



Risiko Relatif Pandemi COVID-19 dan Konvergensi Inflasi Regional di Indonesia

Sayifullah*
Samsul Arifin

Fakultas Ekonomi dan Bisnis Universitas Sultan Ageng Tirtayasa

*Corresponding author: sayifullah@untirta.ac.id

Abstract: *This study investigates the relationship between the risk of a COVID-19 pandemic and the regional inflation convergence in Indonesia. It is important to examine the regional inflation convergences to evaluate the inflation rate and the impact of macroeconomic policy on inflation convergence, as the COVID-19 recession differs from the previous inflation recession. To calculate the impact of the relative risk of the COVID-19 pandemic on regional inflation convergence in Indonesia, the dynamic econometric spatial panel data model is used to calculate relative risk without spatial or SIRs. On the contrary, for calculating the risk relative to spatial elements, the CAR Leroux or BSCL Bayesian Spatial Model is used. Using BSCL, the calculation of the relative risk value for the COVID-19 pandemic concludes that Sumatera Island, Java Island, Kalimantan Island, Sulawesi Island, Maluku Island, and Papua Island have high risks, while Bali Island and Nusa Tenggara Island have low risks. In both static and dynamic models, the influence of currency circulation on inflation convergence is positive, and the relative risk of COVID-19 pandemic on inflation convergence is negative. Studies show that the COVID-19 pandemic is a deterrent to inflation convergence, while the circulation of money drives inflation convergence.*

Keywords: *Bayesian spatial model; COVID-19 pandemic; Inflation convergence; Relative risk; Spatial panel data.*

1. Pendahuluan

Permasalahan inflasi semakin nyata pada saat pandemi COVID-19 dan pengujian teori kuantitas uang versus aliran Keynesian menjadi hal yang menarik untuk diteliti selain isu utama tentang kesehatan dan inflasi. Pada negara sedang berkembang termasuk Indonesia, inflasi merupakan isu perekonomian yang selalu menjadi perhatian penting karena dapat secara langsung memengaruhi banyak variabel makroekonomi (Anggraeni & Dwiputri, 2022; Erdoğan *et al.*, 2020). Dalam teori harga hedonis dijelaskan bahwa divergensi harga di suatu wilayah berhubungan dengan karakteristik sosio-ekonomi wilayah yang akan menyebabkan perbedaan tingkat inflasi regional di seluruh dunia (Kuncoro, 2020). Karakteristik sosio-ekonomi wilayah yang seperti apa sering dipertanyakan guna mengetahui penyebab inflasi pada tingkat regional. Dalam penelitian ini, akan dianalisis konvergensi inflasi regional selama pandemi COVID-19 dikaitkan dengan karakteristik sosio-ekonomi pada level regional dengan indikator inflasi output dan perubahan uang beredar. Penelitian akan menganalisis isu atau masalah ini karena alasan berikut: (1) Selama pandemi COVID-19, tidak hanya telah mengganggu pola inflasi di Indonesia, namun juga menunjukkan terjadinya disrupsi COVID-19 pada inflasi bulanan bahkan cenderung menunjukkan karakteristik inflasi yang berbeda selama tahun 2020 dan tahun 2021; (2) Untuk memitigasi dampak ekonomi dari pandemi COVID-19 terhadap inflasi

pada saat terjadi penguncian aktivitas ekonomi dilakukan melalui pemetaan risiko relatif pandemi COVID-19 kemudian dimasukkan dalam model kondisional konvergensi spasial ekonometrik; dan (3) studi yang ada sebagian besar mengabaikan peran pandemi COVID-19 dalam model konvergensi inflasi regional. Penelitian ini menghipotesiskan bahwa risiko relatif pandemi COVID-19 yang semakin meluas dengan risiko yang semakin tinggi memberikan tekanan ke bawah pada harga atau deflasi dan semakin menyebabkan sulitnya terjadinya konvergensi antar berbagai daerah atau wilayah di Indonesia. Penguncian dan pembatasan perjalanan selama pandemi COVID-19 adalah konsekuensi dari masih tingginya risiko pandemi COVID-19. Hal ini telah mengurangi permintaan barang dan jasa dan tidak ada banyak uang yang beredar akibat penghentian peredaran uang dari penurunan aktivitas ekonomi (Levin & Sinha, 2020; OECD, 2020; Wahidah & Antriandarti, 2021; Wei & Han, 2021).

Secara umum, penelitian sebelumnya menyarankan tidak lagi hanya menganalisis dinamika inflasi di Indonesia dengan menggunakan data nasional karena hasilnya cenderung didominasi oleh perilaku inflasi di Pulau Jawa. Penelitian yang ada menunjukkan bahwa konvergensi inflasi regional di Indonesia didasarkan pada model untuk menguraikan dinamika inflasi regional yang dijelaskan oleh faktor spesifik negara dan distrik (zona) serta faktor lokal *idiosinkratik* di seluruh provinsi dengan tujuan untuk meningkatkan pemahaman tentang sifat karakteristik inflasi dalam konteks kesatuan moneter (Ridhwan, 2016). Penggunaan data provinsi penting untuk negara besar karena berpotensi memiliki wilayah dengan berbagai kondisi yang berbeda yang dapat menjadi sumber perbedaan dalam pembentukan inflasi (Mehrotra *et al.*, 2007). Persoalan inflasi regional semakin rumit untuk ditangani pada suatu negara yang besar seperti di Indonesia terlebih sisi penawaran seperti produksi dan distribusi yang umumnya dikendalikan oleh peraturan pemerintah (Kuncoro, 2020; Purwono *et al.*, 2020). Pentingnya meneliti inflasi regional untuk Indonesia disebabkan perilaku harga di Indonesia menunjukkan heterogenitas (Kuncoro, 2020; Kusuma, 2014). Dalam beberapa literatur, konvergensi inflasi sering dikaitkan dengan *inflation targeting* (IT). Penelitian tentang IT dan konvergensi inflasi di Indonesia disampaikan oleh Ridhwan (2016) menyoroti pentingnya koordinasi subnasional dan lokal serta Purwono *et al.* (2020) menguji peran Tim Pengendalian Inflasi Daerah (TPID) dengan kesimpulan keduanya menyatakan bahwa koordinasi antara pemerintah pusat dan daerah memainkan peran penting dalam konvergensi inflasi regional di Indonesia. Namun lebih jauh penelitian Kuncoro (2020) menyimpulkan dalam tercapainya konvergensi inflasi regional walaupun IT tidak berdampak pada kecepatan penyesuaian konvergensi. Pembuktian pelaksanaan IT dalam hal menjaga tingkat inflasi yang stabil di Indonesia masih menyisakan persoalan terkait efektivitas IT dalam mengurangi fluktuasi inflasi yang terus-menerus pada data inflasi regional serta penggunaan inflasi regional seperti provinsi atau kabupaten/kota dalam menghitung inflasi diharapkan dapat mengurangi bias agregasi (Kuncoro, 2020).

Saat pandemi COVID-19 hal menarik ditunjukkan oleh perilaku inflasi dan kaitannya dengan jumlah uang yang beredar di Indonesia. Pandemi COVID-19 telah mengganggu pola inflasi di Indonesia. Inflasi di Indonesia ditemukan pola

inflasi di tahun 2020 berbeda dengan pola tahun sebelumnya, seperti tahun 2019 dimana deflasi hanya akan terjadi 3 bulan setelah Ramadhan, namun pada saat pandemi terjadi 2 bulan setelah Ramadhan. Disrupsi COVID-19 di Indonesia pada inflasi ditunjukkan oleh rendahnya inflasi di bulan Ramadhan bahkan turun, dimana biasanya inflasi relatif tinggi pada bulan Ramadhan dengan kecenderungan naik (BPS, 2020). Pada saat pandemi COVID-19 fenomena peredaran uang menunjukkan adanya perbedaan perilaku, seperti kasus di Indonesia menunjukkan tidak ada banyak uang yang beredar akibat penghentian peredaran uang dari penurunan aktivitas ekonomi (Wahidah & Antriandarti, 2021). Namun hal ini berbeda untuk kasus di dunia, seperti di AS diketahui bahwa rata-rata pertumbuhan uang beredar bulanan mencapai 2 persen bahkan pada saat krisis keuangan global tetapi tidak pada saat pandemi COVID-19 menunjukkan pada bulan Maret, April, dan Mei 2020, jumlah uang beredar masing-masing tumbuh 3,4, 6,3, dan 4,9 persen serta tingkat harga di AS telah meningkat secara substansial bahkan *Personal Consumption Expenditures* (PCE) ini telah melampaui tingkat target mereka (Gharehgozli & Lee, 2022). Sejauh ini, kajian konvergensi inflasi di Indonesia dengan pendekatan spasial ekonometrik yang dilakukan Tirtosuharto & Adiwilaga (2014) merupakan satu-satunya kajian konvergensi inflasi pada tingkat provinsi yaitu sebanyak 26 provinsi di Indonesia serta kajian Purwono *et al.* (2020) pada tingkat kabupaten/kota yaitu sebanyak 86 kabupaten/kota di Indonesia. Penelitian inflasi regional jika dikaitkan dengan pandemi COVID-19 yang menunjukkan adanya perubahan pola dan terdisrupsi inflasi menjadi relevan jika dilakukan pengujian konvergensi. Beberapa penelitian terkait inflasi regional hanya sebatas mengetahui faktor penyebabnya tanpa menguji konvergensi, seperti model Inflasi Indonesia terhadap penambahan kasus positif infeksi COVID-19 (Yuniarti *et al.*, 2021), dampak perubahan iklim akibat pengurangan emisi CO² selama pandemi COVID-19 terhadap inflasi dan inflasi pangan di Indonesia (Wahidah & Antriandarti, 2021), mengkaji *co-movement* dan heterogenitas dalam dinamika inflasi di sebuah negara pada daerah di seluruh provinsi di Indonesia (Ridhwan, 2016). Namun, tidak satu pun dari studi ini membahas bagaimana konsekuensi ekonomi yang besar akibat pandemi COVID-19 memengaruhi inflasi regional di Indonesia menjadi tambahan informasi untuk pemodelan (Ng, 2021). Dengan demikian, penelitian ini memenuhi kesenjangan penelitian dengan memeriksa risiko relatif pandemi COVID-19 terhadap konvergensi inflasi regional di Indonesia. Mengingat kebijakan penguncian dan pembatasan perjalanan belum pernah terjadi sebelumnya bahkan di episode epidemi masa lalu, yang membuat resesi COVID-19 unik dibandingkan krisis lainnya sepanjang sejarah, penting untuk memeriksa konvergensi inflasi regional untuk mengevaluasi tingkat inflasi (Purwono *et al.*, 2020), pengaruh kebijakan makro terhadap konvergensi inflasi (Arestis *et al.*, 2014; Hasriati, 2016; Lopez & Papell, 2012).

2. Kajian Teori

2.1. Pemodelan Risiko Relatif

Dalam pemodelan risiko relatif dapat digunakan model dengan unsur spasial maupun tanpa adanya unsur spasial. Analisis risiko relatif adalah perbandingan antara dua peristiwa atau perbandingan antara kelompok yang terpapar dan kelompok yang tidak terpapar (Audina *et*

al., 2023). Ukuran risiko relatif yang paling umum digunakan dalam pemetaan penyakit adalah *Raw Standardised Incidence Rate (SIR)*, yaitu pengukuran sederhana risiko penyakit dari suatu area didefinisikan sebagai perbandingan antara banyaknya pengamatan kasus penyakit dan nilai harapannya pada setiap area. Nilai parameter yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

Jika $SIR = 1$, maka risiko di suatu wilayah sama dengan risiko di populasi

Jika $SIR < 1$, maka risiko di suatu wilayah lebih kecil daripada risiko di populasi

Jika $SIR > 1$, maka risiko di suatu wilayah lebih besar daripada risiko di populasi

Pendekatan spasial merupakan analisis data spasial yang berisi informasi lokasi yang menunjukkan lokasi tersebut dimana data tersebut berada. Data spasial yang akan dianalisis dapat berupa lokasi geografis seperti garis lintang dan garis bujur setiap daerah dan batas antar daerah. Dengan demikian, pendekatan spasial biasanya disajikan dalam bentuk peta tematik. Sedangkan pendekatan non spasial adalah pendekatan yang menggambarkan informasi yang terkandung dalam data spasial. Data non spasial berbentuk tabel data yang saling terintegrasi dengan data spasial yang ada berupa data non spasial pada umumnya di bentuk kalimat atau tabel. Secara matematis untuk mencari nilai risiko relatif menggunakan standardisasi langsung dan standardisasi tidak langsung. Standardisasi langsung adalah metode untuk menemukan nilai risiko relatif dalam penyakit. Berdasarkan variabel dan parameter yang digunakan dalam penelitian ini, peneliti menggunakan standardisasi langsung. SIR adalah model standardisasi langsung dalam menentukan risiko relatif. SIR sebagai model spasial digunakan untuk estimasi langsung dari suatu kasus penelitian. Namun pada pemetaan penyakit, ukuran sampel yang kecil atau jumlah kasus penyakit merupakan masalah yang sering dihadapi karena daerah yang sangat kecil, sehingga estimasi langsung dari SIR menjadi tidak dapat diandalkan. Bayesian merupakan pengembangan dari model Poisson-Gamma, salah satu alternatif yang digunakan dengan model independen tidak ada autokorelasi spasial dalam penelitian diperoleh nilai SIR, model memungkinkan autokorelasi spasial untuk memperoleh nilai Bayesian Spasial CAR-BYM (BSCBYM) dan model memungkinkan berbagai level autokorelasi spasial untuk memperoleh nilai *Bayesian Spasial CAR Leroux (BSCL)*.

2.2. Konvergensi Inflasi

Penjelasan konvergensi inflasi regional dalam penelitian ini mengacu pada [Hasriati \(2016\)](#) dan [Purwono et al. \(2020\)](#) yang didasarkan pada gagasan konvergensi beta kondisional yang didalilkan oleh [Barro & Sala-i-Martin \(1992\)](#) kemudian didefinisikan ulang oleh [Kočenda & Papell \(1997\)](#) dalam kasus inflasi. Dasar teori konvergensi berasal dari model pertumbuhan neoklasik yang dilakukan oleh Sollow yang memperkenalkan *Sollow growth model*. Konvergensi teori neoklasik menjelaskan tentang hubungan negatif antara pertumbuhan ekonomi per kapita dengan tingkat output atau pendapatan seseorang. [Kočenda & Papell \(1997\)](#) mengusulkan bahwa konvergensi adalah suatu kondisi ketika disparitas inflasi menurun atau ketika perbedaan antar negara meningkat dari waktu ke waktu. Konvergensi inflasi terjadi jika tidak ada perubahan laju inflasi yang signifikan antar wilayah dalam suatu negara. Mengubah tingkat inflasi dari waktu ke waktu adalah

normal, tetapi perubahan ini biasanya tidak melebihi rata-rata inflasi nasional. Oleh karena itu, konvergensi inflasi merupakan suatu kondisi di mana laju setiap provinsi konvergen pada garis ekuilibrium rata-rata inflasi nasional. Praktek penggunaan panel data spasial ekonometrik untuk analisis konvergensi serta berbagai model adaptasi *general cliff-ord* beserta penghitungan kecepatan konvergensi dan lama pencapaiannya dapat menggunakan rujukan dalam penelitian (Arifin & Sayifullah, 2021).

Pendekatan untuk menguji konvergensi inflasi regional di Indonesia bervariasi, mulai dari mengukur satu provinsi dalam negara atau kota sebagai unit *cross section* dengan penggunaan metode analisis mulai uji konvergensi Sigma, menguji konvergensi Beta dan multivariat. Tirtosuharto & Adiwilaga (2014) menguji keterkaitan antara inflasi dan desentralisasi pada 26 provinsi Indonesia dengan tahun pengamatan 2003-2008 serta pengaruh TPID terhadap konvergensi inflasi dengan variabel dummy yang mewakili keberadaan institusi pada tahun pengamatan 2003-2012 dengan membagi dalam dua pengamatan yaitu 2003-2012 dan 2008-2012 di 4 provinsi yang memperoleh penghargaan atas prestasi mereka dalam mengendalikan inflasi. Kajian ini menunjukkan bahwa model konvergensi beta nonkondisional menunjukkan tidak adanya indikasi konvergensi inflasi di Jawa Barat, Sumatera Utara, Sulawesi Selatan dan Nusa Tenggara Timur baik untuk kedua pengamatan yang dilakukan. Ridhwan (2016) menguji konvergensi inflasi regional untuk 30 provinsi di Indonesia dengan data bulanan periode 2003-2013 mengkaji *co-movement* dan heterogenitas dinamika inflasi menggunakan pendekatan analisis faktor serta menguji konvergensi jangka Panjang inflasi regional dengan kesimpulan bahwa konvergensi terjadi terkait erat dengan pentingnya informasi inflasi regional terpilah, sebagaimana dirangkum oleh faktor-faktor lokal. Purwono *et al.* (2020) meneliti konvergensi inflasi sebesar 82 kota-kota di Indonesia dan membahas program inflasi regional yang luar biasa di Indonesia. Dengan menggunakan regresi data panel dinamis, mereka menunjukkan bahwa Indonesia mengalami konvergensi inflasi dari tahun 2013 hingga 2018. Temuan yang menarik adalah penggunaan konvergensi beta kondisional variabel moneter yaitu suku bunga dan uang beredar bahwa kota-kota di Jawa-Bali, daerah terpadat, mengalami kecepatan konvergensi lebih lambat dibandingkan di kota-kota di luar Jawa-Bali. Kuncoro (2020) dengan cara yang berbeda yaitu pendekatan multivariat meneliti 3 kota terpilih untuk data tingkat inflasi bulanan Januari 2001 dan Desember 2018. Dengan menggunakan analisis varians ditemukan bahwa tingkat inflasi bulanan di Medan, Jakarta, Makassar, dan Indonesia bervariasi dalam sebulan tetapi stabil sepanjang tahun. Dengan menggunakan prosedur ekonometrik deret waktu standar, kami menemukan bahwa ada persistensi tingkat inflasi yang rendah dan oleh karena itu kecepatan penyesuaian yang tinggi. Kecepatan penyesuaian ditemukan sedikit lebih tinggi dalam adopsi pasca-IT.

3. Metode

Penelitian ini menggunakan data panel 33 ibu kota provinsi di Indonesia periode 2020.m3-2021.m12. Data yang digunakan dalam penelitian ini meliputi: 1) Data inflasi yaitu inflasi bulanan ibu kota provinsi dan data bersumber dari BPS; 2) Risiko relatif COVID-19 berdasarkan data penambahan kasus infeksi COVID-19 yang dihitung dengan *Bayesian Spasial CAR Leroux* dan data bersumber dari kemenkes RI dan Satgas COVID-19; 3)

Indikator moneter daerah yaitu uang kartal dikurangi dari indeks harga di setiap ibu kota provinsi dan data bersumber dari BPS.

Formulasi model penghitungan risiko relatif menggunakan model spasial independen untuk nilai risiko relatif tanpa spasial atau dalam penelitian ini diberi nama SIR sedangkan untuk penghitungan risiko relatif dengan unsur spasial digunakan model *Bayesian Spasial CAR Leroux* atau dalam penelitian ini diberi nama BSCL. Model dinamis panel data spasial ekonometrik dalam penelitian mengacu pada *Neoklasik Solow Growth* dilakukan Barro & Sala-i-Martin (1992) dan Islam (1995) seperti yang dilakukan oleh Yu & Lee (2012) adaptasi *General Cliff-Ord* didasarkan pada persamaan berikut:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \gamma \ln y_{i,t-1} + \rho W y_{it} + \Sigma \beta x'_{i,t} + \tau W x'_{i,t} + \eta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \text{ dimana } \varepsilon_{it} = \lambda W_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

Untuk melihat interaksi spasial yang terjadi pada variabel terikat digunakan model *Spatial Autoregressive (SAR)* sebagai berikut:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \gamma \ln y_{i,t-1} + \rho W y_{it} + \Sigma \beta x'_{i,t} + \eta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \text{ dimana } \varepsilon_{it} = \mu_{it} \quad (2)$$

sedangkan untuk melihat interaksi spasial baik di variabel terikat maupun variabel bebasnya atau dalam hal untuk memeriksa risiko relatif pandemi COVID-19 terhadap konvergensi inflasi regional di Indonesia digunakan *Spatial Durbin Model (SDM)* sebagai berikut:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \gamma \ln y_{i,t-1} + \rho W y_{it} + \Sigma \beta x'_{i,t} + \tau W x'_{i,t} + \eta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \text{ dimana } \varepsilon_{it} = \mu_{it} \quad (3)$$

dimana $\gamma = e^{-\theta}$, θ adalah tingkat konvergensi dan nilai $0 < \gamma < 1$ berarti bahwa konvergensi ke *steady state* adalah langsung dan tidak melibatkan osilasi. Konvergensi γ menghasilkan dua indikator, yaitu uji kecepatan laju konvergensi $s = -\ln(1 + \gamma)/T$ dan *half-life* $\tau = -\ln(2)/\ln(1 + \gamma/T)$ menghitung waktu menjadi kondisi *steady state* dimana T adalah waktu periode 2020m4-2021m12 atau T adalah 2 (Paas et al., 2007).

Model di atas menggambarkan tiga interaksi spasial berupa ρ interaksi endogen dengan variabel tidak bebas, τ interaksi eksogen antar variabel bebas, λ interaksi antar residual (Elhorst, 2003). Dinamis model memungkinkan melihat dampak *short-run* diasumsikan pada persamaan di atas nilai $\gamma = 0$ sedangkan dampak *long-run* diasumsikan $y_t = y_{t-1} = y^*$ atau nilai $\gamma \neq 0$. β adalah vektor parameter peubah penjelas, X adalah vektor peubah penjelas, W adalah matrix spasial, ε_{it} adalah unit *cross section* ke-i untuk periode waktu ke-t, $\mu_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ adalah *normally distributed error*. ω_i dan φ_t adalah *constan across individuals unobservation fixed effect* dan waktu efek. Berdasarkan persamaan estimasi model dilakukan dengan variabel Y adalah inflasi π_{it} sedangkan variabel X adalah berupa RR_{it} risiko relatif dan m_{it} rasio uang beredar.

4. Hasil

4.1 Gambaran Inflasi di Indonesia dan Pemetaan Risiko Relatif

Hubungan risiko relatif dengan inflasi ibu kota provinsi selama pandemi COVID-19 ditunjukkan oleh data rerata inflasi Jawa, Sumatera, Kalimantan, Sulawesi, Balnustra, dan Malpa sedangkan terkait nilai risiko relatif ditunjukkan oleh data SIR dan BSCL. Penghitungan nilai risiko relatif BSCL dalam penelitian ini mengacu pada hasil penelitian [Aswi & Nurhilalayah \(2022\)](#) yaitu *Bayesian spasial CAR Leroux* (BSCL) dengan hyperprior IG (0,1;0,1).

Tabel 1. Data Inflasi dan Risiko Relatif Kepulauan di Indonesia

Kepulauan	Min			Max			Rerata		
	Inflasi	SIR	BSCL	Inflasi	SIR	BSCL	Inflasi	SIR	BSCL
Jawa	-0,14	1,33	1,14	0,60	2,39	3,07	0,13	1,76	2,07
Kalimantan	-0,25	0,65	0,65	0,69	1,63	2,99	0,12	1,35	1,80
Sumatera	-0,36	0,25	0,38	0,65	0,94	1,37	0,14	0,69	1,03
Sulawesi	-0,32	0,34	0,63	0,81	1,35	1,88	0,17	0,84	1,06
Balnustra	-0,52	0,27	0,32	0,79	0,97	1,41	0,08	0,80	0,97
Malpa	-0,56	0,32	0,46	1,25	1,80	2,50	0,15	1,01	1,30

Sumber: Hasil olah data, 2023

Keterangan: angka SIR dan BSCL > 1, artinya risiko tinggi dan < 1 risiko rendah

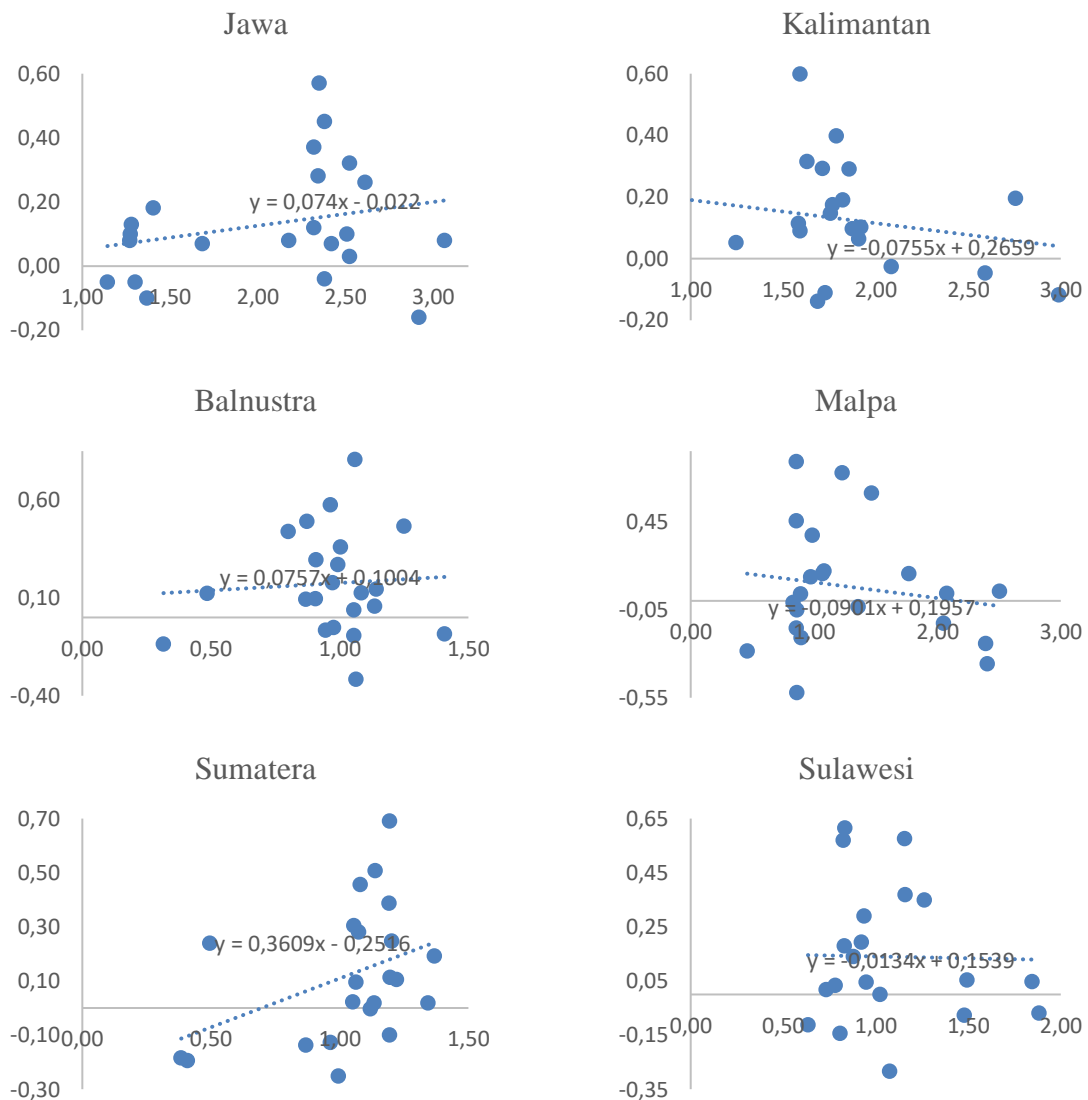
Balnustra (Bali, NTB, NTT) dan Malpa (Maluku, Maluku Utara, Papua dan Papua Barat)

Hasil penghitungan nilai risiko relatif Tabel 1 menunjukkan hasil penghitungan BSCL selalu lebih tinggi dibandingkan SIR, dimana nilai minimum seluruh kepulauan memiliki kesimpulan yang sama, sebagai contoh di Jawa nilai SIR 1,33 dan BSCL 1,14 artinya kedua indikator menyimpulkan risiko tinggi atau contoh lainnya Kalimantan kedua indikator menyimpulkan risiko rendah. Hasil nilai maksimum memberikan kesimpulan yang berbeda, sebagai contoh di Sumatera dan Balnustra nilai BSCL menyimpulkan risiko tinggi tetapi nilai SIR menyimpulkan risiko rendah. Hasil yang serupa untuk nilai rerata kondisi kedua indikator memberikan kesimpulan yang sama, kecuali untuk kasus Sumatera dan Sulawesi. Pada kepulauan Sumatera dan Sulawesi nilai rerata SIR menyimpulkan risiko rendah sedangkan nilai BSCL menyimpulkan risiko tinggi.

Gambaran hubungan risiko relatif dengan inflasi di kepulauan ditunjukkan oleh Gambar 1 Garis linier positif menunjukkan bahwa hubungan keduanya adalah positif, artinya risiko relatif semakin tinggi akan menyebabkan semakin tinggi inflasi sedangkan garis linier negatif kondisi sebaliknya. Pembuktian empiris yang akan dilakukan dalam penelitian adalah apakah pandemi COVID-19 yang diukur dalam besarnya risiko relatif dengan risiko tinggi menyebabkan turunnya inflasi ataukah sebaliknya.

Berdasarkan Gambar 1 Kepulauan Jawa, Balnustra dan Sumatera menunjukkan hubungan positif risiko relatif dengan inflasi, dimana provinsi yang ada di Sumatera cenderung lebih responsif sedangkan Kalimantan, Malpa dan Sulawesi menunjukkan

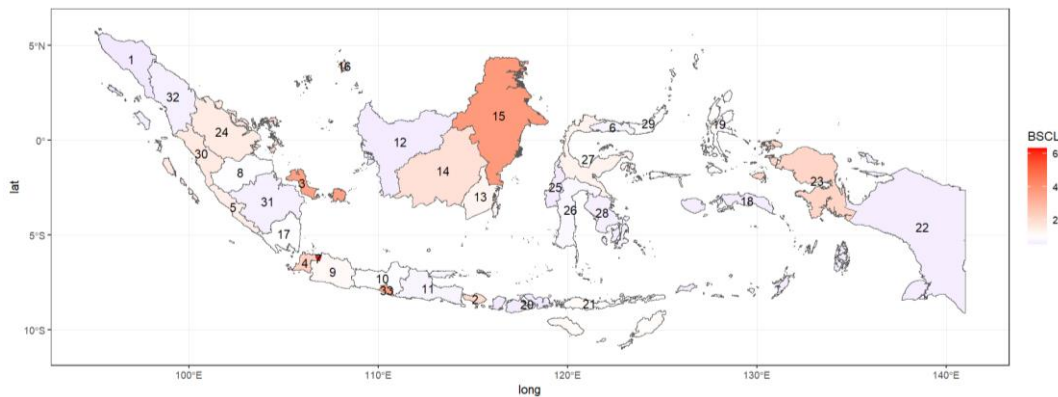
hubungan negatif risiko relatif dengan inflasi serta provinsi yang ada di dalamnya relatif sama-sama kurang responsif.



Gambar 1. Scatter Plot Inflasi dan Risiko Relatif 2020m3-2022.m12

Selama periode penelitian Maret 2020 hingga Desember 2021 pandemi COVID-19 di 33 ibu kota provinsi Indonesia berdasarkan pengujian Moran menunjukkan adanya unsur spasial sehingga hasil estimasi BSCL dijadikan dasar pemetaan risiko relatif menjadi lebih tepat. Jumlah kasus COVID-19 selama periode Maret 2020 hingga Desember 2021 sebanyak 4.226.757 dengan jumlah populasi mencapai 263.466.140 jiwa. Ibu kota provinsi yang memiliki nilai BSCL tertinggi (6,32) yaitu DKI Jakarta. Terdapat 17 ibu kota provinsi yang memiliki nilai BSCL lebih besar dari 1 yaitu..DKI Jakarta (6,32), Kalimantan Timur (3,77), Kepulauan Bangka Belitung (3,58), Daerah Istimewa Yogyakarta (3,49), Banten (2,24), Papua Barat (2,14), Kepulauan Riau (2,05), Bali (1,98), Kalimantan Tengah (1,82), Sumatera Barat (1,55), Riau (1,52), Bengkulu (1,41), Sulawesi Tengah (1,30), Kalimantan Selatan (1,28), Jawa Barat (1,16), Nusa Tenggara Timur (1,09), dan Maluku Utara (1,06). Sebaliknya, ibu kota provinsi dengan

nilai BSCL terendah adalah Aceh (0,55). Peta tematik BSCL kasus COVID-19 di 33 ibu kota provinsi di Indonesia divisualisasikan pada Gambar 2.



Gambar 2. Peta Tematik BSCL pandemi COVID-19 di Indonesia

Pada model data panel statis masalah yang muncul adalah apakah asumsi bahwa tidak ada komponen yang spesifik baik pada *cross section* maupun *time series* diterima. Hal ini yang biasa dikenal dengan sebutan model Pool OLS/ *Common Effect Model* (CEM). Namun sebaliknya yaitu diyakini adanya heterogenitas yang signifikan baik pada *cross section* atau *time series*, maka pemodelan residual harus dilakukan secara eksplisit. Hal ini yang biasa dikenal dengan sebutan *Fixed Effect Model* (FEM) atau *Random Effect Model* (REM) (Firdaus, 2018b). Uji chow bertujuan untuk menentukan bagaimana model digunakan apakah menggunakan *Ordinary Least Square* atau *Fixed Effects* sedangkan Uji Hausman merupakan uji lanjutan dalam memilih model regresi data panel. Uji ini dilakukan ketika hasil yang ditunjukkan oleh Uji Chow Model *Fixed Effects* lebih bagus, dalam Uji Hausman akan dipilih lagi manakah yang lebih cocok digunakan antara *Fixed Effects* dan *Random Effects*. Berdasarkan hasil pengujian menunjukkan bahwa hasil uji chow menyimpulkan FEM, selanjutnya hasil uji hausman menyimpulkan REM terlihat dari nilai peluang statistik pada Tabel 2 lebih kecil dari 5%. Model panel terpilih selanjutnya harus memenuhi asumsi tidak terjadinya multikolinieritas, autokorelasi dan heteroskedastisitas, namun jika terjadi diantaranya dapat diperbaiki dengan menggunakan *robust standar error* dalam model.

Tabel 2. Hasil Pengujian Pemilihan Model Panel Data

Identifikasi Pengujian Chow	Identifikasi Pengujian Hasuman
$F(32, 691) = 0,41$	$\text{chi}2(2) = 2,53$
$\text{Prob} > F = 0,9984$	$\text{prob} > \text{chi}2 = 0,2826$

Sumber: Hasil olah data, 2023

Berdasarkan hasil estimasi Tabel 3 tidak ditemukan permasalahan multikolinieritas sehingga seluruh variabel independen dapat digunakan dalam model. Hal ini ditunjukkan oleh besarnya nilai korelasi antar variabel bebas sebesar 0,0452 lebih kecil dari batas toleransi 0,8.

Tabel 3. Uji Asumsi Multikolinieritas

	BSCL	M
BSCL	1	
M	0,0452	1

Sumber: Hasil olah data, 2023

Ket: Tidak terdapat nilai korelasi di atas 0.8 artinya terbebas masalah multikolinieritas

Hasil pengujian lainnya berdasarkan hasil estimasi Tabel 4 ditemukan adanya heteroskastisitas pada model, terlihat pengujian *Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedasticity* untuk model PLS dan LSDV serta *Wald test Heteroskedasticity* untuk model FEM diperoleh nilai prob-chi² statistic lebih kecil daripada prob (α) tabel yang memiliki arti bahwa data pengamatan tidak cukup bukti untuk menerima hipotesis nol, bahwa $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i atau *homoskedasticity*. Pengujian autokorelasi hasil estimasi Tabel 4, ditemukan tidak adanya *autocorrelation* berdasarkan pengujian Breusch-Pagan Godfrey untuk model PLS dan LSDV serta *Wooldridge test for autocorrelation* untuk model FEM diperoleh nilai prob-F statistic lebih besar daripada prob (α) tabel yang memiliki arti bahwa data pengamatan cukup bukti untuk setuju atau menerima hipotesis nol, *no first-order autocorrelation*. Hasil ini menandakan untuk model yang mengandung masalah *heteroskedasticity* dan atau *autocorrelation* kemudian dilakukan *estimator error robust*.

Tabel 4. Uji Asumsi Homoskedastisitas dan No-Autokorelasi

Identifikasi	CEM	LSDV	FEM
<i>Breusch-Pagan test for heteroskedasticity</i>			
chi ² ()	(1); 10,84	(1); 17,72	
Prob-chi ²	0,0010	0,0000	
<i>Wald test Heteroskedasticity</i>			
chi ² ()			(33); 1172,56
Prob-chi ²			0,00000

Sumber: Hasil olah data, 2023

- 1) *Breusch-Pagan, Ho: Constant variance*
- 2) *Modified Wald test for groupwise hetero in fixed effect reg. model, H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i*
- 3) *Wooldridge test for autocorrelation in panel data, H0: no first-order autocorrelation*

4.2 Risiko Relatif Pandemi COVID-19 Terhadap Konvergensi Inflasi

Berdasarkan tabel 5 dapat dilihat selama pandemi COVID-19 besarnya parameter risiko relatif (BSCL) untuk semua model bertanda negatif namun tidak signifikan sedangkan besarnya parameter jumlah uang beredar (LnM) untuk semua model bertanda positif dan sangat signifikan. Pengaruh negatif risiko relatif (BSCL) terhadap inflasi artinya pada saat terjadi peningkatan risiko relatif (meluasnya penyebaran COVID-19) akan menurunkan inflasi. Pengaruh positif jumlah uang beredar (LnM) terhadap inflasi artinya pada saat terjadi peningkatan jumlah uang beredar menyebabkan inflasi naik. Hasil ini membuktikan bahwa kecenderungan selama adanya pandemi COVID-19 terjadi deflasi dan selama pandemi COVID-19 di Indonesia perilaku inflasi masih cenderung didominasi oleh fenomena moneter.

Tabel 5. Hasil Estimasi Model Terbaik Panel Statis

Variabel Bebas	PLS (1)	LSDV (2)	FEM (3)	REM (4)
BSCl	-0,0025	-0,0028	-0,0028	-0,0025
LnM	4,7081***	4,890***	4,891***	4,7081***
C	-17,891***	-18,519***	-19,589***	-17,891***
Model	OLS error robust	OLS error robust	FEM error robust	GLS
Error				
R2	0,105	0,122	0,112	
R2_a	0,103	0,079	0,110	

Sumber: Hasil olah data, 2023

Variabel terikat: inflasi *m-to-m*

***Sig < 1%, ** < sig 5%, * < sig 10%

Model dinamik panel ketika lag peubah dependen muncul atau yang biasa disebut *endogeneity problem*, penduga akan tidak konsisten dan bias (Verbeek, 2004) sehingga disarankan oleh Arellano & Bond (1991) didekati melalui kerangka *Generalized Method of Moment* (GMM) (Firdaus, 2018a). Model panel dinamik terpilih telah memenuhi syarat konsistensi Arellano-Bond, validitas instrumen uji sargan dan tidak bias atau biasa disebut penduga terbaik pada panel dinamik. Hasil analisis panel dinamik dengan estimasi pendekatan *First-Difference Generalized Method of Moment* (FD-GMM) ringkasan hasilnya dapat dilihat pada Tabel 6.

Tabel 6. Testing of Best Estimator FD-GMM

No.	Kriteria	Panel analisis FD
1	Uji consistency: m_1 (H1; otokorelasi) m_2 (Ho; no otokorelasi)	-1.9471* -0.09124
2	Validitas instrument: Ho: overidentifying restrictions are valid	J-statistic 29,180 Prob(J-statistic) 0,5081
3	Uji Bias: Continuum → Fixed Random GMM OLS	Hasil Parameter FEM < GMM < OLS

Sumber: Hasil olah data, 2023

***Sig < 1%, ** sig < 5%, * sig < 10%

Konsistensi hasil uji m_1 yang signifikan pada $\alpha = 5\%$ dan hasil uji m_2 yang tidak signifikan pada $\alpha = 10\%$. Sementara itu hasil uji validitas instrumen yang digunakan untuk estimasi model dari uji J-statistic juga memberikan hasil yang tidak signifikan pada $\alpha = 10\%$. Tidak signifikannya statistik m_2 mengindikasikan kurangnya second order serial correlation di dalam residual sehingga penduga dikatakan konsisten, dan hasil uji J-statistic menunjukkan bahwa tidak terjadi serial autokorelasi pada error dan *over-identifying restrictions* mendeteksi tidak ada masalah dengan validitas instrumen. Hasil uji bias continuum mensyaratkan parameter GMM lebih kecil dari hasil OLS dan lebih besar dari hasil FEM/REM ringkasan hasil dapat dilihat pada Tabel 7.

Tabel 7. Testing Bias Estimator FD-GMM

Variabel Bebas	FEM (1)	Two step FD GMM (2)	OLS (3)
Inflasi (-1)	0,098**	0,116***	0,111**
BSCL	-0,009	-0,046***	-0,0076
Ln(M)	4,733***	6,289***	4,5053***
C	-17,990***	-	-17,119***

Sumber: Hasil olah data, 2023

***Sig < 1%, ** sig < 5%

Berdasarkan pengujian bahwa model panel data dinamis dengan *fixed effects* untuk FD telah memenuhi syarat kriteria *unbiased*, instrumen valid dan konsisten sehingga parameter yang dihasilkan dapat digunakan. Pembuktian secara empiris terkait kecenderungan selama pandemi COVID-19 terjadi deflasi dan perilaku inflasi masih cenderung didominasi oleh fenomena moneter melalui penggunaan data pada level regional yaitu provinsi diharapkan mampu menghindari kelemahan penggunaan data nasional dalam memperkirakan dinamika inflasi di Indonesia akibat pengaruh yang sangat dominan dari provinsi-provinsi tertentu dalam data nasional. Hal ini ditunjukkan oleh hasil penelitian yang menunjukkan data inflasi nasional pergerakannya sangat mirip dengan inflasi di Jawa, tidak ada perubahan signifikan dari kondisi sepuluh tahun yang lalu sekaligus sejalan hasil penelitian yang dilakukan oleh (Insukindro & Utama, 2015).

Penggunaan data panel provinsi dalam memperkirakan inflasi dinamis akan lebih akurat menggambarkan kondisi inflasi yang sebenarnya di seluruh wilayah Indonesia. Hal ini sejalan yang disampaikan dalam penelitian (Mehrotra *et al.*, 2007) bahwa perbedaan wilayah dapat menjadi sumber perbedaan dalam pembentukan inflasi, (Kuncoro, 2020; Kusuma, 2014) adanya perilaku harga di Indonesia yang cenderung heterogen serta diharapkan dapat mengurangi bias agregasi (Kuncoro, 2020) dan yang tidak kalah pentingnya yaitu untuk meningkatkan pemahaman tentang sifat karakteristik inflasi dalam konteks kesatuan moneter (Ridhwan, 2016).

Pada saat pandemi COVID-19 di Indonesia fenomena peredaran uang menunjukkan adanya perbedaan perilaku, tidak ada banyak uang yang beredar akibat penghentian peredaran uang dari penurunan aktivitas ekonomi (Wahidah & Antriandarti, 2021). Pandemi COVID-19 telah mengganggu pola inflasi di Indonesia. Inflasi di Indonesia ditemukan pola inflasi di tahun 2020 berbeda dengan pola tahun sebelumnya, seperti tahun 2019 dimana deflasi hanya akan terjadi 3 bulan setelah Ramadhan, namun pada saat pandemi terjadi 2 bulan setelah Ramadhan. Disrupsi COVID-19 di Indonesia pada inflasi ditunjukkan oleh rendahnya inflasi di bulan Ramadhan bahkan turun, dimana biasanya inflasi relatif tinggi pada bulan Ramadhan dengan kecenderungan naik (BPS, 2020).

Hasil pemetaan risiko relatif pandemi COVID-19 yang dilakukan mengacu pada penelitian Aswi & Nurhilalayah (2022) dengan analisis spasial pendekatan Bayesian relatif tidak ada perbedaan, namun justru semakin menguatkan, sebagai contoh provinsi Aceh hasil Aswi (BSCL 0,350) dan penelitian ini (BSCL 0,485) dengan kesimpulan risiko

rendah. Pada penelitian [Aswi & Nurhilaliyah \(2022\)](#) digunakan data agregat untuk 34 provinsi per 19 Maret 2020-September 2022 kemudian dalam penelitian ini untuk masing-masing provinsi dilakukan pemetaan di setiap periode, yaitu pada Maret 2020 hingga Desember 2021 dengan hasil yang saling menguatkan, misalnya pada provinsi Aceh yang disimpulkan memiliki risiko relatif kategori rendah dari hasil penelitian [Aswi & Nurhilaliyah \(2022\)](#) diperkuat dengan temuan bahwa mayoritas di setiap periode waktu diperoleh penghitungan risiko relatif kurang dari angka 1, artinya risiko rendah dan hanya periode September-Oktober 2020 yang bernilai di atas 1.

Pengaruh risiko relatif pandemi COVID-19 terhadap inflasi negatif baik untuk model statis dan dinamis dimana tidak signifikan dalam model panel statis namun signifikan untuk model panel dinamis. Pengaruh negatif pandemi COVID-19 terhadap inflasi untuk model dinamis lebih besar (0,046) dibandingkan model statis (0,0028). Hasil parameter lag variabel dependent dalam hal ini inflasi(-1) dalam model dinamis untuk mendeteksi konvergensi inflasi. Hasil parameter menyimpulkan bahwa konvergensi inflasi terjadi dengan pengaruh negatif signifikan dari pandemi COVID-19 dan positif signifikan dari uang beredar.

Dalam penelitian ini berarti, konvergensi inflasi merupakan suatu kondisi di mana laju setiap provinsi dari 33 wilayah konvergen pada garis ekuilibrium rata-rata inflasi nasional ([Hasriati, 2016](#)), berarti pergerakan inflasi menuju suatu titik ([Barro & Sala-i-Martin, 1992](#)), tidak ada perubahan laju inflasi yang signifikan antar 33 provinsi di Indonesia sehingga disparitas antar wilayah berkurang ([Kočenda & Papell, 1997](#)). Pengaruh negatif BSCL dapat diartikan bahwa pandemi COVID-19 menjadi penghambat terjadinya konvergensi inflasi sedangkan uang beredar mendorong terjadinya konvergensi inflasi.

Hasil parameter BSCL (-0,046) serta rata-rata inflasi (0,137) dan BSCL (1,345) digunakan untuk menghitung elastisitas dengan rumus $\epsilon_{inflasi,BSCL} = \frac{\partial_{BSCL}}{\partial_{inflasi}} \frac{rerataBSCL}{rerataInflasi}$ diperoleh besarnya elastisitas -0,45 atau tidak elastis, artinya perubahan besar pada BSCL hanya menyebabkan perubahan kecil pada inflasi. Kenaikan nilai risiko relatif satu persen hanya menurunkan inflasi sebesar 0,45 persen. Hal ini menunjukkan tidak responsifnya inflasi terhadap risiko relatif. Pandemi COVID-19 memengaruhi negatif besarnya inflasi namun tidak responsif. Pada model statis pengaruh negatif yang tidak signifikan dari BSCL terhadap inflasi menjadi bukti kuat terkait hal ini.

Data hubungan negatif antara BSCL dengan inflasi yang ditunjukkan dalam Gambar 1. terjadi pada kepulauan Kalimantan, Malpa dan Sulawesi dengan kondisi risiko relatif dari provinsi-provinsinya yang cenderung berada pada risiko rendah sedangkan inflasinya relatif stabil rendah. Kepulauan Kalimantan, Sulawesi dan Malpa pandemic COVID-19 cenderung menyebabkan terjadinya deflasi. Data hubungan positif antara BSCL dengan inflasi terjadi pada kepulauan Jawa, Sumatera dan Balnustra, artinya di kepulauan ini pandemi COVID-19 masih menyebabkan terjadinya inflasi. Dominannya pulau Jawa dalam membentuk inflasi serta perilaku di kepulauan ini yang menunjukkan pengaruh

positif pandemi COVID-19 terhadap inflasi kemungkinan menyebabkan model data panel statis yang menghasilkan pengaruh negatif BSCL terhadap inflasi namun tidak signifikan.

Gambaran hubungan positif pandemi COVID-19 dengan inflasi di kepulauan Jawa menggambarkan peristiwa pandemi yang dibarengi oleh kebijakan penguncian wilayah tidak mampu membatasi perilaku konsumtif masyarakatnya sehingga dorongan kenaikan harga (inflasi) tetap terjadi. Hal ini sejalan dengan teori pada saat meningkatnya permintaan ditengah keterbatasan suplai akan menyebabkan naiknya harga. Pandemi COVID-19 sangat jelas terlihat menurunnya produksi namun disatu sisi permintaan tetap terjadi sebagai respon kepanikan sehingga menimbun atau kemudahan fasilitas belanja secara daring. Kondisi ini tidak terjadi di luar kepulauan Jawa, seperti Kalimantan, Sulawesi dan Malpa sehingga yang terjadi pandemi COVID-19 menyebabkan deflasi.

5. Kesimpulan, Keterbatasan dan Saran

Berdasar pada pembahasan yang telah diuraikan, pengaruh risiko relatif pandemi COVID-19 terhadap konvergensi inflasi adalah negatif atau terjadi deflasi baik untuk model statis dan dinamis. Perilaku inflasi di Indonesia masih cenderung didominasi oleh fenomena moneter selama masa pandemi COVID-19. Fenomena moneter selama pandemi COVID-19 masih terlihat jelas dalam perilaku inflasi 33 provinsi di Indonesia. Pengaruh positif uang beredar yang sangat signifikan baik pada model statis dan dinamis menunjukkan hal ini, baik pada saat bicara penentu inflasi maupun konvergensi inflasi. Penelitian menemukan bukti bahwa pandemi COVID-19 menjadi penghambat terjadinya konvergensi inflasi sedangkan uang beredar mendorong terjadinya konvergensi inflasi.

Penelitian ini memiliki keterbatasan berkaitan dengan periode waktu data penelitian yang digunakan, yaitu dari 2020.m3 sampai dengan 2021.m12. Penelitian ini, dalam konteks berlakunya pandemi COVID-19, menjadi semakin baik lagi bila penggunaan data penelitiannya sampai dengan Desember 2022. Hal ini mengingat bahwa COVID-19 ditetapkan sebagai pandemi mulai Maret 2020 dan Pemerintah secara resmi memberhentikan Pemberlakuan Pembatasan Kegiatan Masyarakat (PPKM) pada 31 Desember 2022. Tetapi kendala teknis pengumpulan data menyebabkan penggunaan data penelitian hanya sampai dengan Desember 2021. Penelitian ini juga terbatas dalam memeriksa apakah risiko relatif pandemi COVID-19 memengaruhi konvergensi inflasi, sebab hanya dengan pendekatan teori kuantitas uang saja. Dalam teori inflasi, selain sebab penambahan uang beredar, inflasi dapat terjadi sebab *inflationary gap* dan sebab struktural (Boediono, 2014). Penelitian berikutnya disarankan untuk menambah periode data penelitian sampai dengan berakhirnya masa PPKM dan mengeksplorasi penggunaan faktor *inflationary gap* dan struktural, selain penambahan uang beredar bersama dengan risiko relatif pandemi COVID-19.

References

Anggraeni, D., & Dwiputri, I. N. (2022). Variabel-variabel yang mempengaruhi inflasi di Indonesia. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 11(2), 119–128. <https://doi.org/10.23960/jep.v11i2.490>

- Arestis, P., Chortareas, G., Magkonis, G., & Moschos, D. (2014). Inflation targeting and inflation convergence: International evidence. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31, 285–295. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2014.04.002>
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some test of spesification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Arifin, S., & Sayifullah, S. (2021). Testing of economic convergence in the middle of the covid-19 pandemic. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 19(01), 20–30. <https://doi.org/10.22219/jep.v19i01.15960>
- Aswi, A., Cramb, S., Duncan, E., Hu, W., White, G., & Mengersen, K. (2020). Climate variability and dengue fever in Makassar, Indonesia: Bayesian spatio-temporal modelling. *Spatial and Spatio-Temporal Epidemiology*, 33. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.sste.2020.100335>
- Aswi, A., Cramb, S., Duncan, E., & Mengersen, K. (2021). Detecting spatial autocorrelation for a small number of areas: A practical example. *Journal of Physics: Conference Series*, 1899(1), 012098. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1899/1/012098>
- Aswi, A., & Sukarna, S. (2020). Model bayesian spasial CAR localised: Studi kasus demam berdarah dengue di Kota Makassar. *Seminar Nasional VARIANSI*, 49–59. <https://ojs.unm.ac.id/variansistatistika/article/view/19499>
- Aswi, Sukarna, & Nurhilalayah. (2022). Pemodelan kasus covid-19 di Indonesia menggunakan analisis spasial dengan pendekatan Bayesian. *Jurnal Matematika Dan Statistika Serta Aplikasinya*, 10(2), 40–47. <https://doi.org/10.24252/MSA.V10I2.33221>
- Audina, Y., Sari, R. F., & Widyasari, R. (2023). Relative risk analysis of the spread of covid-19 virus in Medan city by spatial and non-spatial approaches. *ZERO: Jurnal Sains, Matematika Dan Terapan*, 6(2), 45. <https://doi.org/10.30829/zero.v6i2.14557>
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. In Third Edition. Wiley, England.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, Xavier (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223–251. <https://doi.org/10.1086/261816>
- BPS. (2020). *Indeks Harga Konsumen dan Inflasi Bulanan Indonesia*. <https://www.bps.go.id/statictable/2009/06/15/907/indeks-harga-konsumen-dan-inflasi-bulanan-indonesia-2006-2022.html>
- Boediono. (2014). *Ekonomi Moneter, Seri Sinopsis Pengantar Ilmu Ekonomi No.5*. Edisi Ketiga. BPFE, Yogyakarta.
- Carrijo, T. B., & da Silva, A. R. (2017). Modified Moran's I for small samples. *Geographical Analysis*, 49(4), 451–467. <https://doi.org/10.1111/gean.12130>
- Elhorst, J. P. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, 26(3), 244–268. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>
- Erdoğan, S., Yildirim, D. Ç., & Gedikli, A. (2020). Dynamics and determinants of inflation during the covid-19 pandemic period in European countries: A spatial panel data analysis. *Düzce Tıp Fakültesi Dergisi*, 22, 61–67. <https://doi.org/10.18678/dtfd.794107>
- Firdaus, M. (2018a). Data panel dinamis. *IPB International Certified Training*, 1–48.
- Firdaus, M. (2018b). Data panel statis. *IPB International Certified Training*, 1–34.

- Gharehgozli, O., & Lee, S. (2022). Money supply and inflation after covid-19. *Economies*, 10(5), 101. <https://doi.org/10.3390/economies10050101>
- Hasriati, A. (2016). *Pemodelan Konvergensi Inflasi Antar Wilayah Di Indonesia Dengan Pendekatan Spasial Dinamis Data Panel AB-GMM Dan SYS-GMM*. Disertasi, Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Insukindro, & Utama, C. (2015). *Povincial Inflation Dynamics in Indonesia: Hybrid New Keynesian Phillips Curve Approach*. EcoMod2015 8599, EcoMod. <https://ideas.repec.org/p/ekd/008007/8599>
- Islam, N. (1995). Growth empirics: A panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110 (4), 1127–1170. <https://doi.org/10.2307/2946651>
- Kočenda, E., & Papell, D. H. (1997). Inflation convergence within the European Union: A panel data analysis. *International Journal of Finance & Economics*, 2(3), 189–198. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1158\(199707\)2:3<189::AID-IJFE46>3.0.CO;2-6](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1158(199707)2:3<189::AID-IJFE46>3.0.CO;2-6)
- Kuncoro, H. (2020). Regional inflation dynamics and its persistence – The case of selected regions in Indonesia. *Regional Statistics*, 10(2), 95–116. <https://doi.org/10.15196/RS100211>
- Kusuma, I. W. (2014). The dynamics of Indonesian inflation: What can we learn from inflation disaggregation? *Buletin Ekonomi Moneter Dan Perbankan*, 16(1), 39–72. <https://doi.org/10.21098/bemp.v16i1.437>
- Lee, D., & Mitchell, R. (2013). Locally adaptive spatial smoothing using conditional autoregressive models. *Journal of the Royal Statistical Society Series C: Applied Statistics*, 62(4), 593–608. <https://doi.org/10.1111/rssc.12009>
- Lee, D., & Sarran, C. (2015). Controlling for unmeasured confounding and spatial misalignment in long-term air pollution and health studies. *Environmetrics*, 26(7), 477–487. <https://doi.org/10.1002/env.2348>
- Levin, A., & Sinha, A. (2020). *Limitations on the Effectiveness of Monetary Policy Forward Guidance in the Context of the COVID-19 Pandemic* (NBER Working Paper, 27748). <https://doi.org/10.3386/w27748>
- Lopez, C., & Papell, D. H. (2012). Convergence of Euro area inflation rates. *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 1440–1458. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.02.010>
- Mehrotra, A. N., Peltonen, T. A., & Santos Rivera, A. (2007). Modelling inflation in China-A regional perspective. *SSRN Electronic Journal*, 829. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1010629>
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17. <https://doi.org/10.2307/2332142>
- Mylonidis, N., & Oikonomou, L.-G. (2021). Tracing the impact of peers on households' economic behavior. *Economic Change and Restructuring*, 54(3), 655–681. <https://doi.org/10.1007/s10644-019-09258-4>
- Ng, S. (2021). *Modeling Macroeconomic Variations after Covid-19, Technical Report*. Cambridge: National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w29060>
- OECD. (2020). *Evaluating the initial impact of COVID-19 containment measures on economic activity* (Issue June). <http://www.oecd.org/coronavirus/>
- Paas, T., Kuusk, A., Schlitte, F., & Vörk, A. (2007). Econometric analysis of income convergence in selected EU countries and their nuts 3 level regions. *SSRN Electronic Journal*, 1–20. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1078863>
- Pratiwi, M. C. Y., & Kuncoro, M. (2016). Analisis pusat pertumbuhan dan autokorelasi spasial di Kalimantan: Studi empiris di 55 Kabupaten/Kota, 2000–2012. *Jurnal*

- Ekonomi Dan Pembangunan Indonesia*, 16(2), 81–104. <https://doi.org/10.21002/jepi.v16i2.01>
- Purwono, R., Yasin, M. Z., & Mubin, M. K. (2020). Explaining regional inflation programmes in Indonesia: Does inflation rate converge? *Economic Change and Restructuring*, 53(4), 571–590. <https://doi.org/10.1007/s10644-020-09264-x>
- Rahmayani, D., Oktavilia, S., & Putri, P. I. (2021). The impact of covid-19 pandemic on inflation in Indonesia. *Jurnal Ekonomi Pembangunan: Kajian Masalah Ekonomi Dan Pembangunan*, 22(2), 117–128. <https://doi.org/10.23917/jep.v22i2.13861>
- Ridhwan, M. M. (2016). Inflation differentials, determinants, and convergence: Evidence from Indonesia subnational data. *The Journal of Developing Areas*, 50(5), 257–276. <https://doi.org/10.1353/jda.2016.0030>
- Tirtosuharto, D., & Adiwilaga, H. (2014). Decentralization and regional inflation in Indonesia. *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, 16(2), 149–166. <https://doi.org/10.21098/bemp.v16i2.30>
- Verbeek, B. H. (2004). *A Guide to Modern Econometric*. 2nd Edition. Jhon Wiley & Sons, Ltd., Hoboken.
- Wahidah, N. L., & Antriyandarti, E. (2021). Impact of climate change and Coronavirus Disease (COVID-19) on inflation in Indonesia. *IOP Conference Series*, 724(Earth and Environmental Science PAPER), 5–9. <https://doi.org/10.1088/1755-1315/724/1/012105>
- Wei, X., & Han, L. (2021). The impact of COVID-19 pandemic on transmission of monetary policy to financial markets. *International Review of Financial Analysis*, 74(37), 101705. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101705>
- Yu, Ji., & Lee, L.-F. (2012). Convergence: A spatial dynamic panel data approach. *Global Journal of Economics*, 01(01), 1–39. <https://doi.org/10.1142/S2251361212500061>
- Yuniarti, D., Rosadi, D., & Abdurakhman. (2021). Inflation of Indonesia during the COVID-19 pandemic. *Journal of Physics: Conference Series*, 1821(1), 012039. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1821/1/012039>