungan yang penting bagi Indonesia, baik dari sisi PMA, ekspor maupun impor. Dari Gambar 3, 4, dan 5 dapat dilihat bahwa pada tahun 2013 persentase PMA dari 10 negara tersebut terhadap total PMA di Indonesia mencapai 57,17 persen. Pada tahun yang sama, ekspor Indonesia ke 10 negara

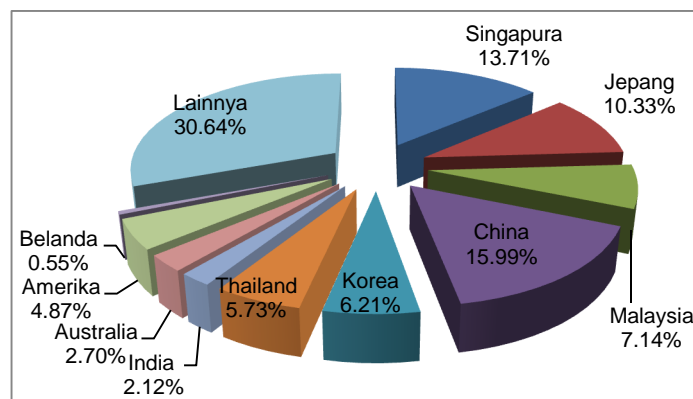
tersebut mencapai 72,16 persen dari total ekspor Indonesia, sedangkan dari sisi impor mencapai 69,36 persen dari total impor Indonesia.



Gambar 3. Realisasi PMA di Indonesia menurut Negara Asal Tahun 2013
Sumber: BKPM (diolah)



Gambar 4. Ekspor Indonesia menurut Negara Tujuan Tahun 2013
Sumber: BPS (diolah)



Gambar 5. Impor Indonesia menurut Negara Asal Tahun 2013
Sumber: BPS (diolah)

Sebelum terpilih model terbaik untuk estimasi ekspor maupun impor, maka terlebih dahulu dilakukan pengujian asumsi seperti multikolinearitas, normalitas, dan non-autokorelasi. Semua asumsi tersebut telah terpenuhi dengan signifikansi 5 persen.

Model terbaik untuk persamaan ekspor dapat dilihat pada persamaan 5.

$$\ln \widehat{Ekspor}_{it} = (-6,1372 + u_i) + 0,1409 \ln PMA^*_{it} + 1,032296 \ln PDBIndo^*_{it} + 0,5702 \ln PDBJ^*_{it} - 0,0693 \ln Kurs^*_{it} - 0,7876 \ln jarak^*_{it} \quad (5)$$

Keterangan: *) signifikan pada $\alpha = 5$ persen

Koefisien dari variabel jarak, PDB Indonesia dan PDB negara mitra dagang Indonesia telah sesuai dengan teori yang ada. Jarak berpengaruh negatif terhadap ekspor sedangkan PDB berpengaruh positif (Anwar dan Nguyen [1]). Di sisi lain, variabel kurs memiliki tanda yang berlawanan dengan teori. Ini sejalan dengan penelitian Ginting [4]. Depresiasi rupiah seharusnya mendorong ekspor menjadi lebih besar, namun penelitian ini menunjukkan hasil yang berbeda. Indonesia sulit meningkatkan ekspor karena pengaruh dalam negeri seperti kenaikan upah minimum, kenaikan tarif dasar listrik dan bahan bakar minyak yang secara tidak langsung meningkatkan biaya produksi. Akibatnya, ekspor menurun. Produk-produk dalam negeri semakin sulit bersaing dengan produk-produk negara lain di pasar internasional (Ginting [4]). Koefisien PMA yang positif dan signifikan menunjukkan bahwa terdapat hubungan komplementer antara PMA dan ekspor di Indonesia. Hasil ini juga sejalan dengan penelitian Anwar dan Nguyen [1] yang dalam penelitiannya menyatakan bahwa PMA berpengaruh positif signifikan terhadap ekspor di Vietnam.

Model terbaik untuk persamaan ekspor dapat dilihat pada persamaan 6.

$$\ln \widehat{Impor}_{it} = (-14,0066 + u_i) + 0,0628 \ln PMA_{it} + 1,9436 \ln PDB Indo^*_{it} + 0,7385 \ln PDBJ^*_{it} - 0,0664 \ln Kurs_{it} - 1,4957 \ln jarak^*_{it} \quad (6)$$

Keterangan: *) signifikan pada $\alpha = 5$ persen

Hasil regresi menunjukkan bahwa dengan tingkat kepercayaan 95 persen, variabel PDB Indonesia, PDB negara mitra dagang, dan jarak signifikan memengaruhi impor Indonesia dari negara asal PMA. Jarak yang berpengaruh negatif terhadap impor sejalan dengan konsep *gravity model*, yakni semakin jauh jarak suatu negara dengan mitra dagangnya (menunjukkan bahwa biaya transportasi semakin besar), maka semakin kecil perdagangan diantara kedua pihak (Bergstrand [3]). Berbeda halnya dengan pengaruh PMA terhadap ekspor, koefisien PMA bernilai 0,0628 namun tidak signifikan memengaruhi impor. Berdasarkan data BPS, lebih dari 80% nilai impor Indonesia terdiri dari barang modal dan bahan baku/penolong. Kemungkinan sektor yang berbasis PMA di Indonesia juga menggunakan input impor, tapi bukan dari negara asal PMA.

Kesimpulan

Analisis pengaruh PMA dan beberapa variabel lainnya terhadap perdagangan Indonesia dilakukan dengan menggunakan *gravity model*. Variabel-variabel seperti PDB dan

jarak menunjukkan hasil yang konsisten seperti penelitian-penelitian sebelumnya dalam konteks hubungannya dengan ekspor dan impor. Hasil penelitian juga menunjukkan PMA berpengaruh positif terhadap ekspor Indonesia ke negara asal PMA namun di sisi lain tidak ada pengaruh signifikan PMA terhadap impor. Koefisien positif variabel PMA terhadap ekspor dan impor menunjukkan bahwa hubungan PMA dan perdagangan adalah komplementer. PMA yang berasal dari negara investor akan memengaruhi ekspor Indonesia ke negara asal PMA. Hal tersebut sudah sesuai dengan teori yang ada.

Daftar Pustaka

- [1] Anwar, Sajid dan Nguyen, L.P., Foreign Direct Investment and Trade: The Case of Vietnam, *Research in International Business and Finance* No 25, pp. 39-52, 2010.
- [2] Badan Pusat Statistik, *Analisis Komoditi Ekspor 2007-2013*, Jakarta: BPS, 2014.
- [3] Bergstrand, Jeffrey H., The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, pp. 474-481, 1985.
- [4] Ginting, Ari Muliarta, Pengaruh Nilai Tukar Terhadap Ekspor Indonesia, *Buletin Ilmiah Litbang Perdagangan*, Vol 7 No 1, Juli 2013.
- [5] Kojima, Kiyoshi, Macroeconomic Versus International Business Approach to Direct Foreign Investment, *Hitosubashi Journal of Economics*, 23 (1), pp. 1-19, 1982.
- [6] Markusen, J.R, *Multinational Firms and the Theory of International Trade*, Cambridge: MIT Press, 2002.
- [7] Rahmaddi, Rudy dan Ichihashi, Masaru, The Impact of Foreign Direct Investment on Host Country Exports: Sector Based Evidence from Indonesian Manufacturing, *IDEC Discussion Paper*, Vol. 2 No.10, 2012.
- [8] Tinbergen, J., *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, New York: Twentieth Century Fund, 1962.
- [9] Wongpit, Piya, Impact of FDI on Manufacturing Exports in Thailand, Graduate School of International Cooperation Studies, Kobe University, 2011. Diakses pada Juni 2015 melalui www.freit.org/WorkingPapers/Papers/ForeignInvestment/FREIT517.pdf.
- [10] World Trade Organization, 2014. Diakses pada Juni 2015 melalui <http://stat.wto.org>.

Lampiran

Korelasi antar variabel independen

	LNPDBINDO	LNPDBJ	LNPMA	LNJARAK	LNKURS
LNPDBINDO	1.000000	0.049913	0.202164	5.96E-18	-0.005793
LNPDBJ	0.049913	1.000000	0.178726	0.760302	-0.082484
LNPMA	0.202164	0.178726	1.000000	0.137311	0.036375
LNJARAK	5.96E-18	0.760302	0.137311	1.000000	0.012628
LNKURS	-0.005793	-0.082484	0.036375	0.012628	1.000000

Dependent Variable: LNEKSPOR

Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)

Date: 08/21/15 Time: 05:12

Sample: 2007 2013

Periods included: 7

Cross-sections included: 10

Total panel (balanced) observations: 70

Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.137254	2.100893	-2.921259	0.0048
LNPMA	0.140966	0.034747	4.056943	0.0001
LNPDBINDO	1.032296	0.166785	6.189377	0.0000
LNPDBJ	0.570282	0.064903	8.786635	0.0000
LNJARAK	-0.787667	0.104709	-7.522459	0.0000
LNKURS	-0.069369	0.025927	-2.675586	0.0095

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.181373	0.6714
Idiosyncratic random	0.126896	0.3286

Weighted Statistics

R-squared	0.782644	Mean dependent var	2.335832
Adjusted R-squared	0.765663	S.D. dependent var	0.302103
S.E. of regression	0.146243	Sum squared resid	1.368770
F-statistic	46.08947	Durbin-Watson stat	1.792180
Prob(F-statistic)	0.000000		

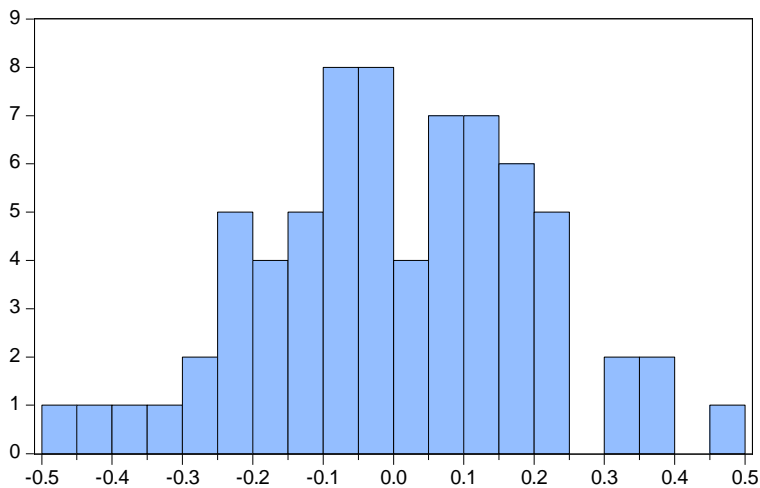
Unweighted Statistics

R-squared	0.912563	Mean dependent var	9.136768
Sum squared resid	2.638207	Durbin-Watson stat	0.929830

Cross-section Random Effect

	NEGARA_J	Effect
1	Belanda	0.172451
2	Singapura	0.091023
3	Jepang	-0.003867
4	Malaysia	0.012276
5	Thailand	-0.006807
6	China	-0.113698
7	Korea Selatan	-0.135471
8	India	0.214644
9	Australia	-0.232174
10	Amerika Serikat	0.001622

Asumsi Normalitas



Series: Standardized Residuals	
Sample 2007 2013	
Observations 70	
Mean	5.92e-16
Median	-0.007310
Maximum	0.483034
Minimum	-0.496077
Std. Dev.	0.195537
Skewness	-0.061560
Kurtosis	2.903090
Jarque-Bera	0.071605
Probability	0.964831

Dependent Variable: LNIMPOR
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 08/21/15 Time: 05:09
 Sample: 2007 2013
 Periods included: 7
 Cross-sections included: 10
 Total panel (balanced) observations: 70

Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-14.00660	3.815802	-3.670684	0.0005
LNPMMA	0.062851	0.076098	0.825917	0.4119
LNPDBINDO	1.943668	0.301078	6.455691	0.0000
LNPDBJ	0.738585	0.150594	4.904472	0.0000
LNJARAK	-1.495746	0.245869	-6.083507	0.0000
LNKURS	-0.066415	0.061521	-1.079546	0.2844

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.443735	0.8370
Idiosyncratic random	0.195847	0.1630

Weighted Statistics

R-squared	0.763152	Mean dependent var	1.451751
Adjusted R-squared	0.744648	S.D. dependent var	0.385034
S.E. of regression	0.194567	Sum squared resid	2.422801
F-statistic	41.24312	Durbin-Watson stat	2.204138
Prob(F-statistic)	0.000000		

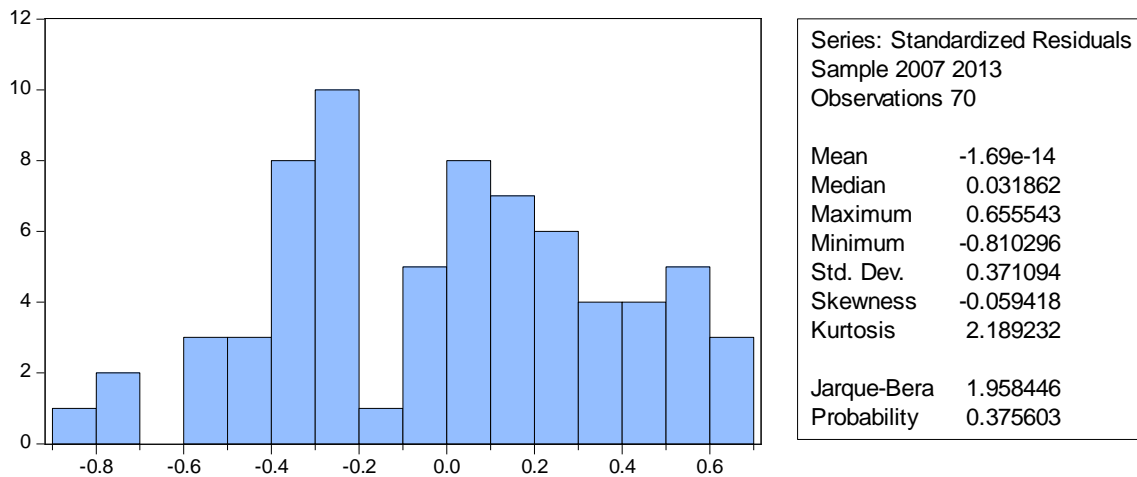
Unweighted Statistics

R-squared	0.866181	Mean dependent var	8.822827
Sum squared resid	9.502026	Durbin-Watson stat	0.562005

Cross-section Random Effects

	NEGARA_J	Effect
1	Belanda	-0.340656
2	Singapura	0.149909
3	Jepang	-0.109471
4	Malaysia	-0.192871
5	Thailand	0.443639
6	China	-0.149251
7	Korea Selatan	0.075027
8	India	-0.561996
9	Australia	0.241341
10	Amerika Serikat	0.444329

Asumsi Normalitas



Faktor-Faktor yang Memengaruhi Tenaga Kerja Remaja di Indonesia:

Spatial Lag and Error Model with Fixed Effect

Ribut Nurul Tri Wahyuni¹

¹Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, rnurult@stis.ac.id

Abstrak

Penelitian ini akan menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi tenaga kerja remaja (tenaga kerja usia 16-19 tahun) di Indonesia selama periode 2006-2013. Hasil uji Global Moran's I menunjukkan bahwa ada keterkaitan variabel tenaga kerja remaja suatu provinsi dengan provinsi lainnya (*spatial dependence*). Ketika observasi antar wilayah saling terkait, maka teknik ekonometrik tradisional, misalnya *Ordinary Least Square (OLS)*, dapat menghasilkan estimasi parameter yang bias, inkonsisten, atau tidak efisien. Oleh karena itu, *spatial econometrics* digunakan untuk menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi tenaga kerja remaja. Hasil estimasi menunjukkan model terbaik dalam menjelaskan faktor-faktor yang memengaruhi tenaga kerja remaja adalah *Spatial Lag and Error Model with Fixed Effect (SARMA-FE)*.

Kata kunci: indeks Moran's I, *spatial dependence*, SARMA-FE

Pendahuluan

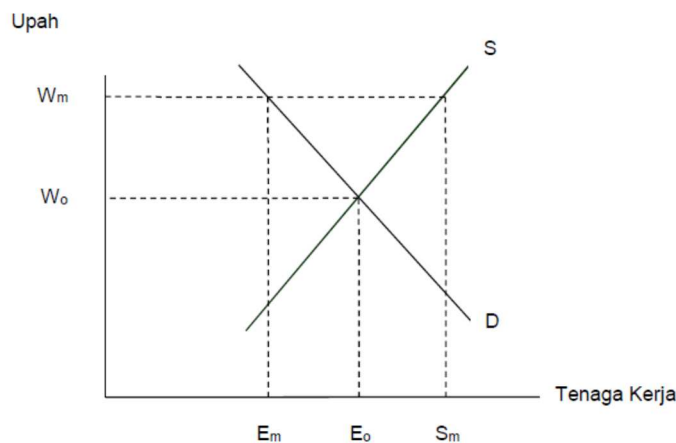
Penelitian tentang upah minimum yang menggunakan model data panel biasanya mengabaikan fakta bahwa jumlah tenaga kerja dan variabel yang memengaruhinya antar wilayah saling terkait. Perubahan upah minimum di Jakarta, misalnya, tidak hanya memengaruhi jumlah tenaga kerja di Jakarta tetapi juga akan memengaruhi jumlah tenaga kerja di wilayah sekitarnya. Peningkatan upah minimum di Jakarta dapat mengakibatkan tenaga kerja di wilayah sekitarnya, khususnya wilayah yang tidak mengalami peningkatan upah minimum, mencari pekerjaan di Jakarta. Oleh karena itu, dampak peningkatan upah minimum adalah berkurangnya tenaga kerja di wilayah sekitar Jakarta dan berkurangnya tenaga kerja di Jakarta.

Dampak tidak langsung peningkatan upah minimum terhadap tenaga kerja tidak akan terlihat jika model penelitian mengabaikan *spatial dependence*. Selain itu, tenaga kerja di suatu wilayah kemungkinan akan berkorelasi dengan wilayah lainnya karena persamaan kondisi geografis, misalnya kemudahan akses dan sumber daya alam lainnya. Ketika observasi berkorelasi antar wilayah, maka teknik ekonometrika tradisional akan mengabaikan *spatial dependence* sehingga bisa menghasilkan estimasi yang tidak benar (Kalenkoski dan Lacombe [7]). Penelitian ini akan membuktikan apakah model spasial panel bisa digunakan untuk menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi tenaga kerja remaja (tenaga kerja usia 16-19 tahun) di Indonesia selama periode 2006-2013.

Metodologi

Pasar Tenaga Kerja

Hubungan antara upah dengan tenaga kerja dapat dijelaskan dengan teori permintaan dan penawaran tenaga kerja. Berdasarkan kurva permintaan dan penawaran tenaga kerja pada Gambar 1, titik potong antara permintaan dan penawaran merupakan upah yang akan diberikan perusahaan kepada tenaga kerja (W_0). Kenaikan upah minimum menyebabkan upah yang diterima tenaga kerja meningkat menjadi sebesar W_m , sehingga akan menambah biaya produksi perusahaan. Penambahan biaya produksi perusahaan akan membuat permintaan tenaga kerja berkurang dari E_0 menjadi E_m (Brown et. al. [4]).



Gambar 1. Kurva Permintaan dan Penawaran Tenaga Kerja

Sumber: Brown et. al [4]

Studi Empiris

Penelitian Neumark dan Wascher dalam Kalenkoski dan Lacombe [7] menyimpulkan bahwa upah minimum berpengaruh negatif terhadap tenaga kerja, meskipun penelitian lainnya menunjukkan hasil yang berbeda (tidak berpengaruh atau berpengaruh positif). Brown et. al. dalam Zavodny [7] menyimpulkan bahwa 10 persen peningkatan upah minimum dapat mengurangi tenaga kerja remaja 1 sampai 3 persen. Sebaliknya, penelitian Zavodny [7] menemukan hasil yang berbeda. Hasil dari penelitiannya menunjukkan bahwa upah minimum tidak berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah tenaga kerja remaja. Salah satu kemungkinan penyebabnya adalah perusahaan tidak mengurangi jumlah tenaga kerja remajanya namun mengurangi jumlah jam kerja dari tenaga kerja remaja tersebut. Sebelumnya, Card [5] dalam penelitiannya juga menunjukkan belum ada cukup bukti bahwa kenaikan upah minimum akan secara signifikan menurunkan jumlah tenaga kerja remaja. Addison et. al. dalam Kalenkoski dan Lacombe [7] meneliti tentang pengaruh upah minimum terhadap tenaga kerja di subsektor perdagangan yang *low-wage*. Hasilnya adalah upah minimum berpengaruh positif terhadap tenaga kerja. Ini kemungkinan terjadi di pasar *monopsony*, efisiensi upah, atau pengaruh permintaan. Kalenkoski dan Lacombe [7] melakukan penelitian tentang faktor-faktor yang memengaruhi tenaga kerja remaja dengan

menggunakan model spasial panel. Hasilnya menunjukkan bahwa tenaga kerja remaja di suatu wilayah dipengaruhi oleh tenaga kerja remaja di wilayah sekitarnya.

Global Moran's I

Ukuran keterkaitan spasial global adalah ukuran statistik yang menggambarkan keterkaitan wilayah secara keseluruhan. Nilai statistik yang dihasilkan mewakili kondisi rata-rata dari seluruh wilayah dengan menganggap seluruh wilayah memiliki kondisi keterkaitan yang sama satu dengan yang lain. Ukuran keterkaitan spasial global yang sering digunakan adalah Global Moran's I (Anselin [1]). Dalam mengukur nilai keterkaitan spasial global, Global Moran's I didasarkan *cross product*. Metode ini sangat tergantung pada jenis matriks penimbang spasial (*spatial weight matrix*) yang digunakan.

Secara umum Global Moran's I untuk N observasi pada variabel x dan observasi x_i pada lokasi ke- i dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$I = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum_i (x_i - \mu)^2} \quad (1)$$

dengan I adalah nilai statistik Global Moran's I, μ adalah nilai rata-rata dari variabel x , w_{ij} adalah elemen dari matrik penimbang spasial yang telah distandarisasi, dan N adalah jumlah wilayah yang menjadi unit observasi. Nilai Global Moran's I yang besar atau sama dengan nilai rata-ratanya akan memiliki z -value yang positif dan menunjukkan keterkaitan spasial positif.

Model Spasial Panel

Model pendekatan spasial panel adalah teknik untuk memodelkan dan menganalisis data panel dengan memperhitungkan efek kewilayahan (efek spasial). Model pendekatan spasial panel antara lain (Elhorst [6]):

1. *Spatial Autoregressive with Fixed Effect (SAR-FE)*

$$y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

dengan y_{it} = variabel dependen di wilayah i pada waktu t , x_{it} = variabel independen di wilayah i pada waktu t , λ = koefisien spasial lag, w_{ij} = matriks penimbang spasial, dan μ_i = efek spesifik spasial.

2. *Spatial Autoregressive with Random Effect (SAR-RE)*

$$y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$$

dengan v_{it} = vektor error.

3. *Spatial Error Model with Fixed Effect (SEM-FE)*

$$y_{it} = x_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}\varepsilon_{jt} + v_{it}$$

dengan ρ = koefisien spasial error.

4. *Spatial Error Model with Random Effect (SEM-RE)*

$$y_{it} = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}\varepsilon_{jt} + v_{it}$$

5. *Spatial Lag and Error Model with Fixed Effect (SARMA-FE)*

$$y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt} + x_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}\varepsilon_{jt} + v_{it}$$

6. *Spatial Lag and Error Model with Random Effect (SARMA-RE)*

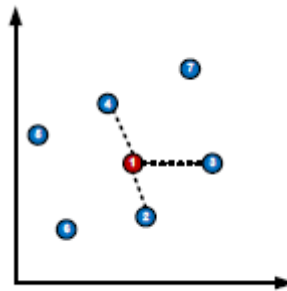
$$y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt} + x_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}\varepsilon_{jt} + v_{it}$$

Matriks Penimbang Spasial

Matriks penimbang yang digunakan dalam model dengan pendekatan spasial panel adalah *k-nearest neighbor*. k wilayah yang memiliki jarak terdekat dari suatu wilayah adalah tetangga bagi wilayah tersebut, sehingga nilai penimbangannya (w_{ij}) = 1. Pengukuran jarak dilakukan dengan menarik garis lurus dari titik pusat wilayah satu ke titik pusat wilayah lain. Titik pusat yang dimaksud dapat berupa ibu kota wilayah atau tempat yang menjadi pusat kegiatan perekonomian dan pemerintahan. Titik pusat pengukuran suatu wilayah umumnya dinyatakan dalam bentuk koordinat kartesius. Titik pusat wilayah i adalah (x_1, x_2, \dots, x_N) dan titik pusat pengukuran wilayah j adalah (y_1, y_2, \dots, y_N) . Jarak antara wilayah i dan j dapat dirumuskan dalam formula jarak Euclidian, yaitu sebagai berikut:

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_{i=1}^N (x_i - y_i)^2} \quad i = 1, 2, \dots, N$$



Gambar 2. Penentuan Penimbang dengan *k-Nearest Neighbor*
Sumber: BPS (2011)

Penelitian BPS [2] menyatakan bahwa secara umum Indonesia memiliki 3 tetangga (berbatasan langsung dengan 3 wilayah). Matriks penimbang spasial (\mathbf{W}) dapat digambarkan sebagai berikut:

$$\mathbf{W} = \begin{pmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1N} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ w_{N1} & w_{N2} & \cdots & w_{NN} \end{pmatrix}$$

dengan w_{ij} adalah penimbang wilayah i dengan wilayah j . Nilai $w_{ij} = w_{ji}$ dan $w_{ii} = 0$ untuk $i = 1, 2, \dots, N$.

Pemilihan Model Spasial Panel

1. Model SAR dan Model SEM

Seperti yang sudah dijelaskan sebelumnya, ada beberapa model pendekatan spasial panel yang bisa digunakan. Oleh karena itu, perlu dilakukan pemilihan model terbaik yang akan digunakan untuk menggambarkan keterkaitan antarwilayah. Uji yang digunakan untuk kepentingan tersebut adalah uji *Lagrange Multiplier (LM)*.

Uji *LM* pada model SAR digunakan untuk memilih model yang lebih baik antara model *pooled* dan SAR. Hipotesisnya adalah

$$H_0 : \lambda = 0 \text{ dan } \rho = 0$$

$$H_1 : \lambda \neq 0 \text{ dan } \rho = 0$$

Statistik uji yang digunakan adalah

$$LM_\lambda = \frac{(\hat{\varepsilon}WY)^2}{\sigma_\varepsilon^2 J} \sim \chi_1^2 \quad (2)$$

dengan:

$$W = I_T \otimes W$$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}}{nT}$$

$$\hat{\varepsilon} = Y - X\beta$$

$$J = \frac{1}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \left[\left((I_T \otimes W) X \hat{\beta} \right)' \left(I_{nT} - X(X'X)^{-1}X' \right) (I_T \otimes W) X \hat{\beta} + TT_W \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \right]$$

$$T_W = tr(WW + W'W)$$

Uji *LM* pada model *SEM* digunakan untuk memilih model yang lebih baik antara model *pooled* dan *SEM*. Hipotesisnya adalah

$$H_0 : \lambda = 0 \text{ dan } \rho = 0$$

$$H_1 : \lambda = 0 \text{ dan } \rho \neq 0$$

Statistik uji yang digunakan adalah

$$LM_\rho = \frac{\left(\frac{\hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon}}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \right)^2}{T \times T_W} \sim \chi_1^2 \quad (3)$$

dengan:

$$W = I_T \otimes W$$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}}{nT}$$

$$\hat{\varepsilon} = Y - X\beta$$

$$T_W = tr(WW + W'W)$$

Jika kedua uji di atas memberi kesimpulan yang sama, bahwa model *SAR* dan model *SEM* adalah model yang lebih baik digunakan dibanding model *pooled*, maka perlu dilakukan uji lanjutan, yaitu uji *Lagrange Multiplier robust*. Uji ini memiliki kegunaan yang sama dengan uji sebelumnya, sehingga hipotesis yang digunakan juga tetap sama. Perbedaan uji *Lagrange Multiplier robust* dengan uji *Lagrange Multiplier* terletak pada statistik uji yang digunakan. Uji *Lagrange Multiplier robust* untuk model *SAR* adalah

$$RLM_\lambda = \frac{\left[\left(\frac{\hat{\varepsilon}WY}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \right) - \left(\frac{\hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon}}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \right) \right]^2}{J - (T \times T_W)} \sim \chi_1^2 \quad (4)$$

Uji *Lagrange Multiplier robust* untuk model *SEM* adalah

$$RLM_\lambda = \frac{\left[\left(\frac{\hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon}}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \right) - tJ^{-1} \left(\frac{\hat{\varepsilon}WY}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \right) \right]^2}{t - (t^2 \times J^{-1})} \sim \chi_1^2 \quad (5)$$

$$t = T \times T_W$$

Jika 2 uji di atas memberikan hasil yang sama, yaitu model SAR dan model SEM merupakan model yang lebih baik digunakan dibanding model *pooled*, maka peneliti dapat menggunakan model dengan *p-value* yang lebih kecil, menggunakan model gabungan, atau memilih salah satu di antara keduanya.

2. Fixed Effect atau Random Effect

Dalam penelitian ini, model spasial panel yang terpilih akan diperiksa. Pemeriksaan tersebut untuk melihat efek yang akan digunakan dalam model. Efek yang akan diperbandingkan adalah efek tetap dan efek random. Pemeriksaan tersebut dilakukan dengan uji Hausman (Baltagi [3]).

$$H_0 : m = 0$$

$$H_1 : m \neq 0$$

Statistik uji yang digunakan adalah

$$m = \hat{q}' [\text{Var}(\hat{q})]^{-1} \hat{q} \quad (6)$$

$$\hat{q} = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$$

$$\text{Var}(\hat{q}) = \text{Var}(\hat{\beta}_{FE}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{RE})$$

Statistik m mendekati distribusi χ_k^2 , dengan k adalah dimensi dari vektor β .

Metode Penelitian

Zavodny [8] menggunakan model Neumark dan Wascher (1992) untuk melihat faktor-faktor yang memengaruhi tenaga kerja remaja. Persamaan yang digunakan Zavodny [8] adalah sebagai berikut:

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln MW_{it} + \beta_2 URATE_{it} + \beta_3 POP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

dengan Y_{it} ialah rasio jumlah tenaga kerja remaja dan jumlah penduduk di wilayah i pada tahun t , MW_{it} ialah upah minimum riil di wilayah i pada tahun t , $URATE_{it}$ ialah tingkat pengangguran dari laki-laki dewasa usia 25-64 tahun di wilayah i pada tahun t , POP_{it} ialah rasio dari jumlah penduduk remaja (usia 16-19 tahun) dan jumlah penduduk usia 16-64 tahun di wilayah i pada tahun t .

Model yang digunakan dalam penelitian ini merujuk pada model dari penelitian Zavodny [8]. Adapun model rujukan tersebut dimodifikasi dengan menambahkan variabel rata-rata lama sekolah di wilayah i pada tahun t (SCH_{it}) (Ehrenberg dan Marcus dalam Brown et. al. [4]) ke dalam persamaan 7 sehingga model yang digunakan dalam penelitian ini adalah:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln MW_{it} + \beta_2 URATE_{it} + \beta_3 POP_{it} + \beta_4 SCH_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

dengan Y_{it} ialah rasio jumlah tenaga kerja remaja (16-19 tahun) dan jumlah penduduk di provinsi i pada tahun t , MW_{it} ialah upah minimum riil di provinsi i pada tahun t , $URATE_{it}$ ialah tingkat pengangguran dari laki-laki dewasa usia 25 tahun keatas di provinsi i pada tahun t , POP_{it} ialah rasio dari jumlah penduduk remaja (usia 16-19 tahun) dan jumlah penduduk usia 15-64 tahun di provinsi i pada tahun t , serta SCH_{it} ialah rata-rata lama sekolah di provinsi i pada tahun t .

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS). Metode analisis yang digunakan untuk menjawab tujuan penelitian adalah analisis regresi data panel yang memasukkan *spatial dependence*. Data panel berupa data *series* tahunan (2006-2013) dan data *cross section* berupa 33 provinsi di Indonesia.

Hasil dan Pembahasan

Tahapan yang dilakukan untuk mendapatkan model terbaik dengan pendekatan spasial panel adalah:

1. Melakukan uji Global Moran's I.

Hasil uji Global Moran's I pada variabel tenaga kerja remaja menunjukkan bahwa tenaga kerja remaja di suatu provinsi dipengaruhi oleh provinsi sekitarnya dengan *p-value* = 0,000. Dengan kata lain, variabel tenaga kerja remaja memiliki *spatial dependence*.

```
Getis-Ord global G statistic

data: indo$y
weights: Mat_panel_listw

standard deviate = 6.8663, p-value = 3.294e-12
alternative hypothesis: greater
sample estimates:
Global G statistic      Expectation      Variance
4.071190e-03           3.802281e-03     1.533776e-09
```

2. Melakukan uji LM.

Hasil uji LM menunjukkan *p-value* < 0,05. Artinya, model SAR atau SEM lebih baik digunakan dibanding CEM. Karena keputusannya tolak H_0 pada dua model tersebut, maka selanjutnya dilakukan uji LM robust.

```
Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence

data:
model: lm(formula = fm, data = indo)
weights: Mat_panel_listw

LMerr = 113.71, df = 1, p-value < 2.2e-16

Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence

data:
model: lm(formula = fm, data = indo)
weights: Mat_panel_listw

LMlag = 133.24, df = 1, p-value < 2.2e-16
```

3. Melakukan uji *LM robust*, hasilnya adalah sebagai berikut:

Hasil uji *LM robust* terhadap model *SAR* dan model *SARMA* menunjukkan *p-value* < 0,05, sedangkan model *SEM* menunjukkan *p-value* > 0,05. Artinya, model *SAR* dan model *SARMA* lebih baik dibanding model *SEM*. Karena *p-value* model *SARMA* lebih besar dari *p-value* model *SAR*, maka model terpilih adalah model *SARMA*.

Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence

```
data:
model: lm(formula = fm, data = indo)
weights: Mat_panel_listw

RLMerr = 0.00018126, df = 1, p-value = 0.9893
```

Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence

```
data:
model: lm(formula = fm, data = indo)
weights: Mat_panel_listw

RLMlag = 19.521, df = 1, p-value = 9.948e-06
```

Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence

```
data:
model: lm(formula = fm, data = indo)
weights: Mat_panel_listw

SARMA = 133.24, df = 2, p-value < 2.2e-16
```

4. Melakukan uji Hausman pada model *SARMA*, hasilnya $m = 1,146 \cdot 10^{16}$. Jika $\chi^2_{0,05;6} = 12,592$, maka keputusannya adalah tolak H_0 , artinya model *SARMA-FE* lebih baik dibanding *SARMA-RE*.
5. Melakukan uji t pada setiap estimasi parameter.

Hasil uji t menunjukkan bahwa λ dan ρ signifikan. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa model dengan pendekatan spasial panel bisa dipakai untuk menggambarkan faktor-faktor yang memengaruhi tenaga kerja remaja di Indonesia.

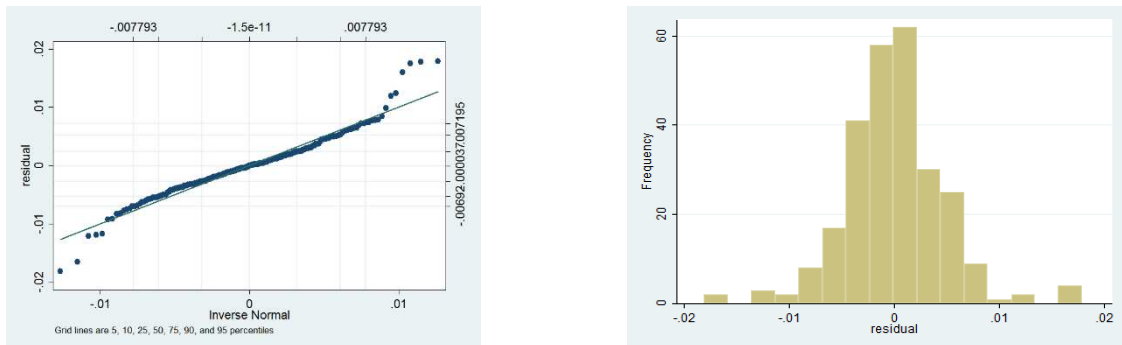
```
Coefficients:
      Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
lambda 0.62283169 0.06810248  9.1455 < 2.2e-16 ***
rho    -0.91778153 0.12342258 -7.4361 1.037e-13 ***
lnmw   0.00162615 0.00099468  1.6348  0.1021
urate  0.02642658 0.02563718  1.0308  0.3026
pop    0.05607842 0.04796581  1.1691  0.2423
sch    -0.00081241 0.00139533 -0.5822  0.5604
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

6. Melakukan uji asumsi error.

Dengan menggunakan uji Kolmogorov-Smirnov, dapat disimpulkan bahwa error dari model *SARMA-FE* berdistribusi normal.

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

```
data: e
D = 0.074156, p-value = 0.1096
alternative hypothesis: two-sided
```

Gambar 2. Q-normal dan Histogram Residual

Dari hasil di atas dapat dilihat bahwa model terbaik yang bisa dipakai untuk menggambarkan faktor-faktor yang memengaruhi tenaga kerja remaja di Indonesia adalah model *SARMA-FE*. Persamaannya adalah sebagai berikut:

$$\widehat{Y}_{it} = 0,623 \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt}^* + 0,002 \ln MW_{it} + 0,026 URATE_{it} + 0,056 POP_{it} - 0,0008 SCH_{it} + \mu_i$$

$$\varepsilon_{it} = -0,9178 \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{jt}^* \quad (9)$$

$$R^2 = 0,7384$$

Keterangan: * signifikan pada $\alpha = 5\%$

R^2 sebesar 73,84% menunjukkan bahwa 73,84% variasi dari variabel dependen mampu dijelaskan oleh variabel independen yang digunakan dalam model, sedangkan sisanya dijelaskan oleh variabel lain yang tidak digunakan dalam model. Dari model *SARMA-FE* (persamaan 9), dapat dilihat bahwa tenaga kerja remaja di suatu provinsi dipengaruhi oleh tenaga kerja remaja di wilayah sekitarnya (positif dan signifikan). Ini mengindikasikan bahwa persamaan kondisi geografis, kepadatan penduduk, aksesibilitas, infrastruktur, struktur ekonomi, dan sebagainya mengakibatkan adanya kecenderungan peningkatan tenaga kerja remaja di suatu provinsi akan berdampak terhadap peningkatan tenaga kerja remaja di provinsi sekitarnya. Hal tersebut sejalan dengan hasil uji Global Moran's I yang menunjukkan adanya *spatial dependence* variabel tenaga kerja remaja antar wilayah. Selain itu, upah minimum riil tidak signifikan memengaruhi tenaga kerja remaja. Sejalan dengan penelitian Zavodny [8]. Menurut Zavodny [8], dalam jangka pendek pengusaha tidak mengurangi jumlah tenaga kerja remaja meskipun upah minimum riil meningkat. Untuk mengurangi biaya produksi, pengusaha mengurangi total jam kerja dari tenaga kerja remaja sehingga biaya produksi bisa diminimalisir. Kemungkinan lainnya, tenaga kerja remaja di Indonesia merupakan tenaga kerja tidak dibayar sehingga perubahannya tidak dipengaruhi oleh upah minimum riil. Variabel yang tidak dimasukkan dalam model dan berasal dari provinsi lain juga berpengaruh negatif dan signifikan terhadap peningkatan tenaga kerja remaja di Indonesia, misalnya *share* PDRB sektor non pertanian. Jika provinsi sekitarnya didominasi sektor non pertanian dan pertumbuhan PDRB-nya relatif cepat (*share*-nya semakin meningkat), terutama industri, maka kemungkinan mengakibatkan mobilisasi

tenaga kerja remaja ke provinsi sekitarnya. Akibatnya, jumlah tenaga kerja di provinsi yang ditinggalkan akan berkurang.

Kesimpulan

Dengan menggunakan model *SARMA-FE*, dapat dilihat bahwa tenaga kerja remaja provinsi di Indonesia dipengaruhi oleh kondisi tenaga kerja remaja dan variabel lain yang berasal dari provinsi sekitarnya.

Daftar Pustaka

- [1] Anselin, Luc, *Spatial Econometrics, A Companion to Theoretical Econometrics Edited by Badi H. Baltagi*, pp. 310-330, 2003.
- [2] Badan Pusat Statistik, *Analisis Dampak Spasial pada Peramalan Perekonomian dan Ketenagakerjaan Provinsi*, Jakarta: BPS, 2011.
- [3] Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data Third Edition*, West Sussex: John Wiley & Sons, 2005.
- [4] Brown, C., Gilroy, C., Kohen, A., *The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment*, *Journal of Economic Literature*, Volume 20, Issue 2, pp. 487-528, 1982.
- [5] Card, David, *Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage*, *Industrial and Labor Relations Review*, Volume 46, Issue 1, pp. 22-37, 1992.
- [6] Elhorst, J. P., *Spatial Panel Data Models in Fischer M.M. and A. Getis (Eds.) Handbook of Applied Spatial Analysis*, Berlin: Springer, 2010.
- [7] Kalenkoski, C. M., Lacombe, D. J., *Minimum Wages and Teen Employment: A Spatial Panel Approach*, *IZA DP No. 5933*, 2011.
- [8] Rahmaddi, Rudy dan Ichihashi, Masaru, *The Impact of Foreign Direct Investment on Host Country Exports: Sector Based Evidence from Indonesian Manufacturing*, *IDEC Discussion Paper, Vol. 2 No. 10*, 2012.
- [9] Zavodny, M., *The Effect of the Minimum Wage on Employment and Hours*, *Labour Economics* 7, pp. 729-750, 2000.

**PENDEKATAN DATA PANEL
DALAM KAJIAN KEMISKINAN SULAWESI TENGAH TAHUN 2010 – 2013**

Krismanti Tri Wahyuni

Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, krismanti@stis.ac.id

Abstrak

Sulawesi Tengah merupakan provinsi dengan pendapatan wilayah yang cukup tinggi dengan partisipasi angkatan kerja yang paling besar di Pulau Sulawesi, namun persentase penduduk miskin Sulawesi Tengah adalah yang terbesar setelah Gorontalo. Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui variabel-variabel yang memengaruhi persentase penduduk miskin di Sulawesi Tengah pada periode penelitian setelah krisis global, yaitu tahun 2010 – 2013. Alat analisis yang digunakan adalah analisis deskriptif dan data panel. Pendekatan yang terpilih *fixed effects* dengan pemodelan *Seemingly Unrelated Regression* (SUR), yang menunjukkan bahwa karakteristik kabupaten/kota di Sulawesi Tengah berbeda-beda. Hasil penelitian menunjukkan bahwa variabel kesehatan menjadi penentu utama persentase kemiskinan di Sulawesi Tengah. Faktor produksi tenaga kerja dapat berperan penting menurunkan persentase kemiskinan karena sektor ekonomi yang dominan adalah sektor primer yang bersifat padat karya, selain besarnya proporsi pengeluaran untuk investasi. Sebaliknya, porsi pendapatan yang digunakan untuk konsumsi rumah tangga akan meningkatkan persentase penduduk miskin di wilayah ini.

Kata kunci : kemiskinan, data panel, kesehatan, proporsi investasi dan konsumsi

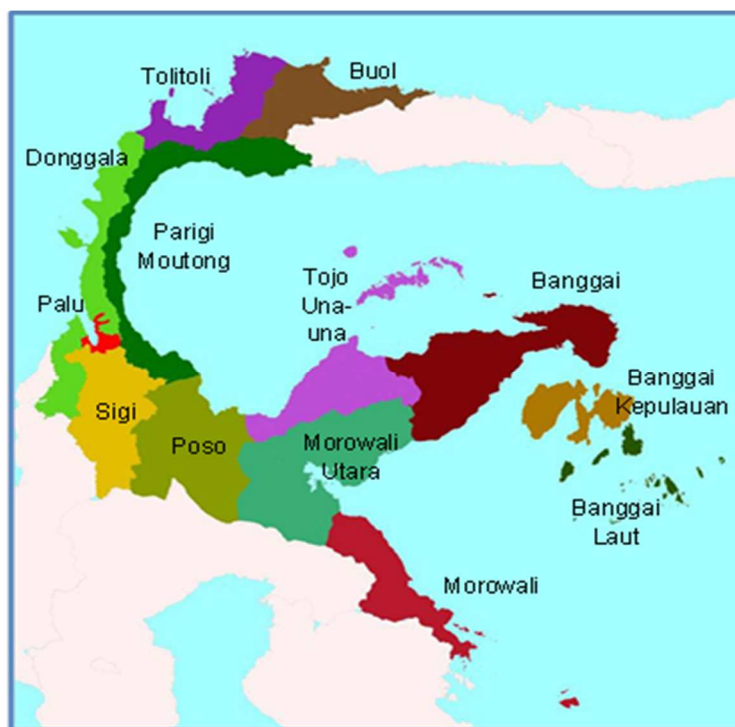
Pendahuluan

Sulawesi Tengah merupakan provinsi terbesar dan terluas di Pulau Sulawesi, dengan luas wilayah dataran 61.841,29 km² (berdasarkan Peraturan Dalam Negeri Nomor 18 tahun 2013) atau sebesar 32,80 persen dari luas seluruh Pulau Sulawesi yang terdiri dari 6 provinsi (Sulawesi Utara, Gorontalo, Sulawesi Tengah, Sulawesi Barat, Sulawesi Selatan dan Sulawesi Tenggara). Wilayah Sulawesi Tengah mencakup semenanjung bagian utara Pulau Sulawesi dan Kepulauan Togean di Teluk Tomini serta Kepulauan Banggai di Teluk Tolo. Rentang kendali Provinsi Sulawesi Tengah sangat jauh, dengan jarak ke sebelah timur sejauh 607 km plus 94 mil, ke arah tenggara sejauh 518 km dan ke arah utara 434 km (Gambar 1).

Potensi sumber daya alam yang begitu melimpah membuat Sulawesi Tengah menyimpan potensi untuk menghasilkan nilai tambah dalam perekonomian yang begitu besar pula. Sayangnya, Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) Sulawesi Tengah hanya menempati urutan kedua di Pulau Sulawesi pada tahun 2013, baik PDRB atas dasar harga berlaku maupun konstan. PDRB atas dasar harga berlaku sebesar 58,64 trilyun hanya merupakan 16,04 persen dari total PDRB di Pulau Sulawesi (bandingkan PDRB Sulawesi Selatan sebesar 184,78 trilyun atau 50,55 persen). Jika dihitung dengan harga konstan

2000, angka ini tidak jauh berbeda, yaitu sebesar 17,03 persen dari total PDRB Pulau Sulawesi (PDRB Sulawesi Selatan mempunyai porsi sebesar 47,64 persen dari PDRB Pulau Sulawesi secara keseluruhan, walaupun luas wilayahnya hanya 24,78 persen dari luas Pulau Sulawesi).

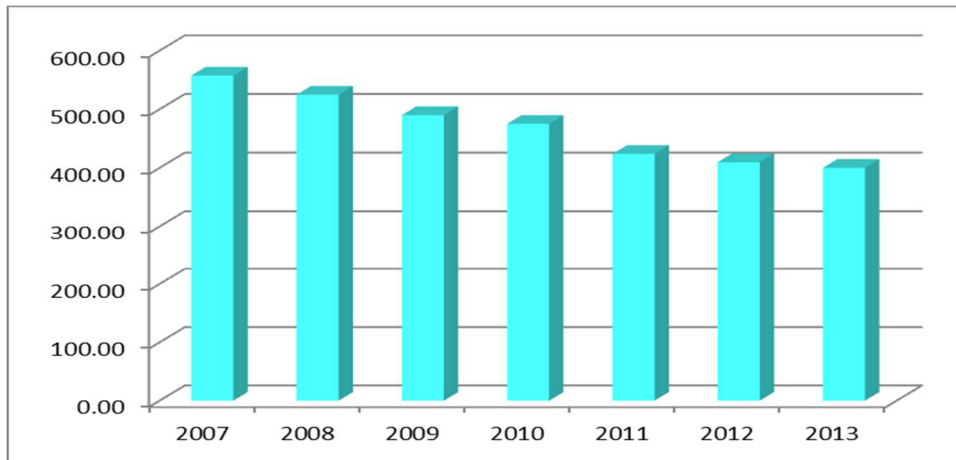
Faktor produksi utama yang digunakan berupa tenaga kerja di Sulawesi Tengah juga merupakan potensi berikutnya yang menarik untuk dikaji karena Sulawesi Tengah mempunyai Tingkat Partisipasi Tenaga Kerja (TPAK) yang terbesar dibandingkan dengan kelima wilayah lainnya di Pulau Sulawesi (65,92 persen) pada tahun 2013. TPAK merupakan proporsi penduduk usia kerja (15 – 64 tahun) yang termasuk dalam angkatan kerja. Demikian juga Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) yang relatif kecil dan mendekati pengangguran alamiah, hanya 4,27 persen pada tahun yang sama.



Gambar 1. Peta Sulawesi Tengah Menurut Kabupaten/Kota, 2013

Sumber : BPS

Disisi lain, penduduk miskin di Sulawesi Tengah pada tahun 2013 menempati urutan kedua (400 ribu jiwa) setelah Sulawesi Selatan (857 ribu jiwa). Dan jika dibandingkan dengan jumlah penduduk keseluruhan, persentase penduduk miskin Sulawesi Tengah sebesar 14,32 persen, berada pada urutan kedua setelah Gorontalo (17,41 persen). Persentase penduduk miskin Sulawesi Selatan hanya 10,32 persen pada tahun tersebut.



Gambar 2. Jumlah Penduduk Miskin Sulawesi Tengah (Ribuan Jiwa), 2007 - 2013

Sumber : BPS

Gambar 2 menunjukkan bahwa penurunan jumlah penduduk miskin Sulawesi Tengah mengalami penurunan kecepatan (perlambatan), ditandai dengan semakin datarnya jarak grafik sejak tahun 2011. Perlambatan penurunan jumlah penduduk miskin juga terjadi secara nasional. Namun, persentase penduduk miskin Sulawesi Tengah masih tertinggal dibandingkan Indonesia secara umum, yang sudah dapat menurunkan penduduk miskin menjadi 11,47 persen pada tahun 2013. Fenomena ini mendorong peneliti untuk mengkaji masalah kemiskinan di Sulawesi Tengah beserta dengan determinannya.

Metodologi

Penelitian ini menggunakan data sekunder, yang dipublikasikan oleh BPS (Badan Pusat Statistik) baik BPS Provinsi Sulawesi Tengah maupun BPS kabupaten/kota di Sulawesi Tengah, dengan variabel-variabel sebagai berikut:

- 1) persentase penduduk miskin sebagai variabel yang akan dijelaskan (dependen);
- 2) kontribus/share PDRB (Produk Domestik Regional Bruto) sektor pertanian terhadap PDRB kabupaten/kota;
- 3) proporsi pengeluaran rumah tangga (makanan dan non makanan) terhadap pendapatan kabupaten/kota;
- 4) proporsi investasi dalam pengeluaran (menggunakan data PMTB/Pembentukan Modal Tetap Bruto kabupaten/kota);
- 5) persentase penduduk usia kerja (15 – 64 tahun) kabupaten/kota;
- 6) variabel pendidikan yang digunakan adalah AMH (Angka Melek Huruf) dan MYS (*Mean Years Schooling*)/rata-rata lama sekolah; dan
- 7) variabel kesehatan yang diproksi dengan AHH (Angka Harapan Hidup).

Ukuran-ukuran tersebut digunakan untuk merepresentasikan faktor-faktor yang memengaruhi kemiskinan yaitu: pendapatan sektoral, proporsi pengeluaran wilayah untuk rumah tangga dan investasi, tenaga kerja, dan variabel yang berkaitan dengan akumulasi modal yang ada pada tenaga kerja, berupa pendidikan dan kesehatan. Semua data tersebut dirinci berdasarkan kabupaten/kota di Sulawesi Tengah (10 kabupaten dan 1 kota), dari tahun 2010 sampai dengan 2013.

Metode analisis yang digunakan adalah data panel dan deskriptif yang mendukung hasil penelitian. Kelebihan penggunaan data panel adalah lebih baik dalam mengukur dan mengidentifikasi serta mengukur efek yang tidak dapat dideteksi apabila menggunakan data *cross section* atau *time series* murni, memberikan informasi yang lebih banyak dan beragam, meminimalkan masalah kolinieritas (*collinearity*), meningkatkan jumlah derajat bebas dan lebih efisien, serta mampu mengontrol heterogenitas individu, dalam hal ini adalah provinsi-provinsi di Indonesia [1]. Data panel merupakan gabungan data *cross section* dan data *time series*. Dengan kata lain, data panel merupakan unit-unit individu yang sama (dalam penelitian ini adalah kabupaten/kota), yang diamati dalam kurun waktu tertentu, yaitu selama empat tahun.

Metode yang sering digunakan untuk mengestimasi parameter model data panel statis adalah *pooled estimator (common effects model/CEM)*, *fixed effects model* dan *random effects model*. Metode *common effects model* meregresikan data gabungan *cross section* dan *time series* dengan metode *least square* seperti umumnya pada model *cross section* dan *time series* murni. Data panel memiliki jumlah observasi lebih banyak sehingga regresi yang dihasilkan cenderung lebih baik dibandingkan regresi biasa. Model pada *common effects model* adalah:

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it}$$

Keterangan:

- y_{it} = variabel dependen kabupaten/kota ke-i periode ke-t
- α = *intercept* gabungan (*pool*)
- $\boldsymbol{\beta}$ = *slope* variabel independen
- \mathbf{x}'_{it} = variabel independen kabupaten/kota ke-i periode ke-t
- ε_{it} = residual ke-i periode ke-t
- $i = 1, 2, \dots, N$ dan $t = 1, 2, \dots, T$

Namun, penggabungan data menyebabkan variasi atau perbedaan baik antara individu dan waktu tidak dapat terlihat. Hal ini tentunya kurang sesuai dengan tujuan dari penggunaan data panel. Untuk mengatasi permasalahan tersebut, ada dua metode yang biasanya digunakan dalam pemodelan data panel, yakni metode efek tetap (*fixed effects model/FEM*) dan metode efek *random (random effects model/REM)*. FEM lebih menekankan pada perbedaan diantara individu, yang terlihat dengan adanya *intercept* individu ke-i. Modelnya adalah:

$$y_{it} = (\alpha + \gamma_i) + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it}$$

Keterangan:

- y_{it} = variabel dependen kabupaten/kota ke-i periode ke-t
- α = *intercept* gabungan (*pool*)
- γ_i = *intercept* kabupaten/kota ke-i
- $\boldsymbol{\beta}$ = *slope* variabel independen
- \mathbf{x}'_{it} = variabel independen kabupaten/kota ke-i periode ke-t
- ε_{it} = residual ke-i priode ke-t
- $i = 1, 2, \dots, N$ dan $t = 1, 2, \dots, T$

Estimasi pada FEM menurut Greene [2] dapat dilakukan dengan: *Ordinary Least Square (OLS)* jika struktur matriks varian-kovarians residualnya bersifat homoskedastik, *Generalized*

Least Square (GLS) jika struktur matriks varian-kovarians residualnya bersifat heteroskedastik dan tidak terdapat korelasi antar individu (*cross-sectional correlation*), atau *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan pemodelan *Seemingly Unrelated Regression* (SUR) jika struktur varian-kovarians residualnya bersifat heteroskedastik dan terdapat korelasi antar individu (*cross-sectional correlation*).

Di sisi lain, asumsi parametrik mengenai koefisien regresi menekankan bahwa perubahan yang terjadi dalam variabel independen memiliki pengaruh yang sama, baik perubahan dari satu periode ke periode lainnya maupun perubahan dari satu individu ke individu lainnya. Apabila konstanta dari FEM diperlakukan sebagai parameter *random*, maka model disebut sebagai REM, dimana perbedaan karakteristik individu diakomodasi oleh *error* dalam model seperti disampaikan Baltagi [1] serta Gujarati dan Porter [3]. Model pada REM adalah:

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + (\mu_i + \varepsilon_{it})$$

Keterangan:

y_{it} = variabel dependen kabupaten/kota ke- i periode ke- t

α = *intercept* gabungan (*pool*)

β = *slope* variabel independen

x'_{it} = variabel independen kabupaten/kota ke- i periode ke- t

μ_i = residual kabupaten/kota ke- i

ε_{it} = residual ke- i priode ke- t

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

Model ini mengasumsikan bahwa tidak terdapat korelasi antar residual dengan variabel penjelas dalam model dan residual individu bersifat heteroskedastik. Oleh karena itu, model estimasi yang digunakan adalah *Generalized Least Square* (GLS).

Pemilihan model terbaik dilakukan dengan tiga tahapan pengujian, yaitu: uji Chow, uji Breusch-Pagan LM dan uji Hausman. Uji Chow digunakan untuk mengetahui apakah teknik regresi data panel dengan *fixed effects* lebih baik dari model regresi *common effects*, uji Breusch-Pagan LM digunakan untuk mengetahui apakah model *random effect* lebih baik dari model *common effect* dan uji Hausman digunakan untuk mengetahui apakah model *fixed effects* lebih baik dari model *random effects*.

Hasil dan Pembahasan

Kemiskinan menurut Todaro dan Smith [4] diukur dengan mengacu pada garis kemiskinan (*poverty line*). Konsep yang mengacu pada garis kemiskinan disebut kemiskinan absolut, sedangkan bila pengukuran kemiskinan didasarkan rata-rata pendapatan disebut kemiskinan relatif. Kemiskinan absolut adalah derajat kemiskinan dibawah kebutuhan minimum untuk bertahan hidup. Ukuran ini relatif tetap dalam bentuk kebutuhan kalori minimum ditambah komponen bukan makanan yang juga sangat dibutuhkan untuk tetap *survive*. Sedangkan kemiskinan relatif adalah ukuran mengenai kesenjangan didalam distribusi pendapatan.

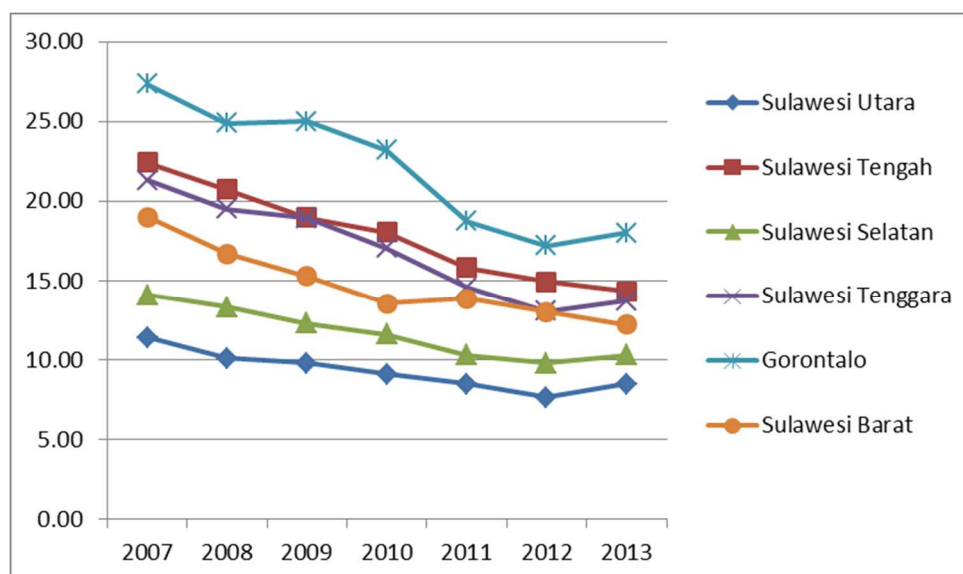
Pengukuran kemiskinan BPS menggunakan konsep kemampuan memenuhi kebutuhan dasar (*basic needs approach*). Dengan pendekatan ini, kemiskinan dipandang sebagai ketidakmampuan dari sisi ekonomi untuk memenuhi kebutuhan dasar makanan dan

bukan makanan yang diukur dari sisi pengeluaran. Jadi penduduk miskin adalah penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran perkapita perbulan dibawah garis kemiskinan. Garis Kemiskinan (GK) merupakan penjumlahan dari Garis Kemiskinan Makanan (GKM) dan Garis Kemiskinan Non Makanan (GKNM). Garis Kemiskinan Makanan (GKM) merupakan nilai pengeluaran kebutuhan minimum makanan yang disetarakan dengan 2100 kilokalori perkapita perhari. Paket komoditi kebutuhan dasar makanan diwakili oleh 52 jenis komoditi (padi-padian, umbi-umbian, ikan, daging, telur dan susu, sayuran, kacang-kacangan, buah-buahan, minyak dan lemak, dll). Sedangkan Garis Kemiskinan Non Makanan (GKNM) adalah kebutuhan minimum untuk perumahan, sandang, pendidikan dan kesehatan.

3.3. Kemiskinan Sulawesi Tengah

Persentase penduduk miskin di Sulawesi Tengah sudah dapat ditekan hingga 14,32 persen pada tahun 2013. Angka ini berada pada urutan kedua yang tertinggi diantara provinsi-provinsi di Pulau Sulawesi (Gambar 3), walaupun secara absolut jumlah penduduk miskin di Sulawesi Tengah hanya menyumbang 18,70 persen dari jumlah penduduk miskin di Pulau Sulawesi. Sebagaimana pencapaian pengurangan kemiskinan di wilayah lain, pengurangan persentase kemiskinan di Sulawesi Tengah mengalami perlambatan. Hal ini berkaitan dengan kemiskinan kronis (*chronic poverty*) dan kemiskinan sementara (*transient poverty*). Pada umumnya kemiskinan kronis akan lebih permanen (stagnan) dan berpusat di daerah perdesaan, dengan mata pencaharian utama adalah pertanian [5]. Oleh karena itu penurunan kemiskinan kronis membutuhkan segala upaya secara komprehensif dari semua bidang dan membutuhkan waktu yang lebih lama.

Kemiskinan adalah masalah multidimensi yang tidak hanya dikaitkan dengan masalah ekonomi atau pendapatan saja, namun juga dimensi diluar ekonomi, baik sumber daya, sosial demografi dan budaya, bahkan juga sektor publik. Sen menyatakan bahwa kemiskinan adalah kegagalan untuk berfungsinya beberapa kapabilitas dasar, atau dengan perkataan lain seseorang dikatakan miskin jika kekurangan kesempatan untuk mencapai/mendapatkan kapabilitas dasar [6]. Kemiskinan memiliki wujud yang majemuk, termasuk rendahnya tingkat pendapatan dan sumber daya produktif yang menjamin kehidupan berkesinambungan; kelaparan dan kekurangan gizi; rendahnya tingkat kesehatan; keterbatasan dan kurangnya akses pada pendidikan dan layanan pokok lainnya; kondisi tak wajar dan akibat penyakit yang terus meningkat; kehidupan bergelandang dan tempat tinggal yang tidak memadai; lingkungan yang tidak aman, serta diskriminasi dan keterasingan sosial; dan dicirikan juga oleh rendahnya tingkat partisipasi dalam proses pengambilan keputusan dan dalam kehidupan sipil, sosial dan budaya [7].



Gambar 3. Trend Persentase Penduduk Miskin Pulau Sulawesi Menurut Provinsi, 2007 - 2013

Sumber : BPS

Jika dibandingkan menurut wilayah administrasi (kabupaten/kota), kemiskinan di Sulawesi Tengah paling banyak berada di Kabupaten Parigi Moutong (18,85 persen) dan Donggala (12,38 persen), sebagaimana terlihat pada Tabel 1. Namun Kabupaten Tojo Una-una mempunyai persentase penduduk miskin terbesar di Sulawesi Tengah (Tabel 1). Sementara itu jumlah penduduk miskin yang paling sedikit berada di Kabupaten Buol sebanyak 21,6 ribu jiwa (5,39 persen dari total penduduk miskin Sulawesi Tengah). Sedangkan persentase penduduk miskin yang paling kecil di Kota Palu, sebagai ibukota provinsi sekaligus pusat pemerintahan dan perekonomian Sulawesi Tengah.

Tabel 1. Jumlah Penduduk Miskin (Ribuan Jiwa) dan Persentase Penduduk Miskin (Pesen) Menurut Kabupaten/Kota di Sulawesi Tengah, 2013

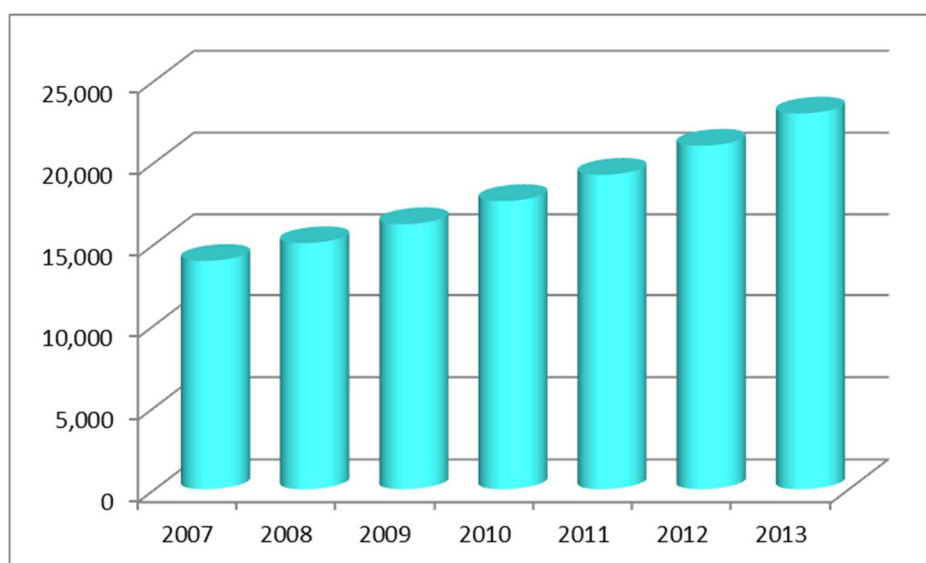
No	Kabupaten/Kota	Jumlah Penduduk Miskin (Ribuan)	Persentase Penduduk Miskin
1	Banggai Kepulauan	29.4	16.3
2	Banggai	33.8	9.81
3	Morowali	35.4	15.92
4	Poso	41.3	18.22
5	Donggala	49.6	17.18
6	Tolitoli	30.7	13.86
7	Buol	21.6	15.06
8	Parigi Moutong	75.5	17.03
9	Tojo Una-Una	29.7	20.61
10	Sigi	27.6	12.27
11	Palu	25.9	7.24

Sumber : BPS

Berdasarkan data tersebut, dapat disimpulkan bahwa penduduk miskin tersebar di seluruh wilayah Sulawesi Tengah yang didominasi oleh daerah perdesaan (rural), yaitu sebanyak 1.775 desa dari total 1.944 kelurahan dan desa yang ada. Hanya Kota Palu yang seluruh wilayah adalah kelurahan (urban). Hal ini sesuai dengan penelitian Siregar dan Wahyuniarti [8] yang menyatakan bahwa penyebaran penduduk miskin terutama berada di perdesaan, dengan pertanian sebagai sumber utama pendapatan.

3.4. Determinan Kemiskinan

Proses pembangunan ekonomi bertujuan meningkatkan kemajuan suatu bangsa melalui peningkatan pendapatan penduduknya. Pertumbuhan ekonomi yang tinggi dan pengurangan kemiskinan bukanlah merupakan hal yang saling bertentangan, tetapi harus dilaksanakan secara simultan. Berbagai kebijakan pembangunan ekonomi seharusnya dirumuskan agar seluruh elemen penduduk dapat berperan serta dalam proses pertumbuhan ekonomi, termasuk penduduk miskin. Peningkatan peran serta penduduk miskin dapat dilakukan dengan lebih memberdayakan penduduk miskin melalui perbaikan sumber daya manusia (pendidikan dan kesehatan) dan peningkatan akses terhadap sumber daya faktor produksi. Disamping itu, pertumbuhan yang tinggi bukanlah merupakan *trade off* pemerataan pendapatan dalam upaya pengurangan kemiskinan. Keduanya harus dilaksanakan secara simultan. Pertumbuhan ekonomi yang diimbangi dengan pemerataan pendapatan secara konsisten akan mendorong penurunan angka kemiskinan dalam jangka panjang dan menciptakan peningkatan kesejahteraan yang berkelanjutan [9].

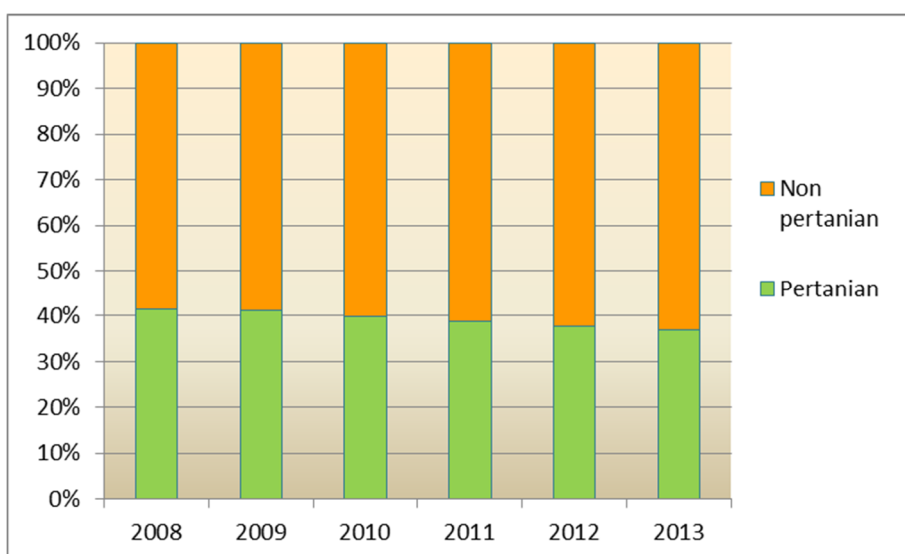


Gambar 4. PDRB ADHK 2000 di Sulawesi Tengah (Milyar Rupiah), 2007 – 2013

Sumber : BPS

Pendapatan riil suatu wilayah biasanya dinyatakan dengan angka PDRB. Angka PDRB yang digunakan dalam penelitian ini adalah PDRB atas dasar harga konstan 2000. PDRB adalah jumlah nilai tambah bruto (*gross value added*) yang timbul dari seluruh sektor perekonomian di suatu wilayah (dalam hal ini adalah kabupaten/kota di Sulawesi Tengah) yaitu nilai yang ditambahkan dari kombinasi faktor produksi dan bahan baku dalam proses produksi. Penghitungan nilai tambah adalah nilai produksi (output) dikurangi biaya antara. Nilai tambah bruto di sini mencakup komponen-komponen pendapatan faktor (upah dan gaji, bunga, sewa tanah dan keuntungan), penyusutan dan pajak tidak langsung neto. PDRB riil Sulawesi Tengah terus meningkat, bahkan mengalami percepatan (terlihat pada grafik yang membentuk kurva), artinya terjadi peningkatan pertumbuhan ekonomi dari tahun ke tahun. Pertumbuhan ekonomi Sulawesi Tengah tahun 2008 sebesar 7,78 persen per tahun, tahun 2010 sebesar 8,74 persen per tahun dan tahun 2012 sebesar 9,24 persen pada tahun yang bersangkutan, bahkan pertumbuhan ekonomi pada tahun 2013 mencapai 9,38 persen.

Pertumbuhan ekonomi suatu wilayah sangat dipengaruhi oleh sektor ekonomi yang dominan (berkontribusi paling besar). Perekonomian Sulawesi Tengah masih didominasi oleh sektor pertanian, mencapai 36,80 persen pada tahun 2013. Meskipun angka ini telah menurun dibandingkan tahun-tahun sebelumnya. Kontribusi sektor pertanian Sulawesi Tengah ini jauh lebih tinggi dibandingkan angka nasional (14,42 persen). Suparno [10] menyimpulkan bahwa tingkat kemiskinan lebih tinggi di perdesaan dan mayoritas penduduk miskin bekerja di sektor pertanian. Penelitiannya menyarankan program pengurangan kemiskinan lebih difokuskan di perdesaan dengan mengintensifkan pendampingan dalam rangka revitalisasi pertanian, mendorong pengembangan usaha agroindustri padat tenaga kerja, memperluas akses permodalan yang sesuai dengan karakter usaha di bidang pertanian.

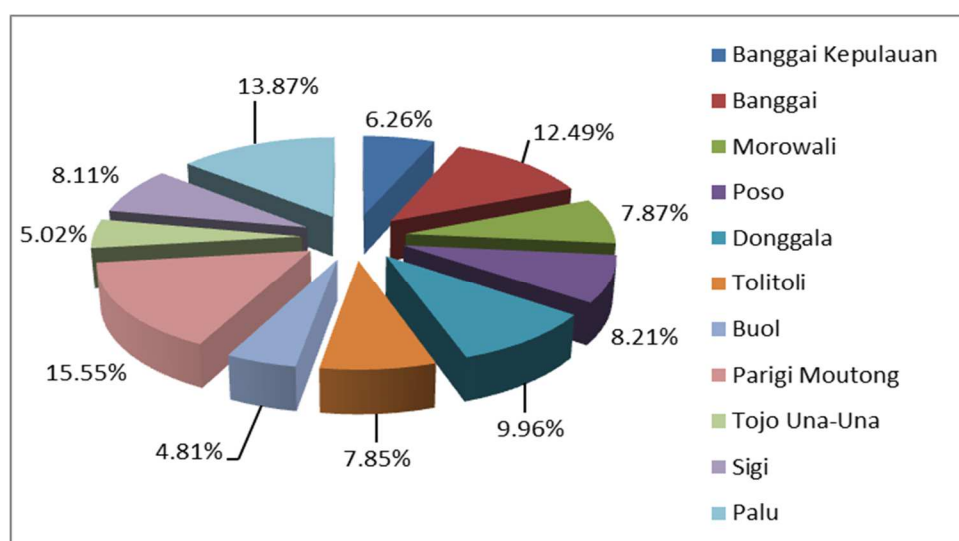


Gambar 5. Kontribusi Sektor Pertanian dan Non Pertanian (Persen) di Sulawesi Tengah, 2008 – 2013

Sumber : BPS

Output dan nilai tambah dalam perekonomian tidak dapat dipisahkan dari input atau faktor produksi yang digunakan, yaitu modal dan tenaga kerja. Tambunan [11] menjelaskan hubungan antara peningkatan output sektoral dan kemiskinan melalui peningkatan kesempatan kerja dan upah/gaji riil. Pada saat output meningkat maka kesempatan kerja juga bertambah sehingga mengakibatkan jumlah pengangguran berkurang. Penduduk akan memiliki sumber pendapatan baru maupun tambahan pendapatan, yang selanjutnya menurunkan jumlah penduduk miskin. Bonus demografi yang aktif dalam proses produksi akan mendorong perekonomian terus tumbuh.

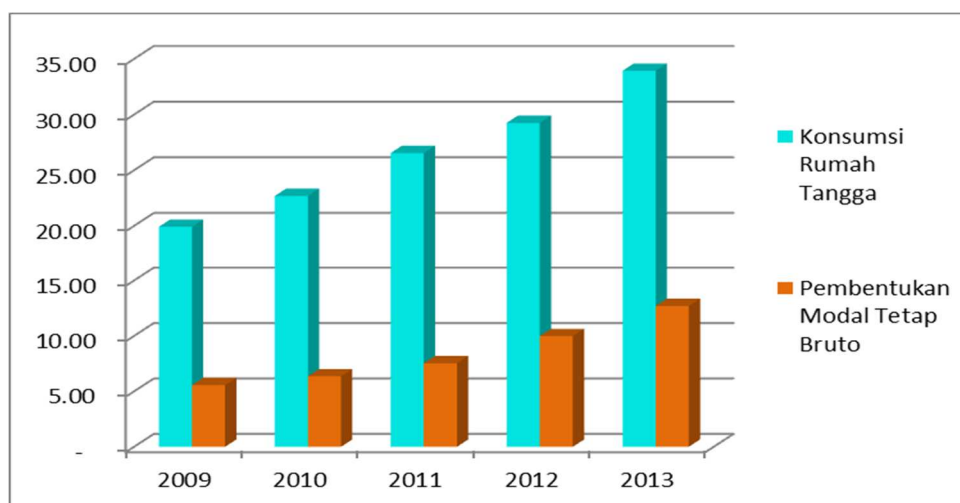
Berdasarkan wilayah, penduduk usia kerja di Sulawesi Tengah paling banyak berada di Kabupaten Parigi Moutong (15,55 persen), Kota Palu sebesar 13,87 persen dan Kabupaten Banggai yang mencapai 12,49 persen. Sumber daya ini sangat berarti dalam perekonomian, terbukti dengan pencapaian PDRB atas dasar harga berlaku pada tahun 2013. Kota Palu menyumbang 16,54 persen terhadap PDRB Sulawesi Tengah, diikuti oleh Kabupaten Parigi Moutong sebesar 16,26 persen dan Kabupaten Banggai sebesar 13,74 persen.



Gambar 6. Kontribusi Penduduk Usia Kerja Menurut Kabupaten/Kota terhadap Penduduk Usia Kerja Sulawesi Tengah, 2013

Sumber : BPS

Dalam siklus perekonomian, pendapatan yang dihasilkan akan digunakan untuk membiayai aktivitas ekonomi pula. Hingga tahun 2013, komponen terbesar dalam PDRB Sulawesi Tengah menurut komponen pengeluaran adalah konsumsi rumah tangga, mencapai lebih dari separuhnya (57,87 persen). Meskipun total pengeluaran rumah tangga terus meningkat, namun porsi per tahunnya telah mengalami penurunan.



Gambar 7. Konsumsi Rumah Tangga dan Pembentukan Modal Tetap Bruto (PMTB) Sulawesi Tengah (Milyar Rupiah), 2009 – 2013

Sumber : BPS

Konsep pertumbuhan ekonomi menempatkan modal sebagai faktor utama dalam proses produksi [13]. Pembentukan modal atau investasi memberikan peluang percepatan pendapatan pemilik faktor produksi. Dalam perekonomian makro, modal dapat ditunjukkan dengan angka Pembentukan Modal Tetap Bruto (PMTB), yaitu pengeluaran unit produksi untuk menambah aset tetap dikurangi aset tetap bekas. PMTB Sulawesi Tengah menunjukkan peningkatan cukup besar selama tahun 2012 dan 2013, dengan kontribusi masing-masing sebesar 19,53 persen dan 21,67 persen. Pembangunan barang publik berupa infrastruktur jalan, bandara, pusat perbelanjaan dan penambahan jumlah sarana dan prasarana umum mampu mendorong investasi swasta masuk dan berkembang di Sulawesi Tengah. Dengan adanya akses yang lebih mudah terhadap sarana dan prasarana penting, seluruh penduduk termasuk masyarakat miskin didorong lebih meningkatkan produktivitasnya.

Akumulasi modal manusia sebagai bagian dari teori pertumbuhan ekonomi merupakan bagian dari pentingnya manusia sebagai subjek dan objek pembangunan. Hal ini dapat dicapai dengan pendidikan dan pelatihan. World Bank dalam analisisnya menyebutkan bahwa tingkat pendidikan penduduk miskin yang rendah akan menimbulkan lingkaran setan kemiskinan pada generasi berikutnya. Penduduk miskin yang berpendidikan rendah akan menyebabkan produktivitasnya rendah, produktivitas yang rendah akan membuat output dan pendapatan yang diterima rendah, sehingga terjadi kemiskinan. Rumah tangga miskin akan kesulitan untuk membiayai anak-anaknya sekolah sehingga akan melahirkan generasi selanjutnya yang berpendidikan rendah dan menimbulkan kemiskinan baru [14].

Tabel 2. Indikator Pendidikan dan Kesehatan Menurut Kabupaten/Kota di Sulawesi Tengah, 2013

No	Kabupaten/Kota	Pendidikan		Kesehatan
		Angka Melek Huruf (Persen)	Rata-rata Lama Sekolah (Tahun)	Angka Harapan Hidup (Tahun)
1	Banggai Kepulauan	95.11	7.96	64.85
2	Banggai	96.05	8.05	69.03
3	Morowali	97.54	8.28	65.95
4	Poso	97.98	8.82	65.52
5	Donggala	94.75	7.67	66.29
6	Tolitoli	95.76	8.09	64.82
7	Buol	98.75	8.38	65.95
8	Parigi Moutong	94.85	7.19	66.02
9	Tojo Una-Una	97.58	7.94	64.22
10	Sigi	96.59	8.09	66.00
11	Palu	99.37	11.07	70.72

Sumber : BPS

Dalam pengertian luas, investasi pada modal manusia berarti pengeluaran di bidang pelayanan kesehatan, pendidikan dan sosial pada umumnya; dan dalam pengertian sempit berarti pengeluaran di bidang pendidikan dan latihan. Pada umumnya orang membicarakan investasi di bidang sumber daya manusia dalam pengertian yang sempit karena pengeluaran di bidang pendidikan dan latihan lebih dapat diukur jika dibandingkan dengan pengeluaran untuk pelayanan masyarakat [14]. Namun Todaro dan Smith [4] tidak hanya menyoroti masalah pendidikan saja, tetapi juga kesehatan. Pendidikan dan kesehatan merupakan tujuan yang mendasar; kesehatan merupakan inti dari kesejahteraan dan pendidikan adalah hal pokok untuk menggapai kehidupan yang memuaskan dan berharga. Pada saat yang sama, pendidikan memainkan peran utama dalam membentuk kemampuan untuk menyerap teknologi modern dan mengembangkan kapasitas agar tercipta pertumbuhan serta pembangunan yang berkelanjutan. Lebih jauh lagi, kesehatan merupakan prasyarat bagi peningkatan produktivitas, sementara itu keberhasilan pendidikan juga bertumpu pada kesehatan yang baik [4].

Penelitian ini menggunakan variabel Angka Melek Huruf (AMH) dan rata-rata lama sekolah (*Mean Years Schooling*) untuk melihat capaian pendidikan di Sulawesi Tengah. AMH juga merepresentasikan berkurangnya angka buta huruf di suatu wilayah. Sedangkan Angka Harapan Hidup (AHH) digunakan sebagai proksi terhadap capaian pembangunan di bidang kesehatan. Peningkatan satu tahun AHH adalah hasil pembangunan dimana seluruh penduduk akan mencapai umur satu tahun lebih tua dibandingkan sebelumnya, dari penduduk usia muda termasuk bayi yang baru lahir, hingga usia lanjut. Tabel 2 menunjukkan bahwa pencapaian

pembangunan pendidikan dan kesehatan di Sulawesi Tengah sudah terdistribusi ke seluruh kabupaten/kota dengan variasi yang tidak terlalu besar.

3.5. Analisis Data Panel

Analisis data panel digunakan untuk mengetahui determinan kemiskinan Sulawesi Tengah yang signifikan secara statistik formal. Penilaian kelayakan model dilakukan dengan menggunakan koefisien determinasi. Koefisien determinasi mengukur proporsi keragaman variabel dependen yang dijelaskan oleh variabel independen. Uji model secara keseluruhan valid dalam taraf signifikansi satu persen yang ditunjukkan dengan statistik Chi-Square 244,82 dan p-value sebesar 0,0000. Koefisien determinasi sebesar 84,77 persen, artinya keragaman persentase penduduk miskin di Sulawesi Tengah dapat dijelaskan oleh pertumbuhan ekonomi, kontribusi sektor pertanian, kontribusi pengeluaran rumah tangga dan investasi, persentase penduduk usia kerja, AMH, MYS serta AHH sebesar 84,77 persen, sedangkan sisanya (15,23 persen) dipengaruhi oleh faktor lain (lihat R^2 pada model terbaik yang terpilih).

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	44		
Group variable: kab		Number of groups	=	11		
R-sq: within	= 0.8779	Obs per group: min	=	4		
between	= 0.6185	avg	=	4.0		
overall	= 0.6112	max	=	4		
corr(u_i, Xb)	= -0.8956	F(8,25)	=	22.47		
		Prob > F	=	0.0000		

miskin	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pertumbuhan	-.3197646	.3568399	-0.90	0.379	-1.05469	.4151609
tanidist	-.0269548	.1504936	-0.18	0.859	-.3369021	.2829924
konsdist	.0316776	.1102481	0.29	0.776	-.1953826	.2587378
pmtbdist	.4705276	.1877403	2.51	0.019	.0838692	.857186
kerja	.5905119	.9052644	0.65	0.520	-1.273915	2.454939
amh	.0987237	.7853858	0.13	0.901	-1.518809	1.716256
mys	-1.275972	1.680414	-0.76	0.455	-4.73685	2.184907
ahh	-3.877867	.5604893	-6.92	0.000	-5.032216	-2.723518
_cons	226.3054	87.09909	2.60	0.015	46.92149	405.6893

sigma_u	5.6249965					
sigma_e	.55201848					
rho	.99046106	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:		F(10, 25) =	30.69		Prob > F = 0.0000	

Langkah pertama dalam pemilihan model adalah uji Chow. Dengan uji F sebesar 30,69 dan p-value 0,0000 disimpulkan bahwa FEM lebih baik dibandingkan dengan CEM, artinya karakteristik kabupaten/kota di Sulawesi Tengah berbeda-beda. Selanjutnya dilakukan pengujian dengan uji Hausman, untuk memilih model FEM dan REM.

```

hausman fixed
----- Coefficients -----
          |          (b)          (B)          (b-B)          sqrt(diag(V_b-V_B))
          |          fixed          .          Difference          S.E.
-----+-----
pertumbuhan | -.3197646 | -.2738018 | -.0459628 | .2559447
tanidist    | -.0269548 | -.0270781 | .0001233  | .1141354
konsdist    | .0316776  | .0845773  | -.0528997 | .0344
pmtbdist    | .4705276  | .2015688  | .2689587  | .0785232
kerja       | .5905119  | 1.139058  | -.5485458 | .7594501
amh         | .0987237  | .4018592  | -.3031355 | .5078476
mys         | -1.275972 | -1.260818 | -.015154  | .
ahh         | -3.877867 | -3.211311 | -.6665566 | .3018953
-----+-----
          b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
          B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic

          chi2(8) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                   = 76.12
          Prob>chi2 = 0.0000
          (V_b-V_B is not positive definite)

```

Statistik Chi-Square pada uji Hausman sebesar 76,12 dengan p-value 0,0000 menunjukkan bahwa FEM lebih baik digunakan dalam estimasi daripada REM. Perbedaan karakteristik individu (kabupaten/kota) tidak diakomodir oleh *error* dalam model, tetapi dapat dijelaskan secara tersendiri dalam *intercept*. Hal ini juga didukung dengan hasil uji BP-LM yang tolak Ho pada tingkat signifikansi 5 persen.

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{miskin}[\text{kab}, \text{t}] = \text{Xb} + \text{u}[\text{kab}] + \text{e}[\text{kab}, \text{t}]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
miskin	15.43967	3.929334
e	.3047244	.5520185
u	7.200608	2.683395

Test: Var(u) = 0

$$\begin{aligned} \text{chibar2}(01) &= 16.02 \\ \text{Prob} > \text{chibar2} &= 0.0000 \end{aligned}$$

Berdasarkan prosedur pengujian tersebut, selanjutnya dilakukan pengujian asumsi homoskedastis dan ada korelasi antar residual individu (autokorelasi). Oleh karena adanya pelanggaran terhadap kedua asumsi tersebut, maka model terbaik yang dipilih dalam penelitian ini adalah *fixed effects model* (FEM) dengan pemodelan *Seemingly Unrelated Regression* (SUR). Hasil running data dengan menggunakan Stata 13 menunjukkan bahwa variabel kontribusi pengeluaran rumah tangga dan investasi, persentase penduduk usia kerja dan AHH berpengaruh secara signifikan dengan tingkat keyakinan 99 persen terhadap persentase penduduk miskin di Sulawesi Tengah. Sedangkan variabel pertumbuhan ekonomi, kontribusi sektor pertanian, AMH dan MYS tidak dapat dibuktikan secara statistik berpengaruh signifikan terhadap persentase penduduk miskin di Sulawesi Tengah. Artinya, keragaman persentase penduduk miskin kabupaten/kota di Sulawesi Tengah tidak dapat dijelaskan dari keragaman data pertumbuhan ekonomi, kontribusi sektor pertanian, AMH dan MYS.

Seemingly unrelated regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
miskin	44	8	1.516143	0.8477	244.82	0.0000

miskin	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
miskin					
pertumbuhan	.0836974	.151769	0.55	0.581	-.2137643 .3811592
tanidist	-.0480106	.0585561	-0.82	0.412	-.1627784 .0667573
konsdist	.3254504	.077454	4.20	0.000	.1736433 .4772575
pmtbdist	-.6623472	.2023816	-3.27	0.001	-1.059008 -.2656865
kerja	-1.382112	.4223959	-3.27	0.001	-2.209993 -.5542313
amh	.0105395	.5347216	0.02	0.984	-1.037496 1.058575
mys	1.289206	1.976475	0.65	0.514	-2.584613 5.163025
ahh	-1.898168	.2886043	-6.58	0.000	-2.463822 -1.332514
_cons	218.0584	69.87495	3.12	0.002	81.106 355.0108

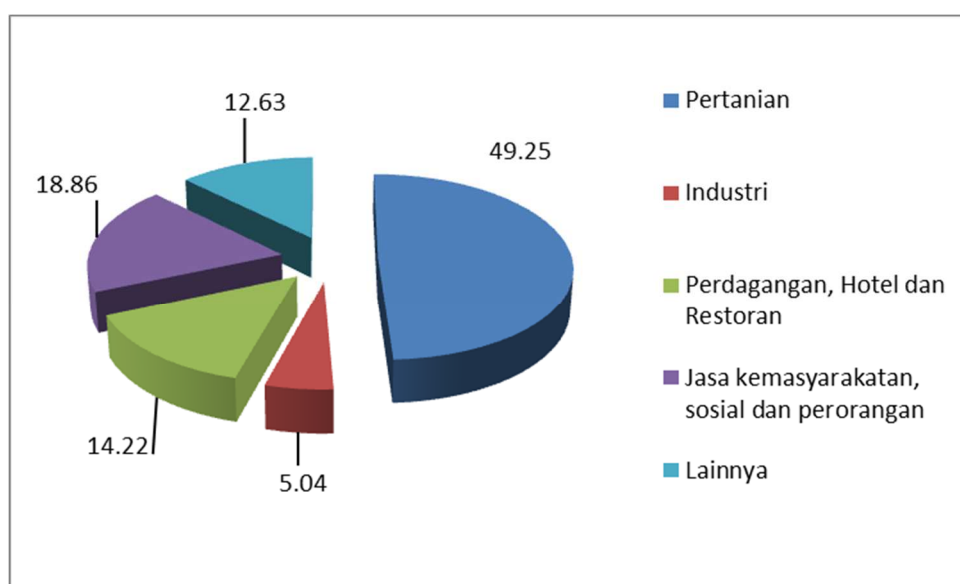
Koefisien regresi paling besar memengaruhi persentase penduduk miskin di Sulawesi Tengah adalah AHH. Peningkatan AHH sebesar satu tahun akan mampu mengurangi penduduk miskin di Sulawesi Tengah sebesar 1,90 persen. Capaian pembangunan kesehatan Sulawesi Tengah memang yang paling rendah dibandingkan dengan AHH provinsi-provinsi di Pulau Sulawesi, sebesar 67,21 tahun (bandingkan dengan nasional 70,7 tahun). Sarana dan prasarana kesehatan di Sulawesi Tengah masih kurang memadai, dengan jumlah rumah sakit yang masih sedikit dan tenaga medis yang tidak mencukupi. Dari jumlah kecamatan sebanyak 171, dapat dihitung bahwa secara rata-rata hanya 4 dokter yang ada di setiap kecamatan, bahkan tidak akan lebih dari 4 orang karena para dokter terpusat di rumah sakit yang biasanya berapa di ibukota kabupaten. Demikian juga dengan jumlah desa/kelurahan sebanyak 1.944, Posyandu yang ada tidak mampu menjangkau wilayah desa yang jauh dari desa induk, apalagi dengan semakin cepatnya pemekaran wilayah di Sulawesi Tengah.

Tabel 3. Jumlah Sarana dan Prasarana Kesehatan Menurut Kabupaten/Kota di Sulawesi Tengah, 2013

No	Kabupaten/Kota	Rumah Sakit	Dokter	Puskesmas		Posyandu
				Pukesmas Induk	Puskesmas Pembantu	
1	Banggai Kepulauan	1	34	15	70	251
2	Banggai	1	53	24	104	392
3	Morowali	2	65	19	72	314
4	Poso	1	52	21	66	264
5	Donggala	1	49	14	72	447
6	Tolitoli	1	33	14	74	246
7	Buol	1	24	11	55	156
8	Parigi Moutong	2	42	21	80	440
9	Tojo Una-Una	1	37	13	43	194
10	Sigi	-	37	19	44	325
11	Palu	3	219	12	29	220

Sumber : BPS

Kesehatan merupakan kebutuhan paling mendasar setiap orang, yang menjadi faktor produksi tenaga kerja dalam perekonomian. Persentase penduduk yang bekerja merupakan variabel kedua yang mempunyai koefisien regresi paling besar untuk mengurangi kemiskinan. Peningkatan satu persen penduduk usia kerja akan mengurangi penduduk miskin sebesar 1,38 persen. Hal ini dikaitkan dengan peranan sektor pertanian yang masih mendominasi struktur perekonomian Sulawesi Tengah. Sektor pertanian di wilayah ini masih menggunakan sistem padat karya sehingga banyaknya tenaga kerja akan meningkatkan pendapatan petani di Sulawesi Tengah dan selanjutnya akan mengurangi kemiskinan.



Gambar 8. Persentase Penduduk yang Bekerja Menurut Lapangan Pekerjaan Utama di Sulawesi Tengah, 2013

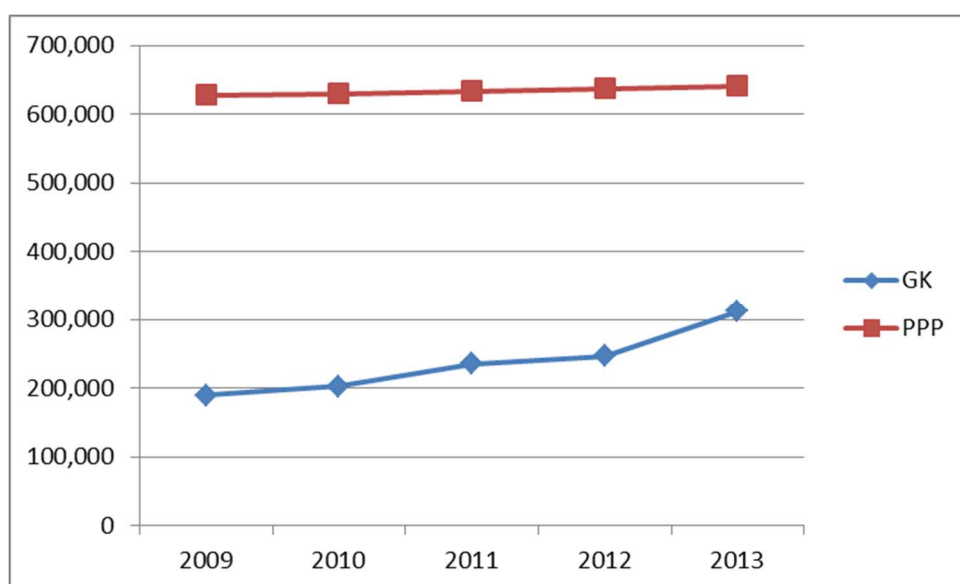
Sumber : BPS

Faktor berikutnya yang menurunkan persentase penduduk miskin di Sulawesi Tengah adalah kontribusi pengeluaran untuk investasi. Peningkatan satu persen kontribusi investasi akan dapat menurunkan 0,66 persen penduduk miskin, *ceteris paribus*. Investasi merupakan faktor produksi utama dalam perekonomian, apalagi Sulawesi Tengah masih sangat membutuhkan sarana prasarana pembangunan yang membutuhkan investasi, terutama infrastruktur publik.

Variabel lainnya yang berpengaruh terhadap persentase penduduk miskin di Sulawesi Tengah adalah kontribusi pengeluaran rumah tangga. Sangat menarik untuk dikaji bahwa peningkatan satu persen kontribusi konsumsi rumah tangga akan meningkatkan persentase penduduk miskin sebesar 0,33 persen. Jika bagian dari pendapatan yang digunakan untuk konsumsi rumah tangga semakin besar, maka bagian yang digunakan untuk pengeluaran yang lain akan menurun. Dan salah satu karakteristik penduduk yang miskin adalah menggunakan sebagian besar pendapatannya untuk pengeluaran konsumsi, terutama makanan.

Konsumsi rumah tangga di Sulawesi Tengah mengalami peningkatan yang cukup tinggi (Gambar 7). Peningkatan pengeluaran untuk makanan dari tahun ke

tahun sejalan dengan pengeluaran non makanan. Porsi pengeluaran rumah tangga yang digunakan untuk konsumsi makanan sudah mengalami penurunan, namun masih sangat lambat, yaitu dari 52,73 persen pada tahun 2009 menjadi 51,32 persen pada tahun 2013. Jika dilihat dari PPP (*Puchasing Power Parity*) atau dikenal sebagai kemampuan daya beli (standar hidup layak) yang diukur dengan indikator rata-rata konsumsi riil yang telah disesuaikan, maka peningkatan kemampuan daya beli Sulawesi Tengah mengalami peningkatan yang lebih lambat dibandingkan dengan pengukuran konsumsi rumah tangga untuk makanan dan non makanan. Sayangnya, tuntutan kehidupan masyarakat agar tidak jatuh ke dalam kategori miskin dari tahun ke tahun semakin tinggi, tercermin dengan *cut of point* garis kemiskinan yang meningkat pesat (Gambar 9).



Gambar 9. Garis Kemiskinan dan PPP (*Puchasing Power Parity*) di Sulawesi Tengah, 2009 – 2013

Sumber : BPS

Kesimpulan

Berdasarkan hasil penelitian tersebut, dapat disimpulkan beberapa hal berikut:

- 1) Setiap kabupaten/kota di Sulawesi Tengah mempunyai karakteristik berbeda-beda, yang memengaruhi persentase penduduk miskin, dan tidak dapat dijelaskan dengan determinan kemiskinan yang diteliti.
- 2) Persentase penduduk miskin di Sulawesi Tengah sangat dipengaruhi oleh derajat kesehatan masyarakat. Oleh karena itu pengurangan persentase penduduk miskin dapat dicapai dengan meningkatkan derajat kesehatan secara merata di Sulawesi Tengah kepada seluruh lapisan masyarakat.
- 3) Peningkatan persentase penduduk usia kerja mengurangi persentase penduduk miskin karena lapangan usaha yang padat tenaga kerja masih merupakan sektor yang paling dominan dan menyumbang kontribusi terbesar dalam perekonomian di Sulawesi Tengah.

- 4) Selain tenaga kerja, modal juga menentukan dalam upaya mengurangi kemiskinan. Peningkatan proporsi pengeluaran yang digunakan untuk investasi di Sulawesi Tengah dapat mengurangi persentase penduduk miskin.
- 5) Sebaliknya, peningkatan proporsi pengeluaran rumah tangga meningkatkan persentase penduduk miskin karena bertambahnya porsi pendapatan yang digunakan untuk konsumsi menunjukkan kemampuan dalam memenuhi kebutuhan dasar yang semakin rendah.

Daftar Pustaka

- [1] Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Ed ke-3, Chicester: John Wiley & Sons. Ltd, 2005.
- [2] Greene, W.H., *Econometric Analysis*, 5th Edition, New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- [3] Gujarati, Damodar H dan Dawn C. Porter, *Dasar-dasar Ekonometrika*, Edisi 5 Jilid 2, Salemba Empat, 2012.
- [4] Todaro, M. dan S. Smith, *Pembangunan Ekonomi*, Edisi ke-9, Jakarta: Erlangga, 2006.
- [5] Angemi, Diego, *Measuring Household Vulnerability in The Context of Poverty Eradication: Evidence from Uganda*, Centro Studi Luca D'Angliano Development Studies Working Papers N. 317, 2011.
- [6] Sen, A, *A sosiological approach to the measurement of poverty: a reply to professor peter townsend*, Oxford Economic Papers 37: 669-676, 1985.
- [7] Earth Negotiations Bulletin, *A Reporting Service for Environment and Development Negotiations*, Vol. 10 No. 44, International Institute for Sustainable Development (IISD), 1995.
- [8] Siregar, H. dan D. Wahyuniarti, *Dampak Pertumbuhan Ekonomi terhadap Penurunan Jumlah Penduduk Miskin*, Bogor: MB-IPB, 2007.
- [9] Adam, Richard H., *Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty*, World Development 32 (12) hal. 1989-2014, 2004.
- [10] Suparno, *Analisis Pertumbuhan Ekonomi dan Pengurangan Kemiskinan: Studi Pro Poor Growth Policy di Indonesia [Tesis]*, Bogor: Sekolah Pasca Sarjana IPB, 2010.
- [11] Tambunan, T, *Perekonomian Indonesia Sejak Orde Lama Hingga Pasca Krisis*, Pustaka Kuantum: Jakarta, 2006.
- [12] Mankiw, N.G., *Macroeconomics*, Seventh Edition. New York: Worth Publishers, 2010.
- [13] World Bank, *Poverty*, 2006.
- [14] Jhingan, M.L., *Ekonomi Pembangunan dan Perencanaan*, Jakarta: PT. RajaGrafindo Persada, 2008.

**DETERMINAN KEMISKINAN URBAN DAN RURAL DI INDONESIA:
ANALISIS DATA PANEL, 2007 – 2013**

Krismanti Tri Wahyuni

Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, krismanti@stis.ac.id

Andi Kurniawan

Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, andikurnia@stis.ac.id

Abstrak

Economic outputs are needed in poverty alleviation as one of development problems. This study aims to describe economic output and poverty in Indonesia, analyzed by examining determine factors that affect the number of poor people in Indonesia. The methods are descriptive analysis and panel data analysis. The best model is selected fixed effect. Regional GDP and education (elementary school enrollment rate) are significantly influence poverty alleviation in Indonesia. But, number of unemployment, number of employment and illiteracy both are significantly influence increase of poverty. Determinants of poverty in rural areas are the same with determinants of poverty in Indonesia overall. However, regional GDP in urban areas are not significantly influence poverty alleviation in Indonesia. So, the main cause of poverty is determined by education programs to prevent of next generation poverty.

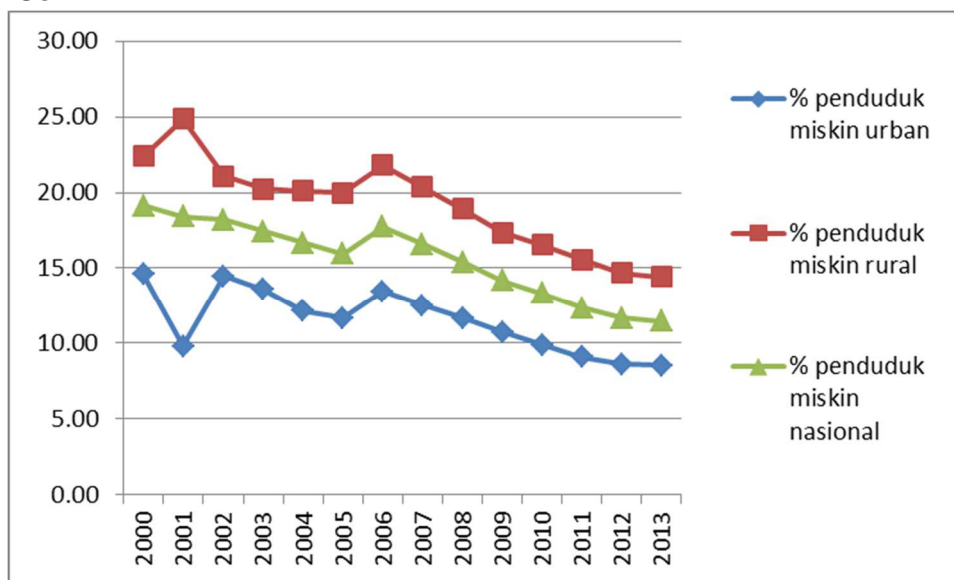
Kata kunci : *poverty, panel data, education, urban, rural*

Pendahuluan

Milenium Development Goals (MDGs) dicanangkan PBB pada awal era perubahan abad 20 ke abad 21. Indonesia merupakan salah satu negara dari 189 negara anggota PBB yang ikut menandatangani kesepakatan MDGs. Dalam implementasinya, komitmen MDGs diintegrasikan sebagai bagian dari program pembangunan nasional dalam upaya menangani penyelesaian terkait isu-isu yang sangat mendasar tentang pemenuhan hak asasi dan kebebasan. Tujuan pertama dari MDGs adalah menanggulangi kemiskinan dan kelaparan, dengan target utama adalah menurunkan hingga setengahnya proporsi penduduk dengan tingkat pendapatan kurang dari US\$ 1 per hari [1].

Indonesia dalam kurun waktu dua belas tahun sudah dapat menurunkan kemiskinan dari 18,41 persen pada tahun 2000 menjadi 11,47 persen pada tahun 2013 atau dengan kata lain menurun 6,94 persen. Angka ini masih belum memenuhi target MDGs sebanyak setengah dari proporsi penduduk miskin. Berdasarkan trend persentase penduduk miskin, kenaikan harga BBM (bahan bakar minyak) yang menentukan distribusi barang dan jasa, mampu meningkatkan persentase penduduk miskin secara nasional (Gambar 1). Namun angka ini dapat ditekan pada tahun-tahun berikutnya. Sayangnya, terjadi perlambatan penurunan penduduk miskin mulai tahun 2010, ditunjukkan dengan penurunan persentase penduduk miskin dibawah satu persen sejak tahun 2010 per tahunnya, bahkan penurunan

persentase penduduk miskin secara nasional hanya menurun sebesar 0,19 persen pada tahun 2013. World Bank [2] menunjukkan bahwa 80 persen negara-negara berpenghasilan tinggi dan menengah mampu menurunkan kemiskinan dengan cepat, sedangkan negara-negara yang berpenghasilan rendah mengalami penurunan kecepatan dalam pencapaian target MDGs.



Gambar 1. Persentase Penduduk Miskin Kota, Desa dan Nasional, 2001 - 2013

Sumber : BPS

Persentase penduduk miskin nasional menurun seiring dengan penurunan persentase penduduk miskin baik di daerah urban maupun rural, walaupun persentase penduduk miskin di daerah urban lebih rendah dibandingkan rural. Pola trend penduduk miskin urban dan rural relatif sama dari tahun ke tahun kecuali pada tahun 2001, karena adanya kenaikan UMR yang drastis sebesar 33,9 persen, yaitu dari UMR 213.700 rupiah menjadi 286.100 rupiah. Trend pada Gambar 1 juga menunjukkan bahwa penurunan persentase penduduk miskin di daerah urban juga cenderung lebih rendah dibandingkan rural sehingga relatif menuju pada satu titik (konvergen).

Karakteristik kemiskinan urban dan rural jauh berbeda [3]. Oleh karena itu analisis kemiskinan di daerah urban dan rural tidak dapat dipisahkan, terlebih lagi dengan adanya interaksi antar wilayah yang semakin mudah pada era globalisasi sekarang ini. Berdasarkan fenomena tersebut, paper ini bertujuan untuk: 1) menggambarkan kemiskinan di Indonesia dan determinannya, serta 2) menganalisis variabel-variabel yang memengaruhi jumlah penduduk miskin di daerah urban dan rural.

Metodologi

Penelitian ini menggunakan data sekunder, yang dipublikasikan oleh BPS (Badan Pusat Statistik), dengan variabel-variabel sebagai berikut: jumlah penduduk miskin yang dirinci menurut urban dan rural serta total, PDRB (Produk Domestik Regional Bruto) atas dasar harga konstan 2000, jumlah penduduk yang bekerja, jumlah pengangguran, APS (Angka Partisipasi Sekolah) yang dirinci menurut jenjang pendidikan (SD, SMP, SMA dan

Perguruan Tinggi), dan angka buta huruf. Ukuran-ukuran tersebut digunakan untuk merepresentasikan faktor-faktor yang memengaruhi kemiskinan yaitu: pendapatan, tenaga kerja, *idle source* (sumber daya yang tidak digunakan) dan pendidikan. Semua data tersebut dirinci berdasarkan provinsi-provinsi di Indonesia (33 provinsi), dari tahun 2007 sampai dengan 2013. Sejak tahun 2007, BPS melakukan Survei Sosial Ekonomi Nasional (Susenas) untuk melakukan estimasi data kemiskinan dengan level estimasi kabupaten/kota, dengan jumlah sampel yang lebih besar dibandingkan sebelumnya. Selain itu, estimasi tenaga kerja pada level kabupaten/kota sudah tidak digabung lagi dengan Susenas, tetapi menggunakan survei khusus yaitu Survei Angkatan Kerja Nasional (Sakernas).

Berikut adalah definisi operasional variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini:

1) Jumlah penduduk miskin

Untuk mengukur kemiskinan, BPS menggunakan konsep kemampuan memenuhi kebutuhan dasar (*basic needs approach*). Dengan pendekatan ini, kemiskinan dipandang sebagai ketidakmampuan dari sisi ekonomi untuk memenuhi kebutuhan dasar makanan dan bukan makanan yang diukur dari sisi pengeluaran. Jadi penduduk miskin adalah penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran perkapita perbulan dibawah garis kemiskinan. Garis Kemiskinan (GK) merupakan penjumlahan dari Garis Kemiskinan Makanan (GKM) dan Garis Kemiskinan Non Makanan (GKNM). Garis Kemiskinan Makanan (GKM) merupakan nilai pengeluaran kebutuhan minimum makanan yang disetarakan dengan 2100 kilokalori perkapita perhari. Paket komoditi kebutuhan dasar makanan diwakili oleh 52 jenis komoditi (padi-padian, umbi-umbian, ikan, daging, telur dan susu, sayuran, kacang-kacangan, buah-buahan, minyak dan lemak, dll). Sedangkan Garis Kemiskinan Non Makanan (GKNM) adalah kebutuhan minimum untuk perumahan, sandang, pendidikan dan kesehatan. Paket komoditi kebutuhan dasar non makanan diwakili oleh 51 jenis komoditi di perkotaan (urban) dan 47 jenis komoditi di perdesaan (rural).

2) PDRB (Produk Domestik Regional Bruto)

Angka PDRB yang digunakan adalah PDRB atas dasar harga konstan 2000. PDRB adalah jumlah nilai tambah bruto (*gross value added*) yang timbul dari seluruh sektor perekonomian di suatu wilayah (dalam hal ini adalah provinsi-provinsi di Indonesia). Nilai tambah adalah nilai yang ditambahkan dari kombinasi faktor produksi dan bahan baku dalam proses produksi. Penghitungan nilai tambah adalah nilai produksi (output) dikurangi biaya antara. Nilai tambah bruto di sini mencakup komponen-komponen pendapatan faktor (upah dan gaji, bunga, sewa tanah dan keuntungan), penyusutan dan pajak tidak langsung neto.

3) Jumlah penduduk yang bekerja

Penduduk yang bekerja merupakan bagian dari penduduk yang termasuk dalam angkatan kerja (berusia 15 tahun atau lebih). **Bekerja** yang dimaksudkan adalah kegiatan ekonomi yang dilakukan oleh seseorang dengan maksud memperoleh atau membantu memperoleh pendapatan atau keuntungan, paling sedikit 1 jam (tidak terputus) dalam seminggu yang lalu. Kegiatan tersebut termasuk pola kegiatan pekerja tak dibayar yang membantu dalam suatu usaha/kegiatan ekonomi.

4) Jumlah pengangguran

Pengangguran merupakan penduduk angkatan kerja yang tidak bekerja, terdiri dari: orang yang tidak punya pekerjaan dan mencari pekerjaan; tidak punya pekerjaan dan mempersiapkan usaha; tidak punya pekerjaan dan tidak mencari pekerjaan karena merasa tidak mungkin mendapatkan pekerjaan; dan orang yang sudah punya pekerjaan, tetapi belum mulai bekerja.

5) APS (Angka Partisipasi Sekolah)

APS adalah proporsi penduduk usia sekolah pada usia jenjang pendidikan tertentu dalam kelompok usia yang sesuai dengan jenjang pendidikan tersebut. Dalam penghitungan APS SD, usia yang digunakan adalah 7 – 12 tahun, SMP usia 13 – 15 tahun, SMA 16 – 18 tahun dan Perguruan Tinggi usia 19 – 24 tahun. SD meliputi Sekolah Dasar, Madrasah Ibtidaiyah dan sederajat. SMP meliputi SMP Umum, Madrasah Tsanawiyah, SMP kejuruan dan yang sederajat. SMA meliputi Sekolah Menengah Atas (SMA), sekolah menengah kejuruan (SMK), Madrasah Aliyah dan sederajat. PT meliputi jenjang pendidikan Diploma I, II, III dan IV dan sederajat.

6) ABH (Angka Buta Huruf)

ABH adalah proporsi penduduk tidak dapat membaca dan atau menulis huruf Latin atau huruf lainnya terhadap jumlah penduduk.

Metode analisis yang digunakan adalah data panel dan deskriptif yang mendukung hasil penelitian. Kelebihan penggunaan data panel adalah lebih baik dalam mengukur dan mengidentifikasi efek yang tidak dapat dideteksi apabila menggunakan data *cross section* atau *time series* murni, memberikan informasi yang lebih banyak dan beragam, meminimalkan masalah kolinieritas (*collinearity*), meningkatkan jumlah derajat bebas sehingga lebih efisien, serta mampu mengontrol heterogenitas individu, dalam hal ini adalah provinsi-provinsi di Indonesia [4].

Data panel merupakan gabungan data *cross section* dan data *time series*. Dengan kata lain, data panel merupakan unit-unit individu yang sama yang diamati dalam kurun waktu tertentu. Dalam penelitian ini, individu yang dimaksud adalah provinsi-provinsi di Indonesia (33 provinsi) yang diteliti dalam kurun waktu 7 tahun, dari 2007 sampai dengan 2013.

Beberapa metode yang sering digunakan untuk mengestimasi parameter model data panel statis adalah *pooled estimator*, *fixed effects model* dan *random effects model*. Metode sederhana yang sering digunakan adalah *pooled estimator* atau dikenal sebagai metode *least square* yang umumnya digunakan pada model *cross section* dan *time series* murni. Data panel memiliki jumlah observasi lebih banyak dibandingkan data *cross section* dan *time series* murni. Akibatnya, ketika data digabungkan menjadi *pool data*, regresi yang dihasilkan cenderung lebih baik dibandingkan regresi yang menggunakan data *cross section* dan *time series* murni. Akan tetapi, penggabungan data menyebabkan variasi atau perbedaan baik antara individu dan waktu tidak dapat terlihat. Hal ini tentunya kurang sesuai dengan tujuan dari digunakannya data panel. Untuk mengatasi permasalahan tersebut, ada dua metode yang biasanya digunakan dalam pemodelan data panel, yakni metode efek tetap (*fixed effects model/FEM*) dan metode efek *random* (*random effects model/REM*). Pada dasarnya, FEM lebih menekankan pada perbedaan di antara individu, sekalipun tidak menjelaskan alasannya. Di sisi lain, asumsi parametrik mengenai koefisien regresi menekankan bahwa perubahan yang terjadi dalam variabel penjelas memiliki pengaruh yang sama, baik perubahan dari satu periode ke periode lainnya maupun perubahan dari satu individu ke

individu lainnya. Apabila konstanta dari FEM diperlakukan sebagai parameter *random*, maka model disebut sebagai REM, dimana perbedaan karakteristik individu diakomodasi oleh *error* dalam model [4] dan [5].

Pemilihan model terbaik dilakukan dengan melakukan beberapa tahapan pengujian, yaitu:

- 1) Uji Chow: digunakan untuk mengetahui apakah teknik regresi data panel dengan *fixed effects* lebih baik dari model regresi *common effects*;
- 2) Uji Breusch-Pagan LM: digunakan untuk mengetahui apakah model *random effect* lebih baik dari model *common effect*;
- 3) Uji Hausman: digunakan untuk mengetahui apakah model *fixed effects* lebih baik dari model *random effects*.

Model terbaik yang terpilih dalam penelitian ini adalah *fixed effects model* (FEM) dengan koreksi model pada standar errornya (*Panels Corrected Standard Errors/PCSEs*) karena adanya pelanggaran asumsi homoskedastis dan ada korelasi antar residual individu. Semua model dalam penelitian ini menggunakan metode estimasi yang sama, yaitu:

$$y_{it} = (\alpha + \gamma_i) + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

Keterangan:

- y_{it} = variabel dependen individu ke-i priode ke-t
- α = *intercept* gabungan (*pool*)
- γ_i = *intercept* individu ke-i
- β = *slope* variabel independen
- x_{it} = variabel independen individu ke-i priode ke-t
- ε_{it} = residual ke-i priode ke-t
- $i = 1, 2, \dots, N$ dan $t = 1, 2, \dots, T$

Penelitian ini menggunakan tiga model, dengan variabel independen yang sama pada masing-masing model dan dibedakan oleh variabel dependennya, yaitu:

- 1) Kemiskinan total
- 2) Kemiskinan urban
- 3) Kemiskinan rural

Hasil dan Pembahasan

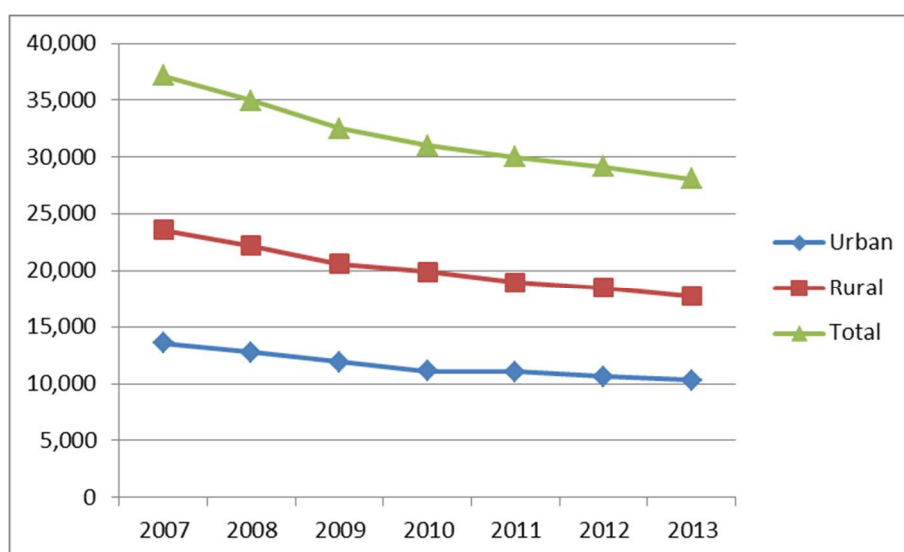
Fenomena kemiskinan adalah masalah multidimensi yang tidak hanya dikaitkan dengan masalah ekonomi atau pendapatan saja, namun juga dimensi diluar ekonomi. Pada Konferensi Dunia untuk Pembangunan Sosial (*World Summit for Sosial Development*) di Kopenhagen tahun 1995, kemiskinan didefinisikan sebagai berikut [6]:

“ Kemiskinan memiliki wujud yang majemuk, termasuk rendahnya tingkat pendapatan dan sumber daya produktif yang menjamin kehidupan berkesinambungan; kelaparan dan kekurangan gizi; rendahnya tingkat kesehatan; keterbatasan dan kurangnya akses pada pendidikan dan layanan pokok lainnya; kondisi tak wajar dan akibat penyakit yang terus meningkat; kehidupan bergelandang dan tempat tinggal yang tidak memadai; lingkungan yang tidak aman, serta diskriminasi dan keterasingan sosial; dan dicirikan juga oleh rendahnya tingkat partisipasi dalam proses pengambilan keputusan dan dalam kehidupan sipil, sosial dan budaya.”

Sen juga menyatakan bahwa kemiskinan adalah kegagalan untuk berfungsinya beberapa kapabilitas dasar atau dengan perkataan lain seseorang dikatakan miskin jika kekurangan kesempatan untuk mencapai/mendapatkan kapabilitas dasar [7]. Kemiskinan jangan dianggap hanya sebagai pendapatan rendah (*low income*), tetapi harus dianggap sebagai ketidakmampuan kapabilitas (*capability handicap*). Chambers (1996) dalam [8] juga menyebutkan bahwa kemiskinan terutama di daerah pedesaan (*rural poverty*) adalah masalah ketidakberdayaan (*powerlessness*), keterisolasian (*isolation*), kerentanan (*vulnerability*) dan kelemahan fisik (*physical weakness*), dimana satu sama lain saling terkait dan mempengaruhi. Namun demikian, menurut Chambers, kemiskinan merupakan faktor penentu yang memiliki pengaruh paling kuat daripada yang lainnya.

3.6. Kemiskinan Indonesia

Jumlah penduduk miskin di Indonesia selalu menurun dari tahun 2007 hingga 2013. Penurunan jumlah penduduk miskin menunjukkan pola yang semakin menurun pula. Dengan kata lain, garisnya semakin mendatar hingga tahun 2012. Namun pada tahun 2013 penduduk miskin dapat ditekan mencapai 28 juta jiwa. Jika dibandingkan berdasarkan wilayahnya, penduduk miskin Indonesia masih didominasi oleh penduduk miskin di wilayah pedesaan, yang mencapai 63,21 persen pada tahun 2013. Proporsi penduduk miskin yang berada di daerah rural dari tahun ke tahun konstan, masih berada pada kisaran 63 persen, sekalipun trendnya menurun dari 63,52 persen pada tahun 2007. Trend yang menurun ini menunjukkan bahwa dalam jangka panjang, kemiskinan urban dan rural akan bertemu pada suatu titik tertentu (konvergen). Hal ini belum dapat dibuktikan terjadi di Indonesia. Walaupun persentase penduduk miskin di Indonesia sudah dapat ditekan hingga mendekati separuhnya jika dihitung dari tahun 2000 (sebesar 19,14 persen) hingga tahun 2013 (sebesar 11,47 persen).



Gambar 2. Jumlah Penduduk Miskin Urban, Rural dan Total (Ribuan Jiwa), 2007 - 2013

Sumber : BPS

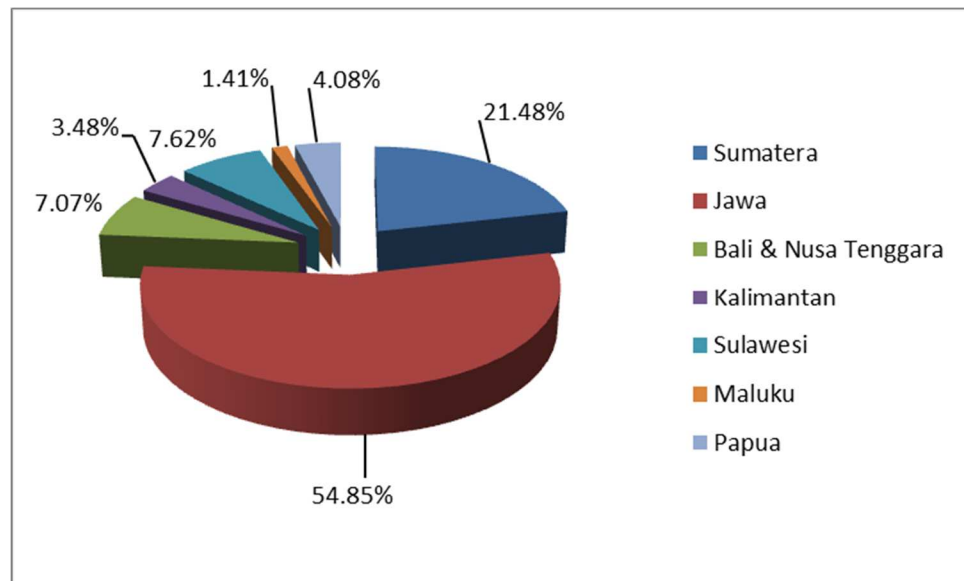
Jika dibandingkan menurut wilayah administrasi (provinsi), kemiskinan di Indonesia tidak merata, sebagaimana terlihat pada Tabel 1. Penduduk miskin terbanyak berada di Jawa Tengah, sebanyak 4,84 juta jiwa. Sedangkan yang paling sedikit adalah Maluku Utara. Secara nasional, penduduk miskin lebih banyak yang berada di daerah rural kecuali di Kepulauan Riau, Jawa Barat, Banten, Daerah Istimewa Yogyakarta dan Bali. Demikian juga DKI Jakarta karena tidak punya daerah rural (seluruh wilayah adalah urban).

Tabel 1. Jumlah dan Persentase Penduduk Miskin Menurut Provinsi di Indonesia, 2013

No.	Provinsi	Jumlah Penduduk Miskin (Ribuan Jiwa)	Persentase Penduduk Miskin (%)	No.	Provinsi	Jumlah Penduduk Miskin (Ribuan Jiwa)	Persentase Penduduk Miskin (%)
1	Aceh	881	16.98	18	Nusa Tenggara Barat	821	17.05
2	Sumatera Utara	1,287	9.85	19	Nusa Tenggara Timur	995	19.60
3	Sumatera Barat	379	6.89	20	Kalimantan Barat	402	8.07
4	Riau	500	7.99	21	Kalimantan Tengah	146	6.07
5	Jambi	264	8.39	22	Kalimantan Selatan	183	4.81
6	Sumatera Selatan	1,101	13.62	23	Kalimantan Timur	254	6.31
7	Bengkulu	321	17.09	24	Sulawesi Utara	208	8.26
8	Lampung	1,143	14.21	25	Sulawesi Tengah	393	13.61
9	Kepulauan Bangka Belitung	72	4.97	26	Sulawesi Selatan	864	9.54
10	Kepulauan Riau	128	6.40	27	Sulawesi Tenggara	342	12.77
11	DKI Jakarta	394	4.09	28	Gorontalo	194	17.41
12	Jawa Barat	4,327	9.18	29	Sulawesi Barat	154	12.05
13	Jawa Tengah	4,836	13.58	30	Maluku	316	18.44
14	DI Yogyakarta	545	14.55	31	Maluku Utara	83	7.41
15	Jawa Timur	4,787	12.28	32	Papua Barat	229	26.26
16	Banten	623	5.51	33	Papua	924	27.80
17	Bali	185	4.76				

Sumber : BPS

Berdasarkan data tersebut, ternyata penduduk miskin yang berada di Pulau Jawa mencapai 54,85 persen pada tahun 2013. Padahal Jawa adalah pusat perekonomian di Indonesia. PDRB provinsi-provinsi di Jawa pada tahun 2013 mencapai 57,99 persen dari total PDB Indonesia. Angka ini persisten walaupun Indonesia sudah mengimplimentasikan desentralisasi fiskal yang diberlakukan sejak tahun 2001. Kontribusi PDRB Pulau Jawa terhadap nasional masih berada pada kisaran angka 57 hingga 60 persen.



Gambar 3. Jumlah Penduduk Miskin Provinsi-provinsi di Indonesia (Ribuan Jiwa), 2013

Sumber : BPS

3.7. Determinan Kemiskinan

Meskipun kemiskinan banyak dilihat secara multidimensi, secara umum kemiskinan dapat diukur dalam dua dimensi yaitu dimensi *income* atau kekayaan dan dimensi non faktor keuangan [9]. Kemiskinan dalam dimensi *income* atau kekayaan biasanya yang lebih ditekankan dalam analisis makro (agregat). Pendapatan wilayah dapat tercermin dalam nilai tambah yang dihasilkan (PDRB). Sementara itu, Todaro [10] membedakan kemiskinan berdasarkan kemampuan memenuhi kebutuhan dasarnya yaitu kemiskinan absolut dan relatif. Garis kemiskinan yang menjadi dasar klasifikasi kemiskinan absolut berbeda-beda di setiap provinsi, baik urban maupun rural.

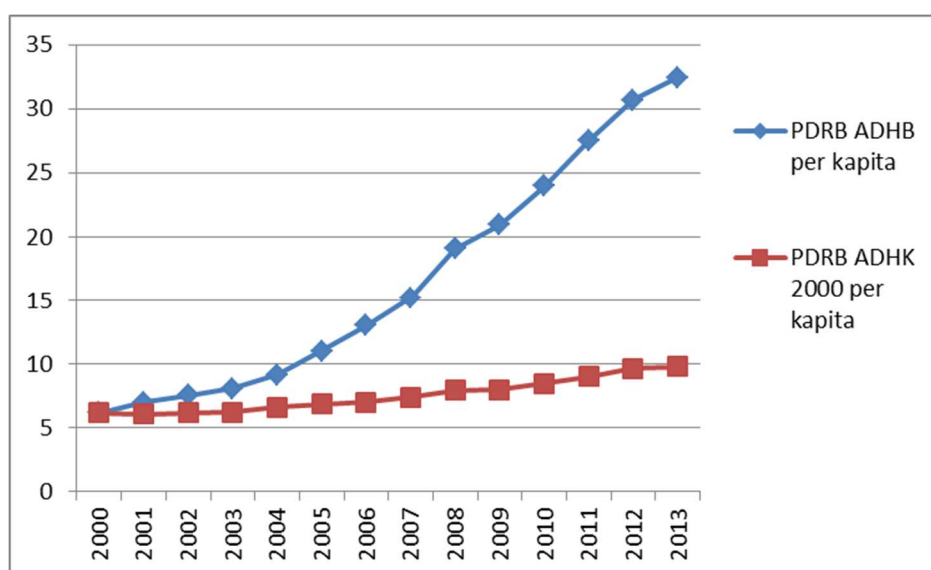
Tabel 2 menyajikan garis kemiskinan (sebagai *cut of point* kemiskinan absolut) di Indonesia menurut provinsi. Secara nasional, garis kemiskinan urban adalah 327 ribu rupiah per kapita per bulan, sedangkan daerah rural 297 ribu rupiah per kapita per bulan. Koefisien variasi garis kemiskinan provinsi-provinsi di Indonesia antara urban dan rural hampir sama, masing-masing 18,07 persen dan 18,65 persen. Garis kemiskinan urban tertinggi adalah DKI Jakarta (460 ribu rupiah per kapita per bulan) dan yang terendah Sulawesi Barat (246 ribu rupiah per kapita per bulan). Sedangkan untuk daerah rural, garis kemiskinan tertinggi di Kepulauan Bangka Belitung (481 ribu rupiah per kapita per bulan) dan terendah Sulawesi Selatan (219 ribu rupiah per kapita per bulan). Garis kemiskinan terendah baik urban maupun rural berada di Sulawesi. Angka ini dihitung dari pengeluaran untuk memenuhi kebutuhan dasar minimum di suatu daerah.

Tabel 2. Garis Kemiskinan Menurut Provinsi dan Daerah Urban-Rural di Indonesia (Rupiah/Kapita/Bulan), 2013

No.	Provinsi	Garis Kemiskinan		No.	Provinsi	Garis Kemiskinan	
		Urban	Rural			Urban	Rural
1	Aceh	396,939	369,232	18	Nusa Tenggara Barat	315,470	285,205
2	Sumatera Utara	349,372	312,493	19	Nusa Tenggara Timur	340,459	251,040
3	Sumatera Barat	390,862	349,824	20	Kalimantan Barat	307,789	294,044
4	Riau	386,606	374,466	21	Kalimantan Tengah	316,683	338,130
5	Jambi	390,931	302,162	22	Kalimantan Selatan	336,782	313,954
6	Sumatera Selatan	346,238	285,791	23	Kalimantan Timur	459,004	420,427
7	Bengkulu	378,881	346,395	24	Sulawesi Utara	269,212	264,321
8	Lampung	350,024	307,818	25	Sulawesi Tengah	349,978	321,009
9	Kepulauan Bangka Belitung	458,055	481,226	26	Sulawesi Selatan	246,416	219,109
10	Kepulauan Riau	431,127	399,063	27	Sulawesi Tenggara	254,015	238,745
11	DKI Jakarta	459,560	-	28	Gorontalo	250,157	246,290
12	Jawa Barat	294,700	285,076	29	Sulawesi Barat	245,959	246,695
13	Jawa Tengah	286,014	277,802	30	Maluku	369,738	355,478
14	DI Yogyakarta	333,561	296,429	31	Maluku Utara	339,561	307,374
15	Jawa Timur	293,391	286,798	32	Papua Barat	440,241	423,701
16	Banten	324,902	296,241	33	Papua	408,419	340,846
17	Bali	316,235	279,140				

Sumber : BPS

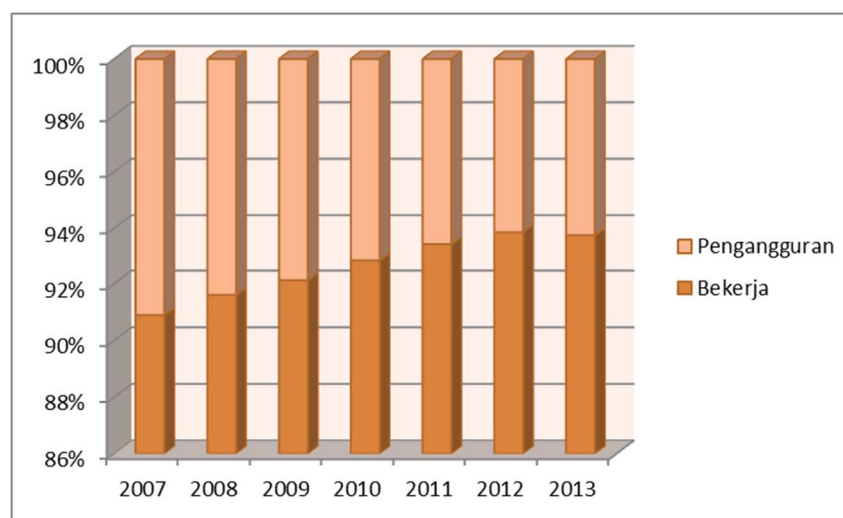
Kemiskinan tidak dapat dipisahkan dari kemampuan memenuhi kebutuhan hidup atau tingkat pendapatan. Pendapatan wilayah biasanya dinyatakan dengan angka PDRB. PDRB per kapita Indonesia meningkat dari tahun ke tahun, tidak hanya linier, bahkan membentuk kurva, yang menunjukkan adanya percepatan pendapatan menurut harga berlaku. Namun angka ini masih dipengaruhi oleh inflasi. Pendapatan per kapita secara riil juga meningkat, tetapi ditunjukkan oleh garis yang lebih mendatar.



Gambar 4. PDRB Perkapita ADHB dan ADHK 2000 di Indonesia (Juta Rupiah), 2000 – 2013

Sumber : BPS

Tambunan [11] menjelaskan hubungan antara peningkatan output sektoral dan kemiskinan melalui peningkatan kesempatan kerja dan upah/gaji riil. Pada saat output meningkat maka kesempatan kerja juga bertambah sehingga mengakibatkan jumlah pengangguran berkurang. Penduduk akan memiliki sumber pendapatan baru maupun tambahan pendapatan, yang selanjutnya menurunkan jumlah penduduk miskin. Peningkatan output juga memberikan pengaruh terhadap laju inflasi, semakin banyak output yang dipasarkan akan menekan peningkatan harga domestik, bahkan dapat menurunkan laju inflasi sehingga akan menyebabkan peningkatan pendapatan riil. Peningkatan pendapatan riil ini akan menurunkan garis kemiskinan riil dan berdampak pada pengurangan jumlah penduduk miskin.



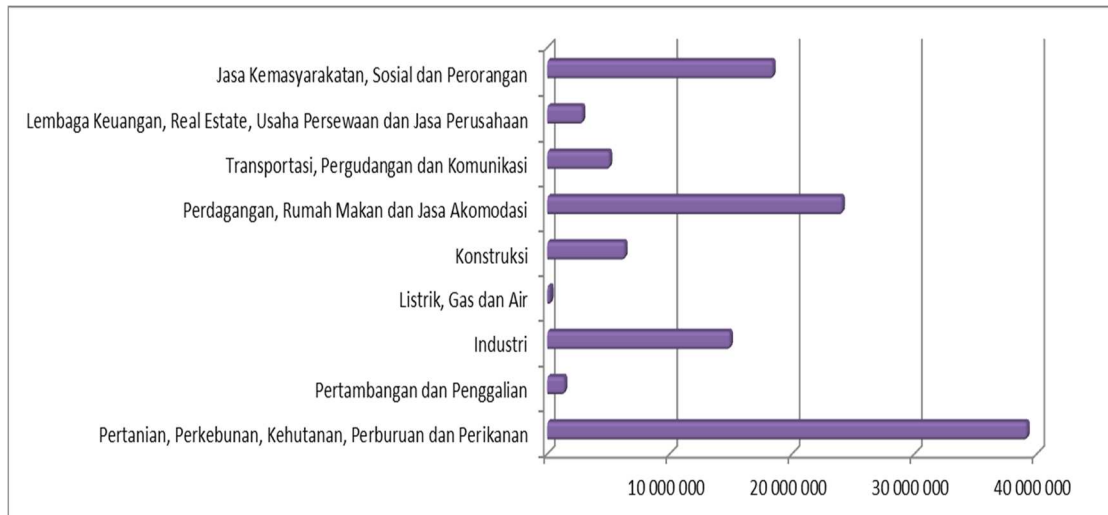
Gambar 5. Jumlah Penduduk yang Bekerja dan Jumlah Pengangguran di Indonesia, 2007 – 2013

Sumber : BPS

Jumlah pengangguran di Indonesia sudah dapat ditekan, terlihat dari proporsi jumlah pengangguran yang semakin kecil jika dibandingkan dari tahun 2007 hingga 2012. Namun, proporsi pengangguran ternyata meningkat pada tahun 2013, sebagai dampak dari adanya krisis ekonomi di Amerika. Peningkatan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) tidak terlalu besar, yaitu dari 6,14 persen pada tahun 2012 menjadi 6,25 persen pada tahun 2013. Selain itu Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) juga tidak mengalami penurunan yang drastis, hanya turun sekitar satu persen, dari 67,88 persen pada tahun 2012 menjadi 66,90 persen. Karakteristik ketenagakerjaan Indonesia masih persisten terhadap krisis dunia karena komposisi tenaga kerja pada sektor primer.

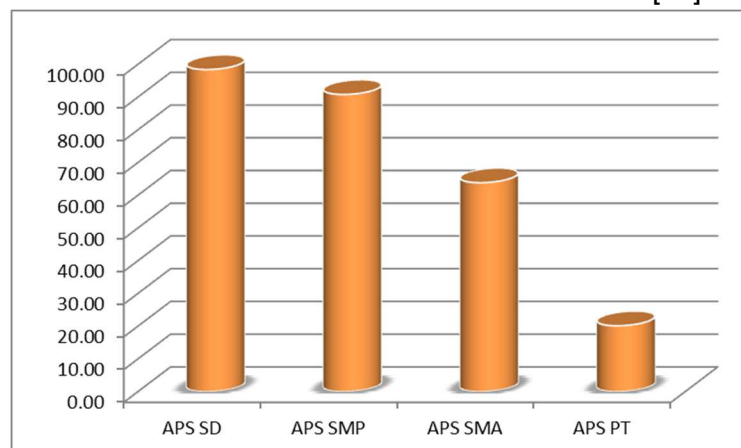
Penduduk yang bekerja pada sektor pertanian, perkebunan, kehutanan, perburuan dan perikanan masih mendominasi pasar tenaga kerja di Indonesia, mencapai 34,78 persen dari total tenaga kerja yang ada. Selanjutnya disusul oleh sektor perdagangan, rumah makan dan jasa akomodasi sebesar 21,38 persen. Sektor ini masih didominasi oleh sektor informal. Dengan kata lain, lebih dari 50 persen tenaga kerja di Indonesia tidak bekerja pada sektor formal, seperti ditulis ILO [12] bahwa pekerja yang bekerja pada sektor perekonomian informal pada Februari

2014 telah turun menjadi 53,6 persen, walaupun penghitungan ini masih menggunakan matriks status pekerjaan dan jabatan utama yang digunakan oleh BPS.



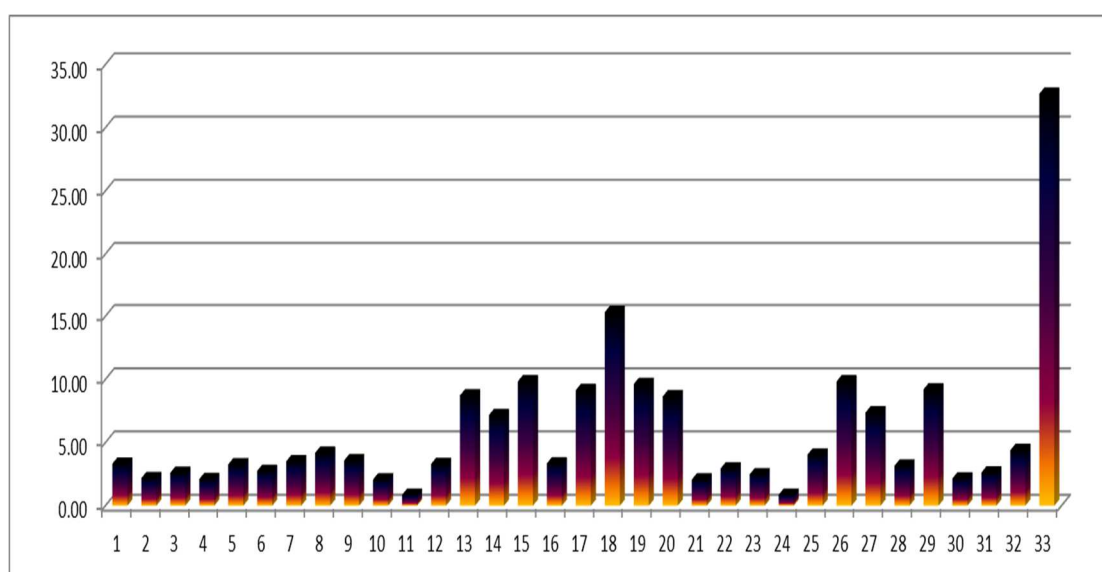
Gambar 6. Jumlah Penduduk yang Bekerja Menurut Lapangan Usaha di Indonesia, 2013
Sumber : BPS

Tenaga kerja merupakan faktor produksi utama selain modal dalam konsep pertumbuhan ekonomi [13]. Namun, hal yang tak kalah pentingnya adalah akumulasi modal manusia melalui pertumbuhan teknologi, yang dapat dicapai dengan pendidikan dan pelatihan. Tingkat pendidikan penduduk miskin yang rendah akan menimbulkan lingkaran setan kemiskinan pada generasi berikutnya. Penduduk miskin yang berpendidikan rendah akan menyebabkan produktivitasnya rendah, produktivitas yang rendah akan membuat output dan pendapatan yang diterima rendah, sehingga terjadi kemiskinan. Rumah tangga miskin akan kesulitan untuk membiayai anak-anaknya sekolah sehingga akan melahirkan generasi selanjutnya yang berpendidikan rendah dan menimbulkan kemiskinan baru [14].



Gambar 7. Angka Partisipasi Sekolah (APS) Menurut Jenjang Pendidikan di Indonesia, 2013
Sumber : BPS

Berdasarkan data partisipasi sekolah, pendidikan dasar 9 tahun sudah hampir dicapai secara nasional, dengan APS SD sebesar 98,42 persen dan APS SMP sebesar 90,81 persen, walaupun pencapaian secara regional masih bervariasi. APS SMA masih jauh dari harapan (63,84 persen) dan APS Perguruan Tinggi baru mencapai 20,14 persen. Provinsi dengan pencapaian APS tertinggi pada seluruh jenjang pendidikan adalah Daerah Istimewa Yogyakarta, yang dikenal dengan “kota pelajar”, dibuktikan dengan APS SD sebesar 99,96 persen, APS SMP 96,79 persen, APS SMA 81,41 persen dan APS Perguruan Tinggi hingga 45,86 persen. Sedangkan APS terendah untuk jenjang pendidikan SD, SMP dan SMA adalah Papua, sementara itu untuk jenjang pendidikan Perguruan Tinggi adalah Kepulauan Bangka Belitung (9,46 persen). Variasi APS Perguruan Tinggi ini paling tinggi dibandingkan dengan jenjang pendidikan lainnya. Jika dibandingkan dengan indikator pendidikan Angka Buta Huruf (ABH), Papua juga menempati urutan tertinggi kurangnya capaian pembangunan di bidang pendidikan (32,69 persen), disusul dengan Nusa Tenggara Barat (15,33 persen). Angka ini masih sangat jauh dibandingkan ABH nasional yang hanya 6,08 persen.



Gambar 8. Angka Buta Huruf Menurut Provinsi di Indonesia, 2013

Sumber : BPS

3.8. Analisis Data Panel

Metode inferensia yang digunakan adalah analisis data panel untuk mengetahui determinan kemiskinan yang signifikan. Model terbaik yang terpilih dalam penelitian ini adalah *fixed effects model* (FEM) dengan koreksi model pada standar errornya (*Panels Corrected Standard Errors/PCSEs*) untuk ketiga model, yaitu: determinan jumlah penduduk miskin urban, rural dan total. Artinya, baik di daerah urban, rural atau secara umum, karakteristik provinsi-provinsi di Indonesia berbeda dalam menjelaskan keragaman jumlah penduduk miskin.

Uji model secara keseluruhan valid dalam taraf signifikansi 5 persen yang ditunjukkan dengan p-value sebesar 0,000 pada ketiga model. Koefisien determinasi

pada tiga model masing-masing adalah 94,71 persen, 96,09 persen dan 97,95 persen. Keragaman jumlah penduduk miskin di Indonesia dapat dijelaskan oleh PDRB, jumlah penduduk yang bekerja, jumlah pengangguran, APS SD, SMP, SMA dan PT, serta ABH sebesar 97,95 persen, sedangkan sisanya (2,05 persen) dipengaruhi oleh faktor lain. Sedangkan keragaman jumlah penduduk miskin di daerah urban dapat dijelaskan oleh variabel dalam model sebesar 94,71 persen dan 5,29 persennya tidak dapat dijelaskan dari model. Keragaman penduduk miskin di daerah rural lebih tinggi dijelaskan oleh variabel didalam model, hanya 3,91 persen yang dipengaruhi oleh faktor lain diluar model.

Tabel 3. Hasil Regresi Data Panel Determinan Kemiskinan di Indonesia

Variabel	URBAN		RURAL		TOTAL	
	Sign	Koef	Sign	Koef	Sign	Koef
PDRB	0.364	-0.051912	0.003	-0.339895	0.000	-0.328857
BEKERJA	0.000	0.775757	0.000	0.798703	0.000	0.790629
PENGANGGURAN	0.000	0.428259	0.000	0.325014	0.000	0.403185
APS SD	0.062	2.463437	0.061	-2.664544	0.002	-3.281013
APS SMP	0.182	1.577516	0.691	-0.471551	0.154	1.143124
APS SMA	0.686	0.171277	0.741	0.158581	0.765	0.097132
APS PT	0.250	-0.152794	0.660	0.074825	0.846	0.017967
BUTA HURUF	0.000	0.186012	0.022	0.152200	0.000	0.215525

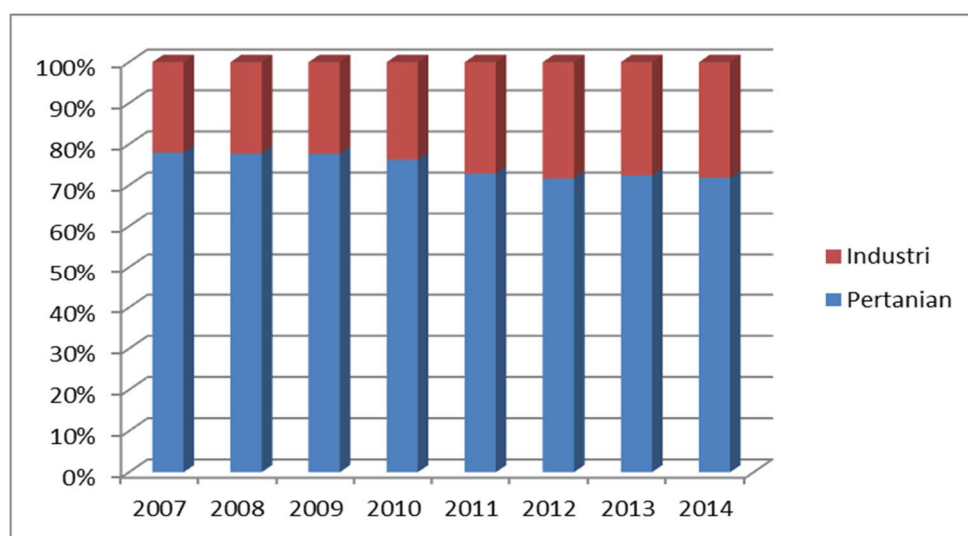
Sumber : Data Diolah

Jumlah penduduk miskin di Indonesia dipengaruhi oleh PDRB, jumlah penduduk yang bekerja, jumlah pengangguran, APS SD dan ABH secara signifikan dengan tingkat keyakinan 95 persen, sedangkan APS SMP, APS SMA dan APS Perguruan Tinggi tidak dapat dibuktikan secara statistik memengaruhi banyaknya penduduk miskin. Koefisien regresi paling besar adalah APS SD. Peningkatan APS SD sebesar satu persen akan menurunkan jumlah penduduk miskin sebesar 3,28 persen. Pendidikan merupakan jalur paling cepat untuk menekan angka kemiskinan terutama di daerah rural, ditunjukkan dengan koefisien regresi yang terbesar pula. Peningkatan APS SD sebesar satu persen mampu mengurangi jumlah penduduk miskin di daerah rural sebesar 2,66 persen. Variabel ini tidak signifikan pada tingkat signifikansi 5 persen untuk estimasi pada daerah urban, namun signifikan pada tingkat signifikansi 10 persen. Variabel lainnya yang menjelaskan faktor pendidikan adalah angka buta huruf, yang signifikan memengaruhi jumlah penduduk miskin pada ketiga model dengan koefisien regresi yang hampir sama. Peningkatan buta huruf sebesar satu persen akan mampu meningkatkan penduduk miskin di Indonesia sebesar 0,22 persen. Pentingnya pendidikan dalam rangka penurunan penduduk miskin di Indonesia perlu diperhatikan untuk memotong rantai kemiskinan.

Faktor yang mengurangi kemiskinan berikutnya adalah pendapatan riil daerah. Kenaikan satu persen PDRB riil, akan menurunkan penduduk miskin sebesar 0,33 persen. Hal yang sama terjadi pada daerah rural, tetapi berbeda dengan daerah urban. Pendapatan riil daerah tidak memengaruhi jumlah penduduk miskin di daerah urban secara nyata. Variabel PDRB yang digunakan untuk menjelaskan pendapatan

riil adalah nilai tambah bruto yang dihasilkan dalam wilayah provinsi, tidak memperhatikan pemilik faktor produksi, artinya nilai tambah yang dihasilkan bisa saja dimiliki oleh penduduk dari luar wilayah, sehingga tidak berdampak pada pengurangan jumlah penduduk miskin. Atau, pendapatan yang diterima oleh wilayah tidak terdistribusi merata ke seluruh penduduknya sampai kepada penduduk miskin di daerah urban dalam wilayah tersebut. Pada sisi yang lain, Indeks Kedalaman Kemiskinan daerah urban (1,25) lebih rendah dibandingkan rural (2,25) pada tahun 2013. Rata-rata kesenjangan pengeluaran masing-masing penduduk miskin terhadap garis kemiskinan di daerah urban lebih kecil dibandingkan dengan daerah rural. Demikian pula Indeks Keparahan Kemiskinan yang menunjukkan gambaran mengenai penyebaran pengeluaran diantara penduduk miskin. Ketimpangan pengeluaran diantara penduduk miskin di daerah urban lebih rendah (0,31) dibandingkan dengan daerah rural (0,57) pada tahun yang sama.

Pendapatan berkaitan erat dengan faktor produksi yang digunakan. Salah satu yang paling utama adalah jumlah penduduk yang bekerja. Fenomena ketenagakerjaan di Indonesia sangat menarik, karena secara statistik peningkatan jumlah penduduk yang bekerja sebesar satu persen justru akan meningkatkan jumlah penduduk miskin di Indonesia secara umum, baik di daerah urban maupun daerah rural sebesar 0,80 persen. Asia Development Bank [15] menjelaskan studi di negara industri baru seperti Korea Selatan, Taiwan dan Singapura bahwa pertumbuhan sektor industri manufaktur mempunyai dampak positif yang sangat besar terhadap peningkatan kesempatan kerja dan pengurangan kemiskinan di Negara tersebut. Hal ini tidak terjadi di Indonesia karena lambannya pergerakan tenaga kerja (*shifting labour*) dari sektor primer ke sektor industri dan persistennya sektor primer dalam perekonomian Indonesia namun tidak dibarengi dengan produktivitas faktor produksi pada sektor primer.



Gambar 9. Persentase yang Bekerja pada Sektor Pertanian dan Industri di Indonesia, 2007 – 2014

Sumber : BPS

Tenaga kerja merupakan input penting dalam proses produksi. Sedangkan pengangguran merupakan sumber daya yang tidak digunakan (*idle resources*) dalam perekonomian [16]. Peningkatan jumlah pengangguran di Indonesia dibuktikan secara nyata meningkatkan jumlah penduduk miskin dengan tingkat signifikansi 5 persen, baik pada daerah urban maupun rural. Koefisien regresi untuk daerah urban lebih besar dibandingkan rural. Peningkatan jumlah pengangguran sebesar satu persen di daerah urban akan meningkatkan penduduk miskin sebesar 0,43 persen, sedangkan di daerah rural 0,33 persen.

Kesimpulan

Berdasarkan hasil penelitian tersebut, dapat disimpulkan beberapa hal berikut:

- 6) Setiap provinsi di Indonesia mempunyai karakteristik yang berbeda, yang tidak dapat dijelaskan dengan determinan kemiskinan yang diteliti. Demikian pula daerah rural di seluruh provinsi di Indonesia dan daerah ruralnya.
- 7) Jumlah penduduk miskin di Indonesia sangat dipengaruhi oleh pendidikan. Angka partisipasi sekolah terutama pendidikan dasar mempunyai pengaruh yang paling besar mengurangi jumlah penduduk miskin, baik di daerah urban maupun rural. Pemberantasan buta huruf juga berpengaruh terhadap jumlah penduduk miskin baik di daerah urban maupun rural.
- 8) Pendapatan riil wilayah rural mampu mengurangi penduduk miskin, namun tidak signifikan untuk daerah urban. Oleh karena itu peningkatan pendapatan di daerah rural bisa menjadi solusi jitu dalam rangka penurunan penduduk miskin karena sebagian besar penduduk miskin berada di daerah rural.
- 9) Peningkatan jumlah penduduk yang bekerja justru meningkatkan jumlah penduduk miskin karena tidak dibarengi oleh produktivitas yang memadai, khususnya untuk sektor pertanian karena proporsi tenaga kerja Indonesia masih didominasi oleh sektor primer.
- 10) Jumlah pengangguran merupakan sumber daya yang tidak produktif sehingga peningkatannya akan meningkatkan jumlah penduduk miskin di Indonesia, baik di daerah urban maupun rural.

Daftar Pustaka

- [1] Staller, Peter, *Millennium Development Goals*, Bappenas, 2008.
- [2] World Bank, *Global Monitoring Report: Improving the Odds of Achieving the MDGs*, Washington DC, 2011.
- [3] Backing-Yetna, Prospere et all, *Poverty in Liberia: Level, Profile, and Determinants*, World Bank, 2012.
- [4] Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Ed ke-3, Chicester: John Wiley & Sons. Ltd, 2005.
- [5] Gujarati, Damodar H dan Dawn C. Porter, *Dasar-dasar Ekonometrika*, Edisi 5 Jilid 2, Salemba Empat, 2012.
- [6] Earth Negotiations Bulletin, *A Reporting Service for Environment and Development Negotiations*, Vol. 10 No. 44, International Institute for Sustainable Development (IISD), 1995.
- [7] Sen, A, *A sosiological approach to the measurement of poverty: a reply to professor peter townsend*, Oxford Economic Papers 37: 669-676, 1985.
- [8] Nanga, M, *Dampak Desentralisasi Fiskal terhadap Kemiskinan di Indonesia: Suatu Analisis Simulasi Kebijakan [Disertasi]*, Bogor: Sekolah Pascasarjana Institut Pertanian Bogor, 2006.
- [9] Bellinger, W.K., *The Economics Analysis of Public Policy*, Routledge: Oxon, 2007.
- [10] Todaro, M. dan S.Smith, *Pembangunan Ekonomi*, Edisi ke-9, Jakarta: Erlangga, 2006.
- [11] Tambunan, T, *Perekonomian Indonesia Sejak Orde Lama Hingga Pasca Krisis*, Pustaka Kuantum: Jakarta, 2006.
- [12] ILO, *Indonesia: Tren Sosial dan Ketenagakerjaan Agustus 2014*, Asian Decent Work Decade, 2015.
- [13] Mankiw, N.G., *Macroekonomics*, Seventh Edition. New York: Worth Publishers, 2010.
- [14] Woldr Bank, *Poverty*, 2006.
- [15] Asian Development Bank, *Emerging Asia*, Oxford University Press, 1997.
- [16] Lipsey, G.R. and Ragan T.S.C., *Economics*, 13th Edition, Pearson Education Ltd. USA, 2008.

**Local Polynomial Smoothing Untuk Mengatasi Masalah Age Heaping
Pada Data Umur Hasil Sensus Penduduk 2010**

Firdaus¹, Erni Tri Astuti²

¹Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, email: firdaus@stis.ac.id

²Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, email: erni@stis.ac.id

Abstrak

Data terkait umur yang dikumpulkan melalui sensus atau survei sudah dikenal sering mengalami kesalahan (*missreporting*), terutama dialami oleh negara-negara berkembang yang tingkat kesalahannya jauh lebih tinggi dibandingkan dengan negara maju. Kesalahan ini terutama dalam pelaporan data umur (*age missreporting*) yang berkaitan dengan pemilihan angka tertentu (*digit preference*) yang biasanya umur yang berakhiran dengan angka 0 (nol) atau 5 (lima). Adanya digit preference ini yang mengakibatkan distribusi umur menjadi membesar atau menumpuk pada angka-angka yang berakhiran dengan 0 dan 5, yang dalam ilmu demografi dikenal dengan istilah *age-heaping*. Oleh karena itu maka perlu dilakukan evaluasi mengenai kualitas data umur dari hasil Sensus Penduduk 2010 terutama berkaitan dengan jumlah penduduk menurut umur dan jumlah kematian menurut umur yang dalam penelitian ini dengan menggunakan Indeks Whipple (IW) dan Indeks Myers (IM). Apabila terjadi *age heaping* maka perlu dilakukan pemulusan data yang dalam penelitian ini dilakukan dengan teknik pemulusan polinomial lokal dalam regresi non parametrik. Setelah dilakukan evaluasi dengan menggunakan IW dan IM maka dapat disimpulkan bahwa data jumlah penduduk menurut umur, baik itu total, laki-laki maupun perempuan berada pada rentang 125-175, yang dalam standar PBB termasuk kualitas data yang tidak akurat. Ketidakakuratan data umur terlihat lebih tinggi pada perempuan dibandingkan dengan laki-laki. Sementara itu untuk nilai IM yang diagregasi untuk semua digit umur kondisinya juga cukup jauh dari nilai 0 yang menjadi standar kualitas data yang baik. Juga terlihat bahwa kualitas data umur untuk perempuan lebih buruk dibandingkan dengan kualitas data umur laki-laki. Sedangkan untuk data kematian, nilai IW untuk total, umur kematian laki-laki dan perempuan sangat tinggi, dan termasuk dalam rentang nilai > 175 yang oleh PBB dikategorikan sangat tidak akurat atau kualitas data umur saat kematian sangat buruk. Demikian pula hanya dengan nilai IM yang mencapai angka 30%. Dengan demikian dapat disimpulkan terjadi *age heaping* dalam kedua data yang menjadi objek penelitian ini sehingga dilakukanlah pemulusan data dengan teknik polinomial lokal. Setelah dilakukan pemulusan, kualitas data semakin baik. Ini terlihat dengan jelas dalam gambar piramida-nya serta dari hasil penghitungan IW dan IM.

Kata kunci : *age heaping, digit preference, Indeks Whippel, Indeks Myers, polinomial lokal*

Pendahuluan

Latar Belakang

Data terkait umur yang dikumpulkan melalui sensus atau survei sudah dikenal sering mengalami kesalahan (*missreporting*). Hal ini terutama dialami oleh negara-negara berkembang yang tingkat kesalahannya jauh lebih tinggi dibandingkan dengan negara maju. Mason dan Cope (1987) dalam penelitiannya menyimpulkan bahwa terdapat 4 (empat) sumber kesalahan dalam pelaporan data umur. Yang pertama adalah adanya ketidaktahuan dari responden tentang umur yang sebenarnya, hal ini terutama dialami pada responden yang berumur tua karena tidak adanya dokumen yang mencatat saat kelahirannya. Kedua adanya komunikasi yang tidak selaras antara pewawancara dengan responden, hal ini dapat terjadi apabila responden menjawab pertanyaan mengenai umur dari anggota keluarga yang lain. Ketiga adanya keengganan untuk menyampaikan umur yang sebenarnya karena alasan tertentu yang terkait dengan norma sosial atau persepsi tertentu yang berkembang dalam masyarakat. Yang terakhir adalah karena adanya kesalahan dalam proses pencatatan atau pengolahan.

Kesalahan data umur (*age missreporting*) pada umumnya berkaitan dengan pemilihan angka tertentu (*digit preference*) yang biasanya berakhir dengan angka 0 (nol) atau 5 (lima). Adanya digit preference ini yang mengakibatkan distribusi umur menjadi membesar atau menumpuk pada angka-angka yang berakhir dengan 0 dan 5, yang dalam ilmu demografi dikenal dengan istilah *age-heaping* (Kidane, 2102). Mukherjee dan Mukhopadhyay (1988) menyampaikan bahwa fenomena *age heaping* pada umur yang berakhir 0 dan 5 muncul pada hasil sensus di Turki. Sementara itu Kabir and Chowdhury (1981) juga melaporkan adanya kasus seperti ini pada data hasil sensus di Banglades. Nasir dan Hinde (2014) juga meneliti kasus *age heaping* ini pada data survei dan sensus di Pakistan. Beberapa peneliti lain juga menyampaikan bahwa terdapat kecenderungan kesalahan pelaporan umur semacam ini terutama pada umur lanjut. Hill, Preston dan kawan-kawan (1997) mencatat bahwa kasus *age heaping* yang tinggi juga terjadi pada Negara-negara di Afrika dan Amerika Selatan. Sementara itu Nagi, Stockwell and Snavley (1973) juga mengungkapkan adanya ketidakakuratan data yang berkaitan dengan umur di Negara-negara benua Afrika, terutama pada Negara-negara Islam. Kecenderungan ini makin tinggi terjadi pada data umur perempuan dan pada umur lanjut.

Untuk mengevaluasi kesalahan pelaporan umur ini banyak indikator yang bisa digunakan, diantaranya *Whipple Index*, *Myers Blended Index*, dan *Bachi Index*. Setiap indikator ini memiliki kelebihan dan kekurangan masing-masing. Sebagai contoh *Whipple Index* hanya mengukur preferensi angka/umur yang berakhir 0 atau 5 saja dan *Whipple Index* merupakan indikator klasik yang digunakan untuk mengevaluasi *age heaping*. Sementara itu, *Myers Blended Index* dapat mengukur preferensi semua angka/umur mulai yang berakhir 0 sampai dengan 9. Dari pengukuran *Myers Blended Index* dapat dievaluasi digit mana yang paling diminati (dijadikan preferensi) dan juga digit yang paling dihindari. PBB memberikan batas ukuran untuk nilai *Whipple Index* (IW), yaitu termasuk baik jika kurang dari 125, buruk jika antara 125 dan 175 dan sangat buruk bila lebih dari 175. Sementara itu untuk nilai *Myers Blended Index* (IM) jika memiliki deviasi lebih besar dari 10% menunjukkan adanya preferensi pada umur tersebut.

Di Indonesia, Badan Pusat Statistik (BPS) adalah Lembaga Pemerintah Non Kementrian (LPNK) yang berdasarkan UU Nomor 16 Tahun 1997 tentang Statistik, memiliki tugas untuk menyediakan kebutuhan data dasar bagi pemerintah dan masyarakat. Data yang dikumpulkan oleh BPS diperoleh melalui metoda sensus, survei ataupun registrasi. Sensus Penduduk merupakan sumber data kependudukan yang paling lengkap bila dibandingkan dengan sumber data kependudukan yang lainnya. Terdapat 3 jenis sensus yang dilakukan oleh BPS, yaitu Sensus Penduduk yang dilaksanakan 10 tahun sekali pada tahun yang berakhiran 0, Sensus Pertanian pada tahun yang berakhiran 3 dan Sensus Ekonomi pada tahun yang berakhiran 6. Data kependudukan umumnya dihasilkan dari Sensus Penduduk. Karena cakupannya meliputi seluruh wilayah Indonesia, data hasil sensus penduduk menjadi data yang sangat vital dan sangat berperan dalam perencanaan pembangunan khususnya di bidang kependudukan. Data yang dihasilkan dari sensus penduduk antar lain adalah data jumlah penduduk menurut umur. Dari data sensus, kesalahan dalam pelaporan umur masih terjadi sampai sekarang. Dalam survei atau sensus di Indonesia, pada umumnya pertanyaan individu untuk anggota rumah tangga akan dijawab/diwakili oleh anggota rumah tangga. Apabila anggota rumah tangga tersebut tidak mengetahui dengan pasti umur dari anggota rumah tangga yang lain, maka akan ada kecenderungan untuk membulatkannya pada angka berakhiran 0 atau 5. Junaidi (2010) yang menghitung IW dari data jumlah penduduk Propinsi Jambi tahun 2000, didapat nilai IW sebesar 174,23. Jika diukur dari standar Perserikatan Bangsa-Bangsa, angka ini mendekati kualitas data yang sangat buruk dan tidak akurat. Fumihiko (2013) mengitung IM data penduduk Indonesia serta membandingkannya dengan IM Negara Jepang. Selama 3 sensus penduduk terakhir, dilaporkan angka IM semakin menurun, yaitu sebesar 37.7 pada tahun 1980, 18.5 pada tahun 1990 serta 16.8 pada tahun 2000. Terlihat bahwa sudah terdapat perbaikan kualitas data dari Sensus Tahun 1980 ke Sensus Tahun 2000. Akan tetapi apabila dibandingkan dengan Negara Jepang yang pada Tahun 2000 memiliki nilai IM 2,0, terlihat bahwa kualitas data umur Indonesia masih sangat jauh dari baik.

Data terkait umur yang sering mengalami *age heaping* diantaranya adalah data jumlah penduduk menurut umur, data jumlah kematian menurut umur tertentu, data umur pada saat pertama kali menikah, umur saat berhenti disusui (untuk balita) dan lain-lain. Data jumlah penduduk berdasarkan umur biasanya ditampilkan dalam bentuk piramida penduduk. Piramida penduduk adalah dua buah diagram batang, pada satu sisi menunjukkan jumlah penduduk laki-laki dan pada sisi lainnya menunjukkan jumlah penduduk perempuan menurut umur tunggal atau kelompok umur 5 tahunan. Penduduk laki-laki biasanya digambarkan di sebelah kiri dan penduduk wanita di sebelah kanan. Dengan mengamati bentuk piramida penduduk (serta bentuk piramida penduduk dari waktu ke waktu), banyak informasi yang didapat mengenai struktur kependudukan suatu Negara atau wilayah. Pertumbuhan suatu Negara dari jenis Negara berkembang ke jenis Negara maju dapat dipantau melalui perubahan bentuk piramida penduduknya.

Pada umumnya pada data umur, terutama jika eksistensi *age heaping* nya sangat besar, diperlukan suatu metoda untuk memperbaiki data umur tersebut. Hal ini dikenal dengan istilah meng"koreksi" data umur tunggal. Terdapat banyak metoda yang dapat digunakan untuk mengoreksi data umur, diantaranya dengan teknik penghalusan (smoothing) yang salah satunya adalah rata-rata bergerak (moving average). Terdapat juga metoda Griffith Feeney (Feeney, 1979) yang menggunakan interpolasi linier pada nilai di

sekitar umur 0 dan 5. Teknik ini merupakan salah satu teknik yang digunakan oleh Australian Bureau of Statistics (ABS) untuk memperbaiki data umur tunggalnya. Camarda, Ellers dan Gampe (2008) menggunakan composite link model untuk memperbaiki data umur tunggal Negara Portugal.

Identifikasi Masalah

Berdasarkan uraian di atas, dapat kita simpulkan bahwa data terkait umur sangat diperlukan utama bagi perencanaan kebijakan di bidang kependudukan maupun evaluasi taraf hidup atau tingkat kesejahteraan suatu wilayah atau Negara. Apabila pada data umur terdapat kesalahan pelaporan atau datanya tidak akurat, yaitu dalam bentuk penumpukan distribusi penduduk pada umur tertentu atau *age heaping*, maka perencanaan pembangunan di bidang kependudukan menjadi tidak tepat atau tidak akurat juga. Walaupun dari sensus ke sensus kadar kesalahan pelaporan umur makin menurun akan tetapi perlu dilakukan evaluasi kembali mengenai kualitas data umur dari hasil sensus penduduk yang terakhir, yaitu Sensus Penduduk 2010.

Pada Sensus Penduduk 2010 sebenarnya sudah terdapat upaya yang dilakukan untuk menghasilkan data umur yang lebih akurat, yaitu dengan menanyakan tanggal lahir (tanggal, bulan dan tahun kelahiran) dari responden dan tidak menanyakan langsung tentang umur. Oleh karena itu perlu untuk melakukan evaluasi apakah perbaikan dari sisi alat ukur yang digunakan (kuesioner) dapat menghasilkan perbaikan data umur yang diharapkan.

Selain itu, apabila masih terdapat *age heaping* pada umur hasil Sensus Penduduk 2010 maka perlu dilakukan koreksi pada data umur tersebut. Koreksi diperlukan agar dapat diperoleh gambaran distribusi umur yang lebih realistis dan diperoleh piramida penduduk Indonesia tahun 2010 yang lebih akurat. Perapihan atau koreksi data umur untuk jumlah penduduk akan dilakukan dengan teknik pemulusan polinomial lokal dalam regresi non parametrik.

Kidane (2009) meneliti tentang adanya *age heaping* pada data-data umur hasil survei serta sensus di Tanzania tahun 2002-2003 dan menemukan terdapat digit preferensi yang cukup ekstrim dan adanya *age heaping* ini dapat berdampak pada estimasi parameter dalam pemodelan linier dengan fungsi produksi Cobb Douglas yang melibatkan variabel umur. Hasil estimasi terhadap data umur yang telah dirapihkan (dikoreksi) menjadi lebih baik jika dibandingkan dengan data umur yang belum dirapihkan.

Tujuan Penelitian

Berdasarkan perumusan masalah pada sub bab sebelumnya, maka tujuan dari penelitian ini adalah (1) menghitung Whipple Index (IW) dan Myers Blended Index (MI) dari data jumlah penduduk menurut umur hasil Sensus Penduduk 2010, (2) membandingkan kualitas data jumlah penduduk menurut umur hasil Sensus Penduduk 2010 antara penduduk laki-laki dan penduduk perempuan, (3) melakukan perapihan atau pengkoreksian data jumlah penduduk menurut umur hasil Sensus Penduduk 2010, (4) membuat piramida penduduk Indonesia tahun 2010 sebelum dan sesudah perapihan atau pengkoreksian data jumlah penduduk menurut umur.

Metodologi

Sumber Data

Data yang digunakan merupakan hasil Sensus Penduduk tahun 2010 yang diperoleh dari item pertanyaan dalam Blok II tentang keterangan umum anggota rumah-tangga, terutama pada rincian umur. Pengolahan isian pertanyaan-pertanyaan tersebut akan menghasilkan data agregasi jumlah penduduk menurut umur dan jenis kelamin yang digunakan sebagai data observasi dalam penelitian ini.

Variabel Penelitian

Dalam analisis data tentang jumlah penduduk menurut umur, variabel respon yang digunakan adalah Y_i : Jumlah Penduduk pada observasi ke- i , sementara dalam analisis mengenai jumlah kematian menurut umur, variabel respon yang digunakan adalah Y_i :

Akan terdapat 99 data berpasangan $\{(x_i, y_i)\}, i = 1, 2, \dots, 99$. yang akan digunakan untuk dilakukan evaluasi kualitas data umurnya pada masing-masing jumlah penduduk. Selanjutnya dilakukan pula analisis perbandingan untuk jumlah penduduk laki-laki dan perempuan.

Langkah-langkah atau Tahapan Penelitian

Berikut diberikan tahapan-tahapan dalam penelitian ini yang dibagi menjadi dua tahapan besar, yaitu:

1. Evaluasi data jumlah penduduk berdasarkan umur dengan menggunakan *Whippe Index* dan *Myers Blended Index*:
 - a. Mengagregasikan data mentah hasil SP 2010 untuk variabel umur, menjadi data distribusi jumlah penduduk menurut umur tunggal (Total, laki-laki dan Perempuan)
 - b. Menghitung IW pada data distribusi jumlah penduduk (Total, Laki-laki dan Perempuan)
 - c. Mempersiapkan tabel agregasi jumlah penduduk menurut digit umur (Total, Laki-laki dan Perempuan)
 - d. Menghitung table *blended sum* serta menghitung deviasi setiap digit umur terhadap nilai 10% atau nilai IM (Total, Laki-laki, Perempuan)
 - e. Mengidentifikasi apakah terhadap preferensi umur pada digit tertentu dilihat dari nilai IM nya,
 - f. Menyusun Nilai IW dan IM yang sudah diperoleh dalam bentuk tabel dan melakukan perbandingan kualitas data jumlah penduduk antara nilai Total, laki-laki dan Perempuan,
2. Perapihan atau koreksi data jumlah penduduk menurut umur dengan menggunakan teknik Local Polynomial Smoothing:
 - a. Menentukan variabel respon sebagai jumlah penduduk menurut umur tunggal (Total, Laki-laki, Perempuan) dan variabel prediktor adalah umur

- b. Melakukan estimasi jumlah penduduk dengan menggunakan teknik *Local Polynomial Smoothing* dengan melakukan pengolahan menggunakan Program R yang dikembangkan Astuti (2013)
- c. Melakukan pemilihan model estimasi terbaik pada masing-masing estimasi jumlah penduduk (total, laki-laki dan Perempuan) dengan kriteria bandwidth optimal dengan MLCV
- d. Menyusun hasil estimasi/perapihan data jumlah penduduk menurut umur untuk laki-laki dan perempuan,
- e. Membangun piramida penduduk Indonesia tahun 2010 dengan menggunakan fungsi pada Excell
- f. Membandingkan piramida penduduk Indonesia Tahun 2010 sebelum dan sesudah perapihan.

Hasil dan Pembahasan

Evaluasi Data Umur Sensus Penduduk Tahun 2010

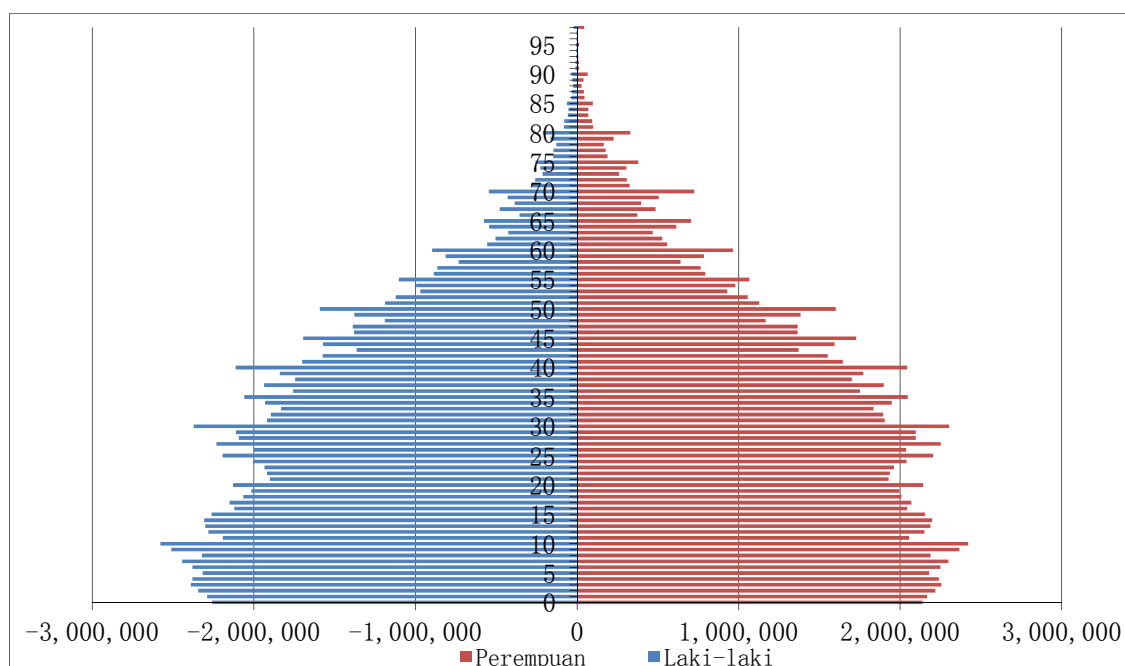
Sensus Penduduk Tahun 2010 (SP 2010) antara lain didesain untuk dapat:

- a. Memperbaharui data base populasi Indonesia sampai dengan level administratif terkecil (Desa/Kelurahan)
- b. Memonitor pencapaian Millennium Development Goals (MDG) Negara Indonesia
- c. Mempersiapkan statistik untuk area yang kecil (*small area statistics*)
- d. Mempersiapkan proyeksi penduduk, dan
- e. Mengembangkan dan menyediakan sampling frame untuk keperluan survei yang akan diadakan Tahun 2010-2020

Jika dibandingkan dengan sensus-sensus sebelumnya, pada Sensus Penduduk Tahun 2010 cukup banyak data dasar yang dikumpulkan yang mencakup antara lain: karakteristik dasar demografi seperti: jenis kelamin, umur, status pernikahan, tingkat pendidikan yang ditamatkan ; kelahiran yang mencakup: jumlah anak yang pernah dilahirkan dan yang masih hidup, kematian yang mencakup: umur saat meninggal, kematian dewasa dan kematian bayi; migrasi, mencakup: tempat lahir, tempat tinggal saat ini dan tempat tinggal 5 tahun yang lalu, Selain itu juga dikumpulkan data mengenai sosial kebudayaan, yang mencakup: agama, etnis, kewarganegaraan, kemampuan berbahasa Indonesia; kegiatan ekonomi; perumahan dan lain-lain. Dengan semakin banyaknya data atau variabel yang dicakup, kemudian kualitas data yang dikumpulkan kemudian juga harus dilakukan evaluasi.

Pada penelitian ini akan dilakukan evaluasi mengenai data jumlah penduduk menurut umur. Jumlah penduduk menurut umur penting untuk dievaluasi karena menjadi data dasar bagi pembentukan piramida penduduk, yang dapat digunakan untuk mengukur status kesejahteraan suatu Negara.

Secara lengkap data jumlah penduduk menurut umur untuk penduduk total, penduduk laki-laki dan penduduk perempuan dapat dilihat pada tabel lampiran 1. Gambar 3.1 menyajikan data jumlah penduduk menurut umur tunggal dan jenis kelamin dalam bentuk bentuk piramida penduduk.



Gambar 3.1 Piramida Penduduk Indonesia Hasil SP 2010

Dari Gambar 3.1, walaupun sudah terlihat bentuk atau pola yang umum dari piramida penduduknya, namun masih terlihat jelas adanya penumpukan-penumpukan atau tonjolan-tonjolan pada umur yang berakhiran 0 atau 5. Hal ini memperlihatkan eksistensi dari fenomena *age heaping* pada data umur SP 2010. Untuk itu kemudian dihitung nilai Indeks Whipple (IW) dan Indeks Myers dari data umur penduduk, yang diberikan pada Tabel 3.1. Berdasarkan nilai Indeks Whipple pada Tabel 3.1, data jumlah penduduk Indonesia berdasarkan umur untuk total, laki-laki maupun perempuan berada dalam rentang 125 – 175, yang dalam standar PBB termasuk kualitas data yang tidak akurat. Ketidakakuratan data umur terlihat lebih tinggi pada perempuan dibandingkan dengan laki-laki. Hal ini mungkin disebabkan karena masih adanya kondisi budaya atau sosial dalam masyarakat kita bahwa perempuan lebih tidak ingin berterus terang atau tertutup tentang kondisi umur yang sebenarnya. Sementara itu untuk nilai IM yang diagregasi untuk semua digit umur (0 sampai dengan 9) kondisinya juga cukup jauh dari nilai 0 yang menjadi standar kualitas data yang baik. Juga terlihat bahwa kualitas data umur untuk perempuan lebih buruk dibandingkan dengan kualitas data umur laki-laki.

Tabel 3.1 Indeks Whipple (IW) dan Indeks Myers (IM)
Data Umur Penduduk Hasil SP 2010

Data Umur	Indeks Whipple	Indeks Myers
Total	134.5	6.82
Laki-laki	133.5	6.56
Perempuan	135.5	7.23

Selain dapat mengevaluasi secara agregat tentang kualitas data umur, IM juga dapat melihat digit atau angka yang menjadi preferensi responden saat ditanya tentang umurnya.

Hal ini dapat dilihat pada tabel 3.2. Semakin jauh nilai IM dari 0 dan bernilai positif menunjukkan semakin besarnya preferensi pada umur yang berakhiran dengan digit tersebut. Sementara jika bernilai negative, maka digit atau umur yang berakhiran dengan digit tersebut semakin dihindari. Dari nilai-nilai pada Tabel 3.2, untuk jumlah penduduk ternyata digit 0 atau umur yang berakhiran 0 (misalnya 0, 10, 20, 30, 40 dst) memiliki preferensi terbesar. Hal ini juga mengimplikasikan bahwa *age heaping* pada umur yang berakhiran 0 nyata terjadi. Selain digit 0, nilai yang besar juga terdapat preferensi pada digit 5 atau umur yang berakhiran dengan 5 (misalnya 5, 15, 25, 35, 45, 55, dst) walaupun preferensinya tidak sebesar digit 0. Sementara itu digit yang paling banyak dihindari adalah digit 3 atau umur yang berakhiran dengan 3 (3, 13, 23, 33, 43, dst) terutama pada umur laki-laki. Penghitungan Indeks Myers untuk data umur penduduk diberikan pada Tabel Lampiran 2.

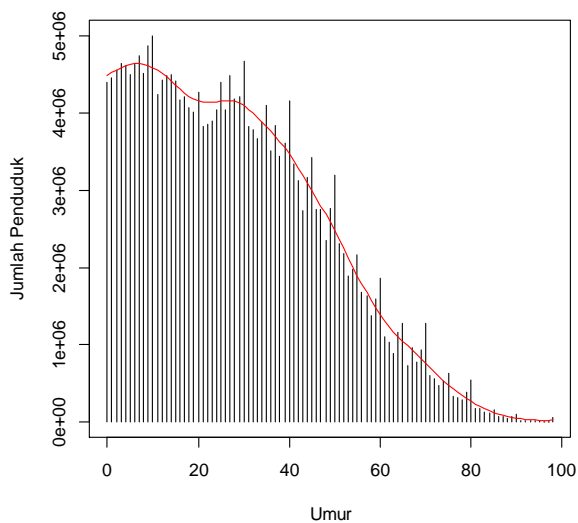
Walaupun dalam SP 2010 sudah dilakukan upaya antara lain mencatat umur melalui tanggal lahir, yang seharusnya bisa lebih akurat dibandingkan menanyakan umur secara langsung, akan tetapi terlihat hasilnya belum memuaskan dari sisi kualitas data. Hal ini hendaknya menjadi perhatian khusus bagi pihak BPS dalam hal kualitas petugas pengumpul data di lapangan.

Perapihan Data Umur SP 2010

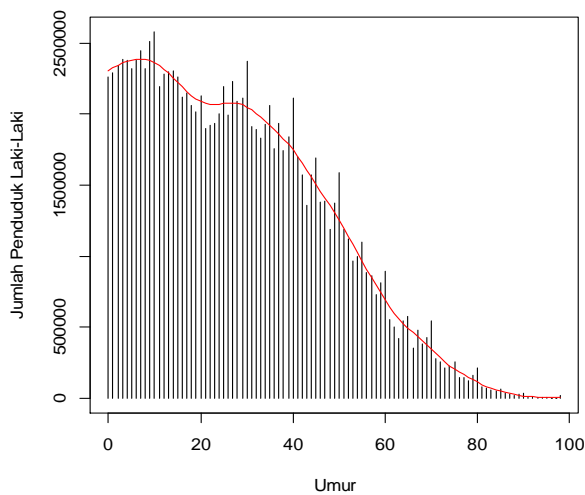
Setelah dilakukan evaluasi mengenai data umur penduduk hasil SP 2010 yang masuk dalam kategori tidak akurat, maka dilakukan koreksi atau perapihan dengan menggunakan *Local Polynomial Smoothing* yang termasuk salah satu teknik pemulusan (smoothing) dalam regresi nonparametrik. Dengan menggunakan data berpasangan $(x_i, y_i), i = 1, 2, \dots, n$ dengan variabel respon y_i merupakan jumlah penduduk pada observasi ke- i yang diasumsikan berdistribusi *Generalized Poisson*, dan variabel prediktor x_i merupakan umur saat observasi ke- i , observasi merupakan kelompok umur 0 sampai dengan 98, sehingga data atau n berjumlah 99 observasi. Model polinomial lokal untuk menyatakan hubungan antara variabel prediktor dengan variabel respon adalah:

$$y_i = s(x_i) + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, n.$$

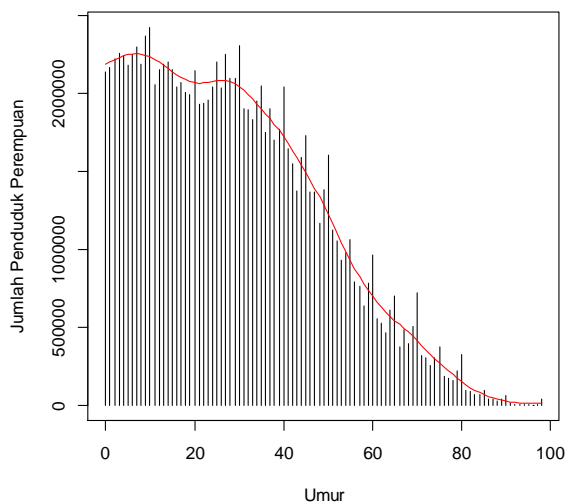
$s(\cdot)$ merupakan fungsi penghalus atau kurva regresi nonparametrik yang tidak dispesifikasikan sebelumnya yang dalam hal ini adalah kurva jumlah penduduk menurut umur, dan akan dilakukan estimasi dengan teknik polinomial lokal. Dari hasil perhitungan dan pengolahan dengan menggunakan fungsi yang dibangun dalam bahasa pemrogram R, diperoleh *bandwidth* optimal dengan menggunakan kriteria maximum likelihood cross validation (MLCV) untuk estimasi kurva total penduduk, penduduk laki-laki dan penduduk perempuan, masing-masing adalah $h=4$. Gambar 3.2, 3.3 dan 3.4, masing-masing menyajikan kurva jumlah penduduk dan hasil estimasi (pemulusannya) untuk jumlah penduduk total, penduduk laki-laki dan penduduk perempuan.



Gambar 3.2 Estimasi Kurva Jumlah Penduduk menurut Umur SP 2010



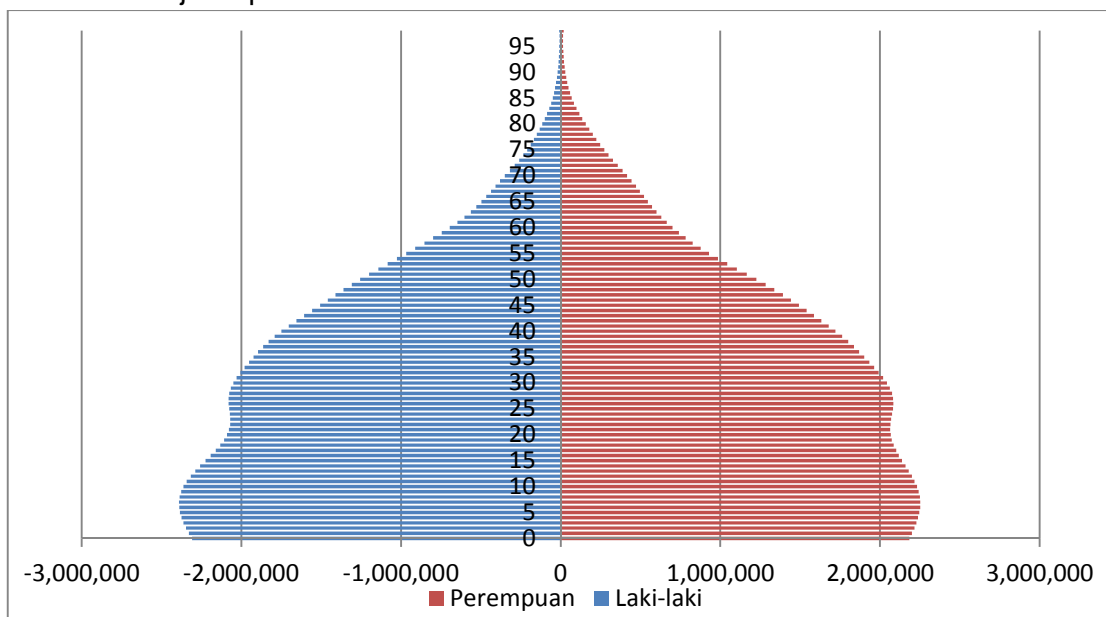
Gambar 3.3 Estimasi Kurva Jumlah Penduduk laki-laki Menurut Umur SP 2010



Gambar 3.4 Estimasi Kurva Jumlah Penduduk Perempuan Menurut Umur SP 2010

Berdasarkan ke tiga gambar terlihat bahwa teknik pemulusan kurva dengan Polinomial lokal akan estimasi kurva pada suatu titik selalu memperhatikan nilai-nilai di sekitar titik tersebut. Dimana titik yang dekat akan diberikan bobot atau kepentingan yang lebih tinggi dibandingkan dengan titik yang letaknya jauh dari titik yang akan diestimasi. Dalam permasalahan *age heaping* hal ini dapat diartikan bahwa frekuensi yang terlalu tinggi pada usia atau digit-digit preferensi akan didistribusi pada titik di sekitarnya. Dimana pada umur-umur yang dekat dengan digit preferensi (dalam hal ini yang dekat dengan digit 0 adalah 1 dan 9 serta yang dekat dengan digit 5 adalah 4 dan 6) akan diberikan bagian atau bobot yang lebih besar dalam pendistribusian umur yang padanya terjadi *age heaping*. Estimasi frekuensi pada semua digit kecuali digit 0 dan 5 terlihat terangkat atau menjadi lebih besar dari yang sebelumnya diperoleh dari hasil sensus. Data hasil estimasi atau pemulusan jumlah penduduk menurut umur (total, laki-laki dan perempuan) secara lengkap diberikan pada tabel lampiran 3.

Hasil pemulusan data umur penduduk kemudian dibuat dalam bentuk piramida penduduk, yang terlihat pada Gambar 3.5. Piramida penduduk Indonesia 2010 hasil pemulusan terlihat memiliki pola yang sangat jelas. Dari hasil ini para demographer dapat menarik kesimpulan yang lebih jelas mengenai kondisi struktur penduduk serta pola tingkat kesejahteraannya. Selain itu juga dihitung kembali nilai IW dan IM dari hasil estimasi tersebut dan disajikan pada Table 3.2 dan 3.3.



Gambar 3.5 Piramida Penduduk Indonesia SP 2010 Hasil Pemulusan

Tabel 3.2 Perbandingan IW Data Umur Penduduk 2010 Sebelum dan Sesudah Pemulusan

Data Umur	Indeks Whipple	
	Sebelum Pemulusan	Sesudah Pemulusan
Total	134.5	115.3
Laki-laki	133.5	115.3
Perempuan	135.5	115.2

Tabel 3.3 Perbandingan IM Data Umur Penduduk 2010 Sebelum dan Sesudah Pemulusan

Digit	Indeks Myers					
	Sebelum Pemulusan			Sesudah Pemulusan		
	Total	Laki-laki	Perempuan	Total	Laki-laki	Perempuan
0	1.99	1.86	2.12	0.02	0.01	0.01
1	0.62	0.57	0.68	0.02	0.01	0.01
2	0.63	0.60	0.66	0.02	0.01	0.01
3	0.96	0.98	0.94	0.02	0.01	0.01
4	0.01	0.09	0.08	0.01	0.00	0.01
5	0.99	0.88	1.10	0.00	0.01	0.00
6	0.65	0.60	0.70	0.01	0.02	0.01
7	0.18	0.28	0.07	0.01	0.02	0.02
8	0.54	0.45	0.64	0.04	0.01	0.02
9	0.25	0.25	0.25	0.01	0.01	0.01
Total (mutlak)	6.82	6.56	7.23	0.16	0.11	0.10

Berdasarkan nilai IW pada table 3.3, setelah dilakukan pemulusan nilai IW sudah berada dalam kategori kualitas yang baik menurut standard PBB. Begitu pula dengan nilai IM yang mendekati 0 pada masing-masing digitnya yang menunjukkan sudah tidak adanya lagi preferensi umur pada data kematian menurut umur. Sehingga perapihan umur dengan teknik *Local Polynomial Smoothing* dapat menghilangkan eksistensi age heaping, sehingga data umur dapat dipergunakan untuk kepentingan analisis lainnya dengan bias yang minimum.

Kesimpulan

Berdasarkan hasil dan pembahasan sebelumnya diperoleh kesimpulan mengenai tingkat akurasi atau kualitas data serta hasil pemulusan data terkait umur hasil Sensus Penduduk tahun 2010 sebagai berikut:

1. Untuk data umur tunggal diperoleh nilai IW sebesar 134,5 untuk jumlah penduduk total, 133,5 untuk jumlah penduduk laki-laki dan 135,5 untuk jumlah penduduk perempuan. Jika mengacu pada standar PBB, maka Nilai IW menunjukkan kualitas data yang tidak akurat, untuk data umur penduduk total, penduduk laki-laki maupun penduduk perempuan. Sementara itu penghitungan IM menunjukkan masih adanya preferensi digit atau umur tertentu yang berakhiran dengan 0 dan 5. Secara umum data umur perempuan lebih tidak akurat dibandingkan data umur laki-laki.
2. Untuk memperbaiki data umur penduduk dengan *teknik local polynomial smoothing* diperoleh bandwidth optimum dengan kriteria MLCV untuk total penduduk, penduduk laki-laki dan perempuan sebesar $h=4$, yang menghasilkan piramida penduduk yang lebih baik dibandingkan sebelum adanya pemulusan.

Daftar Pustaka

- Astuti, E.T. (2013). *Model Regresi Nonparametrik untuk Data Count*, Disertasi. Jurusan Statistika, Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Camarda, Ellers dan Gampe (2008). Modelling general patterns of digit preference. *Statistical Modelling* 2008; **8**(4): 385--401
- Chaudhuri, P. dan Dewanji, A. (1995). On a likelihood-based approach in nonparametric smoothing and cross-validation. *Statistics and Probability Letters*, **22**, 7-15.
- Consul, P.C. dan Jain, G.C. (1973). A generalization of the Poisson distribution. *Technometrics*, **15**(4),791-799.
- Currie, I.D., Durban, M. dan Eilers, P.H.C. (2004). Smoothing and forecasting mortality rates. *Statistical Modelling*, **4**, 279-298.
- Famoye, F. (1993). Restricted Generalized Poisson regression. *Communication in Statistics-Theory and Methods*, **33**, 1135-1154.
- Fan, J. dan Gijbels, I. (1996). *Local Polynomial Modelling and Its Application*. London: Chapman and Hall.
- Fumihiko (2013). 総務省統計研修所 西 文彦 インドネシアの人口ピラミッドとAge Heaping, Paper, JICA.
- Hardle, W. (1990). *Applied Nonparametric Regression*. Boston: Cambridge University Press.
- Hastie, T.J. dan Tibshirani, R.J. (1990). *Generalized Additive Models*. London: Chapman & Hall.
- Heligman, M. dan Pollard, J.H. (1980). The age pattern of mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, **107**, 49-80.
- Hill, M.E., S.H. Preston, and I. Rosenwaike. (2000). 'Age Reporting among White Americans Aged 85+: Results of a Record Linkage Study'. *Demography*, **37**:175-186.
- Hyndman, R.J., dan Ullah, M.S. (2007). Robust forecasting of mortality and fertility rates: a functional data approach. *Computational Statistics and Data Analysis*, **51**, 4942-4956.
- Junaidi (2010). Indeks Whipple : Evaluasi Pelaporan Umur Penduduk. 20 Juni 2014. <https://junaidichaniago.wordpress.com/2010/05/26/indeks-whipple-evaluasi-pelaporan-umur-penduduk/>
- Kidane, A. (2102). Digit Preference in African Survey Data and Their Impact on Parametric estimates, presented at the African Econometric Society Conference July 11-13 2009 Abuja, Nigeria
- Lee, R.D. dan Carter, L.R. (1992). Modeling and forecasting U.S. mortality. *Journal of the American Statistical Association*, **87**, 659-675.
- Kabir M and Chowdhury K. (1981). The pattern of age reporting errors in the districts of Bangladesh. *Rural Demography Journal*, vol 8, no. 2
- Mason, K.O and Cope, L.G. (1987, November). Sources of age and date of birth misreporting in 1900 U.S. census. *Journal of Demography*, vol 24, no. 4
- Mc Cullagh, P. dan Nelder, J.A. (1989). *Generalized Linear Models*. London: Chapman and Hall.
- Myers RJ (1940) Errors and bias in the reporting of ages in census data. *Transactions of the Actuarial Society of America*, **41**(Pt. 2 (104)), 395–415.
- Mukherjee, B.N and Mukhopadhyay, B.K. (1988, Jan.-June). A study of digit preference and quality of age data in Turkish censuses. *Genus*, vol. 44, no. 1-2

- Nagi M.H., Stockwell, E.G and Snavley, L.M. (1973, August). Digit preference and avoidance in the age statistics of some recent African censuses: some patterns and correlates. *International Statistical Review*, vol. 41, no. 2
- Nasir dan Hinde (2014). An Extension Of Modified Whipple Index– Further Modified Whipple Index. *Pak. J. Statist.* 2014 Vol. 30(2), 265-272
- Noumbissi, A. (1992). L'indice de Whipple modifié: une application aux données du Cameroun, de la Suède et de la Belgique. *Population (French Ed.)* 47(4), 1038-1041.
- Peristera, P. dan Kostaky, A. (2005). An evaluation of the performance of kernel estimator for graduating mortality data. *Journal of Population Research*, 22, 185-197.
- Santos, J.A. dan Neves, M.M. (2008). A local maximum likelihood estimator for poisson regression. *Metrika*, 68, 257-270.
- Shyamalkumar, N.D. (2006). *Anaysis of mortality data using smoothing spline poisson regression*. Working Paper. Dept. of Stat.and Actuarial Science, The University of Iowa.
- Sonderegger, D.L. (2010). *Nonparametric function smoothing: fiducial inference of free knot splines and ecological applications*. Dissertation, Colorado State University, Colorado.
- Spoorenberg, T. (2007). Quality of Age Reporting: Extension and Application of the Modified Whipple's Index. *Population (English Edition, 2002)*, 62(4), 729-741.
- Thomas, J. (2012). Univariate graduation mortality by local polynomial regression. *Bulletin Francais D'Actuariat*, 12, 5-58.
- Tibshirani, R. dan Hastie, T. (1987). Local likelihood estimation. *Journal of the American Statistical Association*, 82, 559-567.
- Wasserman, L. (2005). *All of Nonparametric Statistics*. New York: Springer.

Lampiran 1. Jumlah Penduduk Menurut Umur Sensus Penduduk 2010

Umur	Laki-laki	Perempuan	Total
(1)	(2)	(3)	(4)
0	2,259,964	2,138,441	4,398,405
1	2,288,784	2,166,297	4,455,081
2	2,344,661	2,217,357	4,562,018
3	2,389,252	2,254,821	4,644,073
4	2,379,708	2,239,417	4,619,125
5	2,317,418	2,180,095	4,497,513
6	2,380,744	2,247,800	4,628,544
7	2,443,912	2,297,725	4,741,637
8	2,321,013	2,187,505	4,508,518
9	2,511,007	2,366,261	4,877,268
10	2,578,576	2,420,441	4,999,017
11	2,192,332	2,054,097	4,246,429
12	2,282,176	2,149,855	4,432,031
13	2,301,990	2,186,337	4,488,327
14	2,307,343	2,197,934	4,505,277
15	2,262,310	2,152,736	4,415,046
16	2,121,653	2,042,903	4,164,556
17	2,149,934	2,068,999	4,218,933
18	2,065,151	2,006,604	4,071,755
19	2,015,258	1,995,186	4,010,444
20	2,128,424	2,140,921	4,269,345
21	1,901,473	1,927,689	3,829,162
22	1,918,457	1,935,609	3,854,066
23	1,934,526	1,960,603	3,895,129
24	2,004,833	2,039,098	4,043,931
25	2,194,879	2,202,526	4,397,405
26	1,999,453	2,036,048	4,035,501
27	2,231,861	2,249,858	4,481,719
28	2,093,578	2,095,228	4,188,806
29	2,111,540	2,095,472	4,207,012
30	2,373,195	2,302,796	4,675,991
31	1,917,844	1,903,348	3,821,192
32	1,895,136	1,893,305	3,788,441
33	1,832,178	1,835,021	3,667,199
34	1,931,004	1,946,858	3,877,862
35	2,059,620	2,045,701	4,105,321
36	1,758,319	1,750,867	3,509,186
37	1,935,641	1,899,052	3,834,693
38	1,744,407	1,700,033	3,444,440
39	1,839,530	1,771,961	3,611,491

40	2,112,385	2,042,087	4,154,472
41	1,700,994	1,643,757	3,344,751
42	1,574,677	1,551,005	3,125,682
43	1,363,262	1,372,210	2,735,472
44	1,571,394	1,593,081	3,164,475
45	1,694,755	1,728,542	3,423,297
46	1,380,775	1,365,243	2,746,018
47	1,388,139	1,364,738	2,752,877
48	1,190,406	1,167,329	2,357,735
49	1,378,665	1,382,390	2,761,055
50	1,592,368	1,600,892	3,193,260
51	1,187,762	1,127,850	2,315,612
52	1,121,843	1,056,943	2,178,786
53	969,244	930,116	1,899,360
54	994,780	979,523	1,974,303
55	1,103,409	1,065,365	2,168,774
56	886,474	792,727	1,679,201
57	865,788	764,812	1,630,600
58	731,887	640,174	1,372,061
59	812,758	785,176	1,597,934
60	897,274	964,244	1,861,518
61	555,296	557,472	1,112,768
62	504,937	528,011	1,032,948
63	424,715	467,562	892,277
64	544,969	614,281	1,159,250
65	575,845	706,058	1,281,903
66	355,638	373,746	729,384
67	479,402	486,355	965,757
68	384,818	396,491	781,309
69	429,430	506,248	935,678
70	546,614	725,436	1,272,050
71	284,284	324,676	608,960
72	259,120	307,928	567,048
73	214,230	260,684	474,914
74	227,211	306,148	533,359
75	256,598	379,728	636,326
76	147,807	188,049	335,856
77	146,932	177,528	324,460
78	128,098	164,833	292,931
79	162,909	225,423	388,332
80	211,989	328,956	540,945
81	81,584	99,535	181,119
82	78,231	93,125	171,356

83	57,617	69,400	127,017
84	52,041	70,692	122,733
85	63,680	98,439	162,119
86	34,084	45,171	79,255
87	32,319	43,103	75,422
88	23,878	27,704	51,582
89	28,471	41,112	69,583
90	35,878	66,449	102,327
91	9,411	13,441	22,852
92	8,766	11,854	20,620
93	5,377	7,949	13,326
94	4,516	7,258	11,774
95	7,053	12,980	20,033
96	3,361	5,459	8,820
97	4,045	6,751	10,796
98	21,636	43,369	65,005
Total	119,630,913	118,010,413	237,641,326

Lampiran 2. Penghitungan Indeks Myers Untuk Data Umur Penduduk

Penduduk Total

Term Digit	Sum 10-99	Koef	Product	Sum 20-99	Koef	Product	blended sum	Percent Dist	Dev From 10%
0	25,068,925	1	25,068,925	20,069,908	9	180,629,172	205,698,097	0.120	0.01994
1	19,482,845	2	38,965,690	15,236,416	8	121,891,328	160,857,018	0.094	-0.00620
2	19,170,978	3	57,512,934	14,738,947	7	103,172,629	160,685,563	0.094	-0.00630
3	18,193,021	4	72,772,084	13,704,694	6	82,228,164	155,000,248	0.090	-0.00962
4	19,392,964	5	96,964,820	14,887,687	5	74,438,435	171,403,255	0.100	-0.00006
5	20,610,224	6	123,661,344	16,195,178	4	64,780,712	188,442,056	0.110	0.00988
6	17,287,777	7	121,014,439	13,123,221	3	39,369,663	160,384,102	0.094	-0.00648
7	18,295,257	8	146,362,056	14,076,324	2	28,152,648	174,514,704	0.102	0.00176
8	16,625,624	9	149,630,616	12,553,869	1	12,553,869	162,184,485	0.095	-0.00543

1st ISCO : Konferensi Nasional Statistika

Jakarta – Bogor, 8 – 10 September 2015

9	17,581,529	10	175,815,290	13,571,085	0	0	175,815,290	0.103	0.00252
							1,714,984,818		

Penduduk Laki-laki

Term Digit	Sum10-99	Koef	Product	Sum 20-99	Koef	Product	blended sum	Percent Dist	Dev From 10%
0	12,476,703	1	12,476,703	9,898,127	9	89,083,143	101,559,846	0.119	0.01863
1	9,830,980	2	19,661,960	7,638,648	8	61,109,184	80,771,144	0.094	- 0.00565
2	9,643,343	3	28,930,029	7,361,167	7	51,528,169	80,458,198	0.094	- 0.00602
3	9,103,139	4	36,412,556	6,801,149	6	40,806,894	77,219,450	0.090	- 0.00980
4	9,638,091	5	48,190,455	7,330,748	5	36,653,740	84,844,195	0.099	- 0.00089
5	10,218,149	6	61,308,894	7,955,839	4	31,823,356	93,132,250	0.109	0.00879
6	8,687,564	7	60,812,948	6,565,911	3	19,697,733	80,510,681	0.094	- 0.00596
7	9,234,061	8	73,872,488	7,084,127	2	14,168,254	88,040,742	0.103	0.00284
8	8,383,859	9	75,454,731	6,318,708	1	6,318,708	81,773,439	0.096	- 0.00448
9	8,778,561	10	87,785,610	6,763,303	0	0	87,785,610	0.103	0.00254
							856,095,555		

Penduduk Perempuan

Term Digit	Sum10-99	Koef	Product	Sum 20-99	Koef	Product	blended sum	Percent Dist	Dev From 10%
0	12,592,222	1	12,592,222	10,171,781	9	91,546,029	104,138,251	0.121	0.02125

1st ISCO : Konferensi Nasional Statistika

Jakarta – Bogor, 8 – 10 September 2015

1	9,651,865	2	19,303,730	7,597,768	8	60,782,144	80,085,874	0.093	-0.00676
2	9,527,635	3	28,582,905	7,377,780	7	51,644,460	80,227,365	0.093	-0.00659
3	9,089,882	4	36,359,528	6,903,545	6	41,421,270	77,780,798	0.091	-0.00944
4	9,754,873	5	48,774,365	7,556,939	5	37,784,695	86,559,060	0.101	0.00078
5	10,392,075	6	62,352,450	8,239,339	4	32,957,356	95,309,806	0.111	0.01097
6	8,600,213	7	60,201,491	6,557,310	3	19,671,930	79,873,421	0.093	-0.00700
7	9,061,196	8	72,489,568	6,992,197	2	13,984,394	86,473,962	0.101	0.00068
8	8,241,765	9	74,175,885	6,235,161	1	6,235,161	80,411,046	0.094	-0.00638
9	8,802,968	10	88,029,680	6,807,782	0	0	88,029,680	0.102	0.00249
							858,889,263		

Lampiran 3. Hasil Pemulusan Jumlah Penduduk Tahun 2010 Menurut Umur

Umur	Laki-laki	Perempuan	Total
(1)	(2)	(3)	(4)
0	2,308,513	2,183,301	4,491,814
1	2,328,698	2,200,374	4,529,072
2	2,346,503	2,215,346	4,561,849
3	2,361,812	2,228,173	4,589,985
4	2,374,344	2,238,652	4,612,996
5	2,383,647	2,246,443	4,630,090
6	2,389,139	2,251,104	4,640,243
7	2,390,185	2,252,184	4,642,369
8	2,386,221	2,249,316	4,635,537
9	2,376,865	2,242,337	4,619,202
10	2,362,024	2,231,352	4,593,376
11	2,341,940	2,216,763	4,558,703
12	2,317,192	2,199,237	4,516,429
13	2,288,649	2,179,643	4,468,292
14	2,257,404	2,158,958	4,416,362
15	2,224,726	2,138,209	4,362,935
16	2,192,019	2,118,420	4,310,439
17	2,160,768	2,100,581	4,261,349
18	2,132,466	2,085,604	4,218,070
19	2,108,470	2,074,254	4,182,724
20	2,089,839	2,067,045	4,156,884
21	2,077,174	2,064,132	4,141,306
22	2,070,482	2,065,198	4,135,680
23	2,069,089	2,069,363	4,138,452
24	2,071,631	2,075,173	4,146,804
25	2,076,058	2,080,694	4,156,752
26	2,079,923	2,083,769	4,163,692
27	2,080,758	2,082,414	4,163,172
28	2,076,608	2,075,250	4,151,858
29	2,066,458	2,061,811	4,128,269
30	2,050,408	2,042,564	4,092,972
31	2,029,486	2,018,681	4,048,167
32	2,005,197	1,991,599	3,996,796
33	1,978,980	1,962,603	3,941,583
34	1,951,780	1,932,521	3,884,301
35	1,923,844	1,901,619	3,825,463
36	1,894,734	1,869,680	3,764,414
37	1,863,543	1,836,168	3,699,711
38	1,829,251	1,800,499	3,629,750
39	1,791,108	1,762,270	3,553,378

40	1,748,956	1,721,411	3,470,367
41	1,703,319	1,678,210	3,381,529
42	1,655,256	1,633,194	3,288,450
43	1,605,989	1,586,909	3,192,898
44	1,556,541	1,539,727	3,096,268
45	1,507,448	1,491,704	2,999,152
46	1,458,689	1,442,560	2,901,249
47	1,409,771	1,391,772	2,801,543
48	1,359,950	1,338,763	2,698,713
49	1,308,506	1,283,147	2,591,653
50	1,255,002	1,224,961	2,479,963
51	1,199,445	1,164,795	2,364,240
52	1,142,268	1,103,746	2,246,014
53	1,084,162	1,043,190	2,127,352
54	1,025,831	984,469	2,010,300
55	967,813	928,601	1,896,414
56	910,441	876,157	1,786,598
57	853,946	827,282	1,681,228
58	798,642	781,848	1,580,490
59	745,061	739,633	1,484,694
60	693,980	700,456	1,394,436
61	646,258	664,220	1,310,478
62	602,580	630,866	1,233,446
63	563,203	600,277	1,163,480
64	527,849	572,158	1,100,007
65	495,767	545,984	1,041,751
66	465,908	521,012	986,920
67	437,130	496,356	933,486
68	408,415	471,133	879,548
69	379,077	444,655	823,732
70	348,952	416,639	765,591
71	318,444	387,323	705,767
72	288,381	357,406	645,787
73	259,711	327,808	587,519
74	233,173	299,347	532,520
75	209,097	272,493	481,590
76	187,382	247,300	434,682
77	167,630	223,493	391,123
78	149,341	200,670	350,011
79	132,091	178,498	310,589
80	115,641	156,880	272,521
81	99,994	136,023	236,017
82	85,349	116,389	201,738

1st ISCO : Konferensi Nasional Statistika

Jakarta – Bogor, 8 – 10 September 2015

83	72,001	98,518	170,519
84	60,200	82,826	143,026
85	50,050	69,462	119,512
86	41,486	58,296	99,782
87	34,321	49,011	83,332
88	28,327	41,244	69,571
89	23,303	34,695	57,998
90	19,109	29,177	48,286
91	15,666	24,604	40,270
92	12,926	20,952	33,878
93	10,844	18,203	29,047
94	9,361	16,321	25,682
95	8,411	15,269	23,680
96	7,949	15,064	23,013
97	7,987	15,866	23,853
98	8,647	18,136	26,783
Total	-119,630,913	118,010,413	237,641,326

**Pengaruh Faktor Eksternal dan Faktor Internal terhadap
Pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan
Periode Januari 2006–Agustus 2014**

Irpan Pebri Setiadi HSB¹, Dewi Purwanti²

¹Badan Pusat Statistik, irpan.hsb@gmail.com

²Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, dewip@stis.ac.id

Abstrak

Pasar modal memiliki posisi yang sangat penting dan vital dalam perkembangan perekonomian Indonesia. Pasar modal dapat menjadi sumber kemajuan ekonomi karena pasar modal dapat menjadi sumber dana alternatif bagi perusahaan-perusahaan. Pergerakan IHSG sebagai leading indikator pasar modal sangat dipengaruhi oleh berbagai faktor yang berasal dari luar (eksternal) dan dalam negeri (internal). Penelitian ini bertujuan untuk melihat pengaruh faktor eksternal (indeks *Dow Jones*, FTSE 100, Nikkei 225, Hang Seng, STI, dan Harga Minyak Dunia) dan faktor internal (tingkat suku bunga dan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS) terhadap pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) Selama periode Januari 2006-Agustus 2014. Dengan menggunakan analisis *Error Correction Model* (ECM) dapat dilihat dampak jangka panjang dan jangka pendek antara faktor eksternal dan internal terhadap IHSG. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa dalam jangka panjang maka semua variabel signifikan mempengaruhi IHSG. Dalam jangka pendek, indeks saham Singapura (STI) dan harga minyak dunia berpengaruh signifikan dan positif terhadap IHSG, sedangkan nilai tukar dan tingkat suku bunga berpengaruh signifikan dan negatif terhadap IHSG. Indeks saham Singapura merupakan satu-satunya indeks saham yang berpengaruh signifikan terhadap IHSG dalam jangka pendek. Hal ini menunjukkan bahwa jika terjadi shock di Singapura maka akan langsung ditransmisikan ke IHSG. Berdasarkan hasil penelitian ini maka pemerintah seharusnya menjaga nilai tukar rupiah terhadap dolar AS dan tingkat suku bunga agar tetap stabil sehingga pergerakan IHSG juga stabil. Bagi investor sebelum menanamkan modalnya dalam pasar saham, diharapkan untuk memperhatikan kondisi pergerakan bursa saham dunia, harga minyak dunia dan juga variabel makro domestik untuk meminimalkan tekanan dan melindungi investasi.

Kata kunci: Pasar Modal, IHSG, indeks saham, *Dow Jones*, *Error Correction Model* (ECM)

Pendahuluan

Latar Belakang

Dalam era globalisasi, pasar modal telah menjadi bagian penting bagi perekonomian modern. Pasar modal dibangun dengan tujuan menggerakkan perekonomian suatu negara

melalui kekuatan swasta dan mengurangi beban negara. pasar modal telah menjadi sumber kemajuan ekonomi karena pasar modal dapat menjadi sumber dana alternatif bagi perusahaan-perusahaan. Salah satu masalah yang mengakibatkan krisis ekonomi di Indonesia adalah terjadinya *mismatch*, di mana investasi jangka panjang dibiayai oleh sumber pembiayaan jangka pendek. Belajar dari kesalahan tersebut, sudah saatnya perusahaan di Indonesia memanfaatkan pasar modal sebagai sumber pembiayaan jangka panjang (Fakhrudin, 2008).

Perkembangan pasar modal di Indonesia juga dapat dilihat dari indikator nilai kapitalisasi pasar. Kapitalisasi pasar menunjukkan nilai efek yang tercatat di bursa saham atau secara definisi diartikan sebagai total nilai surat berharga yang diterbitkan oleh berbagai perusahaan di dalam satu pasar. Selama periode 1985 hingga 2014, kapitalisasi pasar saham Indonesia terus meningkat. Pada tahun 1985, kapitalisasi pasar BEJ hanya mencapai 8,933 miliar rupiah. Seiring dengan berkembangnya pasar modal Indonesia, kinerja Bursa Efek Indonesia (BEI) semakin membaik. Bahkan, BEI menorehkan prestasi sebagai bursa efek terbaik kedua di wilayah Asia Pasifik setelah Bursa Efek China yang diwakili oleh bursa Shenzhen dan Shanghai pada tahun 2007 dan terbaik kedua setelah bursa Filipina pada tahun 2011.

Kinerja BEI yang ditunjukkan oleh kapitalisasi pasar mengalami peningkatan hingga mencapai Rp 2.539 triliun pada tahun 2007 dan Rp 3.537 triliun pada tahun 2011. Pertumbuhan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) juga mengalami peningkatan dari 52,08 persen tahun 2007 dan 3,2 persen tahun 2011. Walaupun kinerja BEI semakin membaik, namun rasio nilai kapitalisasi pasar modal Indonesia terhadap PDB masih relatif kecil dibandingkan dengan pasar modal negara-negara lainnya seperti Amerika, Inggris dan Hongkong. Hingga akhir tahun 2012, rasio kapitalisasi Indonesia terhadap PDB hanya sebesar 45,26 persen. Rasio kapitalisasi pasar terhadap PDB Indonesia lebih kecil dari rasio kapitalisasi dunia (global) yang mencapai 74,86 persen, bahkan kalah jauh dibandingkan dengan Hongkong dengan rasio kapitalisasi terhadap PDB mencapai 421,93 persen. Hal ini menunjukkan bahwa pasar modal Indonesia masih tergolong *emerging market* yang mudah bergejolak akibat perubahan kondisi makroekonomi dan stabilitas politik. Kondisi demikian mengakibatkan pasar saham Indonesia mudah berfluktuatif yang terlihat dari indikator naik atau turunnya pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG).

Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) merupakan salah satu *leading indicator* dalam pasar modal Indonesia. Selama periode tahun 2006 sampai dengan tahun 2013, IHSG telah mengalami kenaikan (*market bullish*) dan penurunan (*market bearish*) yang dipengaruhi oleh beberapa faktor baik faktor eksternal maupun faktor internal. Faktor eksternal tersebut dapat berasal dari indeks bursa efek di negara lain, harga minyak mentah dunia, harga emas dunia, dan berbagai peristiwa politik yang mempengaruhi keamanan dan stabilitas perekonomian dunia (kerusuhan, bencana alam maupun serangan teroris). Sedangkan faktor internal berasal dari nilai tukar, jumlah uang beredar, tingkat suku bunga, tingkat inflasi, dan tingkat pendapatan nasional.

Krisis keuangan global yang dimulai dari kasus *subprime mortgage* yaitu macetnya kredit properti atau kredit kepemilikan rumah di Amerika Serikat membawa dampak yang buruk terhadap pasar modal di dunia seperti indeks *Dow Jones*, FTSE 100, Nikkei 225, Hang Seng dan STI. Pelemahan indeks saham yang dalam di berbagai negara tidak berlaku di bursa saham Indonesia. IHSG masih mampu menguat tipis untuk mempertahankan nilainya

di level 1327,24. Anomali ini memperkuat bahwa ada faktor lain yang mempengaruhi IHSG tetap tumbuh positif.

Identifikasi dan Batasan Masalah

Memasuki era liberalisasi, hampir semua negara memberi perhatian besar terhadap pasar modal karena pasar modal memiliki pengaruh strategis bagi penguatan ekonomi suatu negara. Terjadinya pelarian modal ke luar negeri bukan hanya terjadi akibat dampak merosotnya nilai rupiah, tingkat inflasi, atau rendahnya suku bunga suatu negara tetapi salah satunya adalah tidak tersedianya alternatif yang menguntungkan di negara tersebut atau pada saat yang sama investasi *portofolio* di bursa negara lain lebih menjanjikan keuntungan yang lebih tinggi.

Selama periode 2008-2014, IHSG telah mengalami fluktuasi seiring dengan bergejolaknya perekonomian dunia. Indeks Harga Saham Gabungan pada awal tahun 2008 memasuki masa keemasan, namun tiba-tiba terkoreksi sangat besar pada pertengahan 2008 yang diakibatkan oleh krisis keuangan Amerika yang bermula dari krisis *subprime mortgage* pada tahun 2007. Pasca krisis, IHSG kembali menguat di tahun-tahun berikutnya, bahkan mencetak rekor setiap tahun hingga 2012. Hal ini disebabkan variabel makroekonomi Indonesia juga masih stabil. Pada tahun 2012, Indonesia mulai membangun kembali perekonomian nasional yang terpuruk akibat krisis. Pemerintah berusaha memulihkan kondisi pasar modal dengan mengembalikan kepercayaan para investor baik domestik maupun asing agar mau menanamkan modalnya kembali. Kemudian, pada tahun 2013 IHSG kembali berfluktuasi yang diakibatkan oleh melemahnya nilai tukar kurs rupiah dan juga peningkatan suku bunga.

Pergerakan IHSG yang berfluktuatif memang sangat wajar, namun harus menjadi perhatian karena IHSG merupakan salah satu *leading indicator* yang dapat menunjukkan prediksi apakah suatu negara akan mengalami resesi di masa yang akan datang. Ketika pasar saham mengalami penurunan yang berarti, ada alasan untuk khawatir bahwa resesi akan muncul. Pasar saham dalam kenyataannya cukup berubah-ubah, dan dapat memberi tanda-tanda yang salah tentang masa depan perekonomian. Meskipun demikian, kita seharusnya tidak mengabaikan keterkaitan antara pasar saham dan perekonomian (Mankiw, 2007).

Untuk itu, perlu dikaji faktor eksternal dan internal yang mempengaruhi pergerakan IHSG periode Januari 2006 sampai Agustus 2014. Dalam penelitian ini, faktor eksternal dibatasi hanya untuk harga minyak mentah dunia dan indeks saham negara asing yaitu *Dow Jones* (Amerika), *FTSE* (Inggris), *Nikkei* (Jepang), *Hangseng* (Hongkong), dan *STI* (Singapura). Faktor internal dibatasi hanya nilai tukar terhadap dolar Amerika dan tingkat suku bunga.

Metodologi

Pasar modal merupakan sarana yang memungkinkan bagi investor untuk melakukan pilihan investasi pada berbagai alternatif aset. Bagi perusahaan, pasar modal merupakan sarana yang digunakan untuk mendapatkan tambahan dana jangka panjang guna membiayai kegiatan usahanya. Secara teoritis, pasar modal (*capital market*) didefinisikan

sebagai perdagangan instrumen keuangan (sekuritas) jangka panjang, baik dalam bentuk modal sendiri (*stocks*) maupun utang (*bonds*), baik yang diterbitkan oleh pemerintah (*public authorities*) maupun oleh *private sector* (Marzuki Usman, 1997). Sedangkan menurut Lawrence J. Gitman dalam bukunya *Principles of Management Finance* (2003) menyatakan bahwa pasar modal merupakan salah satu alternatif investasi berfungsi sebagai penyalur dana dari *lender* (pihak yang kelebihan dana) kepada *borrower* (pihak yang membutuhkan dana) dalam jangka panjang. Di dalam Undang Undang Pasar Modal No. 8 Tahun 1995, pasar modal dijelaskan dengan lebih spesifik sebagai kegiatan yang bersangkutan dengan penawaran umum dan perdagangan efek, perusahaan publik yang berkaitan dengan efek yang diterbitkannya dan lembaga serta profesi yang berkaitan dengan efek.

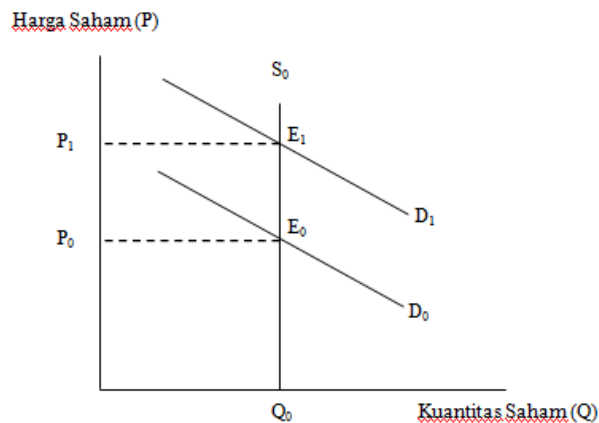
Menurut Siamat (2005), saham atau *stock* adalah surat bukti tanda kepemilikan bagian modal pada suatu perseroan terbatas. Keuntungan yang dinikmati para pemegang saham berasal dari dividen yang diterima dan kenaikan harga saham. Besar kecilnya dividen yang diterima tergantung kebijakan dividen melalui Rapat Umum Pemegang Saham (RUPS). Sedangkan menurut Husnan (1993) saham adalah sekuritas yang memberikan penghasilan yang tidak tetap bagi pemiliknya. Sehingga selebar saham adalah selebar kertas yang menunjukkan bahwa pemilik kertas tersebut adalah pemilik (berapapun porsinya) dari suatu perusahaan yang menerbitkan kertas (saham) tersebut, sesuai porsi kepemilikannya yang tertera pada saham.

Indeks harga saham merupakan angka yang membandingkan perubahan harga saham dari waktu ke waktu, misalnya ketika harga saham mengalami penurunan atau kenaikan dibandingkan dengan suatu waktu tertentu. Menurut Fachruddin dan Adianto (2001), indeks harga saham menjadi barometer kesehatan pasar modal yang dapat menggambarkan kondisi bursa efek yang terjadi. Jika indeks harga saham naik terus, dapat dikatakan bahwa keadaan pasar modal sedang naik, efek maju, dan situasi pasar seperti inilah yang menunjukkan kondisi perekonomian, sosial, dan politik sedang sehat. Lorrie, Dodd, dan Kimpton (1985) menyatakan bahwa indeks harga saham merupakan ringkasan dari dampak simultan dan kompleks antar berbagai macam faktor yang berpengaruh terutama fenomena ekonomi. Bahkan dewasa ini indeks harga saham dijadikan sebagai barometer kesehatan ekonomi suatu negara dan sebagai landasan statistik kondisi pasar yang terakhir (Sawidji, 2008).

Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) adalah gabungan harga saham perusahaan emiten yang bertransaksi di Bursa Efek Indonesia. Dow Jones Industrial Average (DJIA) merupakan indeks pasar saham Amerika yang mencakup 30 saham perusahaan terbesar yang dapat mewakili bursa Amerika Serikat. Indeks ini menggunakan metode *price weighted* sehingga pengaruh saham tertentu terhadap perubahan nilai rata-rata indeks besarnya proporsional terhadap harganya (Bodie, 2006). Indeks FTSE 100 atau biasa disebut "foosie" adalah indeks saham dari 100 perusahaan-perusahaan yang terdaftar di *London Stock Exchange* yang memiliki kapitalisasi paling tinggi. Nikkei 225 adalah indeks pasar saham yang dihitung di Tokyo sejak tahun 1950. Indeks Hang Seng (HSI) merupakan indeks pasar saham di bursa saham Hongkong sedangkan Indeks Strait Times (STI) merupakan salah satu indeks saham yang terdapat di Bursa Efek Singapura.

Penilaian kinerja saham perusahaan dari luar perusahaan dilakukan oleh pasar melalui pola perilaku pergerakan saham dari waktu ke waktu. Harga saham (*market price*)

merupakan nilai pasar (*market value*) dari setiap lembar saham perusahaan. Pergerakan harga saham ditentukan oleh dinamika penawaran (*supply*) dan permintaan (*demand*).



Gambar 1. Kurva permintaan dan penawaran saham

Kurva diatas menunjukkan ilustrasi pergerakan IHSG dengan menggunakan kurva permintaan dan penawaran saham. Pada suatu periode tertentu, penawaran suatu saham adalah tetap sehingga kurvanya vertikal seperti di tunjukkan oleh kurva S_0 . Permintaan pasar (*market demand*) merupakan permintaan agregat dari seluruh investor. Kurva permintaan memiliki *slope* negatif. Sesuai hukum permintaan, jika harga suatu barang tinggi maka kuantitas barang yang diminta kecil, demikian sebaliknya. Keseimbangan harga terjadi saat kurva penawaran dan permintaan agregat berpotongan yang terjadi pada titik E_0 . Karena kurva penawaran bersifat tetap maka pergerakan harga saham diakibatkan oleh pergerakan (pergeseran) kurva permintaan. Ketika kurva permintaan naik dari D_0 menjadi D_1 , maka keseimbangan baru terjadi pada harga yang lebih tinggi (harga naik) yaitu P_1 . Jadi perilaku harga suatu saham merupakan cermin permintaan agregat dari para investor.

Oleh karena pergerakan harga saham disebabkan oleh pergerakan kurva *demand*, maka faktor-faktor penggeser *demand* seperti harga saham-saham lainnya, pendapatan dan jumlah investor saham menjadi faktor-faktor yang mempengaruhi perubahan harga saham. Investor dalam membentuk portofolio aset-aset investasinya akan mempertimbangkan resiko dan tingkat keuntungan.

Hubungan antara tingkat suku bunga dengan IHSG

Tingkat suku bunga menyatakan tingkat pembayaran atas pinjaman atau investasi lain, di atas perjanjian pembayaran kembali, yang dinyatakan dalam persentase tahunan (Dornbusch, 2005). Suku bunga mempengaruhi keputusan individu terhadap pilihan membelanjakan uang lebih banyak atau menyimpan uangnya dalam bentuk tabungan. Hubungan antara suku bunga dengan harga saham dapat dilihat dari hubungan antara suku bunga dengan investasi. Investasi sangatlah dipengaruhi oleh tingkat suku bunga. Bila suku bunga mengalami kenaikan maka masyarakat cenderung untuk tidak berinvestasi karena memilih untuk menanamkan modalnya dalam tabungan atau deposito. Hal ini dikarenakan dengan tingkat suku bunga yang tinggi maka return yang akan diterima dari menyimpan uang di tabungan akan lebih tinggi dibandingkan dengan berinvestasi dalam pasar modal. Ini

menyebabkan berkurangnya transaksi di pasar modal terutama pasar saham sehingga akan menyebabkan penurunan harga saham.

Hubungan antara Harga Minyak Dunia dengan IHSG

Pergerakan harga minyak mentah dunia juga merupakan suatu indikasi yang mempengaruhi pasar modal suatu negara. Secara tidak langsung, kenaikan harga minyak mentah dunia akan berimbas pada sektor ekspor dan impor suatu negara. Bagi negara pengekspor minyak, kenaikan harga minyak mentah dunia merupakan keuntungan tersendiri bagi perusahaan. Karena harga yang sedang tinggi membuat para investor cenderung menginvestasikan dananya ke berbagai sektor komoditi minyak dan pertambangan. Namun jika harga minyak sedang turun para investor cenderung melakukan aksi ambil untung (*taking profit*) dengan cara menjual sahamnya (Maulino, 2009).

Hubungan antara Nilai Tukar dan Harga Saham

Menurut Granger et al. (1998) secara teoritis perbedaan arah hubungan antara kurs dan harga saham dapat dijelaskan dengan pendekatan tradisional dan model *portofolio balance*. Pendekatan tradisional mengatakan bahwa hubungan antara kurs dan harga saham adalah positif, di mana perubahan nilai tukar mempengaruhi kompetitifnya suatu perusahaan. Hal ini sebagai efek dari fluktuasi nilai tukar yang mempengaruhi pendapatan dan biaya operasional perusahaan, yang pada akhirnya menyebabkan perubahan pada harga sahamnya. Dengan kata lain, pergerakan nilai tukar mempengaruhi nilai pembayaran (penerimaan) masa depan suatu perusahaan yang didenominasi oleh mata uang luar negeri. Berlawanan dengan pendekatan tradisional, pendekatan *portofolio balance* mengasumsikan saham sebagai bagian dari kekayaan sehingga dapat mempengaruhi perilaku nilai tukar melalui hukum *demand for money* yang sesuai dengan model monetaris dari determinasi nilai tukar. Pendekatan ini mengasumsikan terdapat hubungan yang negatif antara harga saham dan nilai tukar, dengan arah kausalitas dari pasar saham ke pasar uang, sesuai dengan interaksi pasar keuangan yang sangat cepat. Hal ini terjadi karena hubungan antara kedua pasar terjadi dalam periode waktu yang pendek.

Error Correction Model (ECM)

Error Correction Model (ECM) adalah suatu model yang digunakan untuk melihat pengaruh jangka panjang dan jangka pendek dari masing-masing peubah bebas terhadap peubah terikat. Menurut Sargan, Engle dan Granger, *error correction model* adalah teknik untuk mengoreksi keseimbangan jangka pendek menuju keseimbangan jangka panjang, serta dapat menjelaskan hubungan antara peubah terikat dengan peubah bebas pada waktu sekarang dan waktu lampau.

ECM diterapkan dalam analisis ekonometrika untuk data runtun waktu karena kemampuan yang dimiliki ECM dalam meliputi banyak peubah untuk menganalisis fenomena jangka panjang dan mengkaji kekonsistenan model empirik dengan teori ekonometrika, serta dalam usaha mencari pemecahan terhadap persoalan peubah *time series* yang tidak stasioner dan regresi lancung dalam analisis ekonometrika.

Model ECM dapat dibentuk apabila terjadi kointegrasi antara peubah bebas dan peubah terikat yang menunjukkan adanya hubungan jangka panjang atau *equilibrium* antara peubah bebas dan peubah terikat yang mungkin dalam jangka pendek terjadi ketidakseimbangan atau keduanya tidak mencapai keseimbangan.

Misalkan terdapat persamaan kointegrasi sebagai berikut:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Nilai ε_t disebut dengan kesalahan ketidakseimbangan (*disequilibrium error*). Oleh karena itu, jika $\varepsilon_t = 0$ maka y_t dan x_t berada dalam kondisi keseimbangan. Oleh karena y dan x jarang berada dalam keseimbangan maka observasi hanya dilakukan pada hubungan ketidakseimbangan dengan memasukkan unsur kelambanan. Persamaan (1) setelah ditambah memasukkan unsur kelambanan menjadi:

$$y_t = b_0 + b_1 x_t + b_2 x_{t-1} + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad ; \quad 0 < \phi < 1 \quad (2)$$

Persamaan (2) disebut *first order lag* karena memasukkan kelambanan tingkat pertama. Namun persamaan (2) juga bisa dimasukkan kelambanan di atas tingkat pertama. Dari persamaan (2) dapat dilihat bahwa y memerlukan waktu untuk melakukan penyesuaian terhadap variasi x .

Jika data pada persamaan (2) tidak stasioner pada tingkat level, maka kurangi setiap sisi dengan y_{t-1} dan lakukan manipulasi matematis dengan penambahan dan pengurangan $b_1 x_{t-1}$ di sisi kanan sehingga diperoleh persamaan pada *first order difference*, sebagai berikut:

$$y_t - y_{t-1} = b_0 + b_1 x_t + b_1 x_{t-1} + b_1 x_{t-1} + b_2 x_{t-1} - y_{t-1} + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = b_0 + b_1 \Delta x_t + (b_1 + b_2) x_{t-1} - (1 - \phi) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Parameterisasi ulang persamaan di atas, menjadi:

$$\Delta y_t = b_1 \Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

dengan $\beta_0 = b_0 / \lambda$ dan $\beta_1 = (b_1 + b_2) / \lambda$. Kesalahan ketidakseimbangan ditunjukkan oleh $\lambda (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1})$ yang merupakan residual dari periode (t-1), λ merupakan parameter penyesuaian, b merupakan pengaruh jangka pendek, dan β merupakan parameter jangka panjang. Persamaan di atas menjelaskan bahwa perubahan y dipengaruhi oleh perubahan x dan kesalahan ketidakseimbangan. Persamaan di atas disebut sebagai persamaan ECM tingkat pertama. Persamaan (5) ditulis ulang dalam bentuk:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \text{ECT} + \varepsilon_t \quad (6)$$

ECM mempunyai ciri khas dengan dimasukkannya unsur *Error Correction Term* (ECT) dalam model. Apabila koefisien ECT signifikan secara statistik yaitu nilai probabilitas kurang dari $\alpha\%$, maka spesifikasi model yang digunakan adalah sah atau valid.

Berdasarkan uraian teoritis dan penelitian terkait yang telah dijabarkan sebelumnya, maka hipotesis yang ditetapkan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Faktor Eksternal (Dow Jones, FTSE 100, Nikkei 225, Hang Seng, dan STI, Harga Minyak Dunia) dan Faktor Internal (suku bunga dan Nilai Tukar Rupiah terhadap Dolar AS) mempunyai hubungan keseimbangan jangka panjang dengan IHSG.
2. Indeks saham *Dow Jones* (Amerika), FTSE 100 (Inggris), Nikkei 225 (Jepang), Hang Seng (Hongkong), STI (Singapura) masing-masing berpengaruh positif dan signifikan terhadap IHSG.
3. Harga minyak dunia, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika, dan tingkat suku bunga masing-masing berpengaruh negatif dan signifikan terhadap IHSG.

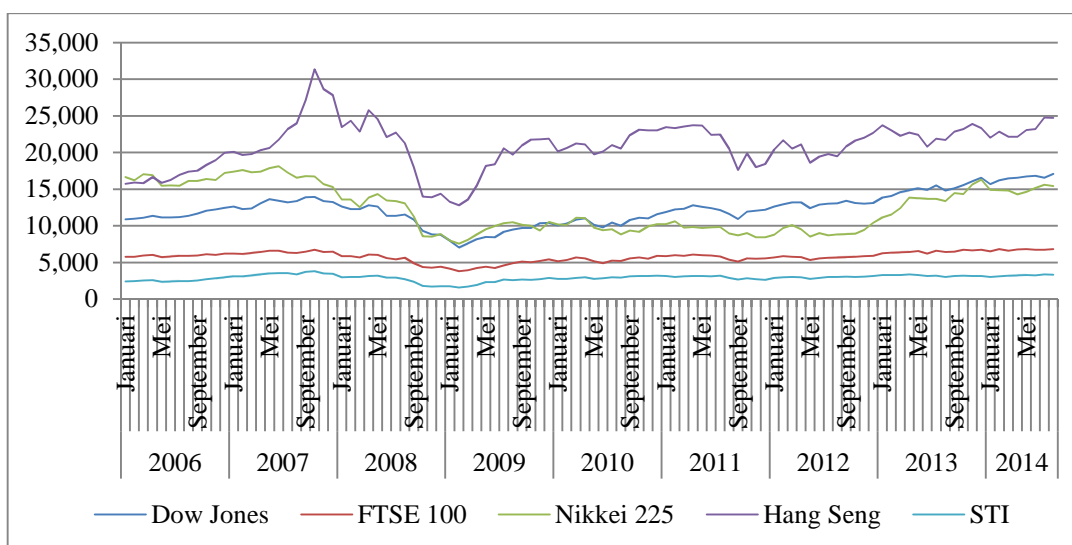
Hasil dan Pembahasan

Pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan selama periode 2006-2014 secara umum mengalami tren peningkatan. Periode tahun 2006 sampai awal 2008, IHSG terus mengalami pertumbuhan yang signifikan hingga mencapai level tertinggi pada Januari 2008. Namun memasuki kuartal keempat, IHSG mengalami guncangan hebat akibat dari terjadinya krisis global pada Oktober 2008 hingga mencapai level terendah. BEI menghentikan semua aktivitas perdagangan di Bursa Efek dari tanggal 8 hingga 10 Oktober 2008. Namun periode setelah itu, IHSG terus mengalami pertumbuhan yang signifikan, bahkan mencetak rekor setiap tahunnya hingga tahun 2012. Pada tahun 2013, IHSG kembali mengalami penurunan yang signifikan akibat perekonomian yang buruk

Selama periode 2006 sampai Maret 2014 indeks saham beberapa negara terlihat bergerak fluktuatif (Gambar 2). Indeks *Dow Jones* merupakan *leading indicator* bagi pasar saham di dunia. Sebelum tahun 2008, indeks *Dow Jones* terus mengalami peningkatan. Kondisi ini menjadi stimulus positif bagi pergerakan indeks saham negara lain seperti FTSE 100, Nikkei 225, Hang Seng dan STI. Namun, setelah krisis keuangan melanda Amerika yang menyebabkan terjadinya krisis keuangan global menyebabkan runtuhnya perekonomian negara-negara maju maupun berkembang termasuk Indonesia. Pasar modal juga terkena dampak akibat dari krisis tersebut. Hal ini ditandai dengan menurunnya indeks saham sebagian negara seiring dengan penurunan indeks *Dow Jones*. Pasca krisis, semua bursa saham tersebut mengalami penurunan tajam pada September 2009. Penurunan indeks saham juga terjadi pada tahun 2011 yang diakibatkan oleh terjadinya krisis utang Yunani yang mempengaruhi ekspektasi investor terhadap stabilitas perekonomian dunia, sehingga akhirnya menurunkan indeks harga saham di beberapa negara tersebut.

Harga minyak dunia yang diwakili oleh WTI selama periode penelitian cenderung menaik. Harga minyak dunia tertinggi terjadi pada Juni 2008 yaitu mencapai 133,88 US\$/barrel. Kenaikan ini disebabkan oleh meningkatnya konsumsi minyak mentah di dunia.

Pergerakan tingkat suku bunga selama periode 2006-2014 cenderung mengalami penurunan. Tingkat suku bunga tertinggi terjadi pada tahun 2006 mencapai 12,75 persen. Pemerintah mengeluarkan kebijakan menaikkan tingkat suku bunga untuk mengendalikan jumlah uang beredar dan inflasi yang terjadi akibat kenaikan harga bahan bakar minyak. Tingkat suku bunga terendah terjadi pada tahun 2012 yaitu 5,75 persen atau terendah sejak krisis moneter tahun 1997. Penurunan tingkat suku bunga tersebut bertujuan untuk menumbuhkan sektor riil melalui pinjaman investasi dengan bunga yang rendah. Sedangkan Nilai tukar rupiah terhadap dolar cenderung mengalami depresiasi selama periode 2006-2014. Penurunan nilai tukar paling tajam terjadi pada akhir tahun 2008 dan pertengahan tahun 2013 hingga sekarang mencapai level di atas 10.000 Rp/US\$.



Sumber: *Yahoo Finance* (diolah)

Gambar 2. Pergerakan indeks harga saham beberapa negara periode Januari 2006 sampai Agustus 2014

Dengan menggunakan uji ADF terlihat bahwa semua variabel penelitian belum stasioner pada data level yang ditunjukkan oleh nilai p-value lebih besar dari 0,05. Oleh karena itu, dilakukan uji ADF untuk data *difference* pertama. Berdasarkan hasil tersebut, ternyata data *difference* pertama telah stasioner dengan tingkat signifikansi 5 persen.

Jika data yang tidak stasioner dipaksakan untuk diregresikan maka akan menghasilkan regresi lancung (*spurious regression*). Namun, jika residual dari regresi tersebut stasioner maka persamaan tersebut disebut terkointegrasi. Kointegrasi menunjukkan bahwa dalam jangka panjang, variabel tersebut akan mencapai suatu titik keseimbangan. Berdasarkan uji kointegrasi, terlihat bahwa p-value lebih kecil dari 0,05 sehingga memberikan kesimpulan bahwa variabel tersebut akan seimbang dalam jangka panjang.

Dengan menggunakan metode OLS diperoleh dua persamaan yaitu persamaan jangka panjang dan jangka pendek sebagai berikut :

Persamaan jangka panjang:

$$\begin{aligned} \widehat{LNIHSG}_t = & -11,6708 + 0,5012 LNDJ_t^* + 1,2150 LNFTSE_t^* - 0,7465 LNNIKKEI_t^* \\ & -0,4129 LNHANGSENG_t^* + 0,8579 LNSTI_t^* + 0,2875 LNWTI_t^* \\ & -0,0897 SBI_t^* + 0,8901 LNKURS_t^* \end{aligned}$$

Keterangan:

- LNIHSG_t : logaritma natural IHSG pada bulan t
- LNDJ_t : logaritma natural indeks saham Amerika (*Dow Jones*) pada bulan t
- LNFTSE_t : logaritma natural indeks saham Inggris (FTSE 100) pada bulan t
- LNNIKKEI_t : logaritma natural indeks saham Jepang (Nikkei 225) pada bulan t
- LNHANG_t : logaritma natural indeks saham Hongkong (Hang Seng) pada bulan t
- LNSTI_t : logaritma natural indeks saham Singapura (STI) pada bulan t
- LNWTI_t : logaritma natural minyak mentah dunia (WTI) pada bulan t
- SBI_t : tingkat suku bunga Indonesia (*BI rate*) pada bulan t

$LNKURS_t$: logaritma natural nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika pada bulan t

Dalam jangka panjang semua variabel faktor eksternal dan internal signifikan mempengaruhi IHSG. Nikkei dan Hangseng berpengaruh negatif terhadap IHSG. Sedangkan *Dow Jones* FTSE, STI dan harga minyak berpengaruh positif terhadap IHSG. Nilai tukar rupiah dalam jangka panjang berpengaruh positif terhadap IHSG. Sedangkan tingkat suku bunga berpengaruh negatif terhadap IHSG.

Persamaan jangka pendek:

$$\begin{aligned} \Delta \widehat{LN IHSG}_t = & 0,01111 + 0,0004 \Delta LNDJ_t + 0,1195 \Delta LNFTSE_t \\ & + 0,0474 \Delta LNNIKKEI_t - 0,0145 \Delta LN HANGSENG_t \\ & + 0,5295 \Delta LNSTI_t^* + 0,0898 \Delta LNWTI_t^* - 0,0428 \Delta SBI_t^* \\ & - 0,7442 \Delta LNKURS_t^* - 0,1121 ect_{t-1}^* \end{aligned}$$

Hasil estimasi persamaan jangka pendek menghasilkan $Adj-R^2$ yang cukup tinggi yaitu sebesar 0,7158. Dari nilai $Adj-R^2$ sebesar 0,7158 dapat dikatakan bahwa variabel independen yang digunakan dalam penelitian ini mampu menjelaskan sekitar 71,58 persen variasi nilai IHSG, sedangkan 28,42 persen lainnya dapat dijelaskan oleh variabel lain yang tidak dimasukkan ke dalam model.

Estimasi persamaan jangka pendek menghasilkan nilai probabilitas F -statistic sebesar 0,000 artinya H_0 yang menyatakan bahwa variabel-variabel independen secara bersama-sama (simultan) tidak mempengaruhi IHSG ditolak pada tingkat signifikansi 5 persen karena F -statistic lebih kecil dari 0,05. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa dengan tingkat kepercayaan 95 persen variabel *Dow Jones*, FTSE 100, Nikkei, Hangseng, STI, harga minyak dunia, nilai tukar, dan tingkat suku bunga secara bersama-sama (simultan) berpengaruh signifikan terhadap pergerakan indeks harga saham gabungan.

Pengujian koefisien regresi persamaan jangka pendek secara parsial menunjukkan bahwa dengan tingkat kepercayaan 95 persen, *Dow Jones*, FTSE 100, Nikkei 225, dan Hangseng secara parsial tidak berpengaruh signifikan terhadap IHSG. Sedangkan harga minyak dunia, STI, nilai tukar, tingkat suku bunga, dan ECT secara parsial berpengaruh signifikan terhadap pergerakan IHSG. Dari persamaan jangka pendek, dapat dilihat bahwa harga minyak dunia dan indeks saham Singapura (STI) berpengaruh positif terhadap IHSG, sedangkan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dan tingkat suku bunga berpengaruh negatif terhadap IHSG.

Dalam jangka pendek, indeks saham yang signifikan mempengaruhi IHSG hanya STI. Hal ini sesuai teori bahwa letak geografis yang berdekatan akan saling mempengaruhi perekonomian negara tersebut dimana negara yang lebih maju paling dominan di antara yang lainnya. Harga minyak dunia berpengaruh positif terhadap IHSG sedangkan nilai tukar dan tingkat suku bunga berpengaruh negatif terhadap IHSG. Hubungan ini sudah sesuai teori. Bagi negara pengeksport minyak, kenaikan harga minyak mentah dunia merupakan keuntungan tersendiri bagi perusahaan karena harga minyak yang sedang tinggi membuat para investor cenderung menginvestasikan dananya ke berbagai sektor komoditi minyak dan pertambangan. Nilai tukar tinggi akan menyebabkan investor lebih menyukai pasar uang dibandingkan pasar saham, sehingga akan menurunkan harga saham. Selanjutnya tingkat

bunga yang tinggi akan membuat investor cenderung untuk menabung karena menjanjikan keuntungan yang lebih besar.

Variabel ECT_{t-1} (*error correction term*) merupakan variabel yang menunjukkan *speed of adjustment*, yaitu seberapa cepat ketidakseimbangan pada bulan sebelumnya terkoreksi pada bulan sekarang. Nilainya 0,1121 menunjukkan bahwa sebesar 11,21 persen dari ketidakseimbangan (*disequilibrium*) IHSG bulan sebelumnya terkoreksi pada bulan sekarang. Nilai ECT yang relatif kecil tersebut mengindikasikan apabila terjadi kondisi ketidakseimbangan, maka untuk kembali ke keadaan seimbang dibutuhkan waktu yang relatif lambat. Koefisien ECT negatif dan secara statistik signifikan pada tingkat signifikansi 5 persen sesuai dengan yang diharapkan menunjukkan validitas hubungan keseimbangan diantara variabel-variabel dalam ECM sehingga model ECM yang digunakan menjadi valid.

Kesimpulan

Kesimpulan

1. Pergerakan IHSG cenderung mengalami peningkatan selama periode 2006 sampai 2014. Namun, tren penurunan terjadi pada tahun 2008 dan tahun 2013. Pada tahun 2008 disebabkan oleh terjadinya krisis keuangan global yang mempengaruhi pasar saham di seluruh dunia termasuk Indonesia. Sedangkan pada tahun 2013, perekonomian Indonesia tidak stabil akibat dari pelemahan nilai tukar rupiah yang terus menerus sepanjang tahun.
2. Indeks saham asing (*Dow Jones*, *Nikkei*, *FTSE*, *Hangseng* dan *STI*) cenderung mengalami peningkatan setelah penurunan tajam pada tahun 2008 akibat krisis global. Harga minyak dunia dan nilai tukar rupiah terus mengalami peningkatan. Harga minyak tertinggi mencapai 133,88 US\$/barrel pada Juni 2008 sementara nilai tukar rupiah terdepresiasi tertinggi mencapai 12.189 Rp/US\$ pada Desember 2013.
3. Faktor eksternal (*FTSE*, *Nikkei*, *Hangseng*, *STI*, harga minyak dunia) dan faktor internal (nilai tukar dan tingkat suku bunga) signifikan mempengaruhi pergerakan IHSG dalam jangka panjang. Variabel eksternal yang paling dominan mempengaruhi IHSG dalam jangka panjang adalah indeks saham Inggris (*FTSE 100*). Sedangkan variabel faktor internal yang paling dominan dalam mempengaruhi IHSG dalam jangka panjang adalah nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika.
4. Faktor eksternal yang signifikan mempengaruhi IHSG dalam jangka pendek hanya indeks saham Singapura (*STI*) dan harga minyak dunia. Sedangkan semua faktor internal signifikan mempengaruhi IHSG dalam jangka pendek. Faktor internal yang paling dominan mempengaruhi IHSG dalam jangka pendek adalah nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika.

Saran

1. Bagi pemerintah diharapkan untuk menjaga nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika dan tingkat suku bunga agar pergerakan IHSG juga stabil karena keduanya signifikan mempengaruhi pergerakan IHSG baik jangka panjang maupun jangka pendek.

2. Bagi investor sebelum menanamkan modalnya dalam pasar saham, diharapkan untuk memperhatikan kondisi pergerakan bursa saham dunia, harga minyak dunia, dan juga variabel makro domestik untuk meminimalkan tekanan dan melindungi investasi.
3. Bagi peneliti selanjutnya, agar menambahkan variabel eksternal lainnya (seperti harga emas dunia), mengingat dalam jangka pendek hanya STI dan harga minyak dunia yang signifikan mempengaruhi IHSG. Selain itu, jika memungkinkan untuk menggunakan data harian agar pengaruh faktor eksternal dan internal terhadap IHSG lebih tergambar.

Daftar Pustaka

- Bodie, Z., Kane, A., & Alan, M.J. (2006). *Investment. Buku 1 Edisi 6. Cetakan Pertama*. Jakarta: Salemba Empat.
- Dornbusch, R., Fischer, S. (2005). *Macroeconomics 6th Edition*. India: Mc Graw-Hill Education.
- Fakhrudin & Adiarto, Sopian. (2001). *Perangkat dan Model Analisis Investasi di Pasar Modal*. Jakarta: PT Elex Media Komputindo.
- Fakhrudin, H.M., Tjiptono Darmadji. (2008). *Go Public : Strategi Pendanaan dan Peningkatan Nilai Perusahaan*. Jakarta: Gramedia.
- Fakhrudin, H.M., Tjiptono Darmadji. (2010). *Pasar Modal di Indonesia*. Jakarta: Salemba Empat.
- Husnan, Suad. (1993). *Dasar-dasar Teori Portofolio dan Analisis Sekuritas*. Yogyakarta : UPP AMP YKPN
- Mankiw, N.G. (2007). *Makroekonomi Edisi Keenam*. Jakarta: Erlangga.
- Marzuki, Usman. (1997). *Pengetahuan Dasar Pasar Modal*. Jakarta: Institut Bangkir Indonesia.
- Nachrowi N., Usman, H. (2006). *Ekonometrika Untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan*. Jakarta: LPFE Universitas Indonesia.
- Sawidji, Widoatmodjo. (2008). *Cara Sehat Investasi di Pasar Modal*. Jakarta: PT Elex Media Komputindo.
- Siamat, Dahlan. (2005). *Manajemen Lembaga Keuangan, Kebijakan Moneter, dan Perbankan Edisi Kelima*. Jakarta: LPFE Universitas Indonesia.

**PENDEKATAN MODEL *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED POISSON REGRESSION*
(GWPR) PADA DATA JUMLAH KEMATIAN IBU DI INDONESIA TAHUN 2011**

Hani Annisa Nauli Harahap¹, Erni Tri Astuti²

^{1,2} Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, ¹hanianharahap@gmail.com, ²erni@stis.ac.id

Abstrak

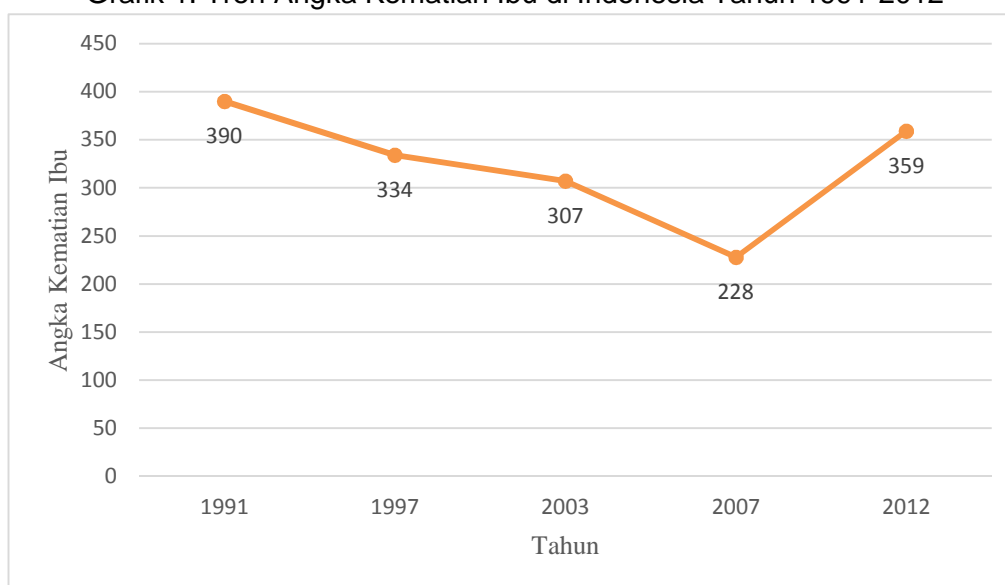
Angka kematian ibu sebagai salah satu indikator dalam tujuan pembangunan milenium yang digunakan dalam melihat kondisi kesehatan ibu pada tahun 2012 di Indonesia mengalami peningkatan yang cukup tinggi dibandingkan tahun 2007, yaitu dari 228 menjadi 359 kematian per 100.000 kelahiran hidup (berdasarkan hasil SDKI 2012). Apabila dilihat lebih lanjut pada tingkat wilayah administrasi yang lebih rendah yaitu tingkat provinsi, jumlah kematian ibu tahun 2011 yang diperoleh dari hasil PODES 2011 tersebar tidak merata dan ada kecenderungan provinsi dengan jumlah kematian ibu tinggi letaknya saling berdekatan, begitu pula pada provinsi dengan jumlah kematian ibu rendah terletak berdekatan, sehingga mengindikasikan adanya aspek spasial pada data. Jika model regresi klasik digunakan pada data yang memiliki aspek spasial, hasil estimasi parameter akan bias dan tidak efektif. Penelitian ini menggunakan metode analisis spasial dengan data *count* yaitu *Geographically Weighted Poisson Regressoin* (GWPR) dimana variabel respon jumlah kematian ibu diasumsikan berdistribusi Poisson. Hasil pengujian dependensi spasial dengan statistik uji *Moran's I* didapatkan bahwa terdapat dependensi spasial pada data jumlah kematian ibu. Proses estimasi parameter menggunakan fungsi pembobot kernel adaptif Gaussian karena data tersebar tidak merata dan pemilihan bandwidth optimum akan menjadi efektif. Hasil pengujian *spatial non-stationary* atau variasi spasial lokal menggunakan statistik *Diff of Criterion* menunjukkan tanda negatif pada semua prediktor yang menjelaskan adanya variasi spasial secara lokal untuk setiap nilai estimasi parameternya. Model GWPR memungkinkan terbentuknya persamaan regresi sejumlah wilayah pengamatan sehingga didapatkan 33 model yang memiliki prediktor signifikan yang beragam berdasarkan hasil pengujian estimasi koefisien secara parsial dan dilakukan pengelompokkan provinsi berdasarkan prediktor yang signifikan sehingga didapat 11 kelompok. Provinsi-provinsi pada suatu kelompok letaknya saling berdekatan satu dengan lainnya menunjukkan adanya kesamaan perilaku penyebab jumlah kematian ibu pada wilayah yang berdekatan. Hasil uji kesesuaian model diperoleh bahwa model GWPR lebih tepat digunakan dibandingkan dengan model global (regresi Poisson).

Kata Kunci : *Geographically Weighted Poisson Regressoin* (GWPR), *Distribusi Poisson*, *Analisis Spasial*, *Kematian Ibu*

Pendahuluan

Kesehatan ibu merupakan salah satu tujuan pembangunan milenium (*Millenium Development Goals/MDGs*), tepatnya pada tujuan kelima yaitu meningkatkan kesehatan ibu. Untuk mencapai tujuan tersebut perlu adanya upaya pencegahan, pemeliharaan, dan pengobatan atas penyakit yang mungkin dialami ibu. Salah satu indikator untuk melihat keadaan kesehatan ibu adalah dengan pengukuran angka kematian ibu (AKI) atau *maternal mortality ratio* (MMRatio). AKI mengukur jumlah kematian ibu untuk setiap 100.000 kelahiran hidup. Hasil Survei Demografi dan Kesehatan Indonesia (SDKI) [12] menunjukkan penurunan AKI sejak tahun 1990 hingga 2007 yaitu dari 390 hingga 228, namun angka ini meningkat tajam pada tahun 2012 menjadi 359, seperti pada Grafik 1. Dengan demikian, target MDGs untuk mendapatkan AKI sebesar 102 pada 2015 tidak akan tercapai.

Grafik 1. Tren Angka Kematian Ibu di Indonesia Tahun 1991-2012



Sumber: Data BPS, diolah

Mojekwu dan Ibekwe [8] menyatakan bahwa faktor utama yang berdampak pada kematian ibu adalah keberadaan tenaga profesional dalam proses persalinan, namun hasil Publikasi Profil Kesehatan Indonesia 2011 memperlihatkan adanya disparitas antar provinsi yang cukup besar. Cakupan persalinan yang ditolong tenaga kesehatan pada tahun 2011 menunjukkan persentase untuk angka nasional sebesar 86,38%, namun persentase untuk angka provinsi berkisar dari 41,61% di Papua hingga 96,49% di DKI Jakarta, diikuti Jawa Tengah (94,64%) dan Jawa Timur (91,6%). Hal lain yang berkaitan dengan kesehatan ibu dan terdapat disparitas antar provinsi adalah kesadaran ibu hamil untuk memeriksakan kehamilannya setiap trisemester yang dilihat dari indikator persentase ibu hamil mendapatkan pelayanan antenatal (K4). Capaian K4 tertinggi terdapat di Jawa Barat sebesar 97,63% dan diikuti DKI Jakarta sebesar 95,86%, sedangkan capaian terendahnya terdapat di Papua Barat (24,99%) dan Papua (41,53%). Demikian pula yang terjadi untuk pelayanan antenatal lainnya yang diterima ibu hamil adalah pemberian tablet tambah darah

(Fe). Indikator ini juga memberikan gambaran ketidakmerataan pencapaian antar provinsi, yaitu persentase terkecilnya sebesar 30% di Papua Barat, diikuti Papua (50,5%) dan NTT (59%), sedangkan persentase terbesarnya di Kepulauan Bangka Belitung mencapai 95,3%. Ketidakmerataan ini memperlihatkan adanya pengelompokan dimana provinsi dengan capaian tinggi dikelilingi atau berdekatan dengan provinsi lain yang capaiannya tinggi, begitu pula terjadi pada provinsi dengan capaian rendah berdekatan dengan provinsi lain yang capaiannya rendah. Hal ini mengindikasikan adanya aspek spasial yaitu adanya dependensi spasial pada data, dimana kejadian di suatu wilayah amatan dipengaruhi oleh kejadian di wilayah lain yang letaknya berdekatan. Bila hal ini benar terjadi, penggunaan metode regresi klasik dalam pemodelan akan menghasilkan pengamatan yang bias dan tidak efisien [1].

Berbagai penelitian telah dilakukan untuk melihat faktor-faktor yang memengaruhi kematian ibu di Indonesia. Namun hasil tersebut merupakan faktor-faktor yang berpengaruh secara nasional atau hanya terkhusus pada suatu daerah tertentu saja, padahal kondisi dan keadaan sarana kesehatan terutama yang berkaitan dengan kematian ibu masih bervariasi di berbagai wilayah di Indonesia [5]. Penelitian mengenai kematian prenatal ibu yang dilakukan Shoff [11] memberikan hasil bahwa penggunaan analisis spasial memberikan hasil yang lebih baik dibandingkan regresi linier sehingga dapat disesuaikan dengan pembentukan kebijakan dan pelaksanaan program kesehatan yang dapat meningkatkan efektivitas program yang direncanakan pemerintah. Analisis spasial yang digunakan dalam penelitian ini adalah *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR) dengan variabel respon jumlah kematian ibu yang diasumsikan berdistribusi Poisson yang dikembangkan oleh Nakaya [10].

Berdasarkan uraian tersebut, penelitian ini bertujuan untuk melihat apakah rasio fasilitas kesehatan, rasio bidan, persentase cakupan K4, persentase persalinan ditolong tenaga kesehatan, dan persentase ibu hamil mendapat tablet Fe berpengaruh terhadap jumlah kematian ibu di Indonesia tahun 2011 dengan menggunakan metode GWPR.

Metodologi

Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR) merupakan pengembangan dari metode *Geographically Weighted Regression* (GWR) dan regresi poisson yang diperkenalkan oleh Nakaya et.al [10]. Metode GWPR menggunakan distribusi Poisson sebagai distribusi data respon dan memperhatikan aspek spasial dalam estimasi parameternya. Aspek spasial ini meliputi koordinat bujur dan lintang di setiap daerah pengamatannya yang berperan sebagai pembobot. Dalam estimasi parameternya, model GWPR akan menghasilkan penaksir parameter model yang bersifat lokal untuk setiap titik pengamatan. Untuk n pasangan data pengamatan $(y_i, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik})$ pada model GWPR diberikan sebagai berikut.

$$\ln(\mu_i) = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^p \beta_k(u_i, v_i)x_{ik}$$

dengan $\mu_i = E(Y_i)$ dan $Y_i \sim POI(\mu_i)$, $i = 1, 2, \dots, n$

Y_i : Nilai observasi variabel respon pada lokasi ke- i

$\beta_0(u_i, v_i)$: Nilai konstanta/intersep pada lokasi ke- i

$\beta_k(u_i, v_i)$: Koefisien regresi variabel prediktor ke- k pada lokasi ke- i

- (u_i, v_i) : Menyatakan koordinat letak geografis (longitude, latitude) dari lokasi pengamatan ke-i
 x_{ik} : Nilai observasi variabel prediktor ke-k pada lokasi ke-i

Distribusi Poisson merupakan distribusi yang paling standar digunakan untuk memodelkan data *count* (diskrit non negatif). Akan tetapi terdapat asumsi *equi-dispersion* (mean=varians) yang harus dipenuhi. Apabila rasio antara mean dan varians menyimpang cukup signifikan dari 1 maka terjadi koreksi yang disebut *over/under-dispersion*. Pada kasus ini terdapat alternatif model distribusi untuk data count seperti distribusi Binomial Negatif atau distribusi *Generalized Poisson* [4].

Untuk melihat adanya aspek spasial pada data maka dilakukan pengujian dependensi spasial. Pengujian ini akan menunjukkan apakah pengamatan di suatu lokasi bergantung pada pengamatan di lokasi lain yang letaknya berdekatan. Hal yang dapat diketahui dari statistik ini adalah besarnya nilai Moran's I, letak persebaran amatan dengan Moran's I scatterplot, dan signifikansi dengan statistik uji Moran's I.

Selanjutnya dalam melakukan pemodelan dengan GWPR, diperlukan penghitungan matriks pembobot dan penentuan *bandwidth* optimum untuk setiap lokasi pengamatan terlebih dahulu. Dengan asumsi bahwa data tersebar tidak merata pada penelitian ini, maka jenis fungsi yang digunakan untuk menghitung besarnya nilai pembobot adalah dengan fungsi kernel adaptif. Sedangkan fungsi kernel yang diaplikasikan dalam penelitian ini adalah Gaussian karena pemberian pembobot dalam penghitungan ini dilakukan dengan adil dimana lokasi yang letaknya lebih dekat dengan titik pengamatan akan diberi nilai lebih besar, sedangkan lokasi yang letaknya semakin jauh akan diberi nilai semakin kecil hingga mendekati nol. Rumus penghitungan nilai pembobot dengan fungsi kernel adaptif Gaussian pada titik pengamatan ke-j pada titik regresi ke-i dengan b merupakan *bandwidth* optimum dihitung dengan rumus sebagai berikut [3]

$$w_{ij} = \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{d_{ij}}{b} \right)^2 \right]$$

dengan b adalah parameter non-negatif yang diketahui dan biasanya disebut *bandwidth*, sedangkan d_{ij} merupakan jarak euclidean antara lokasi ke-i (u_i, v_i) dan ke-j (u_j, v_j) yang diperoleh dari persamaan:

$$d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2}$$

Bandwidth yang digunakan haruslah merupakan nilai *bandwidth* yang optimum. Jika nilai *bandwidth* terlalu besar maka nilai pembobot akan menjadi seragam pada semua wilayah penelitian sehingga estimasi parameternya akan mendekati nilai estimasi dengan OLS (*Ordinary Least Square*) dan menimbulkan bias yang besar. Sebaliknya, jika nilai *bandwidth* terlalu kecil maka nilai estimasi parameternya di setiap wilayah akan semakin bervariasi sehingga berdampak pada nilai varians yang semakin besar [3]. Pemilihan *bandwidth* optimum yang menyediakan trade-off antara bias dan varians adalah dapat dilakukan salah satunya dengan meminimumkan nilai AIC [10]. Model AIC dengan *bandwidth* b didefinisikan sebagai

$$AIC(b) = D(b) + 2m$$

dimana D merupakan devians yang didefinisikan McCullagh dan Nelder [7] sebagai

$$D = \sum_{i=1}^n (y_i \ln(\mu_i) / y_i) + (y_i - \mu_i)$$

dan m adalah jumlah parameter yang efektif dalam model yang diperoleh dari trace dalam hat matriks S ($\text{tr}(S)$). Model dengan nilai AIC terkecil adalah model yang terpilih sebagai model optimal dan akan didapatkan nilai bandwidth yang optimal pula.

Hasil matriks pembobot kemudian digunakan untuk mengestimasi parameter model GWPR dengan menggunakan metode *Weighted Maximum Likelihood Estimation* (WMLE) dengan menggunakan fungsi log-likelihood tertimbang

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)) = \sum_{i=1}^n \{y_i \ln(\mu_i) - \mu_i\} \mathbf{W}(u_i, v_i)$$

dengan $\mathbf{W}(u_i, v_i)$ merupakan penimbang geografis dari observasi ke- i yang tergantung dari jarak antara nilai pengamatan dengan pengamatan lainnya. Estimasi terhadap parameter $\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)$ merupakan solusi dari persamaan log-likelihood berikut.

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))}{\partial \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)} = \mathbf{0}$$

Karena persamaan log-likelihood yang terbentuk tidak linier dalam parameternya, solusi dari persamaan di atas diperoleh dengan metode iterasi numerik seperti *Iteratively Reweighted Least Square* (IRLS) hingga didapatkan nilai estimasi parameter yang konvergen [10].

Setelah didapatkan nilai estimasi parameter pada model GWPR, tahapan selanjutnya adalah melakukan pengecekan variasi lokal atau non-stationeritas dengan melihat nilai *difference criterion* pada model GWPR, dimana prediktor yang bernilai negatif dapat diartikan bahwa koefisiennya akan berlaku lokal (spesifik) untuk masing-masing lokasi penelitian, sedangkan nilai positif memperlihatkan bahwa koefisien variabel prediktor berlaku secara global. Pengujian yang dilakukan untuk melihat adanya hubungan yang signifikan secara statistik antara variabel prediktor terhadap variabel respon secara simultan dilakukan dengan menggunakan statistik hitung devians model GWPR yang dibandingkan dengan nilai χ_p^2 . Sedangkan uji parsial dilakukan untuk menguji hipotesis penelitian bahwa masing-masing prediktor berpengaruh negatif terhadap variabel respon, maka dilakukan uji parsial satu arah menggunakan statistik uji $Z(0,1)$. Tahapan terakhir adalah proses evaluasi model untuk melihat apakah model GWPR lebih tepat digunakan dalam penelitian ini dibandingkan dengan model regresi global Poisson. Selain dilakukan dengan pengujian menggunakan statistik uji F , evaluasi model juga dapat dilakukan dengan melihat nilai AIC dan percent deviance explained pada masing-masing model.

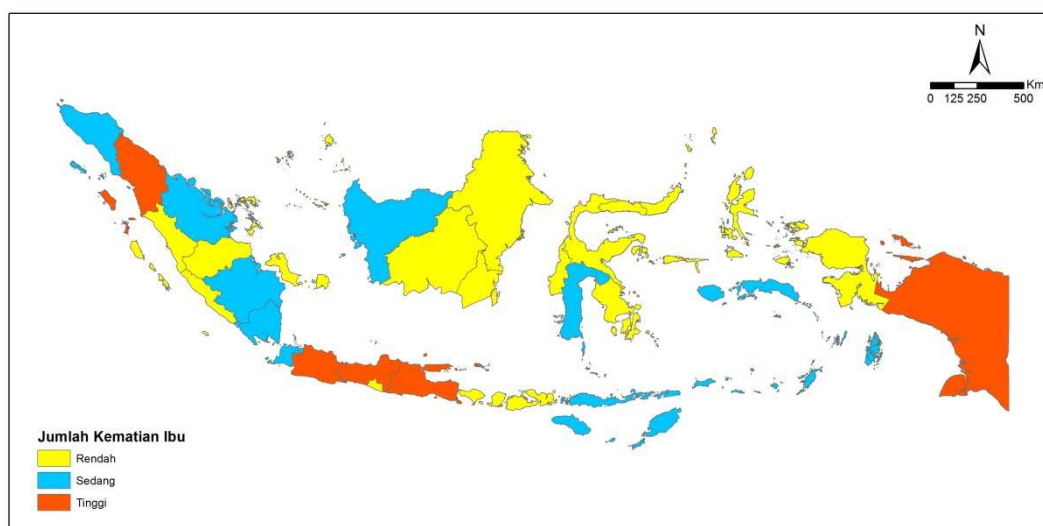
Kematian ibu didefinisikan sebagai banyaknya kematian perempuan pada saat hamil atau selama 42 hari sejak terminasi kehamilan, tanpa memandang lama dan tempat persalinan, yang disebabkan karena kehamilannya atau pengelolaannya, dan bukan karena sebab-sebab lain [12]. Definisi ini menjelaskan pengertian kematian ibu secara luas, bukan hanya kematian yang terjadi saat proses persalinan maupun saat ibu hamil saja, tetapi juga mencakup keseluruhan sejak hamil, proses persalinan, hingga masa nifas. Penyebab kematian ibu dapat dibedakan menjadi dua, yaitu kematian yang secara langsung diakibatkan oleh kehamilan dan persalinannya, dan secara tidak langsung yang disebabkan oleh penyakit dan bukan dari kehamilan dan persalinannya. Penelitian ini membahas tentang kematian ibu yang secara langsung diakibatkan oleh kehamilan dan persalinannya.

McCarty dan Maine [6] mengembangkan suatu kerangka teoritis yang menjabarkan tentang faktor-faktor risiko penyebab kematian ibu. Faktor tersebut terdiri atas faktor hasil, determinan antara, dan determinan jauh. Penelitian ini mengambil beberapa variabel pada determinan antara untuk digunakan sebagai prediktor yang memengaruhi jumlah kematian ibu. Variabel-variabel tersebut adalah akses pada pelayanan kesehatan yang meliputi variabel rasio sarana kesehatan per 100.000 penduduk (X_1) dan rasio bidan per 100.000 penduduk (X_2), serta perilaku kesehatan yang mencakup variabel persentase cakupan kunjungan ibu hamil atau K4 (X_3), persentase persalinan ditolong tenaga kesehatan (X_4), dan persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe (X_5).

Data yang digunakan dalam penelitian ini bersumber dari data sekunder. Data jumlah kematian ibu didapat dari publikasi Potensi Desa (PODES) tahun 2011 oleh Badan Nasional Penanggulangan Bencana (BNPB) melalui websitenya. Untuk prediktor, data bersumber dari hasil SDKI yang dipublikasikan dalam Profil Kesehatan Indonesia Tahun 2011 oleh Kementerian Kesehatan. Untuk menjawab tujuan penelitian, digunakan analisis inferensia untuk melihat pengaruh prediktor terhadap jumlah kematian ibu dengan mempertimbangkan aspek spasial, yaitu dengan menerapkan model GWPR. Adapun analisis deskriptif yang digunakan untuk menggambarkan kondisi kejadian jumlah kematian ibu di Indonesia per provinsi disajikan dalam bentuk peta tematik.

Hasil dan Pembahasan

Persebaran jumlah kematian ibu di setiap provinsi di Indonesia pada tahun 2011 dapat terlihat pada Gambar 1. Klasifikasi jumlah kematian ibu ini dibagi menjadi tiga, yaitu rendah, sedang, dan tinggi. Persebaran jumlah kematian ibu pada tahun 2011 tidak merata di berbagai provinsi di Indonesia.



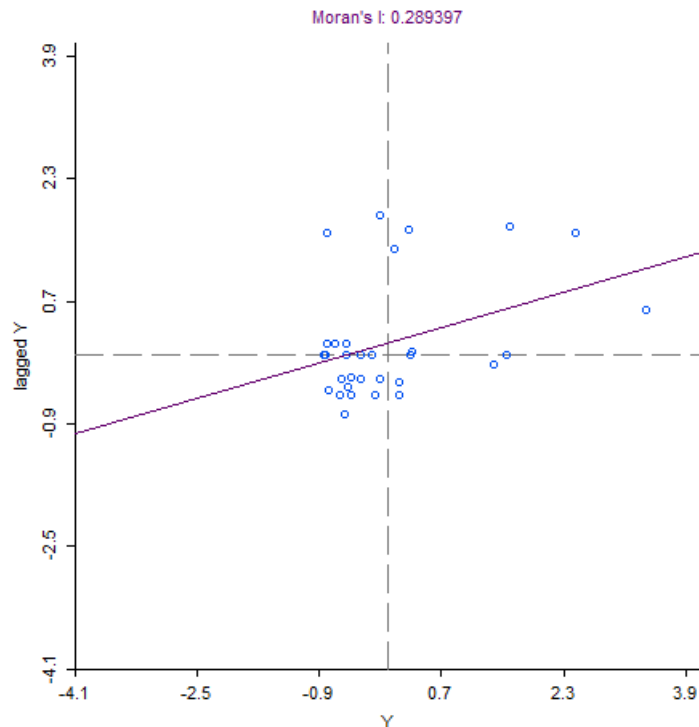
Gambar 1. Peta persebaran jumlah kematian ibu di Indonesia tahun 2011

Sumber: Podes 2011, diolah

Hal ini diakibatkan dari adanya perbedaan jumlah penduduk pada masing-masing provinsi. Jumlah kematian ibu tertinggi terdapat di Provinsi Jawa Barat, sedangkan provinsi dengan

jumlah kematian ibu terendah adalah Provinsi Kepulauan Riau dan Provinsi Kepulauan Bangka Belitung. Pada peta ini dapat terlihat bahwa provinsi-provinsi pada suatu kategori letaknya cenderung saling berdekatan sehingga mengindikasikan adanya aspek spasial pada data, yang selanjutnya diteliti pada uji Moran's I.

Aspek spasial sebagai asumsi model GWPR yang mendasar adalah aspek dependensi dalam error pada variabel respon. Untuk melihat adanya dependensi spasial ini dapat digunakan Moran's I scatterplot dan melihat nilainya.

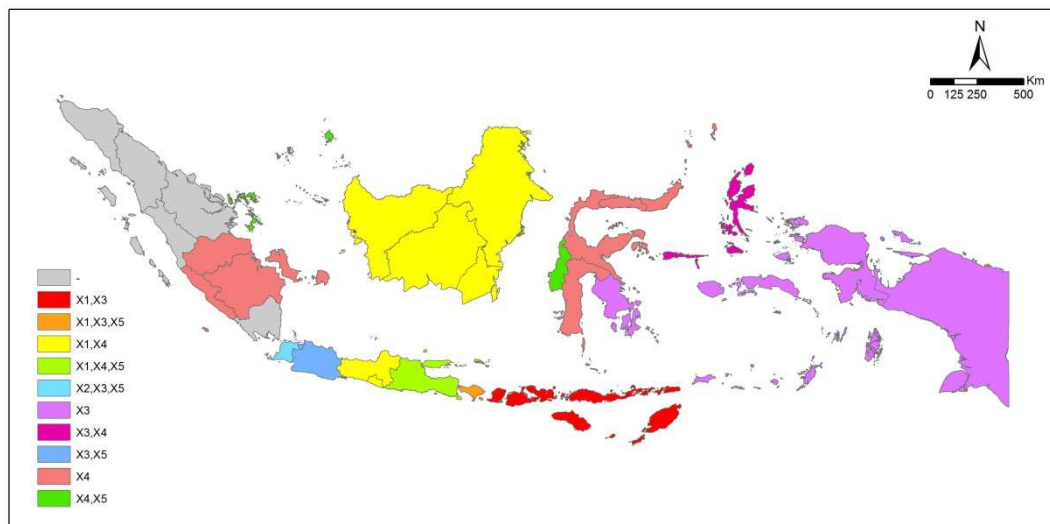


Gambar 2. Moran's I scatterplot jumlah kematian ibu

Hasil pada Gambar 2 memperlihatkan adanya pengelompokan pada kuadran I dan kuadran III yang menggambarkan bahwa provinsi dengan jumlah kematian ibu tinggi dikelilingi oleh provinsi lain dengan jumlah kematian ibu tinggi pula, demikian juga pada provinsi dengan jumlah kematian ibu rendah dikelilingi oleh provinsi lain dengan jumlah kematian ibu rendah. Nilai Moran's I yang dihasilkan dengan menggunakan penimbang queen contiguity adalah sebesar 0,2894. Nilai positif ini menunjukkan adanya autokorelasi spasial yang bermakna. Apabila lebih lanjut dilihat dengan pengujian statistik, nilai p-value yang dihasilkan adalah sebesar 0,0190 dimana nilai ini kurang dari taraf signifikansi 0,05 sehingga dapat disimpulkan bahwa secara statistik terdapat dependensi spasial yang signifikan dan positif pada data jumlah kematian ibu di suatu provinsi dengan provinsi lainnya. Dengan demikian analisis data dengan mengasumsikan aspek spasial dapat dilakukan.

Untuk mengestimasi nilai parameter dalam model GWPR digunakan matriks penimbang yang dihitung berdasarkan fungsi kernel adaptif Gaussian seperti telah dijelaskan sebelumnya. Hasil yang didapatkan kemudian dilakukan pengecekan variasi lokal atau non-stasioneritas dengan menggunakan nilai *difference criterion* untuk setiap prediktor dan didapatkan bahwa semua nilainya bertanda negatif yang menunjukkan bahwa seluruh

koefisien prediktor akan berlaku secara lokal (spesifik) di masing-masing provinsi di Indonesia. Pada pengujian yang dilakukan untuk melihat pengaruh prediktor terhadap variabel respon secara serempak/simultan, hasil yang diperoleh adalah bahwa terdapat minimal satu nilai parameter yang signifikan dalam model, atau dengan kata lain seluruh prediktor berpengaruh terhadap variabel respon secara bersama-sama dalam model. Kemudian dilakukan pengujian secara parsial untuk mengetahui prediktor mana saja yang memiliki pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon. Pengujian ini dilakukan terhadap kelima prediktor di masing-masing provinsi sebagai lokasi pengamatan sehingga akan didapatkan nilai statistik hitung yang beragam. Karena prediktor yang signifikan di setiap lokasi berbeda-beda, maka dilakukan pengelompokan provinsi berdasarkan prediktor signifikan yang sama. Hasil yang diperoleh terdapat 11 kelompok provinsi dengan prediktor signifikan yang sama terdapat pada Gambar 3.



Gambar 3. Peta pengelompokan prediktor yang signifikan

Setiap kelompok provinsi diberikan warna berbeda-beda untuk dapat dilihat pengelompokannya secara lebih mendetail. Dapat dilihat bahwa provinsi-provinsi dalam satu kelompok yang sama letaknya saling berdekatan satu dengan lainnya. Misalnya pada kelompok yang berwarna kuning, dimana prediktor yang signifikan adalah X_1 (rasio fasilitas kesehatan per 100.000 penduduk) dan X_4 (persentase persalinan ditolong tenaga kesehatan) terdapat di seluruh provinsi di Pulau Kalimantan, Provinsi Jawa Tengah, dan Provinsi DI Yogyakarta. Kenaikan nilai pada kedua prediktor ini akan signifikan menurunkan jumlah kematian ibu. Selain itu provinsi yang letaknya berdekatan namun berbeda kelompok memiliki prediktor signifikan yang hampir sama. Misalnya pada kelompok yang berwarna hijau muda di Provinsi Jawa Timur. Prediktor yang signifikan di provinsi ini adalah X_1 (rasio fasilitas kesehatan per 100.000 penduduk), X_4 (persentase persalinan ditolong tenaga kesehatan), dan X_5 (persentase ibu hamil mendapat tablet Fe). Perbedaannya dengan Provinsi Jawa Tengah dan DI Yogyakarta adalah adanya variabel X_5 sebagai prediktor yang juga signifikan berpengaruh negatif terhadap jumlah kematian ibu. Begitu pula yang terjadi pada kelompok yang berwarna biru muda (Provinsi Banten) dan biru (Provinsi Jawa Barat dan DKI Jakarta). Prediktor yang signifikan berpengaruh negatif terhadap jumlah kematian ibu di Provinsi Banten adalah X_2 , X_3 , dan X_5 . Sedangkan di Provinsi Jawa Barat dan DKI

Jakarta, hanya variabel X_3 dan X_5 yang memiliki pengaruh negatif terhadap jumlah kematian ibu.

Sebagai salah satu contoh model yang dihasilkan dengan metode GWPR ini akan dilihat pada Provinsi Banten. Berikut adalah model yang terbentuk.

$$\ln(\hat{\mu}_{Banten}) = -8,456 - 0,195X_{2Banten} - 0,715X_{3Banten} - 0,858X_{5Banten}$$

Prediktor yang signifikan berpengaruh terhadap jumlah kematian ibu adalah X_2 (rasio bidan per 100.000 penduduk), X_3 (persentase cakupan kunjungan ibu hamil K4), dan X_5 (persentase ibu hamil mendapat tablet Fe). Tanda koefisien yang negatif menunjukkan bahwa kenaikan pada rasio bidan per 100.000 penduduk, persentase cakupan kunjungan ibu hamil K4, maupun persentase ibu hamil mendapat tablet Fe masing-masing dapat menurunkan jumlah kematian ibu di Provinsi Banten. Besarnya pengaruh dapat diketahui dengan menghitung eksponensial dari nilai estimasi koefisien. Misalnya pada variabel prediktor X_3 , $\exp(-0,715) = 0,4892$ artinya kenaikan satu persen pada persentase cakupan kunjungan ibu hamil K4 akan menurunkan jumlah kematian ibu sebesar $(1 - \exp(-0,715)) \times 100\% = 51,08$ persen. Begitu pula pada interpretasi nilai estimasi koefisien variabel lainnya.

Tahapan terakhir yaitu menguji kesesuaian model GWPR dibandingkan dengan regresi poisson. Dengan hipotesis nol bahwa tidak ada perbedaan signifikan antara model global dengan model GWPR, tabel pada Lampiran 4 menunjukkan bahwa nilai F hitung lebih besar daripada nilai $F_{(0,05;27;1,381)}$. Dengan taraf signifikansi 5% maka dapat disimpulkan bahwa terdapat perbedaan signifikan antara model regresi poisson dan model GWPR. Apabila dilihat dari nilai *percent deviance explain* atau yang dikenal dengan nilai R^2 , model GWPR lebih dapat menjelaskan variasi keragaman variabel respon oleh prediktor dibandingkan dengan model global yang ditunjukkan dengan nilainya yang lebih besar. Selain itu, nilai AIC pada model GWPR yang lebih kecil dibandingkan dengan model regresi global Poisson mempertegas bahwa model GWPR lebih tepat digunakan pada data dibandingkan dengan model regresi global Poisson.

Kesimpulan

Berdasarkan hasil dan pembahasan yang telah dipaparkan sebelumnya, beberapa hal yang dapat disimpulkan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Metode GWPR cocok diterapkan pada pemodelan jumlah kematian ibu di Indonesia tahun 2011 dimana terdapat ketergantungan spasial pada data jumlah kematian ibu, baik terlihat dari adanya pengelompokan provinsi-provinsi pada suatu kategori jumlah kematian ibu, maupun terlihat dari kesamaan prediktor yang signifikan pada provinsi yang letaknya berdekatan.
2. Dalam model ini diketahui bahwa kelima prediktor berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu yang dikelompokkan menjadi 11 kelompok prediktor yang signifikan berdasarkan provinsi dan menunjukkan adanya kesamaan perilaku penyebab jumlah kematian ibu pada lokasi pengamatan yang berdekatan.
3. Faktor perilaku kesehatan yaitu variabel persentase cakupan kunjungan ibu hamil (K4) merupakan prediktor yang signifikan memengaruhi jumlah kematian ibu pada

provinsi-provinsi di wilayah timur Indonesia, termasuk di Provinsi Papua yang terdapat jumlah kematian ibu tinggi.

4. Persentase persalinan ditolong tenaga kesehatan termasuk prediktor yang signifikan memengaruhi jumlah kematian ibu pada provinsi-provinsi di bagian tengah Indonesia.
5. Tidak ada prediktor dalam penelitian ini yang signifikan memengaruhi jumlah kematian ibu untuk sebagian provinsi di Pulau Sumatera.
6. Bagi penelitian selanjutnya, peneliti menyarankan agar melakukan pengujian overdispersi pada data count dan memilih distribusi data yang lebih sesuai dengan keadaan data responnya. Berkaitan dengan prediktor dalam model, penelitian selanjutnya dapat menambah prediktor-prediktor lain yang lebih banyak berdasarkan kerangka teori yang ada untuk melihat faktor-faktor yang memengaruhi jumlah kematian ibu secara lebih luas dan menyeluruh. Penelitian selanjutnya juga diharapkan dapat membangun program atau aplikasi untuk mengolah data dengan metode GWNBR.

Daftar Pustaka

- [1] Anselin, L., *Spatial Econometrics: Methods and Model*, Springer Science+Business Media Dordrecht, 1988.
 - [2] Cameron, A.C., dan Trivedi, P.K., *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press, 1998
 - [3] Fotheringham, AS., C. Brunson, dan ME. Charlton, *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*, Willey, 2002.
 - [4] Hilbe, J.M., *Negative Binomial Regression, Second Edition*, Cambridge University Press, 2011.
 - [5] Kementrian Kesehatan Republik Indonesia, *Profil Kesehatan Indonesia Tahun 2011*, Kemenkes, 2012.
 - [6] McCarty J. dan Maine D., *A Framework for Analyzing The Determinants of Maternal Mortality*, Study Family Plan.
 - [7] McCullagh, P., dan Nedler, J.A. 1989. *Generalized Linear Models Second Edition*. London: Chapman dan Hall.
 - [8] Mojekwu, J.N., Ibekwe, U., *Maternal Mortality in Nigeria: Examination of Intervention Methods*, *International Journal of Humanities and Social Science* Vol. 2 No. 20:135-149.
 - [9] Nakaya, T., *GWR4 User Manual*. GWR 4 Development Team.
 - [10] Nakaya, T., *et al.*, Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Associating Mapping, *Statistic in Medicine*, 24: 2695 - 2717.
 - [11] Shoff, Carla, *et.al*, What Has Geography Got to Do with It? Using GWR to Explore Place-Specific Associations with Prenatal Care Utilization. *National Institutes of Health Public Access. GeoJournal*; 77(3):331-341.
- Statistics Indonesia (Badan Pusat Statistik—BPS), National Population And Family Planning Board (BKKBN), And Kementerian Kesehatan (Kemenkes—MOH), And ICF International, *Indonesia Demographic And Health Survey 2012*, 2013.

**Analisis Determinan Tabungan Masyarakat di Indonesia Periode 2000-2013
Menggunakan *Error Correction Mechanism* (ECM)**

Oleh:

¹⁾ Sundari (11.6916@stis.ac.id) ; Mahasiswa STIS Jakarta

²⁾ Ika Yuni Wulansari, SST, M.Stat. (ikayuni@stis.ac.id) ; Dosen STIS Jakarta

Abstrak

Salah satu masalah serius yang dihadapi negara-negara sedang berkembang adalah tingkat tabungan yang rendah. Tingginya kebutuhan terhadap akumulasi modal bagi dana investasi dan pembangunan tidak diimbangi dengan tingkat tabungan yang tinggi. Hal ini menjadikan negara sedang berkembang menarik dana investasi dari luar negeri, bahkan sampai melakukan pinjaman. Padahal, ketergantungan negara terhadap sumber-sumber dana asing akan menjadikan negara sangat rentan terhadap fluktuasi ekonomi internasional. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis bagaimana pengaruh pertumbuhan ekonomi, tingkat inflasi, tingkat tabungan pemerintah, *Terms of Trade*, dan tingkat suku bunga deposito riil terhadap tingkat tabungan masyarakat. Dalam aplikasinya, digunakan analisis *time series* yaitu *Error Correction Mechanism* dengan tahapan pengujian stasioneritas, pembentukan persamaan jangka panjang, uji kointegrasi, pembentukan model persamaan jangka pendek, dan pengujian asumsi klasik. Hasil penelitian menunjukkan bahwa dalam jangka pendek variabel pertumbuhan ekonomi, tingkat inflasi, tingkat tabungan pemerintah secara statistik signifikan memengaruhi tingkat tabungan masyarakat. Sedangkan, dalam panjang hampir semua variabel independen yang ada dalam persamaan signifikan memengaruhi tingkat tabungan masyarakat kecuali variabel *Terms of Trade*.

Kata Kunci: *Error Correction Mechanism*, tingkat tabungan masyarakat

Pendahuluan

Tabungan merupakan instrumen yang krusial bagi perekonomian suatu negara. Negara dengan tingkat tabungan tinggi umumnya memiliki tingkat ketergantungan yang rendah terhadap dana asing. Hal ini dikarenakan pembangunan ekonomi dapat dilakukan dengan investasi yang didanai oleh akumulasi tabungan dalam negeri. Pada umumnya, negara-negara sedang berkembang seperti Indonesia, memiliki kebutuhan yang tinggi terhadap modal investasi guna mewujudkan pembangunan ekonomi. Sawani dan Patterson (2009) mengungkapkan bahwa masalah serius yang dihadapi negara-negara sedang berkembang yaitu tingkat tabungan yang rendah. Artinya, negara-negara tersebut mengalami kesulitan untuk membiayai investasi. Kebutuhan yang tinggi terhadap modal menjadikan negara-negara sedang berkembang melakukan pinjaman ke luar negeri. Hal tersebut biasanya akan berdampak pada timbulnya ekonomi biaya tinggi (*high cost economy*).

Berdasarkan teori makroekonomi, pertumbuhan ekonomi yang berkelanjutan dapat dikatakan baik apabila ditopang oleh investasi dan ekspor yang kuat. Meskipun perekonomian Indonesia terus mengalami pertumbuhan, namun pertumbuhan tersebut dianggap belum berkualitas karena kontribusi konsumsi rumah tangga lebih besar dibanding investasi. Dengan kata lain, sebagian besar perekonomian Indonesia masih ditopang oleh konsumsi rumah tangga. Di sisi lain, data dari BKPM menunjukkan meskipun pertumbuhan investasi langsung di Indonesia memiliki *trend* meningkat, namun sebagian besar sumber modal investasi langsung di Indonesia merupakan penanaman modal oleh asing.

Menurut Malunond (2007), ketergantungan negara pada sumber-sumber dana asing untuk investasi akan menjadikan negara sangat sensitif terhadap guncangan eksternal. Oleh karena itu, untuk meminimalkan kerentanan negara terhadap fluktuasi ekonomi internasional, pendanaan investasi yang bersumber dari dalam negeri perlu ditingkatkan. Sebagai jawaban atas permasalahan tersebut, tabungan masyarakat dapat dijadikan sebagai prioritas sumber modal yang memberikan ketersediaan modal investasi bagi negara-negara sedang berkembang. Sehingga negara-negara tersebut dapat memperbaiki pertumbuhan ekonominya secara mandiri.

Melihat potensi besar tabungan masyarakat terhadap perekonomian negara, tentunya diperlukan kebijakan-kebijakan yang tepat sasaran guna mewujudkan perekonomian yang stabil dengan pertumbuhan yang berkelanjutan. Penelitian ini bertujuan untuk mengkaji perkembangan tingkat tabungan masyarakat di Indonesia serta menganalisis pengaruh variabel pertumbuhan ekonomi, inflasi, tingkat tabungan pemerintah, *Terms of Trade*, dan tingkat suku bunga deposito riil terhadap tingkat tabungan masyarakat di Indonesia periode 2000-2013. Tabungan masyarakat yang dimaksud dalam penelitian sesuai dengan konsep Bank Indonesia (BI) yaitu simpanan milik pihak ketiga bukan bank umum dan Bank Perkreditan Rakyat/BPR (termasuk penghimpunan dana dengan prinsip syariah) dalam rupiah dan valuta asing yang berbentuk giro, tabungan, dan simpanan berjangka. Tabungan tidak termasuk simpanan pemerintah pusat dan bukan penduduk

Metodologi

Metode analisis yang digunakan dalam penelitian ini ada dua jenis. Pertama, analisis deskriptif dengan menggunakan grafik yang menggambarkan pergerakan variabel tingkat

tabungan masyarakat, pertumbuhan ekonomi, inflasi, tingkat tabungan pemerintah, tingkat suku bunga deposito riil, serta *Terms of Trade* di Indonesia selama triwulan I tahun 2000 sampai dengan triwulan IV tahun 2013. Kedua, analisis inferensia menggunakan analisis *time series* dengan model *Error Correction Mechanism* (ECM). Pengolahan data menggunakan EViews 6.

Adapun tahapan pembentukan model ECM antara lain: (1) pengujian stasioneritas, (2) pembentukan persamaan jangka panjang, (3) uji kointegrasi, (4) pembentukan persamaan jangka pendek, (5) pengujian asumsi klasik.

Sumber Data dan Variabel Penelitian

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder runtun waktu (*time series*) yang bersumber dari Bank Indonesia (BI), Badan Pusat Statistik (BPS), dan *International Monetary Fund* (IMF). Di bawah ini merupakan variabel yang digunakan berikut penjelasannya:

1. Tingkat tabungan masyarakat (PSR): rasio tabungan masyarakat terhadap PDB.
2. *Terms of Trade* (ToT): rasio indeks *unit value* ekspor terhadap indeks *unit value* impor.
3. Tingkat tabungan pemerintah (PBR): rasio tabungan pemerintah terhadap PDB. Tabungan pemerintah yang dimaksud adalah selisih antara penerimaan pemerintah dengan pengeluaran rutin pemerintah (T-G).
4. Tingkat Suku Bunga Deposito Riil ialah tingkat suku bunga deposito nominal setelah dikurangi dengan inflasi.
5. Produk Domestik Bruto: dalam penelitian ini yang digunakan PDB riil (2000=100).
6. Indeks Harga Konsumen (IHK): salah satu indikator ekonomi yang memberikan informasi mengenai harga barang dan jasa yang dibayar oleh konsumen.

Hasil dan Pembahasan

Analisis Deskriptif

Berdasarkan Lampiran 1 selama periode penelitian dari triwulan I tahun 2000 sampai dengan triwulan IV tahun 2013 tabungan masyarakat di Indonesia menunjukkan *trend* yang semakin meningkat. Sedangkan, tingkat tabungan masyarakat (rasio tabungan masyarakat terhadap PDB) secara umum menunjukkan kecenderungan menurun. Pada triwulan I tahun 2000 tercatat jumlah tabungan masyarakat sebesar 642.108,7 miliar rupiah. Selanjutnya pada akhir periode penelitian, yaitu triwulan IV tahun 2013 tabungan masyarakat telah jauh mengalami peningkatan. Jumlah tabungan masyarakat periode tersebut mencapai 3.490.523 miliar rupiah. Selama kurun waktu empat belas tahun jumlah tabungan masyarakat di Indonesia telah meningkat lebih dari lima kali lipat. Namun demikian, peningkatan tabungan masyarakat secara nominal setiap periodenya tidak diimbangi oleh peningkatan pada tingkat tabungan masyarakat.

Selama periode penelitian, variabel PDB riil selalu mengalami peningkatan setiap triwulannya. Pada Lampiran 2, terlihat bahwa pola pergerakan pertumbuhan ekonomi Indonesia siklikal dimana hampir pada setiap triwulan IV, perekonomian Indonesia tumbuh negatif. Kondisi ini dapat dikatakan wajar, mengingat proyek-proyek penanaman modal fisik

ataupun belanja pemerintah dirampungkan pada triwulan III. Akibatnya, nilai PDB pada triwulan IV lebih rendah dari triwulan III yang menyebabkan pertumbuhan ekonomi Indonesia pada triwulan IV menjadi negatif.

Pergerakan variabel inflasi seperti yang terlihat pada Lampiran 3 menunjukkan adanya fluktuasi selama sepanjang tahun 2000-2013. Inflasi cenderung meningkat pada triwulan III dan IV kemudian menurun pada triwulan I dan II. Hal ini diindikasikan sebagai dampak dari kenaikan harga untuk persiapan menjelang perayaan hari-hari besar seperti idul fitri, natal, dan tahun baru pada semester akhir tahun. Berikutnya lampiran 4, menggambarkan perkembangan jumlah dan tingkat tabungan pemerintah dari triwulan I tahun 2000 sampai dengan triwulan IV tahun 2013 yang sangat berfluktuatif.

Berdasarkan Lampiran 5, selama periode penelitian secara umum ToT Indonesia berfluktuasi dengan kecenderungan menurun. Menurut Todaro & Smith (2003), umumnya negara-negara berkembang mengalami kesulitan serius dalam usaha mempercepat pertumbuhan ekonomi melalui perdagangan dunia. Hal tersebut menyebabkan nilai tukar perdagangan atau ToT di negara-negara berkembang selama ini terus menunjukkan penurunan

Fluktuasi tingkat suku bunga deposito riil selama periode penelitian dari triwulan I tahun 2000 sampai dengan triwulan IV tahun 2013 dapat dilihat pada Lampiran 6. Perubahan pada tingkat suku bunga deposito riil sangat bergantung pada tingkat inflasi serta kebijakan yang diambil oleh Bank Indonesia (BI) terkait BI Rate.

Analisis Inferensia

Setelah melakukan serangkaian tahapan *Error Correction Mechanism* (ECM), diperoleh dua persamaan:

Persamaan jangka panjang:

$$\widehat{PSR}_t = -19.7538^* + 2.2906 \ln_PDB_t^* - 2.0937 \ln_IHK_t^* + 2.0937 PBR_t^* - 0.0225 TOT_t + 0.0102 RID_t^*$$

Keterangan:

*) signifikan pada $\alpha = 5$ persen; $Prob(F-stat) = 0.0000$

$R-squared = 0.8735$

Persamaan jangka pendek:

$$\Delta \widehat{PSR}_t = 0.0036^* - 1.6342 \Delta LPDB_t^* - 1.2959 \Delta \ln_IHK_t^* + 0.5883 \Delta PBR_t^* - 0.0344 \Delta TOT_t + 0.0036 \Delta RID_t - 0.2249 ECT_{t-1}^*$$

Keterangan:

*) signifikan pada $\alpha = 5$ persen; $Prob(F-stat) = 0.0000$;

$R-squared = 0.8123$

Pada persamaan jangka panjang variabel PDB, IHK, tingkat tabungan pemerintah dan tingkat suku bunga deposito riil secara statistik berpengaruh signifikan terhadap tingkat tabungan masyarakat. Sedangkan untuk jangka pendek berdasarkan pengujian secara parsial diperoleh bahwa pada tingkat signifikansi 5 persen variabel yang signifikan memengaruhi perubahan tingkat tabungan masyarakat adalah pertumbuhan ekonomi, inflasi, dan perubahan tingkat tabungan pemerintah. Koefisien ECT sebesar -0.2249. Hal ini berarti dengan tingkat kepercayaan 95 persen, ketidakseimbangan pada periode sebelumnya

terkoreksi sebesar 22.49 persen pada periode sekarang. Nilai *adjusted R-squared* sebesar 0.8123 menunjukkan bahwa secara bersama-sama, variabel pertumbuhan ekonomi, inflasi, perubahan tingkat tabungan pemerintah, perubahan *Terms of Trade*, dan perubahan tingkat suku bunga deposito riil mampu menjelaskan keragaman yang terdapat dalam tingkat tabungan masyarakat di Indonesia sebesar 81,23 persen, sedangkan sisanya dipengaruhi oleh variabel lain yang tidak diikutkan di dalam model. Nilai probabilita dari statistik F lebih kecil dari 5 persen sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel bebas di dalam model secara bersama-sama berpengaruh signifikan terhadap perubahan tingkat tabungan masyarakat di Indonesia.

Kesimpulan

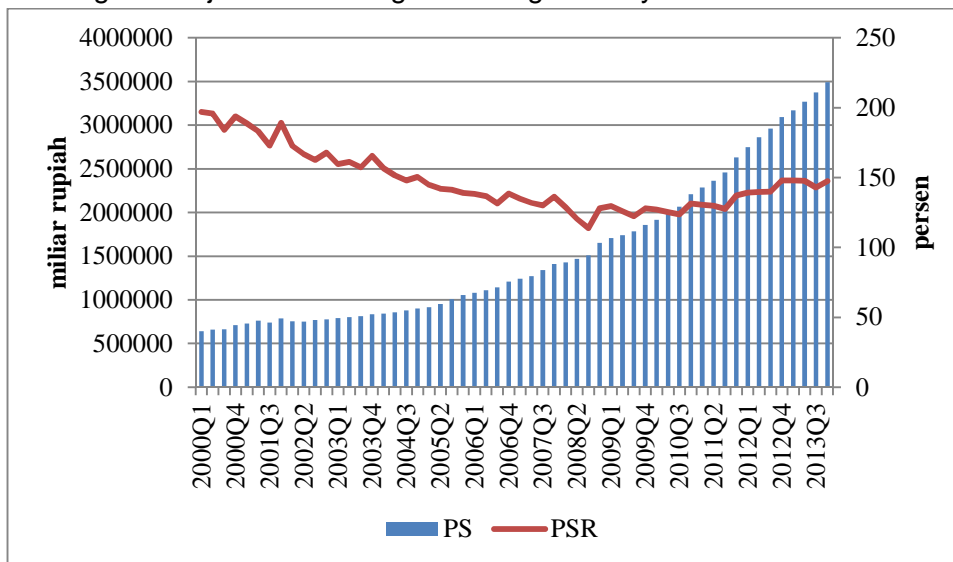
1. Selama periode penelitian (2000:01-2013:04) tabungan masyarakat di Indonesia menunjukkan *trend* yang semakin meningkat. Sedangkan, tingkat tabungan secara umum menunjukkan kecenderungan menurun. Selama kurun waktu empat belas tahun jumlah tabungan masyarakat di Indonesia telah meningkat lebih dari lima kali lipat. Namun demikian, peningkatan tabungan masyarakat secara nominal setiap periodenya tidak diimbangi oleh peningkatan pada tingkat tabungan masyarakat.
2. Dalam jangka pendek, variabel pertumbuhan ekonomi, inflasi, dan perubahan tingkat tabungan pemerintah secara statistik berpengaruh signifikan terhadap perubahan tingkat tabungan masyarakat.
3. Dalam jangka panjang hampir semua variabel bebas yang ada dalam persamaan secara statistik signifikan memengaruhi tingkat tabungan masyarakat kecuali variabel *Terms of Trade*.

Daftar Pustaka

- Athukorala, Prema-chandra & Sen, Kunal. (2001). The determinants of private saving in india. Economic Development and Cultural Change.
- Ayalew, Haile Ademe. (2013). Determinants of domestic saving in ethiopia: an autoregressive distributed lag (ARDL) bounds testing approach.
- Gujarati, Damodar N. (2003). *Basic Econometrics 4th edition*. MCgRAW-Hill International edition.
- Mankiw, N. Gregory. (2006). *Makroekonomi (ed ke-6)*. Jakarta: Erlangga.
- Nwachukwu, Tochukwu. E. & Egwaikhide Festus. (2007). An Error-Correction Model of the determinants of private saving in Nigeria. Ibadan: University of Ibadan.
- Samuelson, Paul & Nordhaus, William. (2004). *Ilmu Makroekonomi*. Jakarta: Media Global Edukasi.
- Sawani dan Patterson. (2009). informal saving practice in developing countries.
- Sukirno, Sadono. (2006). *Makroekonomi Teori Pengantar (ed ke-3)*. Jakarta: RajaGrafindo Persada.
- Todaro, M., & Smith, Stephen C. (2003). *Pembangunan Ekonoi di Dunia Ketiga (ed ke-8)*. Jakarta: Penerbit Erlangga
- Tony, Malunond A. (2007). Determinants of Domestic Saving Performance in Egypt An Empirical Study. World Bank.

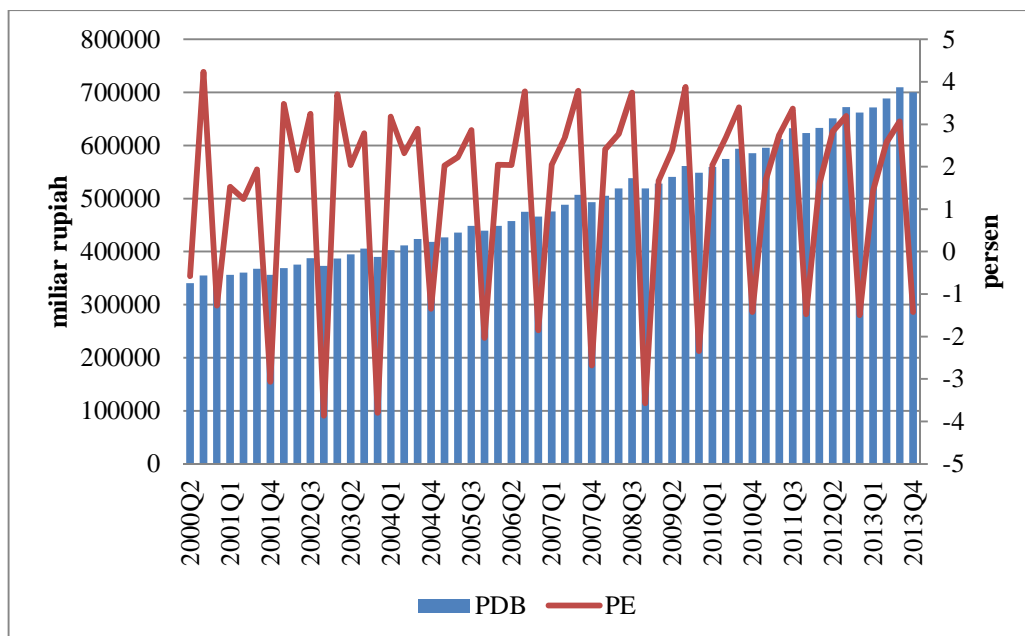
LAMPIRAN

Lampiran 1. Pergerakan jumlah dan tingkat tabungan masyarakat 2000-2013



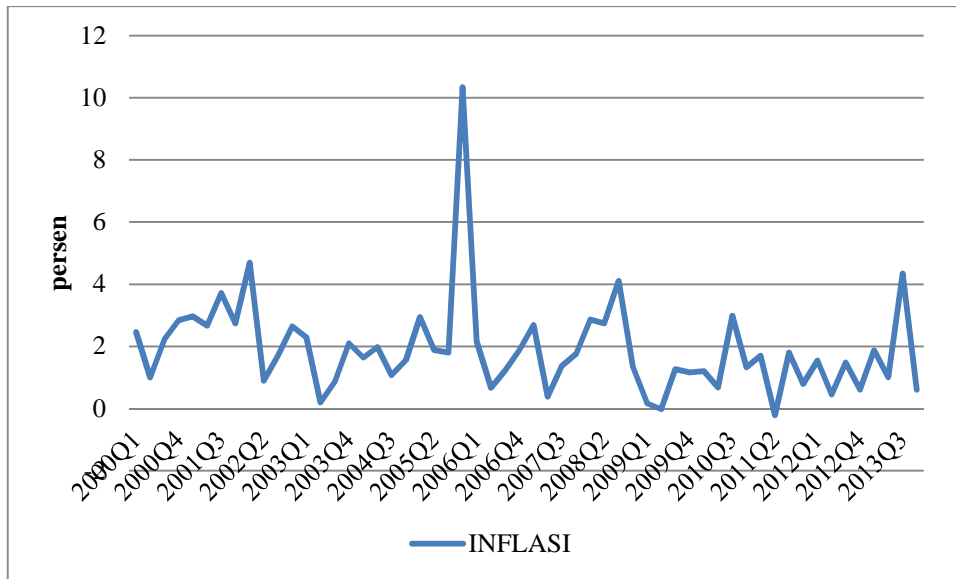
Sumber: SEKI, Bank Indonesia (diolah)

Lampiran 2. Pergerakan pertumbuhan ekonomi dan PDB ADHK (2000=100) Indonesia 2000-2013



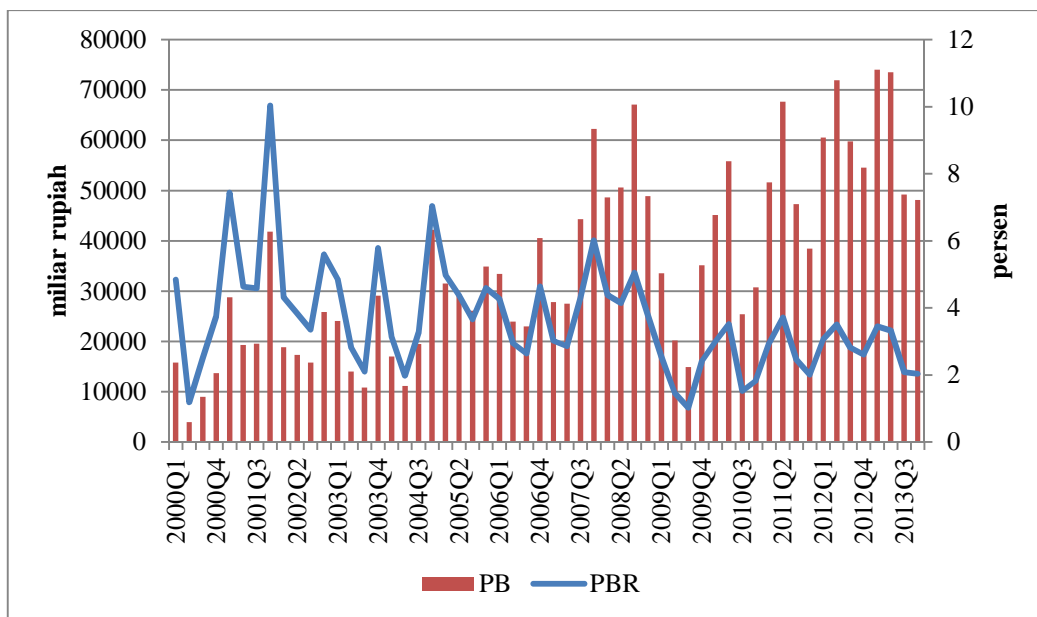
Sumber: IFS, diolah.

Lampiran 3. Pergerakan inflasi triwulanan di Indonesia 2000-2013



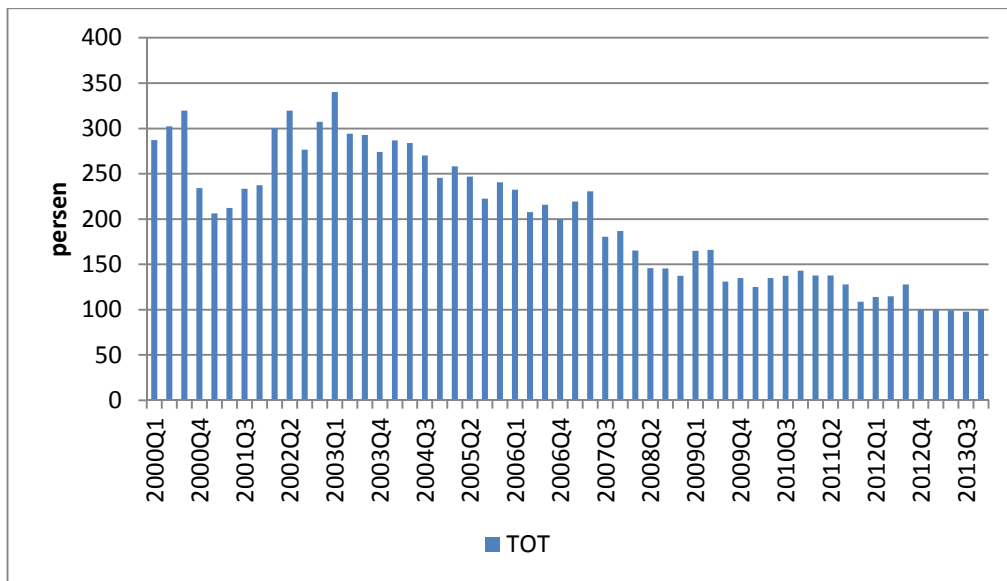
Sumber: IFS, diolah.

Lampiran 4. Pergerakan dan tingkat tabungan pemerintah 2000-2013



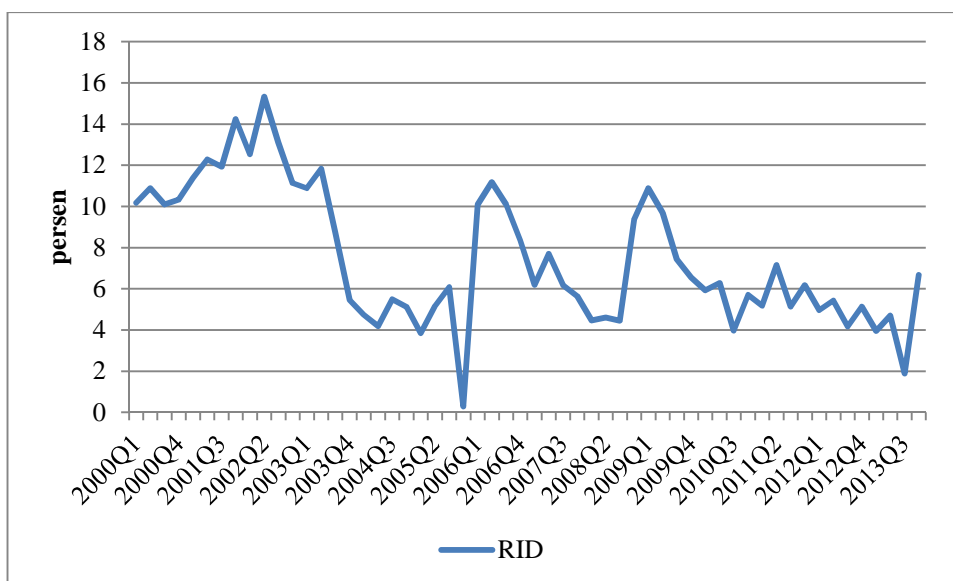
Sumber: IFS, diolah.

Lampiran 5. Pergerakan Terms of Trade Indonesia 2000-2013



Sumber: IFS, diolah.

Lampiran 6. Pergerakan tingkat suku bunga deposito riil (tiga bulan) 2000-2013



Sumber: IFS, diolah.

Lampiran 7. Uji Stasioneritas dengan metode Augmented Dickey Fuller (ADF)

H_0 : Data tidak stasioner VS H_1 : Data stasioner

Untuk data level:

Variabel	<i>t-statistic</i>	Nilai kritis 5 persen	<i>p-value</i>	Keterangan
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PSR	-0.9627	-1.9474	0.2956	Tidak stasioner
Ln_PDB	3.3082	-1.9474	0.9996	Tidak stasioner
Ln_IHK	8.7232	-1.9469	1.000	Tidak stasioner
PBR	-0.6056	-1.9469	0.4503	Tidak stasioner
TOT	-1.1363	-1.9468	0.2298	Tidak stasioner
RID	-1.2553	-1.9469	0.1902	Tidak stasioner

Kesimpulan: Dengan tingkat kepercayaan 95 persen dinyatakan bahwa seluruh variabel di atas tidak stasioner pada level.

Untuk data *difference* pertama:

Variabel	<i>t-statistic</i>	Nilai kritis 5 persen	<i>p-value</i>	Keterangan
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
dPSR	-2.0245	-2.6111	0.0421	Stasioner
dLn_PDB	-3.1706	-2.9199	0.0276	Stasioner
dLn_IHK	-2.1092	-1.9471	0.0347	Stasioner
dPBR	-4.8590	-1.9473	0.0000	Stasioner
dTOT	-7.8506	-1.9469	0.0000	Stasioner
dRID	-9.3992	-1.9469	0.0000	Stasioner

Kesimpulan: Dengan tingkat kepercayaan 95 persen dinyatakan bahwa seluruh variabel di atas stasioner pada *difference* pertama.

Lampiran 8. Pembentukan Persamaan Jangka Panjang

Dependent Variable: PSR
 Method: Least Squares
 Date: 09/02/15 Time: 18:51
 Sample: 2000Q1 2013Q4
 Included observations: 56

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-19.75367	3.167148	-6.237054	0.0000
LN_PDB	2.290633	0.290424	7.887199	0.0000
LN_JHK	-2.058305	0.187202	-10.99510	0.0000
PBR	2.093732	0.801142	2.613435	0.0118
TOT	0.022450	0.163819	0.137045	0.8915
RID	0.010241	0.004345	2.356699	0.0224
R-squared	0.873516	Mean dependent var	1.473487	
Adjusted R-squared	0.860867	S.D. dependent var	0.213600	
S.E. of regression	0.079674	Akaike info criterion	-2.120797	
Sum squared resid	0.317395	Schwarz criterion	-1.903795	
Log likelihood	65.38232	Hannan-Quinn criter.	-2.036666	
F-statistic	69.06132	Durbin-Watson stat	1.643570	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 9. Pengujian Kointegrasi

Null Hypothesis: ECT has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.574754	0.0110
Test critical values:		
1% level	-2.611094	
5% level	-1.947381	
10% level	-1.612725	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Lampiran 10. Pembentukan Persamaan Jangka Pendek

Dependent Variable: D(PSR)
 Method: Least Squares
 Date: 09/02/15 Time: 18:52
 Sample (adjusted): 2000Q2 2013Q4
 Included observations: 55 after adjustments

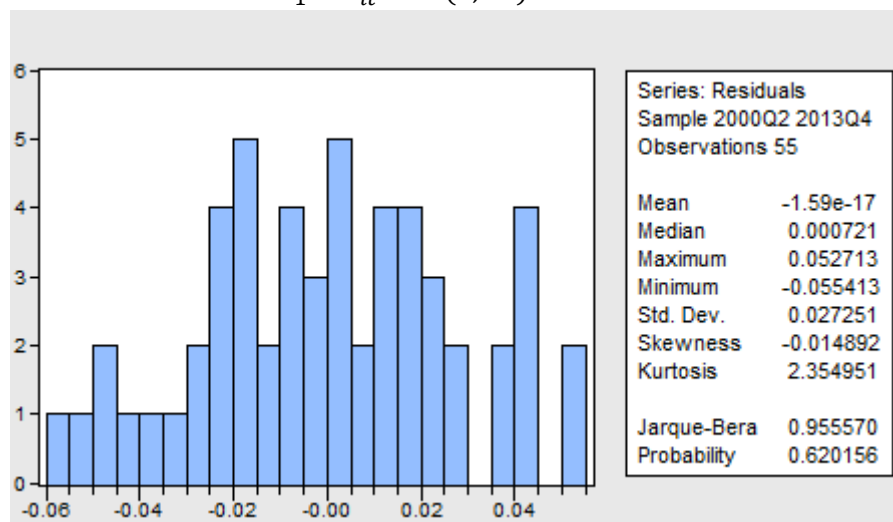
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.036173	0.007511	4.816208	0.0000
D(LN_PDB)	-1.634164	0.226245	-7.222974	0.0000
D(LN_IHK)	-1.295900	0.290256	-4.464676	0.0000
D(PBR)	0.588335	0.235952	2.493454	0.0162
D(TOT)	-0.034361	0.052144	-0.658970	0.5131
D(RID)	0.003574	0.001996	1.790640	0.0797
ECT(-1)	-0.224938	0.064701	-3.476573	0.0011

R-squared	0.812375	Mean dependent var	-0.009015
Adjusted R-squared	0.788922	S.D. dependent var	0.062914
S.E. of regression	0.028905	Akaike info criterion	-4.131221
Sum squared resid	0.040103	Schwarz criterion	-3.875743
Log likelihood	120.6086	Hannan-Quinn criter.	-4.032426
F-statistic	34.63823	Durbin-Watson stat	1.575945
Prob(F-statistic)	0.000000		

Lampiran 11. Pengujian Normalitas

$$H_0 : \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$H_1 : \varepsilon_{it} \not\sim N(0, \sigma^2)$$



Lampiran 12. Pengujian Homoskedastisitas

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.176855	Prob. F(27,27)	0.3376
Obs*R-squared	29.73419	Prob. Chi-Square(27)	0.3262
Scaled explained SS	15.34287	Prob. Chi-Square(27)	0.9643

Lampiran 13. Pengujian Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.907512	Prob. F(1,47)	0.0948
Obs*R-squared	3.204190	Prob. Chi-Square(1)	0.0734

Lampiran 14. Pengujian Multikolinieritas

Variance Inflation Factors

Date: 09/03/15 Time: 12:34

Sample: 2000Q1 2013Q4

Included observations: 55

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	5.64E-05	3.713601	NA
D(LN_PDB)	0.051187	2.323490	1.756174
D(LN_IHK)	0.084249	3.212146	1.265027
D(PBR)	0.055673	1.272762	1.271806
D(TOT)	0.002719	1.071154	1.056354
D(RID)	3.98E-06	1.390571	1.389514
ECT(-1)	0.004186	1.511935	1.510509

**Determinan Migrasi Risen Keluar Provinsi Jawa Tengah
Periode 1990-2010**

Nastain Komarudin¹, Winih Budiarti²

¹BPS Kabupaten Maluku Tenggara, email: nastain.komarudin@bps.go.id

²Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, email: winih@stis.ac.id

Abstrak

Perpindahan penduduk atau migrasi merupakan salah satu komponen utama dalam pertumbuhan penduduk. Migrasi terjadi akibat respon dari adanya ketimpangan, baik ketimpangan ekonomi, jumlah penduduk, maupun kesejahteraan. Untuk melihat pola migrasi yang terjadi diperlukan data migrasi risen yang mencerminkan perpindahan penduduk dalam periode 5 tahun yang lalu dari waktu pelaksanaan sensus atau survei. Berdasarkan data hasil Sensus Penduduk 2010, Jawa Tengah merupakan provinsi dengan migran risen netto terbanyak, yaitu sebesar -678.530 jiwa yang berarti bahwa jumlah migran risen keluar Jawa Tengah lebih besar daripada migran risen masuk Jawa Tengah. Berdasarkan data tahun 1990, 1995, 2000, 2005, dan 2010 persentase migran risen keluar Jawa Tengah selalu di atas 17 persen dari total jumlah migran risen keluar seluruh provinsi di Indonesia. Untuk itu, penelitian ini ingin mengetahui pola persebaran migran risen keluar Jawa Tengah serta variabel-variabel apa saja yang menjadi determinan migrasi risen keluar Jawa Tengah. Penelitian ini membatasi cakupan penelitian pada migrasi internal dengan cakupan migran risen yang berasal dari Jawa Tengah pada periode 1990, 1995, 2000, 2005, dan 2010. Metode Statistik yang digunakan adalah analisis regresi data panel dengan variabel dependen jumlah migran yang berasal dari Jawa Tengah pada 32 provinsi tujuan di Indonesia, dan variabel independen PDRB per kapita, TPAK, dan TPT Provinsi Jawa Tengah serta PDRB per kapita provinsi tujuan migran. Data yang digunakan adalah data hasil Sensus Penduduk 1990, 2000, dan 2010 serta Supas 1995 dan 2005. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa pola persebaran migrasi risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah pada periode 1990, 1995, 2000, 2005, dan 2010 cenderung menuju provinsi terdekatnya di Pulau Jawa terutama DKI Jakarta dan Jawa Barat. Berdasarkan model *fixed effect* dengan *cross-section SUR (Seemingly Uncorelated Regression)* diperoleh bahwa PDRB per kapita Jawa Tengah, TPAK, dan TPT berpengaruh signifikan terhadap jumlah migran risen keluar Jawa Tengah.

Kata kunci : migrasi risen keluar, Jawa Tengah, regresi data panel, cross-section SUR

Pendahuluan

Latar Belakang

Perpindahan penduduk atau migrasi merupakan salah satu dari tiga komponen utama dalam pertumbuhan penduduk. Migrasi berbeda dengan komponen pertumbuhan

penduduk yang lain, yaitu fertilitas dan mortalitas. Perbedaan tersebut terletak pada dimensi waktu dan tempat dalam penghitungan migrasi. Migrasi dapat ditinjau dari daerah asal atau daerah tujuan perpindahan, serta dihitung dalam jangka waktu yang ditentukan.

Data mengenai migrasi di Indonesia dikumpulkan melalui survei maupun sensus. Migrasi di Indonesia dapat dilihat berdasarkan data migrasi seumur hidup dan migrasi risen tiap provinsi di Indonesia. Seseorang dikatakan sebagai migran seumur hidup jika provinsi atau kabupaten/kota tempat lahirnya berbeda dengan provinsi atau kabupaten/kota tempat tinggal sekarang. Sementara itu, seseorang dikatakan sebagai migran risen apabila provinsi atau kabupaten/kota tempat tinggal 5 tahun lalu berbeda dengan provinsi atau kabupaten/kota tempat tinggal sekarang [1].

Untuk melihat pola migrasi yang terjadi dalam periode terkini diperlukan data migrasi yang mencerminkan perpindahan penduduk dalam suatu periode. Untuk melihat hal tersebut lebih tepat jika menggunakan data migrasi risen, karena migrasi risen melihat perpindahan penduduk dalam periode 5 tahun yang lalu dari waktu pelaksanaan survei atau sensus. Penggunaan data migrasi risen lebih mencerminkan pergerakan penduduk dibandingkan dengan data migrasi seumur hidup yang hanya melihat perbedaan antara tempat lahir dan tempat tinggal pada saat survei atau sensus dilakukan.

Berdasarkan data hasil Sensus Penduduk 2010 diketahui bahwa provinsi yang mengirimkan penduduk terbanyak ke provinsi lain pada periode 5 tahun sebelum pelaksanaan sensus adalah Provinsi Jawa Tengah. Hal tersebut diketahui dari jumlah migran risen keluar Provinsi Jawa Tengah yang tercatat sebanyak 979.860 jiwa. Jumlah tersebut merupakan nilai yang tertinggi di Indonesia, jauh di atas rata-rata migrasi risen keluar di Indonesia yang hanya 158.660 jiwa pada tahun 2010.

Untuk membandingkan antara pengaruh migrasi risen terhadap perubahan jumlah penduduk dapat dilihat dari migrasi risen neto pada tiap provinsi. Migrasi risen neto merupakan hasil pengurangan antara migrasi risen masuk dikurangi dengan migrasi risen keluar pada provinsi yang bersangkutan. Untuk Provinsi Jawa Tengah didapatkan hasil migrasi neto sebesar -678.530, yang artinya jumlah penduduk yang keluar jauh lebih banyak dibandingkan penduduk yang masuk. Jumlah migrasi neto tersebut jika dibandingkan dengan jumlah penduduk Provinsi Jawa Tengah adalah -2,4 persen. Nilai tersebut berarti migrasi risen memberikan pengurangan sebesar 2,4 persen terhadap jumlah penduduk di Provinsi Jawa Tengah [1].

Provinsi Jawa Tengah merupakan provinsi yang merupakan daerah asal migran terbesar di Indonesia. Sebagian besar migran keluar risen di Indonesia berasal dari Jawa Tengah. Berdasarkan data hasil Sensus Penduduk 1980, 1990, 2000 dan 2010 Jawa Tengah memberikan kontribusi di atas 18 persen pada keseluruhan kejadian migrasi risen keluar. Kontribusi Jawa Tengah terhadap jumlah migran risen keluar mengalami tren penurunan pada tahun 1980 sampai 2000. Kemudian pada tahun 2010 terjadi sedikit peningkatan dari 18,41 persen menjadi 18,71 persen.

Perpindahan penduduk yang terjadi antar daerah menjadi salah satu fenomena yang terjadi seiring dengan pertumbuhan ekonomi. Pertumbuhan ekonomi yang tinggi di suatu daerah akan menjadi pemicu terjadinya pergerakan penduduk dalam rangka untuk memenuhi kebutuhan tenaga kerja di daerah tujuan. Todaro [14] menyatakan perpindahan penduduk dalam suatu wilayah akan terus terjadi selama proses pembangunan ekonomi berlangsung. Menurut Lee [9] migrasi terjadi karena adanya pengaruh dari faktor

pendorong, faktor antara, faktor penarik, dan faktor pribadi. Faktor pendorong merupakan pengaruh dari daerah asal yang mendorong seseorang untuk melakukan migrasi keluar dari daerah tersebut, sedangkan faktor penarik merupakan daya tarik atau alasan seseorang untuk bermigrasi menuju suatu daerah. Kemudian terdapat juga faktor antara yang merupakan pengaruh yang dapat memperlancar atau menghambat pelaksanaan dari migrasi, serta faktor pribadi adalah faktor yang melekat pada pribadi seseorang yang memengaruhi keputusan bermigrasi.

Secara lebih spesifik Todaro [14] menyatakan migrasi internal dari suatu daerah ke daerah lain terjadi karena adanya perbedaan keuntungan nyata yang akan didapatkan jika melakukan migrasi. Keuntungan nyata tersebut diukur melalui perbedaan upah nyata, kesempatan kerja di daerah perkotaan, dan peluang seorang migran untuk mendapatkan pekerjaan perkotaan. Kemudian Todaro [14] juga menambahkan bahwa migrasi juga dipengaruhi oleh variabel ekonomi dan non ekonomi ke dalam suatu model yang memengaruhi migrasi internal.

Berdasarkan penelitian Khafid [8] diketahui bahwa karakteristik migran Jawa Tengah pada tahun 2005 didominasi oleh penduduk usia 20-34 tahun, yaitu lebih dari 65 persen. Kondisi tersebut mengindikasikan bahwa penduduk Jawa Tengah yang melakukan migrasi, sebagian besar adalah penduduk pada usia produktif. Kemudian penelitian Sari [12] menunjukkan hasil bahwa alasan utama migrasi risen keluar yang dilakukan oleh penduduk Jawa Tengah adalah alasan ekonomi, yaitu lebih dari 50 persen. Dari penelitian tersebut dapat disimpulkan bahwa sebagian besar migran keluar dari Provinsi Jawa Tengah merupakan migran usia kerja yang melakukan migrasi didasari alasan ekonomi.

Identifikasi Masalah dan Tujuan Penelitian

Migrasi risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah merupakan yang terbesar di antara provinsi lain yang ada di Indonesia. Besarnya jumlah migran tersebut dapat disebabkan oleh beberapa faktor, yaitu faktor pendorong, faktor penarik, faktor antara maupun faktor individu. Dalam penelitian ini migrasi dilihat dari sudut pandang daerah asal migran, yaitu Provinsi Jawa Tengah. Kemudian yang akan dikaji dalam penelitian ini adalah pengaruh yang ada di dalam Provinsi Jawa Tengah serta pengaruh dari provinsi-provinsi lain yang menjadi tujuan migrasi risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah. Sehingga akan diketahui faktor pendorong dari Provinsi Jawa Tengah dan faktor penarik dari provinsi-provinsi tujuan migrasi. Dalam penelitian ini faktor pendorong yang akan dikaji adalah Tingkat Pengangguran Terbuka, Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja, dan PDRB per kapita Provinsi Jawa Tengah. Sedangkan faktor penarik yang akan dikaji adalah PDRB per kapita provinsi tujuan migrasi.

Pendekatan migrasi yang akan dibahas dalam penelitian ini adalah migrasi risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah menuju provinsi-provinsi lain di Indonesia. Migrasi risen keluar akan dilihat secara agregat pada tiap provinsi tujuan. Lokus migrasi yang digunakan adalah migrasi internal, sehingga migrasi keluar negeri tidak dimasukkan dalam penghitungan. Periode migrasi yang digunakan berdasarkan Sensus Penduduk dan Survei Penduduk Antar Sensus, yaitu pada tahun 1990, 1995, 2000, 2005 dan 2010. Berdasarkan identifikasi dan batasan masalah yang telah dijelaskan, penelitian ini ingin mengetahui: (1). Bagaimana persebaran migrasi risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah; dan (2). Variabel-

variabel apa saja yang merupakan determinan migrasi risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah.

Metodologi

Ruang Lingkup Penelitian

Ruang lingkup penelitian ini mencakup seluruh provinsi di Indonesia yang menjadi daerah tujuan migrasi penduduk asal Provinsi Jawa Tengah. Pada penelitian ini yang digunakan adalah analisis data panel yang merupakan gabungan dari data *cross section* dan *data time series*. Data *cross section* yang digunakan berdasarkan jumlah provinsi pada tahun 2010 yaitu berjumlah 33, tetapi yang dianalisis sebanyak 32 provinsi karena Provinsi Jawa Tengah dipandang sebagai daerah asal migrasi. Untuk data time series, periode yang digunakan menyesuaikan dengan data migran risen yang tersedia yaitu data hasil Sensus Penduduk (SP) dan Survei Penduduk Antar Sensus (Supas). Periode tersebut pada tahun 1990, 2000, dan 2010 (SP), serta pada tahun 1995 dan 2005 (Supas).

Cakupan migrasi pada penelitian ini adalah migrasi risen, yaitu migrasi yang ditinjau dengan pendekatan tempat tinggal pada 5 tahun yang lalu sebelum pengumpulan data. Batasan tempat tinggal lima tahun yang lalu yang digunakan untuk menentukan status migrasi risen pada penelitian ini adalah perbedaan provinsi tempat tinggal. Jumlah migran risen pada tiap-tiap provinsi merupakan jumlah penduduk yang saat pengumpulan data menyatakan pada 5 tahun yang lalu bertempat tinggal di Provinsi Jawa Tengah.

Untuk memenuhi karakteristik yang menggambarkan kondisi migrasi risen, data untuk variabel independen yang dikumpulkan adalah data pada kondisi lima tahun sebelum data migran risen dikumpulkan. Kondisi tersebut menyesuaikan dari kejadian migrasi risen yang ada, yaitu migrasi risen dihitung berdasarkan tempat tinggal 5 tahun yang lalu.

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang didapatkan dari berbagai sumber, yaitu berupa raw data dan publikasi dari Badan Pusat Statistik (BPS). Sumber data yang digunakan adalah sebagai berikut,

1. Data jumlah migran risen dari Provinsi Jawa Tengah di tiap provinsi pada tahun 1990, 1995, 2000, 2005 dan 2010.

Sumber data : Raw data Sensus Penduduk (tahun 1990 dan 2000), Raw data Supas (1995 dan 2005), serta publikasi hasil SP dan Supas. Data terkait dengan migrasi yang dikumpulkan adalah keterangan tempat tinggal sekarang, tempat lahir, dan tempat tinggal 5 tahun yang lalu. Dari publikasi tersebut dihasilkan variabel jumlah migran seumur hidup, jumlah migran risen masuk, jumlah migran keluar, dan jumlah migran risen neto pada tiap provinsi.

2. Data tingkat partisipasi angkatan kerja di Provinsi Jawa Tengah pada tahun 1985, 1990, 1995, 2000 dan 2005.

Sumber data : Publikasi karakteristik angkatan kerja Indonesia dan Statistik Indonesia.

3. Data tingkat pengangguran terbuka di Provinsi Jawa Tengah pada tahun 1985, 1990, 1995, 2000 dan 2005.

Sumber data : Publikasi karakteristik angkatan kerja Indonesia dan Statistik Indonesia. Data mengenai ketenagakerjaan di Indonesia dikumpulkan melalui Survei Tenaga Kerja Nasional (Sakernas). Sakernas merupakan salah satu survei dengan pendekatan rumah

tangga yang dilakukan BPS secara regular, dan secara khusus bertujuan untuk mengumpulkan data ketenagakerjaan secara periodik.

4. Data Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) per kapita seluruh provinsi di Indonesia pada tahun 1985, 1990, 1995, 2000 dan 2005.

Sumber data : Publikasi produk domestik regional bruto tiap sektor. Data PDRB per kapita akan digunakan sebagai dua variabel yaitu variabel PDRB per kapita Jawa Tengah dan variabel PDRB per kapita provinsi lain. Untuk PDRB per kapita provinsi lain, pada beberapa provinsi baru diterapkan perlakuan tersendiri untuk menentukan nilai PDRB per kapitanya. Untuk provinsi hasil pemecahan yang belum memiliki data PDRB per kapita pada tahun tertentu, maka digunakan data PDRB per kapita dari provinsi asalnya.

Metode Analisis

Analisis yang digunakan dalam penelitian ini adalah analisis deskriptif dan inferensia. Analisis deskriptif digunakan untuk menunjukkan jumlah dan persebaran migran risen asal Provinsi Jawa Tengah yang ada pada tiap provinsi di Indonesia. Jumlah migran risen asal Provinsi Jawa Tengah disajikan dalam bentuk tabel dan grafik untuk tiap tahunnya. Persebaran migran ditampilkan menggunakan peta yang menggambarkan tujuan dan volume migran dari Jawa Tengah menuju provinsi lainnya.

Analisis inferensia dalam penelitian ini ditujukan untuk mengetahui variabel apa saja yang menjadi determinan migrasi risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah. Untuk mencapai tujuan tersebut analisis regresi data panel digunakan untuk meregresikan data 32 provinsi di Indonesia dalam kurun waktu 5 periode. Model yang digunakan dalam penelitian ini adalah:

$$\text{Migran}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{PDRB}_{it} + \beta_2 \text{PDRBTJ}_{it} + \beta_3 \text{TPT}_{it} + \beta_4 \text{TPAK}_{it} + \varepsilon_{it}$$

di mana,

- Migran_{it} : Jumlah migran asal Provinsi Jawa Tengah ke provinsi i pada tahun ke- t .
 PDRB_{it} : PDRB per kapita Provinsi Jawa Tengah pada 5 tahun sebelum pengumpulan data periode t
 PDRBTJ_{it} : PDRB per kapita provinsi i pada 5 tahun sebelum pengumpulan data periode t
 TPAK_{it} : Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja Provinsi Jawa Tengah pada 5 tahun sebelum pengumpulan data periode t
 TPT_{it} : Tingkat Pengangguran Terbuka Provinsi Jawa Tengah pada 5 tahun sebelum pengumpulan data periode t
 i : Aceh, ..., Papua Barat (kecuali Jawa Tengah).
 t : periode 1990, 1995, 2000, 2005, dan 2010
 β_j : regresor dimana $j = 1, 2, 3, 4$
 β_0 : intersep
 ε_{jt} : residual model

Dalam analisis inferensia yang diterapkan pada penelitian ini dilakukan melalui beberapa prosedur, penjelasan tiap tahapannya adalah sebagai berikut :

1. *Clearing data*. Yang dimaksud dengan *clearing data* adalah tahapan pengumpulan dan pengolahan data dari variabel yang akan digunakan dalam penelitian ini. Dalam penelitian ini seluruh data yang digunakan adalah data sekunder yang didapatkan dari publikasi dan beberapa raw data yang diolah. Raw data yang digunakan adalah Raw data hasil Sensus Penduduk 1990 dan 2000 serta Supas 1995 dan 2005. Pada raw data tersebut dilakukan *trace*, yaitu penyusunan jumlah migran berdasarkan provinsi yang baru. Provinsi baru yang dimaksud adalah provinsi yang pada saat pelaksanaan sensus atau survei tersebut belum terbentuk. Provinsi tersebut antara lain, Provinsi Kepulauan Riau (bagian dari Provinsi Riau), Provinsi Bangka Belitung (bagian dari Provinsi Sumatera Selatan), Provinsi Banten (bagian dari Provinsi Jawa Barat), Provinsi Gorontalo (bagian dari Provinsi Sulawesi Utara), Provinsi Sulawesi Barat, (bagian dari Provinsi Sulawesi Selatan), Provinsi Papua Barat (bagian dari Provinsi Papua/Irian Jaya).
2. Tahap selanjutnya adalah memilih model terbaik. Model regresi data panel yang terbaik dapat berupa *common effects model*, *fixed effects model*, atau *random effects model*.
3. Uji struktur varians-kovarians model. Uji hanya dilakukan jika model terbaik yang digunakan berbentuk *fixed effects model*. Tujuan pengujian ini adalah untuk menentukan metode estimasi yang digunakan.
4. Uji asumsi model regresi linier klasik. Asumsi regresi linier klasik yang diuji adalah asumsi normalitas, homoskedastis, non-autokorelasi, dan non-multikolinieritas.
5. Pengujian keberartian model. Yang perlu diperhatikan dalam pengujian keberartian model adalah nilai *R-squared adjusted*, hasil uji F serta hasil uji t.
6. Interpretasi. Pada tahapan interpretasi dilihat pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen menggunakan nilai koefisien β pada tiap-tiap variabel independen.

Hasil dan Pembahasan

Gambaran Migrasi Risen Provinsi Jawa Tengah

Berdasarkan hasil Sensus Penduduk 2010, Provinsi Jawa Tengah tercatat sebagai provinsi pengirim migran risen terbanyak. Jumlah migran risen keluar Jawa Tengah tercatat sebanyak 979.860 jiwa. Jumlah tersebut merupakan yang terbesar di Indonesia, yaitu sekitar 18,71 persen dari seluruh migrasi risen yang tercatat pada tahun 2010 diseluruh Indonesia.

Pada kelima periode yang diamati, migran risen keluar didominasi dari provinsi yang berada di Pulau Jawa. Provinsi DKI Jakarta, Jawa Tengah dan Jawa Timur selalu berada pada posisi empat teratas sebagai pengirim migran terbanyak. Provinsi di Pulau Jawa mendominasi kontribusi pengirim migran terbanyak karena jumlah penduduk di Pulau Jawa merupakan yang terbanyak dibandingkan di pulau-pulau lain di Indonesia. Berdasarkan hasil Sensus Penduduk 2010, tercatat penduduk di Pulau Jawa adalah sebanyak 137.831.969 jiwa atau setara dengan 58 persen dari keseluruhan penduduk Indonesia. Nilai tersebut sangat besar jika dibandingkan dengan luas wilayah di Pulau Jawa. Luas Pulau Jawa dan Madura kurang lebih hanya 7 persen dari luas daratan Indonesia. Kondisi tersebut menunjukkan ketimpangan yang besar dalam persebaran penduduk antar pulau di Indonesia.

Tabel 1. Enam provinsi dengan persentase migran risen keluar periode 1990, 1995, 2000, 2005, dan 2010

No	Periode									
	1990		1995		2000		2005		2010	
(1)	(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
1.	Jawa Tengah	22,52	DKI Jakarta	19,81	Jawa Tengah	18,41	DKI Jakarta	19,38	Jawa Tengah	18,71
2.	DKI Jakarta	19,29	Jawa Tengah	17,63	DKI Jakarta	15,39	Jawa Tengah	17,47	DKI Jakarta	16,87
3.	Jawa timur	12,57	Jawa Barat	10,80	Jawa Barat	11,43	Jawa Barat	11,69	Jawa Barat	11,38
4.	Jawa Barat	9,63	Jawa timur	9,88	Jawa timur	9,57	Jawa timur	9,08	Jawa timur	10,09
5.	Sumatera Utara	5,39	Sumatera Utara	4,79	Sumatera Utara	6,49	Sumatera Utara	5,33	Sumatera Utara	7,12
6.	Sumatera Selatan	3,86	Sumatera Selatan	4,51	Sumatera Barat	4,23	Sulawesi Selatan	3,91	Sulawesi Selatan	3,98

Sumber : Data Publikasi Sensus Penduduk dan Supas (diolah)

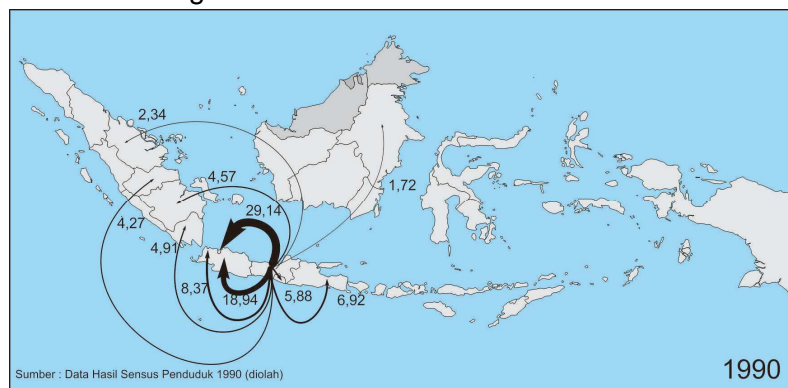
Untuk Provinsi Jawa Tengah, pada tiap periodenya memiliki kontribusi terhadap jumlah migran risen nasional sebesar lebih dari 17 persen. Hal tersebut menjadikan Jawa Tengah selalu berada pada posisi dua teratas sebagai pengirim migran risen terbanyak. Tabel 1 juga memperlihatkan perkembangan persentase migran risen keluar Jawa Tengah terhadap keseluruhan migran risen keluar di Indonesia pada tahun 1990, 1995, 2000, 2005, dan 2010. Secara umum, persentase migran risen keluar Jawa Tengah cenderung stabil pada tiap periodenya. Pada rentang tahun 1990 hingga 1995 terjadi penurunan persentase migran risen yang signifikan, yaitu sebesar 5 persen. Besarnya penurunan ini dapat dikaitkan dengan penurunan intensitas transmigrasi menuju daerah-daerah di Sumatera. Pada tahun 1980-1990 diketahui bahwa transmigrasi besar-besaran dilakukan menuju provinsi di bagian selatan Pulau Sumatera. Sementara setelah tahun 1990 volume transmigrasi dari Jawa Tengah tidak sebesar tahun sebelumnya. Pada tahun 1995, 2000, 2005 dan 2010, persentase migran risen keluar Jawa Tengah cenderung konstan. Hal tersebut ditunjukkan dengan persentase migran yang berada pada kisaran 17-19 persen pada tahun 1995 - 2010. Berdasarkan nilai tersebut terlihat bahwa migran risen keluar Jawa Tengah memberikan kontribusi yang besar dari tahun 1990 hingga 2010.

Persebaran Migrasi Risen Keluar Provinsi Jawa Tengah

Pada bagian ini akan dideskripsikan persebaran migran risen keluar Jawa Tengah pada tiap periodenya. Pada peta persebaran disertai tanda panah dari Provinsi Jawa Tengah menuju provinsi tujuan. Ukuran tanda panah bervariasi berdasarkan persentase migran

keluar dari Jawa Tengah yang menuju setiap provinsi. Semakin besar ukuran tanda panah, maka semakin besar pula persentase migran keluar dari Jawa Tengah menuju provinsi tersebut. Kemudian disertakan juga angka yang menunjukkan nilai dari setiap tanda panah, yang menunjukkan nominal dari persentase migran risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah menuju tiap provinsi di Indonesia.

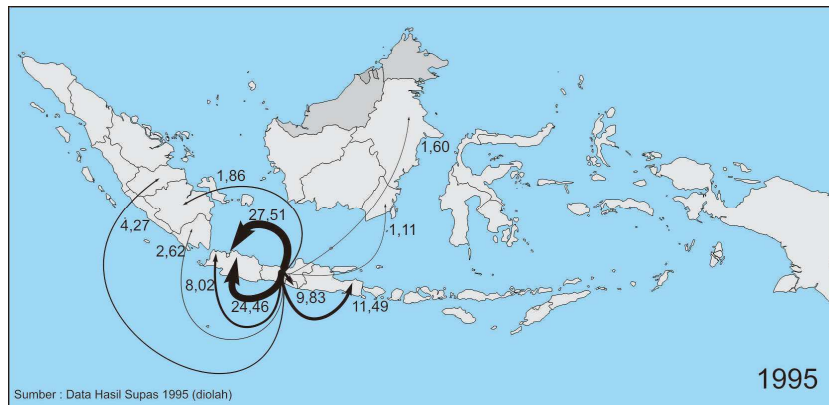
Pada Gambar 1 terlihat pergerakan dan volume migran risen keluar dari Jawa Tengah pada tahun 1990. Secara umum migrasi risen keluar dari Jawa Tengah sebagian besar menuju ke provinsi-provinsi di Pulau Jawa, seperti DKI Jakarta, Jawa Barat, Banten, Jawa Timur dan D.I. Yogyakarta. Pergerakan migran yang terbesar yaitu menuju DKI Jakarta dan Jawa Barat, sebesar 32,27 dan 21,79 persen. Migrasi penduduk dari Jawa Tengah menuju DKI Jakarta dapat dikaitkan dengan kondisi DKI Jakarta yang merupakan pusat pemerintahan dan perekonomian. Sehingga persentase migran risen keluar Jawa Tengah menuju DKI Jakarta cenderung besar.



Gambar 1. Persentase persebaran migran risen keluar Provinsi Jawa Tengah Tahun 1990

Sementara dapat diketahui juga bahwa terdapat pergerakan yang cukup besar menuju provinsi di bagian selatan Pulau Sumatera, yaitu menuju Sumatera Selatan, Lampung dan Jambi. Migran risen keluar menuju provinsi tersebut mencapai lebih dari 13 persen. Kondisi tersebut dapat dikaitkan dengan program transmigrasi yang dicanangkan pemerintah, yaitu pada tahun 1980-1990 yang mengirimkan banyak penduduk dari Jawa untuk mengembangkan pertanian pada daerah tersebut [11].

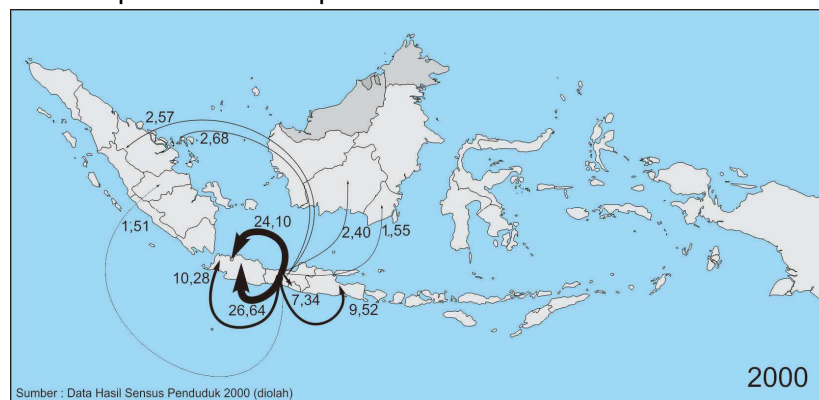
Pergerakan migran risen keluar pada tahun 1995 secara umum masih menuju DKI Jakarta dan Jawa Barat. Selain itu terdapat peningkatan persentase migran menuju D.I. Yogyakarta dan Jawa Timur, yang pada tahun 1990 hanya sebesar masing-masing 5,88 dan 6,92 persen. Persentase migran menuju Provinsi D.I. Yogyakarta dan Jawa Timur meningkat menjadi 9,83 dan 11,49 persen. Peningkatan tersebut dapat dikaitkan dengan jarak Jawa Tengah yang lebih dekat menuju provinsi tersebut, sebagaimana teori yang disampaikan Ravenstein [6] bahwa jarak memengaruhi migrasi.



Gambar 2. Persentase persebaran migran risen keluar Provinsi Jawa Tengah tahun 1995

Sementara persentase migran risen keluar Jawa Tengah menuju provinsi di bagian selatan Pulau Sumatera mengalami penurunan yang besar. Pada tahun 1990 tercatat sekitar 13 persen migran risen keluar Jawa Tengah menuju Lampung, Sumatera Selatan dan Jambi. Pada tahun 1995 persentase migran menuju kawasan tersebut hanya sekitar 8 persen. Hal tersebut berarti terjadi penurunan persentase migran risen menuju kawasan tersebut sebesar 5 persen. Penurunan tersebut dapat dikaitkan dengan kondisi bahwa volume transmigrasi dari Pulau Jawa menuju Sumatera pada tahun 1990-an sudah mulai berkurang. Berkurangnya volume transmigrasi dari Jawa menuju Sumatera terkait dengan kondisi perekonomian saat itu yang tidak stabil, terutama pada tahun 1998 [11].

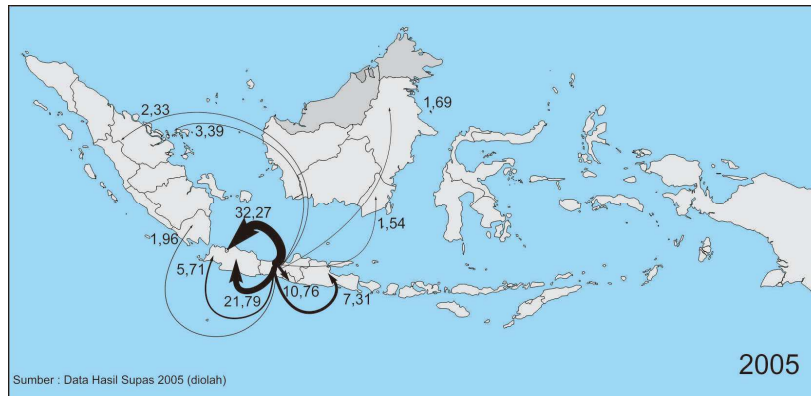
Pada tahun 2000 migran risen keluar dari Jawa Tengah yang tercatat menunjukkan hasil bahwa tujuan utama migran risen keluar dari Jawa Tengah adalah menuju DKI Jakarta dan Jawa Barat. Pada tahun ini persentase migran menuju provinsi-provinsi di Sumatera bagian selatan semakin menurun, yaitu persentase migran risen keluar menuju tiap provinsi tersebut hanya berada pada kisaran 1 persen.



Gambar 3. Persentase persebaran migran risen keluar Provinsi Jawa Tengah tahun 2000

Terjadi peningkatan persentase migran menuju Provinsi Riau dan Kepulauan Riau. Total migran risen menuju kedua provinsi tersebut sekitar 5 persen. Pada tahun 1990 dan 1995 persentase migran menuju kedua provinsi tersebut berfluktuasi dibawah 2 persen. Kenaikan persentase migran risen keluar menuju Provinsi Riau dan Kepulauan Riau dapat dikaitkan dengan adanya pembangunan kawasan industri terpadu di Kota Batam, Kepulauan Riau.

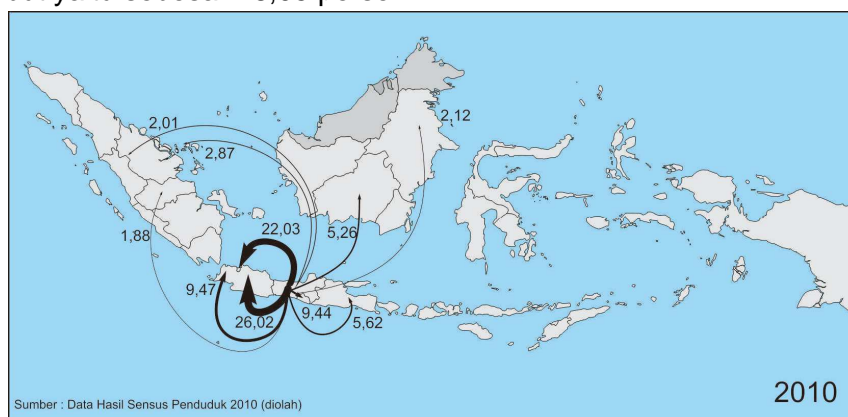
Tahun 2005 berbeda dengan tahun sebelumnya, yaitu pada tahun 1990,1995 dan 2000. Hal tersebut dikarenakan pada tahun 2005 migran risen yang ditinjau pada kondisi setelah diterapkannya otonomi daerah pada tahun 1999. Sementara pada tiga tahun sebelumnya, migrasi risen yang tercatat adalah kondisi pada masa sebelum otonomi daerah. Otonomi daerah dapat dikaitkan dengan pengambilan kebijakan yang dilakukan oleh pemerintah daerah, yang termasuk salah satu di dalamnya yaitu kebijakan terkait migrasi dan kependudukan.



Gambar 4. Persentase persebaran migran risen keluar Provinsi Jawa Tengah Tahun 2005

Persentase migran risen keluar pada tahun 2005 sebagian besar masih menuju Provinsi DKI Jakarta dan Jawa Barat. Persentase migran risen keluar menuju kedua provinsi tersebut juga cenderung sama dengan ketiga tahun sebelumnya, yaitu sekitar 50 persen dari keseluruhan migran risen keluar Jawa Tengah. Sementara persentase migran risen keluar menuju Provinsi Riau dan Kepulauan Riau mengalami sedikit peningkatan dibandingkan pada tahun 2000, yaitu menjadi 5,72 persen. Sementara persentase migran risen keluar menuju provinsi-provinsi lain tidak mengalami perubahan yang signifikan.

Persentase migran risen keluar tahun 2010 merupakan data migrasi risen terbaru yang digunakan, yaitu merupakan hasil dari Sensus Penduduk 2010. Secara umum persebaran persentase migran risen keluar Jawa Tengah pada tahun 2010 cenderung sama dengan tahun sebelumnya. Persentase migran risen keluar menuju DKI Jakarta dan Jawa Barat masih merupakan yang terbesar, total persentase migran risen keluar menuju kedua provinsi tersebut yaitu sebesar 48,05 persen.



Gambar 5. Persentase persebaran migran risen keluar Provinsi Jawa Tengah tahun 2010

Jika dicermati nilai tersebut mengalami penurunan dibandingkan nilai pada tiga periode sebelumnya yang selalu di atas 50 persen. Secara khusus persentase migran risen menuju DKI Jakarta menurun menjadi 22 persen, nilai tersebut lebih kecil dibandingkan dengan persentase pada periode-periode sebelumnya yang berada pada kisaran di atas 24 persen.

Sementara persentase migran keluar menuju Riau dan Kepulauan Riau masih konsisten dibandingkan dengan kondisinya pada tahun 2000 dan 2005. Pada tahun 2010 persentase migran risen keluar menuju kedua provinsi tersebut sebesar 4,88 persen. Hal tersebut mengindikasikan bahwa provinsi tersebut menjadi salah satu tujuan migrasi risen keluar dari Jawa Tengah. Kemudian kenaikan persentase migran risen yang cukup signifikan terjadi pada Provinsi Kalimantan Tengah, yaitu sebesar 5,26 persen. Kenaikan tersebut cukup besar karena pada periode sebelumnya persentase migran risen keluar Jawa Tengah menuju provinsi tersebut hanya sekitar 1 persen.

Dari hasil pengamatan persebaran persentase migran pada tahun 1990, 1995, 2000, 2005 dan 2010 dapat diketahui bahwa secara umum migran risen keluar Jawa Tengah masih terpusat pada DKI Jakarta dan Jawa Barat. Persentase migran risen yang besar juga terjadi pada provinsi lain di Pulau Jawa, yaitu di DI Yogyakarta, Jawa Timur dan Banten. Persebaran persentase migran risen keluar Jawa Tengah yang terpusat di Pulau Jawa dapat dikaitkan dengan tingkat kemakmuran provinsi-provinsi di Pulau Jawa. Kemudian kondisi tersebut juga sejalan dengan yang dikemukakan Ravenstein [6] dimana migrasi dipengaruhi jarak. Dalam kondisi ini jarak tidak hanya diartikan sebagai rentangan dari posisi antar wilayah, tetapi jarak dapat diartikan sebagai kemudahan dan kecepatan akses sarana transportasi antar wilayah. Seperti yang telah diketahui bahwa transportasi antar daerah di Pulau Jawa mudah diakses.

Determinan Migrasi Risen Keluar Provinsi Jawa Tengah tahun 1990-2010.

Model regresi data panel pada penelitian ini menggunakan persentase migran risen keluar dari Jawa Tengah yang ada pada tiap provinsi sebagai variabel dependen. Berdasarkan hasil pemilihan model terbaik, model regresi data panel yang digunakan dalam penelitian ini adalah *Fixed Effects Model* dengan *Cross-section SUR (Seemingly Uncorrelated Regression)* yaitu model *fixed effects* yang mengakomodasi adanya struktur varians-kovarians residual yang bersifat heteroskedastik dan terdapat *cross sectional correlation*. Model terbaik ini telah memenuhi asumsi regresi klasik yang meliputi asumsi normalitas dan non-multikolinieritas.

Dalam penelitian ini, pertama-tama dilakukan *running common effects model*, kemudian dilanjutkan dengan *fixed effects model*. Untuk memilih model terbaik di antara keduanya, dilakukan uji Chow. Hasil uji Chow menunjukkan tolak H_0 , artinya *fixed effects model yang terpilih*. Kemudian dilakukan *running random effects model* yang dilanjutkan dengan uji Hausman. Uji Hausman yang dilakukan menunjukkan hasil invalid, artinya belum dapat ditentukan mana model yang terbaik antara *fixed effects model*, atau *random effects model*.

Maka digunakan pemilihan model secara informal dengan mempertimbangkan teori yang dikemukakan Gujarati [7] bahwa jika individu atau unit *cross section* sampel yang dipakai adalah tidak random, maka *fixed effects model* lebih cocok digunakan. Mengingat

bahwa unit *cross section* pada penelitian ini adalah jumlah migran pada tiap provinsi dimana pengambilannya tidak secara random, maka model yang terpilih adalah *Fixed Effect Model*.

Ringkasan dari model terbaik yang terpilih dalam penelitian ini dapat dilihat pada tabel 4. Berdasarkan model estimasi yang terpilih, nilai *adjusted R-square* dari model adalah sebesar 0,9586 yang berarti bahwa variabel-variabel bebas yang digunakan mampu menjelaskan variabel jumlah migran risen keluar sebesar 95,86 persen sedangkan 4,14 persen sisanya dijelaskan oleh variabel lain yang berada diluar model. Kemudian, hasil estimasi model terbaik menunjukkan bahwa nilai *probability* uji statistik F adalah sebesar 0,000. Dengan melihat hasil tersebut maka dapat disimpulkan bahwa dengan taraf uji 5 persen paling tidak terdapat satu variabel bebas yang memengaruhi secara signifikan terhadap jumlah migran risen keluar Provinsi Jawa Tengah.

Tabel 2. Ringkasan statistik hasil estimasi model *fixed effects* dengan SUR .

Variabel	Koefisien	SE	t-statistik	Prob
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Konstanta	16,73418	0,34141	49,01481	0.0000
TPAK	-0,01029	0,00054	-18,74786	0.0000
TPT	0,03687	0,00211	17,47261	0.0000
LN_PDRBTJ	0,03031	0,13883	0,21835	0.8275
LN_PDRB	-0,42111	0,12661	-3,32583	0.0012
Adj. R-squared	0.958685			
Prob (F-statistik)	0,000000			

Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 6

Pengujian parsial masing-masing variabel bebas dapat dilihat melalui *prob.t-stat*-nya. Nilai *prob.t-stat* masing-masing variabel dibandingkan dengan taraf uji sebesar 5 persen. Ketika nilai *prob.t-stat*-nya dibawah taraf uji maka variabel tersebut dapat dikatak signifikan memengaruhi jumlah migran risen keluar Provinsi Jawa Tengah. Berdasarkan hasil estimasi model terbaik, dapat disimpulkan bahwa terdapat 3 variabel bebas yang signifikan memengaruhi jumlah migran risen keluar Provinsi Jawa Tengah. Variabel tersebut adalah PDRB per kapita Jawa Tengah, Tingkat Pengangguran Terbuka dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja. Sedangkan variabel PDRB per kapita provinsi tujuan tidak berpengaruh signifikan terhadap jumlah migran risen keluar Jawa Tengah pada taraf uji 5 persen. Sehingga persamaan model yang terbentuk adalah sebagai berikut,

$$\ln_MIGRAN_{it} = (16,734 + \alpha_i) - 0,0102 TPAK_{it}^* + 0,0368 TPT_{it}^* + 0,0303 \ln_PDRBTJ_{it} - 0,4211 \ln_PDRB_{it}^*$$

Keterangan : *signifikan pada $\alpha = 5$ persen

Variabel PDRB per kapita Jawa Tengah memiliki pengaruh negatif dan signifikan terhadap jumlah migran risen keluar Jawa Tengah. Nilai koefisien regresi variabel PDRB per kapita adalah $-0,4211$. Hal tersebut berarti setiap kenaikan 1 persen PDRB perkapita maka persentase migran keluar akan menurun sebesar 0,4211 persen, dengan asumsi variabel-variabel lain yang memengaruhi bernilai tetap.

Kondisi tersebut sejalan dengan dengan teori yang dikemukakan Todaro [14] yaitu ketika di daerah asal memiliki nilai lebih atau kemakmuran yang tinggi maka penduduk akan

cenderung untuk tidak bermigrasi. Dalam hal ini kemakmuran digambarkan dengan variabel PDRB, yaitu merupakan salah satu variabel yang menggambarkan kemakmuran dan pertumbuhan ekonomi suatu wilayah. Hasil yang menunjukkan bahwa PDRB signifikan memengaruhi jumlah migrasi ditunjukkan juga pada penelitian yang dilakukan Widyaputri [17] dan Simanulang [13].

Kemudian pada variabel Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) berdasarkan hasil estimasi model terbaik diketahui bahwa memiliki pengaruh positif. Koefisien regresi variabel TPAK adalah sebesar -0,0102. Untuk melihat pengaruh variabel TPAK terhadap perubahan jumlah migrasi risen digunakan nilai $\beta \times 100$. Hal tersebut dikarenakan hubungan antara variabel TPAK dan Jumlah migran berada pada bentuk model transformasi *log linier* (Gujarati,2003). Sehingga nilai koefisien β tersebut dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan 1 persen TPAK maka persentase jumlah migran risen keluar Jawa Tengah akan turun sebesar 1,02 persen. Kondisi tersebut dengan asumsi bahwa variabel-variabel lain yang memengaruhi bernilai tetap.

Temuan bahwa TPAK signifikan memengaruhi jumlah migrasi sejalan dengan pernyataan Ravenstein [6] bahwa migrasi berhubungan erat dengan ketenagakerjaan. Ketika terjadi kelebihan tenaga kerja maka akan terjadi migrasi menuju daerah yang memerlukan tenaga kerja begitu pula sebaliknya. Kondisi yang sama dibuktikan pada penelitian yang dilakukan oleh Sari [12] yang menunjukkan hasil bahwa TPAK berpengaruh pada jumlah dan kecenderungan migrasi. Pada penelitian ini TPAK memiliki pengaruh negatif terhadap jumlah migran keluar. Hal tersebut dapat dikaitkan dengan jumlah penduduk yang bekerja yang turut meningkat seiring dengan peningkatan TPAK. Ketika penduduk di Jawa Tengah sudah memiliki pekerjaan, maka kecenderungan untuk keluar dari Jawa Tengah akan menurun. Hal tersebut sebagaimana disampaikan oleh Ravenstein [6] yaitu sebagian besar migrasi dilakukan karena sulitnya mencari pekerjaan di daerah asal. Ketika pekerjaan sudah didapatkan di daerah asal, maka keinginan untuk bermigrasi akan berkurang.

Selanjutnya variabel Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) diketahui memiliki pengaruh positif dengan koefisien regresi sebesar 0.0368. Berdasarkan nilai koefisien regresi tersebut dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan 1 persen TPT maka persentase jumlah migran risen keluar Jawa Tengah akan naik sebesar 3,68 persen. Kondisi tersebut terpenuhi dengan asumsi bahwa variabel-variabel lain yang memengaruhi bernilai tetap.

Menurut Todaro [15] pengangguran merupakan fenomena yang terjadi akibat jumlah tenaga kerja yang tidak terserap maksimal oleh pasar tenaga kerja di suatu wilayah. Ketika hal tersebut terjadi maka pengangguran tersebut akan cenderung berpindah menuju daerah lain yang dianggap bisa menyediakan lapangan pekerjaan. Demikian pula pada penelitian ini, TPT menunjukkan pengaruh yang signifikan terhadap jumlah migran risen keluar. Penelitian terdahulu yang menunjukkan hasil yang sama antara lain penelitian Widyaputri [17], dan Simanulang [13].

Dalam penelitian ini didapatkan hasil bahwa variabel PDRB per kapita provinsi tujuan tidak memiliki pengaruh signifikan. Hasil tersebut merupakan sebuah anomali, seharusnya PDRB per kapita provinsi tujuan merupakan variabel yang digunakan untuk melihat kemakmuran daerah tujuan. Kemakmuran di daerah tujuan merupakan nilai tambah yang membuat kecenderungan untuk bermigrasi ke daerah tersebut meningkat [14]. Kondisi variabel PDRB per kapita provinsi tujuan yang tidak signifikan dalam model ini dapat

dikaitkan dengan kondisi data yang kurang representatif. Seperti yang dijelaskan pada bagian metodologi, variabel PDRB per kapita provinsi tujuan merupakan hasil pendekatan. Untuk beberapa provinsi baru nilai yang digunakan adalah PDRB per kapita dari provinsi induknya.

Pada model *Fixed Effect* didapatkan pula intersep dari masing-masing *cross section*. Nilai intersep pada model *Fixed Effect* merupakan hasil penjumlahan antara konstanta dengan efek individu masing-masing *cross section*. Dalam penelitian ini *cross section* yang digunakan adalah provinsi-provinsi tujuan migrasi risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah. Nilai intersep yang berbeda antar tiap provinsi menunjukkan adanya perbedaan pengaruh kondisi provinsi tujuan terhadap jumlah migrasi risen keluar Provinsi Jawa Tengah. Semakin besar nilai intersep dari suatu provinsi, maka semakin besar juga jumlah migran risen keluar dari Jawa Tengah menuju provinsi tersebut. Dalam penelitian ini didapatkan intersep dari masing-masing provinsi yang hasilnya dapat dilihat pada tabel 2.

Dari Tabel 5 dapat diketahui bahwa Provinsi DKI Jakarta memiliki intersep terbesar, yaitu 20,1403. Hal tersebut berarti persentase migrasi risen keluar dari Jawa Tengah menuju DKI Jakarta merupakan yang terbesar dibandingkan menuju provinsi-provinsi lain. Kondisi tersebut dapat dikaitkan dengan kondisi DKI Jakarta yang merupakan pusat pemerintahan dan perekonomian di Indonesia. Daya tarik DKI Jakarta dalam hal ekonomi diduga menjadi alasan mengenai besarnya intersep Provinsi DKI Jakarta di dalam model. Hal tersebut sesuai dengan penelitian yang dilakukan oleh Khafid [8] yang menunjukkan hasil bahwa sebagian besar migran risen keluar dari Jawa Tengah bermigrasi menuju Jakarta dan daerah di sekitar Jakarta, seperti Bekasi, Tangerang, Depok dan Bogor.

Tabel 3. Nilai intersep model pada tiap provinsi

Provinsi	Intersep	Provinsi	Intersep
(1)	(2)	(3)	(4)
Aceh	15,2644	NTB	15,6851
Sumatera Utara	16,5812	NTT	15,7650
Sumatera Barat	16,3664	Kalimantan Barat	16,8027
Riau	17,4826	Kalimantan Tengah	17,3546
Kepulauan Riau	17,1919	Kalimantan Selatan	17,2655
Jambi	17,4405	Kalimantan Timur	17,3459
Sumatera Selatan	17,4828	Sulawesi Utara	14,8334
Bangka Belitung	15,9406	Gorontalo	13,1590
Bengkulu	16,4776	Sulawesi Tengah	15,9215
Lampung	17,6664	Sulawesi Selatan	16,7190
DKI Jakarta	20,1403	Sulawesi Barat	15,3302
Jawa Barat	20,0466	Sulawesi Tenggara	15,0886
Banten	19,0003	Maluku	15,3934
Yogyakarta	19,0361	Maluku Utara	14,8884
Jawa Timur	18,9632	Papua	16,2994
Bali	16,3214	Papua Barat	16,2381

Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 6

Provinsi Gorontalo memiliki intersep paling kecil yaitu 13,1590. Hal tersebut dapat diartikan bahwa jumlah migran risen keluar Provinsi Jawa Tengah menuju Provinsi Gorontalo lebih paling sedikit dibandingkan dengan provinsi-provinsi lain. Intersep di Provinsi Gorontalo yang kecil dapat dikaitkan dengan akses menuju Provinsi Gorontalo yang sulit dan mahal. Kemudian daya tarik dari Provinsi Gorontalo dari segi ekonomi yang tidak sebesar provinsi yang lain juga bisa dikaitkan dengan nilai intersep Provinsi Gorontalo [11].

Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan dalam penelitian ini, dapat diambil kesimpulan bahwa persentase migran risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah pada periode 1990, 1995, 2000, 2005 dan 2010 cenderung konstan. Pola persebaran migrasi risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah pada periode 1990, 1995, 2000, 2005, dan 2010 cenderung menuju provinsi terdekatnya di Pulau Jawa. Terutama menuju DKI Jakarta dan Jawa Barat. Terdapat pergerakan migran risen yang besar pada periode 1990 dari Jawa Tengah menuju provinsi di bagian selatan Pulau Sumatera, dengan total sebesar 12 persen. Kemudian persentase migran risen keluar menuju daerah tersebut tersebut semakin mengecil pada periode 1995 hingga 2010. Sedangkan pada periode 2000-2010 persentase migran risen keluar Jawa Tengah menuju Provinsi Riau dan Kepulauan Riau mengalami peningkatan dibandingkan periode 1990-1995. Variabel-variabel yang merupakan determinan migrasi risen keluar dari Provinsi Jawa Tengah berdasarkan data periode 1990, 1995, 2000, 2005 dan 2010 adalah PDRB per kapita Provinsi Jawa Tengah, Tingkat Pengangguran Terbuka dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja. Peningkatan PDRB per kapita di Jawa Tengah dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja memberikan efek penurunan pada persentase migran risen keluar Jawa Tengah. Sedangkan peningkatan Tingkat Pengangguran Terbuka di Jawa Tengah memberikan efek peningkatan pada persentase migran risen keluar Jawa Tengah.

Berdasarkan temuan yang ada dan kesimpulan dari penelitian yang dilakukan, peneliti merekomendasikan beberapa saran antara lain: Pemerintah Provinsi Jawa Tengah diharapkan dapat memberikan solusi terhadap besarnya jumlah angkatan kerja di Provinsi Jawa Tengah. Pemerintah dan dunia usaha di Jawa Tengah sebaiknya menjalin kerja sama dalam menciptakan industri yang pada karya atau *labour intensif*, sehingga banyaknya tenaga kerja di Jawa Tengah dapat tertampung dan tidak menjadi masalah di Provinsi lain. Pemerintah Provinsi Jawa Tengah diharapkan untuk memacu pertumbuhan perekonomian dalam rangka untuk meningkatkan kesejahteraan. Hal tersebut dapat dilakukan dengan pembangunan infrastruktur dan mengembangkan sektor usaha yang ada. Pemerintah Provinsi Jawa Tengah dan Pemerintah Provinsi lain diharapkan menjalin kerjasama transmigrasi dengan memperhatikan infrastruktur dan potensi di daerah tujuan. Dalam hal ini diperlukan juga mediasi dari Kementerian Ketenagakerjaan dan Transmigrasi agar terjadi pemerataan dalam jumlah penduduk yang nantinya dapat berimbang pada pemerataan perekonomian. Pemerintah pusat melalui Kementerian Ketenagakerjaan dan Transmigrasi serta kementerian terkait diharapkan meningkatkan infrastruktur untuk perhubungan antar provinsi. Terutama menuju provinsi di Indonesia bagian timur. Hal tersebut diharapkan dapat meningkatkan persebaran penduduk dari Provinsi Jawa Tengah menuju provinsi-provinsi lain. Untuk penelitian selanjutnya, direkomendasikan untuk meneliti kondisi migrasi internal

di Indonesia dari sisi provinsi penerima migran. Kemudian juga direkomendasikan untuk dilakukan kajian lebih dalam mengenai migrasi di Indonesia menggunakan analisis spasial.

Daftar Pustaka

- [1] Badan Pusat Statistik. *Tren/Pola Migrasi Dari Berbagai Sensus dan Survei*, Badan Pusat Statistik, 2010.
- [2] Badan Pusat Statistik. *Data Hasil Sensus Penduduk 2010. Data Agregat per Provinsi*, Badan Pusat Statistik, 2010.
- [3] Badan Pusat Statistik. *Statistik Indonesia* [berbagai edisi]. Badan Pusat Statistik, 1990-2010.
- [4] Badan Pusat Statistik. *Keadaan Angkatan Kerja di Indonesia* [berbagai edisi]. Badan Pusat Statistik, 1985-2005.
- [5] Baltagi, Badi H *Econometrics Analysis Of Data Pane Third Edition*. West Sussex : John Wiley & Sons, Ltd., 2005.
- [6] Grigg, D.B., E.G. Ravenstein and "The Laws of Migration". *Journal of Historical Geography*, 3, 1 (1977), 41-54.
- [7] Gujarati, Damodar. N. *Basic Econometric Fourth Edition*. New York: McGraw-Hill, 2003.
- [8] Khafid, Akhiryanto, *Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Proporsi Relatif Tujuan Migrasi Dalam Keputusan Bermigrasi Penduduk Jawa Tengah (Berdasarkan Data Supas 2005)* [Skripsi]. STIS, 2007.
- [9] Lee, Everett.S. *A Theory Of Migration*. *Demography*, Vol. 3, No. 1. 1966, 47-57. Population Association Of America, 1966.
- [10] Mantra, Ida Bagoes. *Demografi Umum*. Yogyakarta : Pustaka Pelajar, 2003.
- [11] Kemenakertrans. *Naskah Akademik Arah Kebijakan Ketransmigrasian 2014-2019*. Jakarta: Pusat Litbang Ketransmigrasian, 2013.
- [12] Sari, Diah Kartika. *Analisis Migrasi Penduduk Provinsi Jawa Tengah (Data Sensus Penduduk 2000)*. [Skripsi]. Semarang: UNS, 2004.
- [13] Simanullang, Eshter V. *Pola Migrasi Dan Pembangunan Ekonomi Antar Provinsi di Indonesia*. [Tesis]. Jakarta: Program Pasca Sarjana Program Studi Kependudukan dan Ketenagakerjaan Universitas Indonesia, 2012.
- [14] Todaro, Michael P. *Internal Migration In Developing Countries: A Survey*. *Population and Economics Change in Developing Countries*. Chicago: University of Chicago Press, 1980.
- [15] Todaro, Michael P dan Smith, Stephen C. *Pembangunan Ekonomi di Dunia Ketiga Edisi Kedelapan*. Jakarta: Erlangga, 2004.
- [16] White, Michael J. & Subedi Inku. *The Demography of China: Effect on Migration to High Income Countries Through 2030*. Washington, DC: Migration Policy Institute, 2008.
- [17] Widyaputri, Dwindra Larasati *Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Migrasi Internal Sebelum dan Setelah Otonomi Daerah* [Skripsi]. Bogor: Fakultas Ekonomi dan Manajemen Institut Pertanian Bogor, 2013.

PENGUNAAN TEKNIK *CROSS VALIDATION* UNTUK *ASSESSMENT* MODEL REGRESI SPASIAL

(Studi Kasus *Human Development Index* Provinsi Jawa Timur pada tahun 2013)

Arief Yuandi, S.ST & Setia Pramana, Ph.D

SEKOLAH TINGGI ILMU STATISTIK, 11.6558@stis.ac.id

Abstrak

Topik yang sedang hangat dibicarakan oleh masyarakat khususnya pelaku pasar di Indonesia adalah topik yang berkaitan dengan pembentukan sebuah kawasan terintegrasi yang dikenal sebagai Masyarakat Ekonomi Asean (MEA). MEA merupakan bentuk realisasi dari tujuan akhir integrasi ekonomi di Kawasan Asia Tenggara. Sebagai salah satu negara di Kawasan Asia Tenggara, MEA secara simultan menjadi peluang, tantangan dan risiko bagi Negara Indonesia. Melihat hal tersebut, salah satu pekerjaan rumah bagi negara ini adalah mengupayakan persiapan sumber daya manusia (SDM). Upaya ini dilakukan agar nantinya SDM Indonesia dapat bersaing pada kancah persaingan negara anggota ASEAN. *Human Development Index* (HDI) dapat digunakan untuk melihat gambaran umum keadaan SDM di suatu wilayah. HDI merupakan bahan pertimbangan pokok dalam rangka persiapan dan pembangunan SDM.

Penentuan model regresi terbaik dalam memprediksi nilai HDI merupakan hal yang penting untuk dilakukan. Pada penelitian ini, penentuan model regresi terbaik dilakukan dengan cara membandingkan beberapa spesifikasi model regresi yakni model regresi yang memperhitungkan dimensi keruangan (model regresi spasial) dan model regresi sederhana. Perbandingan ini dilakukan dengan menggunakan teknik *cross validation*. *Cross validation* merupakan teknik yang digunakan untuk melihat kemampuan sebuah model regresi dalam memprediksi suatu pengamatan yang belum terlihat. Hasil akhir dari penelitian ini adalah sebuah model regresi yang merupakan prediktor terbaik untuk memprediksi nilai HDI.

Kata kunci : *cross validation*, model regresi spasial, *human development index*

Pendahuluan

Topik yang sedang hangat dibicarakan oleh masyarakat khususnya pelaku pasar di Indonesia adalah topik yang berkaitan dengan pembentukan sebuah kawasan terintegrasi yang dikenal sebagai Masyarakat Ekonomi Asean (MEA). MEA merupakan bentuk realisasi dari tujuan akhir integrasi ekonomi di Kawasan Asia Tenggara. Sebagai salah satu negara di Kawasan Asia Tenggara, MEA secara simultan menjadi peluang, tantangan dan risiko bagi Negara Indonesia. Melihat hal tersebut, salah satu pekerjaan rumah bagi negara ini adalah mengupayakan persiapan sumber daya manusia (SDM). Upaya ini dilakukan agar nantinya SDM Indonesia dapat bersaing pada kancah ASEAN. *Human Development Index* dapat digunakan untuk melihat gambaran umum keadaan SDM di suatu wilayah. HDI merupakan bahan pertimbangan pokok dalam rangka persiapan dan pembangunan SDM.

Pembangunan manusia di daerah lain tentu mempengaruhi pembangunan manusia di daerah sekitarnya. Hal ini sesuai dengan hukum pertama geografi dimana Tobler (1979) menyatakan bahwa segala sesuatu saling berhubungan satu dengan yang lainnya, tetapi sesuatu yang dekat mempunyai pengaruh lebih besar daripada sesuatu yang jauh (Miller, 2004). Berdasarkan hukum tersebut, penting untuk kita mempertimbangkan dimensi keruangan/spasial pada saat melakukan analisis terhadap data berbasis spasial. Menjawab hal tersebut, terdapat analisis regresi yang mempertimbangkan efek keruangan/spasial yakni analisis regresi spasial. Model regresi yang digunakan pada analisis ini adalah model regresi spasial. Model regresi spasial dapat kita anggap sebagai modifikasi dari model regresi sederhana. Modifikasi yang dilakukan adalah diperhitungkannya efek spasial sebagai salah satu komponen pembentuk model regresi (Chi dan Zhu, 2007).

Pada penelitian ini akan dilakukan perbandingan antara dua spesifikasi model regresi yakni model regresi spasial dan model regresi sederhana. Perbandingan kedua model tersebut membawa kita kepada perbandingan antara model yang memperhitungkan dan mengabaikan efek keruangan/spasial dalam suatu kasus. Hal ini secara implisit memperlihatkan kekuatan prediksi suatu model regresi sebelum dan setelah efek spasial dipertimbangkan. Cakupan ruang dan waktu yang digunakan dalam penelitian ini adalah HDI Provinsi Jawa Timur pada tahun 2013 sedangkan unit pengamatan pada penelitian ini adalah kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur.

Metodologi

Ruang Lingkup Penelitian

Ruang lingkup penelitian ini adalah HDI di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2013. Unit pengamatan penelitian ini adalah 29 kabupaten dan sembilan kota di Provinsi Jawa Timur. Variabel yang digunakan selama penelitian sebanyak lima variabel yakni HDI sebagai variabel respons dan variabel lainnya merupakan *predictor*. Adapun variabel-variabel tersebut dideskripsikan pada Tabel berikut.

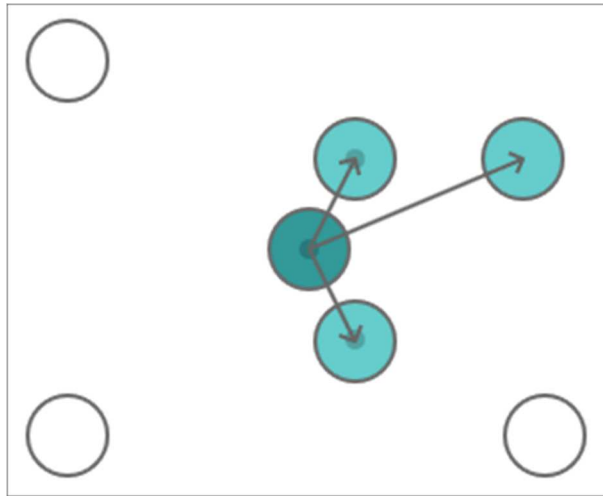
No	Variabel	Deskripsi
(1)	(2)	(3)
1	<i>Human Development Index</i>	HDI adalah angka yang menggambarkan capaian pembangunan manusia berbasis sejumlah komponen dasar kualitas hidup. IPM dibangun melalui pendekatan tiga dimensi dasar. Dimensi tersebut mencakup umur panjang dan sehat; pengetahuan, dan kehidupan yang layak

2	Laju Pertumbuhan Ekonomi	Laju Pertumbuhan Ekonomi Menunjukkan pertumbuhan produksi barang dan jasa di suatu wilayah perekonomian dalam selang waktu tertentu. Komponen pembentuk angka pertumbuhan ekonomi adalah Pendapatan Domestik Bruto (PDB) atau Pendapatan Domestik Regional Bruto (PDRB) atas harga konstan.
3	Persentase Penduduk miskin (<i>Head Count Index</i>)	<i>Head Count Index</i> (HCI-P0) adalah persentase penduduk yang berada dibawah Garis Kemiskinan (GK). HCI-P0 secara sederhana mengukur proporsi yang dikategorikan miskin. Angka yang ditunjukkan oleh HCI-P0 menunjukkan proporsi penduduk miskin di suatu wilayah.
4	Rasio Murid dan Sekolah Menengah Pertama	Rasio ini menunjukan perbandingan antara jumlah murid dan jumlah sekolah pada jenjang pendidikan Sekolah Menengah Pertama.
5	Rasio Murid dan Guru Sekolah Menengah Pertama	Rasio ini menunjukan perbandingan antara jumlah murid dan jumlah guru pada jenjang pendidikan Sekolah Menengah Pertama.

Tabel 1. Variabel Penelitian

K-Nearest Neighbour

Dasar dari penggunaan model regresi spasial adalah indikator yang menentukan apakah suatu daerah merupakan tetangga dari daerah lain atau daerah mana saja yang menjadi tetangga daerah perhatian (Viton, 2010). Salah satu Indikator yang biasa digunakan adalah *k-nearest neighbor*. Dalam penentuan ketetanggaan berdasarkan konsep ini, jumlah tetangga untuk setiap pengamatan telah ditentukan terlebih dahulu oleh peneliti. Apabila jumlah tetangga untuk setiap pengamatan ditentukan sejumlah k, pengamatan yang menjadi tetangga untuk pengamatan yang menjadi perhatian adalah sejumlah k pengamatan lain yang terdekat. Berikut ini merupakan ilustrasi dari konsep K-nearest neighbour dengan penentuan tiga tetangga terdekat.



Gambar 1. Konsep Ketetanggaan 3-Nearest Neighbour

Area pengamatan dengan warna yang lebih cerah merupakan tetangga dari area pengamatan dengan warna lebih gelap karena ketiga pengamatan tersebut merupakan tiga pengamatan terdekat dari pengamatan perhatian.

Model Spasial Lag

Pendekatan spesifikasi model ini didasarkan kepada anggapan bahwa variabel respons y pada sebuah pengamatan dipengaruhi secara langsung oleh variabel respons y pada pengamatan lain yang merupakan tetangganya (Michael D. Ward dan Kristian Skrede Gleditsch, 2007). Bentuk dari model ini dinyatakan sebagai berikut.

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I)$$

Keterangan :

y = Vektor variabel respons

ρ = koefisien *spatial autoregressive*

W = Matriks penimbang spasial

X = Matriks variabel penjelas

β = Parameter model termasuk koefisien regresi dari variabel penjelas

ε = Vektor *error term*

Cross Validation

Cross validation merupakan metode statistik yang digunakan untuk melakukan evaluasi dan perbandingan algoritma. Pada ranah statistika, metode ini lebih dikenal sebagai metode alternatif yang digunakan untuk melakukan penilaian terhadap tingkat akurasi sebuah model regresi dalam memprediksi kasus yang belum terlihat (Jun Shao, 1993). Metode ini dilakukan dengan cara membagi data menjadi dua segmen. Segmen pertama merupakan data training dan lainnya merupakan data testing. Data training digunakan untuk membentuk model regresi sedangkan data testing digunakan pada saat melakukan validasi terhadap model tersebut. Bentuk dasar dari *cross validation* adalah *k-fold cross validation*.

Mean Square Prediction Error (MSPE)

MSPE merupakan ukuran yang menunjukkan *performance* dari sebuah model regresi dalam memprediksi nilai yang belum diketahui. Ketika menggunakan MSPE sebagai indikator untuk melakukan perbandingan beberapa model regresi, model regresi terbaik adalah model regresi yang mempunyai nilai MSPE terkecil. Berikut ini merupakan Formula dari MSPE.

$$MSPE = \frac{1}{n} \sum (y_i - \hat{y}_i)^2$$

pada formula tersebut, y_i dan \hat{y}_i merupakan nilai aktual dan prediksi variabel respons y .

Hasil dan Pembahasan

Dalam penelitian ini dilakukan 100 kali percobaan untuk setiap teknik *cross validation* kecuali *Leave-One-Out Cross Validation* (LOO-CV). Hal ini dilakukan karena hasil pada teknik LOO-CV adalah hasil yang konsisten. Adapun hasil *running* data sebagai berikut.

3.9. 5-Fold Cross Validation

Berikut ini merupakan hasil *Mean Square Prediction Error* (MSPE) 100 kali percobaan dengan teknik *5-Fold Cross validation*.

Rata-Rata MSPE dari 100 kali Percobaan	
Model Regresi Spasial	Model Regresi Berganda
6.802256	7.471889

Tabel 2. MSPE Kasus 5-Fold Cross Validation

3.10. 10-Fold Cross Validation

Berikut ini merupakan hasil *Mean Square Prediction Error* (MSPE) 100 kali percobaan dengan teknik *10-Fold Cross validation*.

Rata-Rata MSPE dari 100 kali Percobaan	
Model Regresi Spasial	Model Regresi Berganda
6.543606	7.373027

Tabel 3. MSPE Kasus 5-Fold Cross Validation

3.11. 30-Fold Cross Validation

Berikut ini merupakan hasil *Mean Square Prediction Error* (MSPE) 100 kali percobaan dengan teknik *20-Fold Cross validation*.

Rata-Rata MSPE dari 100 kali Percobaan	
Model Regresi Spasial	Model Regresi Berganda
6.448302	7.301691

Tabel 4. MSPE Kasus 20-Fold Cross Validation

3.12. Leave-One-Out Cross-Validation

Berikut ini merupakan hasil *Mean Square Prediction Error* (MSPE) 100 kali percobaan dengan teknik *Leave-One-Out Cross-Validation Cross validation*.

Rata-Rata MSPE dari 100 kali Percobaan	
Model Regresi Spasial	Model Regresi Berganda
6.067656	7.270481

Tabel 5. MSPE Kasus Leave-One-Out Cross Validation

Berdasarkan tabel yang dihasilkan oleh setiap teknik *cross validation* yang dilakukan, kita dapat melihat bahwa nilai MSPE pada model regresi spasial selalu lebih kecil apabila dibandingkan dengan model regresi sederhana. Hal ini menunjukkan bahwa dalam hal memprediksi nilai HDI di Provinsi Jawa Timur, model regresi spasial lebih akurat jika dibandingkan dengan model regresi sederhana.

Analisis Predictor

No	Prediktor	Koefisien Regresi	Standar Error	Standardisasi Koefisien Regresi
1	Pertumbuhan Ekonomi	0.5614982	0.8293998	0.676993411
2	Persentase Penduduk Miskin	-0.4793605	0.1088202	4.405069096
3	Rasio Murid-Sekolah	0.0116881	0.0047234	2.474509887
4	Rasio Murid-Guru	-0.4761792	0.1700832	2.799683919

Setelah dilakukan standardisasi koefisien regresi diketahui bahwa prediktor yang memiliki pengaruh terkuat dalam membentuk nilai HDI berturut-turut adalah persentase penduduk miskin, rasio murid-guru, rasio murid-sekolah dan laju pertumbuhan ekonomi

Kesimpulan

1. Model regresi yang terpilih sebagai model regresi dengan kemampuan prediksi terbaik untuk memprediksi *Human Development Index* (HDI) di Provinsi Jawa Timur adalah model regresi spasial. Hal ini menunjukkan bahwa melibatkan efek spasial di dalam model regresi dapat meningkatkan tingkat akurasi model regresi dalam memprediksi nilai *outcome* HDI
2. Berdasarkan variabel yang digunakan pada penelitian, prediktor yang memiliki pengaruh terkuat dalam membentuk nilai HDI berturut-turut adalah persentase penduduk miskin, rasio murid-guru pada jenjang SMP, rasio murid-sekolah pada Jenjang SMP dan laju pertumbuhan ekonomi.

Daftar Pustaka

- [1] Chi, G., & Zhu, J. (2008). Spatial regression models for demographic analysis. *Population Research and Policy Review*, 27(1), 17-42.
- [2] Miller, H. J. (2004). Tobler's first law and spatial analysis. *Annals of the Association of American Geographers*, 94(2), 284-289.
- [3] Shao, J. (1993). Linear model selection by cross-validation. *Journal of the American statistical Association*, 88(422), 486-494.
- [4] Viton, P. A. (2010). Notes on spatial econometric models. *City and regional planning*, 870(03), 9-10.
- [5] Ward, M.D., Gleditsch, K.Skrede (2007). *An Introduction to Spatial Regression Models in the Social Sciences*.

 isco.isi-indonesia.org

 isco (Indonesia Statistics Conference Olympiad)

 @isco_isi

 @isco_isi

Supported by:



IKATAN
PERSTATISTIKAN
INDONESIA



Presented by:

ISBN 978-602-8607-12-4



9 786028 607124