



ISSN:
2655-6944

ELASTISITAS

<http://elastisitas.unram.ac.id>

Jurnal Ekonomi Pembangunan

Vol. 8, No. 2, September 2026

PENGARUH TINGKAT KESEMPATAN KERJA DAN UPAH TERHADAP URBANISASI DI INDONESIA TAHUN 2014–2025

Indah Mawarni^{1*} Emi Salmah^{2*}

¹Program Studi Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Mataram, Indonesia

Info Artikel

Kata Kunci:
urbanisasi, tingkat
kesempatan kerja,
upah, data panel
dinamis, System
GMM

ABSTRAK

Penelitian ini bertujuan untuk menguji dan menganalisis pengaruh tingkat kesempatan kerja dan upah terhadap urbanisasi di Indonesia periode 2014–2025. Penelitian ini dilatarbelakangi oleh terus meningkatnya persentase penduduk perkotaan di Indonesia, dari 52,6 persen pada tahun 2014 menjadi 60,7 persen pada tahun 2025, yang diduga dipengaruhi oleh faktor penarik (pull factors) berupa kesempatan kerja dan tingkat upah di perkotaan. Penelitian ini menggunakan data panel dari 38 provinsi di Indonesia selama periode 2014–2025 yang bersumber dari Badan Pusat Statistik. Variabel tingkat kesempatan kerja (TKK) diproksikan dengan persentase tenaga kerja formal, sedangkan variabel upah (UP) diproksikan dengan Upah Minimum Provinsi (UMP). Metode analisis yang digunakan adalah regresi data panel dinamis (dynamic panel data regression) dengan pendekatan System Generalized Method of Moments (System GMM) Two-Step, mengingat urbanisasi tahun berjalan diduga dipengaruhi oleh urbanisasi tahun sebelumnya. Hasil penelitian menunjukkan bahwa secara parsial, tingkat kesempatan kerja berpengaruh positif namun tidak signifikan terhadap urbanisasi, sedangkan upah berpengaruh negatif dan tidak signifikan terhadap urbanisasi. Secara simultan, kedua variabel tersebut juga tidak berpengaruh signifikan terhadap urbanisasi. Sebaliknya, koefisien lag urbanisasi (urbanisasi tahun sebelumnya) terbukti berpengaruh positif dan sangat signifikan, yang mengindikasikan bahwa urbanisasi di Indonesia bersifat sangat path-dependent dan lebih banyak dipengaruhi oleh kondisi urbanisasi periode sebelumnya dibandingkan oleh fluktuasi tahunan tingkat kesempatan kerja dan upah. Temuan ini mengonfirmasi relevansi pendekatan model dinamis dalam kajian urbanisasi serta mengindikasikan bahwa kebijakan pengendalian urbanisasi perlu bersifat struktural dan berjangka panjang, tidak hanya bertumpu pada instrumen upah minimum semata.

ABSTRACT

Keywords:
urbanization,
employment
opportunity rate,
wages, dynamic
panel data, System
GMM

This study aims to examine and analyze the effect of the employment opportunity rate and wages on urbanization in Indonesia during 2014–2025. It is motivated by the continuously rising share of Indonesia's urban population, from 52.6 percent in 2014 to 60.7 percent in 2025, which is thought to be driven by pull factors such as urban employment opportunities and wage levels. The study uses panel data from 38 Indonesian provinces over 2014–2025 sourced from the Indonesian Central Statistics Agency (BPS). The employment opportunity rate (TKK) is proxied by the share of formal-sector workers, while the wage variable (UP) is proxied by the Provincial Minimum Wage (UMP). The analysis employs dynamic panel data regression using the two-step System Generalized Method of Moments (System GMM) approach, since current urbanization is presumed to be influenced by urbanization in the previous year. The results show that, partially, the employment opportunity rate has a positive but insignificant effect on urbanization, while wages have a negative and insignificant effect. Simultaneously, both variables also have no significant effect on urbanization. In contrast, the lagged urbanization coefficient is positive and highly significant, indicating that urbanization in Indonesia is strongly path-dependent and shaped far more by prior urbanization levels than by annual fluctuations in employment opportunity and wages. These findings confirm the relevance of a dynamic modeling approach in urbanization studies and suggest that urbanization-control policies need to be structural and long-term rather than relying solely on the minimum-wage instrument.

1. PENDAHULUAN

Perubahan struktur demografi dan sosial masyarakat menjadikan urbanisasi sebagai fenomena global yang tidak terhindarkan, mengubah pola pekerjaan, gaya hidup, dan struktur ekonomi antara wilayah perkotaan dan perdesaan. Pada tahun 2018, lebih dari separuh populasi dunia (55%) telah tinggal di wilayah perkotaan dan diproyeksikan meningkat menjadi 68% pada tahun 2050, didorong oleh industrialisasi dan meluasnya peluang kerja di kota (UNDESA, 2018; Wang, 2020). Fenomena serupa terjadi di kawasan ASEAN, dengan proporsi penduduk perkotaan meningkat dari 50,1% pada 2020 menjadi diproyeksikan 55,7% pada 2030, yang sering dipicu oleh upah lebih kompetitif dan kesempatan kerja yang lebih luas di kota (ASEAN Secretariat, 2022).

Sebagai negara terbesar di Asia Tenggara, Indonesia mencatat peningkatan penduduk perkotaan dari 52,6% pada tahun 2014 menjadi 60,7% pada tahun 2025. Peningkatan ini tidak lepas dari kesenjangan desa-kota: keterbatasan lapangan kerja, rendahnya upah, dan minimnya fasilitas di perdesaan mendorong migrasi ke kota (Widiawaty, 2019), sementara migrasi yang tinggi turut memperlebar ketimpangan pembangunan antarwilayah, termasuk antara Pulau Jawa dan luar Jawa (Wilonoyudho et al., 2017). Di sisi lain, urbanisasi yang tidak terkendali menimbulkan dampak negatif berupa kemacetan, permukiman kumuh, pengangguran, dan meningkatnya kriminalitas perkotaan, yang pada gilirannya menambah beban pemerintah dalam penyediaan layanan dasar (Aini, 2022). Kondisi ini menegaskan pentingnya memahami secara empiris faktor pendorong urbanisasi, khususnya tingkat kesempatan kerja dan upah, dalam konteks Indonesia.

Secara teoretis, pemilihan kesempatan kerja dan upah sebagai determinan urbanisasi berakar pada teori migrasi desa-kota. Model dua sektor Lewis (1954) memandang perpindahan tenaga kerja dari sektor tradisional perdesaan ke sektor modern perkotaan sebagai inti transformasi struktural, sedangkan Todaro (1969) serta Harris dan Todaro (1970) menegaskan bahwa keputusan bermigrasi ditentukan oleh selisih pendapatan yang diharapkan (*expected income differential*), yaitu upah di sektor modern perkotaan dikalikan dengan peluang memperoleh pekerjaan di sektor tersebut. Kerangka ini sekaligus menjadi justifikasi bagi kedua proksi yang digunakan dalam penelitian ini. Pertama, peluang kerja yang relevan dalam model Harris-Todaro adalah peluang memperoleh pekerjaan di sektor modern yang terlindungi, yang di negara

berkembang identik dengan sektor formal yang terkonsentrasi di kawasan perkotaan (Fields, 1975); karena itu, persentase tenaga kerja formal terhadap total penduduk bekerja sejalan secara teoretis dengan komponen peluang kerja dalam fungsi pendapatan harapan tersebut. Kedua, model Harris-Todaro secara eksplisit mengasumsikan bahwa upah sektor modern perkotaan ditetapkan secara institusional di atas upah keseimbangan pasar, antara lain melalui kebijakan upah minimum (Harris & Todaro, 1970); dengan demikian, Upah Minimum Provinsi (UMP) yang ditetapkan pemerintah setiap tahun merupakan representasi terdekat dari upah institusional dalam model tersebut sekaligus batas bawah upah sektor formal yang menjadi acuan calon migran. Kedua proksi ini juga tersedia secara konsisten untuk seluruh provinsi selama periode penelitian, sebagaimana diuraikan pada bagian metodologi.

Penelitian terdahulu oleh Anggraeni (2022) mengenai faktor urbanisasi di Jakarta dan Surabaya memberikan wawasan penting, namun memiliki keterbatasan: cakupan hanya dua kota besar, periode pengamatan singkat (2020–2021), dan hanya menyoroti pengaruh kesempatan kerja tanpa memasukkan variabel upah yang juga relevan dalam keputusan migrasi. Penelitian ini mengisi celah tersebut dengan menganalisis pengaruh tingkat kesempatan kerja dan upah terhadap urbanisasi secara nasional pada 38 provinsi di Indonesia periode 2014–2025, menggunakan pendekatan regresi data panel dinamis untuk mengakomodasi sifat urbanisasi yang diduga persisten antarwaktu. Berdasarkan uraian tersebut, penelitian ini bertujuan untuk: (1) menguji dan menganalisis pengaruh tingkat kesempatan kerja terhadap urbanisasi di Indonesia; (2) menguji dan menganalisis pengaruh upah terhadap urbanisasi di Indonesia; dan (3) menguji dan menganalisis pengaruh tingkat kesempatan kerja dan upah secara simultan terhadap urbanisasi di Indonesia.

2. METODOLOGI

Penelitian ini merupakan penelitian kausal asosiatif yang menggunakan data sekunder berupa data panel dari 38 provinsi di Indonesia selama periode 2014–2025, bersumber dari Badan Pusat Statistik. Variabel dependen adalah urbanisasi (UB), yaitu persentase jumlah penduduk perkotaan terhadap jumlah penduduk total suatu wilayah. Variabel independen terdiri atas tingkat kesempatan kerja (TKK) dan upah (UP). Tingkat kesempatan kerja diproksikan dengan persentase tenaga kerja formal terhadap total penduduk bekerja, mengingat data tingkat kesempatan kerja tahunan yang konsisten untuk seluruh 38 provinsi selama periode

penelitian tidak tersedia secara lengkap; secara konseptual proksi ini mencerminkan kualitas dan daya serap pasar kerja perkotaan yang menjadi salah satu daya tarik urbanisasi. Variabel upah diproksikan dengan Upah Minimum Provinsi (UMP), karena data rata-rata upah aktual pekerja per provinsi secara tahunan dan konsisten tidak tersedia secara lengkap, dan ditransformasi ke dalam bentuk logaritma untuk mengurangi skewness serta menginterpretasikan koefisiennya sebagai elastisitas.

Perlakuan khusus diberikan pada empat provinsi daerah otonom baru (DOB) di Papua, yaitu Papua Selatan, Papua Tengah, dan Papua Pegunungan (hasil pemekaran Provinsi Papua) serta Papua Barat Daya (hasil pemekaran Provinsi Papua Barat), yang dibentuk pada tahun 2022 sehingga datanya baru dipublikasikan secara terpisah sejak akhir 2022. Untuk periode 2014–2022, nilai urbanisasi dan tingkat kesempatan kerja keempat provinsi tersebut disusun ulang (backcasting) dengan mengagregasi data kabupaten/kota penyusunnya menurut batas administrasi yang berlaku saat ini, sedangkan variabel upah menggunakan UMP provinsi induk yang berlaku di wilayah tersebut sebelum pemekaran. Data provinsi induk (Papua dan Papua Barat) pada periode yang sama juga disesuaikan dengan batas wilayah barunya agar tidak terjadi penghitungan ganda. Dengan perlakuan ini, panel yang dianalisis menjadi seimbang (balanced panel) dengan 38 provinsi $\times$ 12 tahun = 456 observasi, dan konsistensi cakupan wilayah antarwaktu tetap terjaga.

Karena urbanisasi diduga bersifat persisten, dengan kondisi tahun sebelumnya turut memengaruhi urbanisasi tahun berjalan, penelitian ini menggunakan regresi data panel dinamis dan bukan model panel statis. Kehadiran variabel dependen berlag sebagai penjelas menimbulkan korelasi antara lag tersebut dengan efek individu yang tidak teramati, sehingga metode Ordinary Least Squares, Fixed Effect, maupun Random Effect akan menghasilkan estimator yang bias dan tidak konsisten, dikenal sebagai Nickell bias (Nickell, 1981). Oleh karena itu, estimasi dilakukan dengan Generalized Method of Moments, khususnya pendekatan System GMM Two-Step (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998), yang menggabungkan persamaan level dan first-difference secara simultan sehingga lebih efisien dibandingkan Difference GMM (Arellano & Bond, 1991) pada variabel yang bersifat persisten seperti urbanisasi. Model regresi data panel dinamis yang diestimasi adalah sebagai berikut, dengan UB_{it} menyatakan urbanisasi wilayah i pada tahun t , $UB_{i,t-1}$ lag

urbanisasi, TKK_{it} tingkat kesempatan kerja, $\log(UP_{it})$ logaritma upah, α konstanta, γ koefisien lag, β_1 dan β_2 koefisien TKK dan $\log(UP)$, μ_i efek individu wilayah, dan e_{it} error term.

$$UB_{it} = \alpha + \gamma UB_{i,t-1} + \beta_1 TKK_{it} + \beta_2 \log(UP_{it}) + \mu_i + e_{it} \quad (1)$$

Estimasi menggunakan pendekatan two-step System GMM dengan koreksi standard error Windmeijer (2005), dan instrumen dibatasi (collapsed) pada lag ke-2 hingga ke-4 dari variabel dependen berlag agar jumlah instrumen tidak melebihi jumlah unit cross-section ($N=38$), guna menghindari instrument proliferation yang dapat melemahkan validitas uji Sargan/Hansen (Roodman, 2009). Validitas model diuji melalui uji Sargan/Hansen (validitas instrumen) serta uji Arellano-Bond untuk autokorelasi $AR(1)$ dan $AR(2)$, sedangkan signifikansi parameter diuji melalui uji z (parsial) dan uji Wald (simultan) pada taraf signifikansi 5 persen. Model dinamis juga memungkinkan perhitungan efek jangka panjang (long-run effect) setiap variabel independen melalui formula $\theta_j = \beta_j/(1-\gamma)$, dengan $(1-\gamma)$ menyatakan kecepatan penyesuaian (speed of adjustment) menuju keseimbangan jangka panjang dan $\ln(0,5)/\ln(\gamma)$ menyatakan waktu paruh (half-life) penyesuaian; hasil perhitungannya disajikan pada subbab 3.3. Pengolahan data dilakukan menggunakan Python 3.12 dengan package `pydynpd`, yang mengimplementasikan prosedur Arellano-Bond/Blundell-Bond secara setara dengan `xtabond2` pada Stata dan prosedur dynamic panel-data estimation pada EViews.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

Objek penelitian ini adalah 38 provinsi di Indonesia yang diamati secara panel selama 2014–2025 (456 observasi), mencakup keragaman karakteristik geografis dan tingkat pembangunan, mulai dari provinsi dengan urbanisasi penuh seperti DKI Jakarta hingga provinsi yang masih didominasi kawasan perdesaan seperti Nusa Tenggara Timur dan Papua Pegunungan. Data empat provinsi DOB Papua untuk periode sebelum pemekaran telah disusun ulang sebagaimana dijelaskan pada bagian metodologi, sehingga seluruh variabel memiliki 456 observasi (Tabel 1).

Tabel 1. Statistik Deskriptif Variabel Penelitian

Variabel	N	Rata-rata	Std.Dev	Min	Maks
Urbanisasi (UB), %	456	46,32	18,05	21,14	100,00
TKK (%)	456	39,53	11,87	4,24	72,96
UP (Rp/bln)	456	2.502.614	756.334	910.000	5.396.761
$\log(UP)$	456	14,63	0,32	13,72	15,50

Sumber: Data diolah (2026), Badan Pusat Statistik dan Kementerian Ketenagakerjaan RI.

Rata-rata tingkat urbanisasi 38 provinsi Indonesia selama 2014–2025 sebesar 46,32%, dengan variasi antarprovinsi yang tinggi (nilai minimum 21,14% di Nusa Tenggara Timur dan maksimum 100% di DKI Jakarta). Variabel TKK memiliki rentang yang lebar, dari 4,24% (Papua Pegunungan) hingga 72,96% (DKI Jakarta), mencerminkan kesenjangan struktur ketenagakerjaan formal antarwilayah, sementara UP menunjukkan rata-rata Rp2.502.614 per bulan dengan rentang Rp910.000 hingga Rp5.396.761, yang sebagian dipengaruhi kebijakan afirmasi pengupahan di wilayah berbiaya hidup tinggi seperti Papua.

3.1 Hasil Estimasi System GMM

Tabel 2. Hasil Estimasi System GMM (Two-Step)

Variabel	Koef.	Std.Err*	z-stat	Prob.
UB _{i,t-1} (γ)	0,8754	0,1650	5,3042	0,0000***
TKK (β_1)	0,1304	0,1706	0,7644	0,4446
log(UP) (β_2)	-0,2709	0,7447	-	0,7161
			0,3637	
Konstanta (α)	4,8080	11,5552	0,4161	0,6773

Sumber: Hasil olah data (System GMM, pydynpd). N = 380; jumlah instrumen = 7; N cross-section = 38. *Windmeijer-corrected standard error. ***signifikan pada $\alpha = 1\%$.

Persamaan regresi data panel dinamis yang diperoleh adalah $UB_{it} = 4,8080 + 0,8754 UB_{i,t-1} + 0,1304 TKK_{it} - 0,2709 \log(UP)_{it} + \text{eit}$. Koefisien lag urbanisasi (γ) sebesar 0,8754 signifikan pada taraf 1% ($p = 0,0000$), merupakan temuan sentral penelitian ini: sebesar 87,54% tingkat urbanisasi suatu provinsi dijelaskan oleh urbanisasi provinsi tersebut pada tahun sebelumnya, mengonfirmasi bahwa urbanisasi di Indonesia bersifat sangat persisten. Sebaliknya, TKK ($\beta_1 = 0,1304$; $p = 0,4446$) dan log(UP) ($\beta_2 = -0,2709$; $p = 0,7161$) tidak signifikan secara statistik pada taraf signifikansi manapun.

3.2 Uji Diagnostik dan Uji Signifikansi

Tabel 3. Hasil Uji Diagnostik Model GMM

Uji Diagnostik	Statistik	Prob.	Kesimpulan
Hansen (instrumen)	$\chi^2(3)=2,623$	0,4540	Valid
AR(1)	$z=-2,63$	0,0090	Signifikan (wajar)
Arellano-Bond			
AR(2)	$z=0,35$	0,7250	Tidak ada
Arellano-Bond			autokorelasi

Sumber: Hasil olah data (2026).

Hasil uji Hansen menunjukkan probabilitas 0,4540 ($> 0,05$), sehingga ketujuh instrumen hasil collapse pada lag ke-2 hingga ke-4 dinyatakan valid. Uji Arellano-Bond menunjukkan AR(1) signifikan ($p = 0,0090$), sebagaimana lazim terjadi akibat

transformasi first-difference, sedangkan AR(2) tidak signifikan ($p = 0,7250$), sehingga model dinyatakan valid dan layak diinterpretasikan.

Tabel 4. Hasil Uji Wald (Simultan)

Pengujian	Wald χ^2	df	Prob.
H3: TKK & log(UP) simultan	0,777	2	0,6781
Model keseluruhan (+lag UB)	477,743	3	0,0000***

Sumber: Hasil olah data (2026). ***signifikan pada $\alpha = 1\%$.

Uji Wald atas TKK dan log(UP) secara simultan (H3) menghasilkan chi-square 0,777 dengan probabilitas 0,6781 ($> 0,05$), sehingga H3 tidak dapat didukung oleh data. Meski demikian, model keseluruhan dengan menyertakan lag urbanisasi sangat signifikan (Wald $\chi^2(3) = 477,743$; $p = 0,0000$), yang menegaskan bahwa signifikansi model didominasi oleh daya jelas lag urbanisasi, bukan oleh kedua variabel ekonomi yang diuji.

3.3 Efek Jangka Panjang dan Kecepatan Penyesuaian

Sebagaimana dirumuskan pada bagian metodologi, koefisien jangka pendek pada Tabel 2 dapat ditransformasikan menjadi efek jangka panjang melalui formula $\theta_j = \beta_j/(1-\gamma)$. Dengan $\gamma = 0,8754$, kecepatan penyesuaian ($1-\gamma$) adalah 0,1246 dan pengganda jangka panjang (long-run multiplier) $1/(1-\gamma)$ adalah 8,03, artinya efek jangka panjang setiap variabel sekitar delapan kali efek jangka pendeknya. Hasil perhitungan selengkapnya disajikan pada Tabel 5.

Tabel 5. Kecepatan Penyesuaian dan Efek Jangka Panjang

Komponen	Formula	Nilai
Kecepatan penyesuaian	$1 - \gamma$	0,1246
Pengganda jangka panjang	$1/(1 - \gamma)$	8,0257
Waktu paruh (tahun)	$\ln(0,5)/\ln(\gamma)$	5,21
Efek jangka panjang TKK (θ_1)	$\beta_1/(1 - \gamma)$	1,0466
Efek jangka panjang log(UP) (θ_2)	$\beta_2/(1 - \gamma)$	-2,1742

Sumber: Hasil olah data (2026), dihitung dari koefisien Tabel 2. Signifikansi θ_1 dan θ_2 mengikuti uji z atas β_1 dan β_2 ; keduanya tidak signifikan pada $\alpha = 5\%$.

Efek jangka panjang TKK sebesar 1,0466 berarti bahwa kenaikan persentase tenaga kerja formal sebesar 1 poin persen yang bertahan secara permanen berasosiasi dengan kenaikan urbanisasi sekitar 1,05 poin persen setelah seluruh proses penyesuaian dinamis selesai, jauh lebih besar dibandingkan efek pada tahun yang sama (0,13 poin persen). Efek jangka panjang log(UP) sebesar -2,1742 berarti kenaikan UMP sebesar 10 persen secara permanen berasosiasi dengan penurunan urbanisasi sekitar 0,21 poin persen dalam jangka

panjang, dibandingkan sekitar 0,03 poin persen dalam jangka pendek. Namun, karena $1-\gamma$ bernilai positif, θ_j bernilai nol jika dan hanya jika β_j bernilai nol, sehingga pengujian hipotesis $\theta_j = 0$ secara substansi setara dengan uji z atas β_j . Dengan tidak signifikannya β_1 ($p = 0,4446$) dan β_2 ($p = 0,7161$), kedua efek jangka panjang tersebut juga tidak signifikan secara statistik dan hanya bersifat indikatif mengenai arah dan besaran relatifnya.

Informasi yang lebih substantif dari perhitungan ini adalah dinamika penyesuaian. Kecepatan penyesuaian 0,1246 menunjukkan bahwa hanya sekitar 12,5 persen selisih antara tingkat urbanisasi aktual dan tingkat keseimbangan jangka panjangnya yang terkoreksi setiap tahun, dengan waktu paruh sekitar 5,2 tahun. Artinya, perubahan pada faktor penentu urbanisasi memerlukan waktu lebih dari lima tahun agar separuh dampaknya terealisasi, sehingga pengaruh kebijakan ketenagakerjaan dan pengupahan terhadap urbanisasi cenderung baru terlihat dalam horizon menengah hingga panjang, bukan dalam siklus tahunan.

3.4 Pembahasan

Hipotesis pertama (H1) yang menduga pengaruh positif dan signifikan TKK terhadap urbanisasi tidak dapat didukung oleh data: arah pengaruh positif sesuai hipotesis, namun tidak signifikan. Temuan ini perlu dimaknai hati-hati, karena TKK dalam penelitian ini diproksikan dengan persentase tenaga kerja formal, yang secara konseptual mengukur kualitas/struktur pasar kerja, bukan daya serap kuantitatif pasar kerja terhadap angkatan kerja sebagaimana definisi aslinya. Ketidaksesuaian konstruk (construct mismatch) antara proksi dan definisi operasional inilah yang paling mungkin menjelaskan hasil ini, bukan tidak adanya hubungan riil antara kesempatan kerja dan urbanisasi. Secara teoretis, Model Migrasi Lewis (Lewis, 1954) dan Model Harris-Todaro (Harris & Todaro, 1970) memprediksi hubungan positif kesempatan kerja perkotaan dengan migrasi, sejalan dengan arah koefisien yang diperoleh; perbedaan hasil dengan studi lain, misalnya Ridha (2025) yang menemukan pengaruh signifikan negatif atau Sumbaga et al. (2023) yang menemukan pengaruh signifikan positif, mengindikasikan bahwa hubungan TKK-urbanisasi sensitif terhadap definisi operasional, cakupan wilayah, dan periode penelitian.

Hipotesis kedua (H2) yang menduga pengaruh positif dan signifikan upah terhadap urbanisasi juga tidak dapat didukung; koefisien $\log(UP)$ justru negatif dan tidak signifikan. Hal ini

konsisten dengan sifat UMP sebagai instrumen kebijakan administratif yang penetapannya dipengaruhi faktor politik-ekonomi di luar mekanisme pasar tenaga kerja murni, sehingga tidak selalu mencerminkan daya tarik ekonomi riil suatu wilayah, sebagaimana terlihat dari UMP yang relatif tinggi di beberapa provinsi Papua namun disertai urbanisasi yang rendah. Ketidaksesuaian ini berbeda dengan prediksi Todaro dan Smith (2011) serta temuan Ridha (2025) dan Wulandari (2017) yang menggunakan data upah aktual dan menemukan pengaruh positif signifikan, mengindikasikan bahwa keterbatasan proksi data lebih tepat menjelaskan hasil ini dibandingkan penolakan terhadap teori migrasi itu sendiri. Hipotesis ketiga (H3) turut tidak didukung, konsisten secara logis dengan hasil parsial H1 dan H2.

Temuan paling substantif penelitian ini adalah tingginya persistensi urbanisasi ($\gamma = 0,8754$; $p < 0,001$), yang menegaskan relevansi Teori Kependudukan Malthus (Malthus, 1798) sebagai grand theory bahwa dinamika kependudukan berlangsung gradual dan terakumulasi antarwaktu, serta sejalan dengan prinsip kausalitas sirkuler dalam Teori Geografi Ekonomi Baru Krugman (Krugman, 1991): wilayah yang telah mencapai urbanisasi tinggi cenderung mempertahankannya melalui mekanisme aglomerasi yang self-reinforcing. Implikasinya, kebijakan pengendalian urbanisasi yang hanya berorientasi jangka pendek dan bertumpu pada instrumen tunggal seperti penyesuaian upah minimum kemungkinan besar tidak akan efektif mengubah tren urbanisasi jangka panjang, dan perlu dilengkapi kebijakan struktural seperti pemerataan infrastruktur, penciptaan pusat pertumbuhan baru di luar kawasan urban yang telah mapan, serta perluasan lapangan kerja formal berkualitas.

Hasil penelitian ini juga perlu dibaca dengan mempertimbangkan keterbatasan spesifikasi model. Model hanya memuat dua variabel penjelas utama di samping lag urbanisasi, sehingga terdapat potensi omitted variable bias apabila faktor kewilayahan yang berubah antarwaktu dan berkorelasi dengan TKK maupun UMP turut memengaruhi urbanisasi. Transformasi first-difference dan penggunaan instrumen internal dalam System GMM memang menghilangkan heterogenitas antarprovinsi yang bersifat tetap (time-invariant), tetapi tidak menghilangkan faktor yang berubah antarwaktu. Dua variabel kontrol kawasan yang paling relevan secara teoretis adalah PDRB per kapita, yang mencerminkan tingkat kemakmuran dan skala aglomerasi ekonomi provinsi, serta ketimpangan desa-kota, misalnya rasio rata-rata pengeluaran per

kapita penduduk perkotaan terhadap perdesaan, yang secara langsung merepresentasikan selisih pendapatan harapan dalam kerangka Harris-Todaro. Tidak dimasukkannya kedua variabel tersebut berpotensi membuat koefisien TKK dan UMP bias apabila keduanya berkorelasi dengan variabel yang dihilangkan. Oleh karena itu, penelitian atau diskusi lanjutan perlu memasukkan PDRB per kapita dan indikator ketimpangan desa-kota, serta variabel lain seperti infrastruktur dan tingkat pendidikan, sebagai variabel kontrol yang dapat diperlakukan sebagai instrumen GMM-style apabila diduga bersifat endogen.

4. KESIMPULAN

Penelitian ini menguji pengaruh tingkat kesempatan kerja dan upah terhadap urbanisasi di 38 provinsi Indonesia periode 2014–2025 menggunakan regresi data panel dinamis (two-step System GMM). Hasil estimasi menunjukkan bahwa tingkat kesempatan kerja berpengaruh positif namun tidak signifikan terhadap urbanisasi, sehingga hipotesis pertama tidak dapat didukung oleh data; arah positif ini konsisten dengan Teori Migrasi Lewis dan Harris-Todaro, meskipun tidak signifikannya hasil lebih disebabkan oleh keterbatasan proksi data (persentase tenaga kerja formal) dibandingkan tidak adanya hubungan riil antara kedua variabel. Rata-rata upah pekerja, yang diproksikan dengan Upah Minimum Provinsi, terbukti berpengaruh negatif dan tidak signifikan terhadap urbanisasi, sehingga hipotesis kedua juga tidak dapat didukung baik dari segi arah maupun signifikansi, menegaskan bahwa UMP sebagai instrumen administratif tidak selalu mencerminkan daya tarik ekonomi riil suatu wilayah. Secara simultan, kedua variabel juga tidak berpengaruh signifikan terhadap urbanisasi, konsisten dengan hasil pengujian parsial pada kedua hipotesis sebelumnya.

Temuan paling substantif penelitian ini adalah signifikansi tinggi koefisien persistensi urbanisasi atau lag dependent variable ($\gamma = 0,8754$; $p < 0,001$), yang menunjukkan bahwa urbanisasi di Indonesia bersifat sangat path-dependent dan jauh lebih dipengaruhi oleh tingkat urbanisasi periode sebelumnya dibandingkan oleh fluktuasi tahunan kesempatan kerja dan upah. Dengan kecepatan penyesuaian hanya 0,1246 per tahun dan waktu paruh sekitar 5,2 tahun, dampak perubahan faktor penentu urbanisasi baru terealisasi secara penuh dalam horizon jangka panjang. Temuan ini memperkuat validitas empiris Teori Kependudukan Malthus sebagai grand theory serta prinsip kausalitas sirkuler dalam Teori Geografi Ekonomi Baru Krugman, sekaligus mengonfirmasi relevansi pendekatan

model dinamis dalam kajian urbanisasi di Indonesia. Secara keseluruhan, hasil ini mengindikasikan bahwa proses urbanisasi di Indonesia telah memasuki fase struktural yang self-reinforcing, sehingga kebijakan pengendalian urbanisasi perlu bersifat struktural dan berjangka panjang, tidak hanya bertumpu pada instrumen upah minimum semata.

Secara aplikatif, temuan ini mengimplikasikan bahwa pemerintah daerah perlu menggeser fokus dari instrumen jangka pendek seperti penyesuaian UMP ke arah penciptaan pusat pertumbuhan ekonomi berbasis perdesaan yang mampu menahan arus migrasi sejak di daerah asal. Bentuk konkretnya antara lain: (1) pengembangan kawasan agropolitan dan minapolitan berbasis komoditas unggulan daerah yang dilengkapi fasilitas pascapanen dan pengolahan (hilirisasi), sehingga nilai tambah dan lapangan kerja formal tercipta di perdesaan; (2) penguatan Badan Usaha Milik Desa (BUMDes) dan BUMDes bersama sebagai pengelola usaha produktif antardesa, dengan mengarahkan porsi Dana Desa pada kegiatan ekonomi produktif dan padat karya; (3) penguatan kota kecil dan ibu kota kecamatan sebagai simpul pelayanan dan pemasaran (pasar, pergudangan, dan logistik) yang menghubungkan desa dengan kota besar, sehingga manfaat aglomerasi dapat dirasakan tanpa harus berpindah ke kota utama; serta (4) perluasan pelatihan vokasi melalui Balai Latihan Kerja di daerah asal migran yang dikaitkan dengan kebutuhan industri pengolahan setempat. Bagi provinsi dengan tingkat urbanisasi yang sudah tinggi, persistensi urbanisasi mengisyaratkan bahwa arus penduduk ke kota akan terus berlanjut, sehingga kebijakan perlu diarahkan pada kesiapan kota menampungnya melalui penataan ruang, penyediaan perumahan terjangkau, dan perluasan layanan dasar perkotaan. Mengingat waktu paruh penyesuaian lebih dari lima tahun, program-program tersebut perlu dirancang dalam kerangka Rencana Pembangunan Jangka Menengah Daerah (RPJMD) dan dievaluasi secara konsisten lintas periode anggaran, bukan sebagai program tahunan yang terputus.

Penelitian selanjutnya disarankan menggunakan data tingkat kesempatan kerja dan upah aktual yang lebih sesuai dengan definisi operasionalnya, serta menambahkan variabel kontrol kawasan seperti PDRB per kapita dan ketimpangan desa-kota guna meminimalkan potensi omitted variable bias.

DAFTAR PUSTAKA

- Aini, A. F. (2022). Analisis dampak urbanisasi terhadap pertumbuhan ekonomi Kota Surabaya. *Journal Economics and Strategy*, 3(2), 60–67.
- Anggraeni, F. A. (2022). Analisis faktor yang mempengaruhi peningkatan urbanisasi di Kota Jakarta dan Surabaya pada tahun 2020–2021. *Jurnal Ekonomi Bisnis dan Akuntansi*.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.
- ASEAN Secretariat. (2022). ASEAN sustainable urbanisation report. ASEAN Secretariat.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
- Fields, G. S. (1975). Rural-urban migration, urban unemployment and underemployment, and job-search activity in LDCs. *Journal of Development Economics*, 2(2), 165–187.
- Gujarati, D. N. (2012). *Dasar-dasar ekonometrika*. Salemba Empat.
- Harris, J. R., & Todaro, M. P. (1970). Migration, unemployment and development: A two-sector analysis. *The American Economic Review*, 60(1), 126–142.
- Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483–499.
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139–191.
- Malthus, T. R. (1798). *An essay on the principle of population*. J. Johnson.
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49(6), 1417–1426.
- Ridha. (2025). Pengaruh tingkat kesempatan kerja dan upah di perkotaan terhadap urbanisasi di Indonesia. Universitas Tanjungpura.
- Roodman, D. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135–158.
- Sumbaga, H. C., Fathorrazi, M., & Abd Nasir, M. (2023). Pengaruh PDRB dan kesempatan kerja terhadap urbanisasi di Indonesia tahun 2019. *Jurnal Ekuilibrium*, 7(1), 13–27.
- Todaro, M. P. (1969). A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries. *The American Economic Review*, 59(1), 138–148.
- Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2011). *Pembangunan ekonomi* (Edisi ke-11). Erlangga.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. (2018). *World urbanization prospects 2018: Highlights* (ST/ESA/SER.A/421). United Nations.
- Wang, X. (2020). Urbanization trends and challenges in developing countries.
- Widiawaty, M. A. (2019). Faktor-faktor urbanisasi di Indonesia.
- Wilonoyudho, S., Rijanta, R., Keban, Y. T., & Setiawan, B. (2017). Urbanization and regional imbalances in Indonesia. *Indonesian Journal of Geography*, 49(2), 125–132.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51.
- Wulandari, F. (2017). Faktor-faktor yang mempengaruhi urbanisasi di Sumatra Barat. *Ecosains: Jurnal Ilmiah Ekonomi dan Pembangunan*, 6(1), 15–24.