

Determinan Lama Mencari Kerja bagi Pengangguran di Kota Padang

Ridho Saputra¹, Muhammad Irfan²

^{1,2}Program Studi Ekonomi Pembangunan Fakultas Ekonomi dan Bisnis Universitas Negeri Padang, Indonesia.

*Korespondensi: ridhosaputra5678@gmail.com

Info Artikel

Diterima:

1 September 2026

Disetujui:

15 September 2026

Terbit daring:

24 September 2026

DOI: -

Sitasi:

Ridho, S. & Irfan, M. (2026).
Determinan Lama Mencari
Kerja bagi Pengangguran di
Kota Padang.

Abstract:

Prolonged job search hampers labor market absorption, especially in large cities. Padang City had the largest number of open unemployed people in West Sumatra in 2024, yet the determinants of its job seekers' unemployment duration are poorly understood. This study analyzes the effects of age, education, sex, job training, marital status, and area of residence on job search duration among the unemployed in Padang City. Using 2024 National Labor Force Survey (Sakernas) data with 173 observations (93 uncensored, 80 censored), the study applies Cox proportional hazards regression, with likelihood ratio and Wald tests. The median job search duration is 25 months. The six variables jointly affect unemployment duration significantly ($LR \chi^2(8) = 18.49$; $p = 0.0178$). Partially, only marital status is significant ($HR = 2.45$; $p = 0.016$): married job seekers leave unemployment about 2.45 times faster than unmarried ones. Sex is significant only at the 10 percent level ($HR = 1.75$; $p = 0.070$), while age, education, job training, and area of residence are not. Job placement programs should therefore pay attention to unmarried job seekers, who search the longest, and future studies should use larger samples.

Keywords: job search duration; unemployment; Cox regression; marital status; Padang City

Abstrak:

Lamanya pencarian kerja menghambat penyerapan tenaga kerja, terutama di wilayah perkotaan. Kota Padang mencatat jumlah pengangguran terbuka terbesar di Sumatera Barat pada tahun 2024, tetapi faktor yang menentukan lamanya pencarian kerja di kota ini belum banyak diketahui. Penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh umur, pendidikan, jenis kelamin, pelatihan kerja, status perkawinan, dan klasifikasi wilayah tempat tinggal terhadap lama mencari kerja pengangguran di Kota Padang. Data sekunder Survei Angkatan Kerja Nasional (Sakernas) 2024 dengan 173 pengamatan (93 tidak tersensor dan 80 tersensor) dianalisis menggunakan analisis survival dengan regresi Cox, dan hipotesis diuji dengan uji rasio kemungkinan dan uji Wald. Median lama mencari kerja adalah 25 bulan. Secara simultan, keenam variabel berpengaruh signifikan terhadap lama mencari kerja ($LR \chi^2(8) = 18,49$; $p = 0,0178$). Secara parsial, hanya status perkawinan yang berpengaruh signifikan ($HR = 2,45$; $p = 0,016$): pencari kerja yang menikah keluar dari pengangguran sekitar 2,45 kali lebih cepat daripada yang belum menikah. Jenis kelamin signifikan hanya pada taraf 10 persen ($HR = 1,75$; $p = 0,070$), sedangkan umur, pendidikan, pelatihan kerja, dan klasifikasi wilayah tidak signifikan. Program penempatan kerja perlu memberi perhatian pada pencari kerja yang belum menikah, yang mencari kerja paling lama, dan penelitian selanjutnya perlu menggunakan sampel yang lebih besar serta cakupan wilayah yang lebih luas.

Kata Kunci: lama mencari kerja; pengangguran; regresi Cox; status perkawinan; Kota Padang

Kode Klasifikasi JEL: J64, C41, J24

PENDAHULUAN

Ketimpangan antara jumlah pencari kerja dan kesempatan kerja yang tersedia menjadikan pengangguran salah satu isu paling mendasar dalam pembangunan ekonomi. Persoalan ini bukan sekadar menyangkut berapa banyak orang yang menganggur, melainkan juga berapa lama seseorang bertahan dalam status tersebut sebelum akhirnya memperoleh pekerjaan (Borjas, 2015). Lama tidaknya seseorang mencari kerja mencerminkan seberapa baik pasar

tenaga kerja menyerap angkatan kerja yang tersedia; pencarian yang berlarut-larut cenderung mengikis motivasi dan kemampuan kerja seseorang (skill depreciation) sekaligus menimbulkan kerugian ekonomi, baik bagi individu maupun perekonomian secara luas (Abraham & Shimer, 2001). Sejalan dengan itu, Pasay dan Indrayanti (2012) mencatat bahwa tenaga kerja terdidik di Indonesia rata-rata memerlukan sekitar 11 bulan untuk mendapat pekerjaan akibat ekspektasi upah (reservation wage) yang cukup tinggi, sementara Friska (2021) melaporkan rata-rata durasi pencarian kerja pada kelompok muda mencapai 11,3 bulan. Persoalan ini paling terasa pada pekerja muda yang baru beralih dari bangku pendidikan ke dunia kerja, karena minimnya pengalaman, kesenjangan keterampilan, dan tingginya harapan terhadap pekerjaan pertama (Haris & Ode, 2021; International Labour Organization, 2017).

Fenomena tersebut tampak nyata di Kota Padang. Data Sakernas Agustus 2024 mencatat angkatan kerja Kota Padang sebagai yang terbesar di Sumatera Barat, yaitu 486.638 orang, dengan rincian 438.571 orang bekerja dan 48.067 orang berstatus pengangguran terbuka — jumlah pengangguran tertinggi dibandingkan kabupaten/kota lain di provinsi ini. Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) kota ini tercatat 9,88 persen, sedangkan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) sebesar 67,18 persen (Badan Pusat Statistik, 2024). Posisinya sebagai pusat ekonomi, pendidikan, dan pemerintahan sekaligus tujuan migrasi dari daerah sekitar membuat persaingan memperoleh kerja di kota ini semakin ketat, apalagi tidak semua lulusan lembaga pendidikan setempat langsung terserap dunia kerja. Kondisi inilah yang menjadikan durasi pencarian kerja layak untuk diteliti lebih jauh.

Kerangka teoritis yang paling relevan untuk menjelaskan fenomena ini adalah teori pencarian kerja (job search theory). Stigler (1962) menjelaskan bahwa ketidaksempurnaan informasi mengenai upah dan lowongan membuat proses mencari kerja memakan waktu dan biaya; pencari kerja pun menetapkan upah reservasi sebagai ambang minimal yang mau diterima, dan terus mencari selama manfaat tambahan pencarian masih melebihi biayanya — semakin tinggi upah reservasi, semakin panjang pula durasi pencarian (Mughni, 2023). Diamond (1982) dan Mortensen (1986) memperluas gagasan ini dengan menyoroti friksi pasar kerja, seperti keterbatasan informasi dan kekakuan struktur pasar, sebagai penyebab memanjangnya masa menganggur. Dari sudut pandang karakteristik individu, teori modal manusia (human capital theory) meyakini bahwa pendidikan dan pelatihan meningkatkan produktivitas sekaligus peluang kerja (Becker, 1964); sebaliknya, teori pencarian kerja dan teori sinyal (Spence, 1973) justru memprediksi pencari kerja berpendidikan tinggi lebih selektif sehingga butuh waktu lebih lama. Umur berkaitan erat dengan pengalaman dan jejaring kerja, dan pencari kerja usia muda umumnya masih minim bekal pengalaman (Haris & Ode, 2021). Jenis kelamin turut membentuk peluang kerja melalui segmentasi pasar, norma sosial, dan beban tanggung jawab domestik (Anker, 1997; Klasen & Pieters, 2015; Astuti & Setyonaluri, 2022). Status perkawinan menghadirkan tekanan ekonomi rumah tangga yang mendorong seseorang lebih cepat menerima pekerjaan (Safitri & Afiatno, 2020), sementara lokasi tempat tinggal menentukan sejauh mana seseorang punya akses terhadap peluang dan informasi kerja (Mortensen, 1986).

Beberapa kajian terdahulu berbasis Sakernas memperkuat argumen di atas, meski dengan temuan yang tidak selalu seragam. Maharani dan Marta (2026), menggunakan regresi Cox pada Sakernas 2020 untuk konteks nasional, menemukan individu berpendidikan di atas SMA dan berusia 15–29 tahun cenderung lebih lama menganggur, sementara laki-laki, individu yang menikah, dan yang memiliki pengalaman kerja justru lebih cepat memperoleh pekerjaan. Friska (2021), memakai Sakernas Panel 2017, menyimpulkan umur dan pendidikan berpengaruh nyata: kelompok usia 25–54 tahun berpeluang lebih cepat keluar dari pengangguran dibanding kelompok 15–24 tahun, sedangkan pendidikan tinggi justru memperbesar peluang menganggur lebih lama. Adapun Safitri dan Afiatno (2020), dengan Sakernas Agustus 2017, mendapati pendidikan, pelatihan, status perkawinan, dan umur sama-

sama berpengaruh signifikan. Karena sebagian besar kajian tersebut berskala nasional, hasilnya belum tentu menggambarkan kondisi pasar kerja pada level kota tertentu.

Bertolak dari kesenjangan tersebut, penelitian ini mengkaji sejauh mana umur, pendidikan, jenis kelamin, pelatihan kerja, status perkawinan, dan klasifikasi wilayah tempat tinggal memengaruhi lama mencari kerja bagi pengangguran di Kota Padang, baik pengaruh masing-masing variabel maupun pengaruhnya secara bersama-sama. Hipotesis yang diuji menyatakan bahwa keenam variabel tersebut berpengaruh secara parsial (H1–H6) sekaligus berpengaruh secara simultan (H7). Dari sisi keilmuan, studi ini menambah bukti empiris tentang relevansi teori pencarian kerja dan teori modal manusia pada konteks pasar kerja perkotaan di Indonesia; dari sisi kebijakan, temuannya diharapkan dapat menjadi masukan bagi pemerintah daerah dalam merancang program penempatan dan pelatihan kerja yang lebih tepat sasaran.

METODE PENELITIAN

Studi ini bersifat kuantitatif dengan kombinasi pendekatan deskriptif dan deduktif: pendekatan deskriptif dipakai untuk memotret karakteristik pencari kerja, sedangkan pendekatan deduktif dipakai untuk menguji hipotesis yang diturunkan dari kerangka teori sebelumnya. Sumber datanya adalah data sekunder Survei Angkatan Kerja Nasional (Sakernas) 2024 wilayah Kota Padang, yang diperoleh melalui penelusuran dokumen Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Sumatera Barat. Sebanyak 173 pengamatan digunakan dalam analisis, terdiri atas 93 pencari kerja yang sudah mendapat pekerjaan (data tidak tersensor) dan 80 pencari kerja yang pada saat survei masih dalam proses mencari kerja (data tersensor).

Variabel terikat pada studi ini adalah lama mencari kerja, dihitung dalam bulan sejak seseorang mulai mencari pekerjaan hingga akhirnya memperoleh pekerjaan. Enam variabel bebas yang diuji meliputi umur, jenjang pendidikan, jenis kelamin, keikutsertaan pelatihan kerja, status perkawinan, dan klasifikasi wilayah tempat tinggal, dengan definisi operasional dan pengkodean masing-masing tercantum pada Tabel 1.

Tabel 1 Definisi Operasional Variabel

Variabel	Definisi operasional	Kategori (kode)
Lama mencari kerja	Waktu sejak mulai mencari pekerjaan hingga memperoleh pekerjaan	Bulan
Umur (Age)	Kelompok umur pencari kerja	0 = 25 tahun ke atas 1 = 15–24 tahun
Pendidikan (Educ)	Pendidikan tertinggi yang ditamatkan	0 = tidak tamat SD 1 = dasar 2 = menengah 3 = tinggi
Jenis kelamin (Sex)	Jenis kelamin pencari kerja	0 = perempuan 1 = laki-laki
Pelatihan kerja (Trai)	Pernah mengikuti pelatihan kerja dan memperoleh sertifikat	0 = tidak (referensi) 1 = ya
Status perkawinan (Mari)	Status perkawinan pencari kerja	0 = belum menikah 1 = menikah
Klasifikasi wilayah (Klas)	Status wilayah tempat tinggal pencari kerja	0 = Padang Baru (klasifikasi desa) 1 = Padang Lama (klasifikasi kota)

Sumber: Sakernas 2024,

Tahapan analisis dibagi menjadi dua. Pertama, analisis deskriptif melalui tabulasi silang untuk melihat pola rata-rata lama mencari kerja pada tiap kategori variabel. Kedua, analisis survival

menggunakan regresi Cox, yakni pendekatan yang mengukur waktu hingga terjadinya suatu peristiwa (Cox & Oakes, 1984) — dalam konteks ini, peristiwa yang dimaksud adalah keberhasilan memperoleh pekerjaan atau keluarnya seseorang dari status pengangguran. Pendekatan ini dipilih karena data yang tersedia bersifat durasi waktu dan sebagian di antaranya tersensor, yaitu pencari kerja yang belum berhasil mendapat pekerjaan sampai periode pengamatan berakhir. Agar dapat diterapkan dengan tepat, tiga hal perlu ditegaskan lebih dulu: titik awal pengamatan (origin time), satuan waktu yang dipakai, dan definisi peristiwa yang dianggap sebagai keberhasilan (Cox & Oakes, 1984; Kleinbaum & Klein, 2012) — pada studi ini berturut-turut adalah saat individu mulai mencari kerja, satuan bulan, dan diperolehnya pekerjaan.

Dua fungsi menjadi dasar analisis survival: fungsi survival $S(t)$, yang menggambarkan peluang seseorang masih berstatus menganggur setelah melewati waktu t , dan fungsi hazard $h(t)$, yang menggambarkan kecepatan seseorang keluar dari pengangguran pada rentang waktu sangat singkat setelah t , dengan syarat ia masih menganggur hingga saat itu (Kleinbaum & Klein, 2012):

$$S(t) = P(\text{individu bertahan menganggur lebih dari } t) = P(T > t) = 1 - P(T \leq t)$$

Berdasarkan kedua fungsi tersebut, model regresi Cox yang dipakai dirumuskan sebagai berikut:

$$\ln h(t|X) = \ln h_0(t) + \beta_1 \text{Age} + \beta_2 \text{Educ} + \beta_3 \text{Sex} + \beta_4 \text{Trai} + \beta_5 \text{Mari} + \beta_6 \text{Klas}$$

$h(t|X)$ menyatakan hazard bagi pencari kerja berkarakteristik X , sedangkan $h_0(t)$ adalah hazard dasar (baseline hazard) sebelum memperhitungkan karakteristik individu. Age mewakili umur, Educ pendidikan, Sex jenis kelamin, Trai pelatihan kerja, Mari status perkawinan, dan Klas klasifikasi wilayah. Karena pendidikan dipecah menjadi tiga variabel dummy (dasar, menengah, tinggi) dengan tidak tamat SD sebagai kategori acuan, model ini menghasilkan delapan koefisien yang diestimasi. Setiap koefisien dibaca melalui hazard ratio-nya ($HR = \exp \beta$): HR di atas satu menandakan peluang lebih besar untuk segera keluar dari pengangguran (durasi lebih pendek) dibanding kategori acuan, sedangkan HR di bawah satu menunjukkan hal sebaliknya.

Pengujian pengaruh simultan dilakukan lewat uji rasio kemungkinan (uji G), yang membandingkan model tanpa variabel bebas (model A) dengan model yang memuat seluruh variabel bebas (model B):

$$G = -2 \ln [L(A) / L(B)]$$

Nilai G mengikuti sebaran chi-kuadrat dengan derajat bebas sesuai jumlah parameter yang diuji. Sementara itu, pengaruh tiap variabel secara terpisah diuji dengan statistik Wald:

$$W = [\beta_j / SE(\beta_j)]^2$$

yang juga mengikuti sebaran chi-kuadrat, dengan β_j sebagai koefisien regresi dan $SE(\beta_j)$ sebagai galat baku koefisien tersebut. Kedua pengujian memakai taraf nyata 5 persen, dengan keputusan menolak H_0 apabila nilai p lebih kecil dari 0,05.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Karakteristik pencari kerja dan lama mencari kerja

Dari total 173 pengamatan yang dianalisis, sebanyak 93 pencari kerja tercatat berhasil memperoleh pekerjaan, sedangkan 80 lainnya masih berstatus mencari kerja pada saat data diambil (tersensor). Secara keseluruhan, rata-rata lama pencarian kerja yang teramati berada di kisaran 14,7 bulan. Rincian rata-rata tersebut menurut masing-masing karakteristik pencari kerja disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2 Rata-rata Lama Mencari Kerja menurut Karakteristik Pencari Kerja di Kota Padang

Variabel	Kategori	Jumlah (orang)	Rata-rata lama mencari kerja (bulan)
Umur	15–24 tahun	72	14,82
	25 tahun ke atas	101	14,65
Pendidikan	Tidak tamat SD	10	12,40
	Dasar	9	8,22
	Menengah	119	15,67
	Tinggi	35	13,83
Jenis kelamin	Perempuan	56	15,00
	Laki-laki	117	14,59
Pelatihan kerja	Tidak bersertifikat	118	15,03
	Bersertifikat	55	14,07
Status perkawinan	Belum menikah	120	16,53
	Menikah	53	10,62
Klasifikasi wilayah	Padang Baru	21	18,81
	Padang Lama	152	14,16

Sumber: Sakernas 2024.

Pola yang paling menonjol terlihat pada status perkawinan: pencari kerja yang belum menikah rata-rata membutuhkan 16,53 bulan, jauh melampaui yang sudah menikah (10,62 bulan) dengan selisih hampir 6 bulan (5,91 bulan). Perbedaan cukup besar juga tampak menurut wilayah tempat tinggal — pencari kerja di Padang Baru rata-rata 18,81 bulan berbanding 14,16 bulan di Padang Lama, meski jumlah pengamatan Padang Baru relatif sedikit (21 orang). Berdasarkan jenjang pendidikan, durasi terpanjang justru dialami kelompok berpendidikan menengah (15,67 bulan), sedangkan yang tersingkat pada kelompok berpendidikan dasar (8,22 bulan). Sebaliknya, selisih menurut umur (0,17 bulan), jenis kelamin (0,41 bulan), dan status pelatihan kerja (0,95 bulan) tergolong kecil. Karena rata-rata seluruh kelompok berada di atas 6 bulan, seluruhnya dapat digolongkan sebagai pengangguran jangka panjang.

Perhitungan persentil pada analisis survival memperlihatkan bahwa seperempat pencari kerja sudah mendapat pekerjaan dalam waktu sekitar 12 bulan, separuhnya dalam waktu sekitar 25 bulan, dan tiga perempatnya dalam waktu sekitar 54 bulan — sehingga median lama mencari kerja berada di angka 25 bulan, atau kurang lebih dua tahun satu bulan. Median yang lebih tinggi daripada rata-rata terobservasi ini wajar terjadi karena adanya data tersensor dalam sampel. Temuan ini menegaskan bahwa proses mencari kerja di Kota Padang cenderung memakan waktu yang panjang dan bervariasi cukup lebar antarindividu.

Hasil estimasi regresi Cox dan pengujian hipotesis

Tabel 3 Hasil Estimasi Regresi Cox (Hazard Ratio) Lama Mencari Kerja di Kota Padang

Variabel (kategori)	Hazard ratio	Galat baku robust	z	p-value
Umur (15–24 tahun)	1,421	0,491	1,02	0,310
Pendidikan dasar	1,746	0,934	1,04	0,298
Pendidikan menengah	0,669	0,226	–1,19	0,235
Pendidikan tinggi	0,667	0,333	–0,81	0,417

Variabel (kategori)	Hazard ratio	Galat baku robust	z	p-value
Jenis kelamin (laki-laki)	1,751	0,541	1,81	0,070
Pelatihan kerja (bersertifikat)	1,483	0,424	1,38	0,168
Status perkawinan (menikah)	2,452	0,916	2,40	0,016
Klasifikasi wilayah (Padang Lama)	0,740	0,253	-0,88	0,378

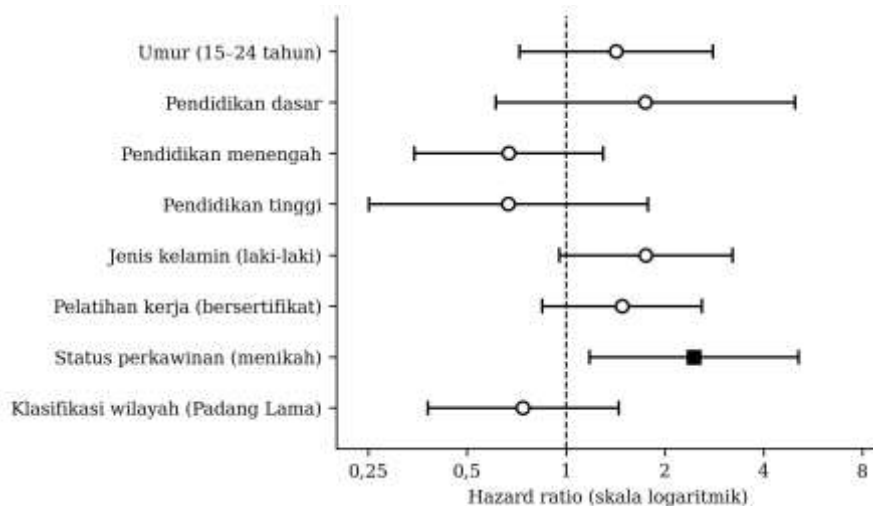
Sumber: Sakernas 2024, diolah. Jumlah pengamatan 173 (93 tidak tersensor); $LR \chi^2(8) = 18,49$; $Prob > \chi^2 = 0,0178$. Kategori referensi: umur 25 tahun ke atas, tidak tamat SD, perempuan, tidak bersertifikat, belum menikah, Padang Baru.

Estimasi regresi Cox selengkapnya disajikan pada Tabel 3. Pengujian simultan lewat uji rasio kemungkinan menghasilkan $LR \chi^2(8)$ sebesar 18,49 dengan p-value 0,0178 — lebih kecil dari ambang 0,05 sekaligus melampaui nilai kritis chi-kuadrat pada derajat bebas 8 ($\alpha = 5\%$) yaitu 15,51 — sehingga H_0 ditolak dan model dinyatakan layak menjelaskan lama mencari kerja secara bersama-sama. Namun, ketika diuji satu per satu, hanya status perkawinan yang tetap signifikan pada taraf nyata 5 persen. Kesimpulan yang sama juga muncul dari uji Wald pada Tabel 4, konsisten dengan hasil uji z di Tabel 3 untuk seluruh variabel. Pola ini turut tergambar pada Gambar 1, yang menampilkan hazard ratio beserta selang kepercayaan 95 persen; hanya status perkawinan yang selang kepercayaannya tidak mencakup angka 1.

Tabel 4 Hasil Pengujian Hipotesis

Variabel	Statistik χ^2 (db)	p-value	Keputusan H_0
Simultan (uji rasio kemungkinan)	18,49 (8)	0,0178	Ditolak
Umur	1,20 (1)	0,2732	Diterima
Pendidikan (gabungan)	4,18 (3)	0,2426	Diterima
Jenis kelamin	3,32 (1)	0,0686	Diterima
Pelatihan kerja	1,77 (1)	0,1838	Diterima
Status perkawinan	7,24 (1)	0,0071	Ditolak
Klasifikasi wilayah	0,81 (1)	0,3681	Diterima

Sumber: Sakernas 2024, diolah penulis. Taraf nyata 5 persen; uji simultan menggunakan uji rasio kemungkinan dan uji parsial menggunakan uji Wald.



Sumber: Sakernas 2024, diolah penulis. Selang kepercayaan 95 persen dihitung penulis dari hazard ratio dan galat baku robust. Persegi hitam = signifikan pada taraf 5 persen; lingkaran putih = tidak signifikan.

Gambar 1 Hazard Ratio dan Selang Kepercayaan 95 Persen Determinan Lama Mencari Kerja

Pembahasan

Walaupun model regresi Cox terbukti layak secara simultan, uji parsial memperlihatkan bahwa hanya satu dari enam variabel yang benar-benar berdiri sendiri secara statistik. Uraian berikut membahas masing-masing variabel satu per satu.

Umur. Secara statistik, umur tidak terbukti memengaruhi lama mencari kerja ($HR = 1,42$; $p = 0,310$). Meski arah koefisiennya menunjukkan pencari kerja usia 15–24 tahun sedikit lebih cepat keluar dari pengangguran dibanding kelompok 25 tahun ke atas — berkebalikan dengan pola deskriptif yang justru menunjukkan kelompok muda sedikit lebih lama (14,82 berbanding 14,65 bulan) — kedua perbedaan tersebut sama-sama tipis dan tidak bermakna secara statistik. Teori pencarian kerja maupun teori modal manusia sama-sama mengaitkan umur dengan pengalaman kerja dan tingkat upah reservasi (Becker, 1964; Mortensen, 1986), namun prediksi itu tidak terbukti pada data ini, kemungkinan besar karena ukuran sampel yang terbatas ($n = 173$) dan sebaran umur responden yang relatif seragam. Kondisi ini berbeda dari temuan Nizar (2015), Friska (2021), maupun Safitri dan Afiatno (2020), yang justru menemukan pengaruh umur yang signifikan pada data berskala nasional dengan jumlah sampel dan rentang umur yang jauh lebih luas.

Pendidikan. Baik diuji satu per satu ($p = 0,298$; $0,235$; dan $0,417$) maupun digabung ($\chi^2(3) = 4,18$; $p = 0,2426$), pendidikan tidak menunjukkan pengaruh yang signifikan. Arah hubungannya pun tidak seragam: HR pendidikan dasar berada di atas satu, sementara HR pendidikan menengah dan tinggi berada di bawah satu, semuanya relatif terhadap kelompok tidak tamat SD. Di satu sisi, teori pencarian kerja dan teori sinyal berpendapat lulusan berpendidikan tinggi lebih dipilih sehingga masa pencariannya lebih panjang (McCall, 1970; Mortensen, 1986; Spence, 1973); di sisi lain, teori modal manusia justru menduga pendidikan mempercepat seseorang memperoleh pekerjaan (Becker, 1964). Tidak signifikannya variabel ini bisa jadi disebabkan kedua mekanisme tersebut saling meniadakan pada pasar kerja Kota Padang, atau karena variasi jenjang pendidikan pada sampel kurang beragam — mengingat 119 dari 173 responden berasal dari kelompok berpendidikan menengah saja. Hasil ini berbeda dari Friska (2021) maupun Haris dan Ode (2021) yang mendapati pendidikan berpengaruh nyata, sehingga tampak bahwa pengaruh pendidikan terhadap durasi menganggur cukup bergantung pada konteks dan struktur permintaan kerja di masing-masing wilayah (Astuti & Setyonaluri, 2022).

Jenis kelamin. Pada taraf nyata 5 persen, jenis kelamin belum terbukti berpengaruh signifikan ($HR = 1,75$; $p = 0,070$), walau angkanya sudah signifikan bila dipakai taraf 10 persen. Nilai HR di atas satu ini mengindikasikan laki-laki cenderung sekitar 1,75 kali lebih cepat keluar dari pengangguran dibanding perempuan. Kecenderungan tersebut sejalan dengan teori segmentasi pasar kerja berbasis gender (Anker, 1997) dan teori diskriminasi (Becker, 1957), yang menyoroti hambatan struktural yang dihadapi perempuan, termasuk beban ganda antara peran domestik dan tuntutan pekerjaan yang membatasi fleksibilitas mereka dalam menerima tawaran kerja. Klasen dan Pieters (2015) menemukan gejala serupa berupa stagnasi partisipasi kerja perempuan di kawasan urban India, sementara Efendi (2020) menyoroti masih adanya tantangan kesetaraan gender pada proses rekrutmen di Indonesia. Nilai p yang berada tepat di ambang batas signifikansi memberi sinyal bahwa kesenjangan gender mungkin memang ada, tetapi belum cukup kuat terdeteksi mengingat kecilnya jumlah sampel.

Pelatihan kerja. Pelatihan kerja belum terbukti berpengaruh signifikan terhadap lama mencari kerja ($HR = 1,48$; $p = 0,168$). Meski begitu, arah HR yang di atas satu tetap sejalan dengan prediksi teori modal manusia (Becker, 1964) — kepemilikan sertifikat pelatihan cenderung mempercepat seseorang keluar dari pengangguran — hanya saja polanya belum cukup kuat untuk disebut signifikan secara statistik. Hasil serupa juga dilaporkan Nizar

(2015), yang menyimpulkan pelatihan kerja tidak berpengaruh nyata terhadap lama mencari kerja tenaga kerja muda, dan diperkuat oleh tinjauan sistematis Kluve dkk. (2016) yang menemukan dampak program pelatihan kerja bagi pemuda cenderung beragam dan sangat tergantung pada rancangan program serta konteks pasar kerja setempat. Sebaliknya, temuan ini berbeda dari Safitri dan Afiatno (2020) yang mendapati pelatihan berpengaruh signifikan.

Status perkawinan. Di antara seluruh variabel, hanya status perkawinan yang konsisten signifikan pada kedua metode pengujian ($HR = 2,45$; $p = 0,016$; uji Wald $\chi^2(1) = 7,24$; $p = 0,0071$). Pencari kerja yang sudah menikah keluar dari pengangguran sekitar 2,45 kali lebih cepat dibandingkan yang belum menikah — sejalan dengan pola deskriptif yang menunjukkan selisih 5,91 bulan antara kedua kelompok (10,62 berbanding 16,53 bulan). Temuan ini memperkuat teori ekonomi rumah tangga (Becker, 1981) yang menekankan beban tanggung jawab ekonomi keluarga sebagai pendorong utama. Dalam kerangka teori pencarian kerja, tekanan finansial rumah tangga menekan upah reservasi sehingga individu yang menikah lebih cepat menerima pekerjaan yang ada, sementara yang belum menikah punya keleluasaan lebih besar untuk menunggu pekerjaan yang benar-benar sesuai aspirasinya. Teori siklus hidup penawaran tenaga kerja turut mendukung penjelasan ini, mengingat individu yang menikah umumnya berada pada fase kehidupan yang menuntut kepastian pendapatan. Hasil ini konsisten dengan Safitri dan Afiatno (2020), Nizar (2015), dan Maharani dan Marta (2026).

Klasifikasi wilayah. Klasifikasi wilayah tidak terbukti berpengaruh signifikan ($HR = 0,74$; $p = 0,378$), sejalan dengan Hartoko (2019) yang juga tidak menemukan pengaruh nyata dari daerah tempat tinggal terhadap lama mencari kerja tenaga kerja terdidik, namun berbeda dari Nizar (2015) yang menemukan pengaruh signifikan klasifikasi desa/kota pada skala nasional. Perbedaan ini masuk akal mengingat penelitian ini hanya membandingkan dua kawasan dalam satu kota (Padang Baru dan Padang Lama), sehingga kesenjangan struktur pasar kerja antarkeduanya jauh lebih sempit dibanding perbandingan desa–kota pada tingkat nasional; jumlah pengamatan Padang Baru pun hanya 21 orang. Arah HR yang di bawah satu ini bahkan berlawanan dengan pola deskriptif (Padang Baru justru lebih lama), yang mungkin terjadi karena rata-rata deskriptif belum mengendalikan variabel lain sekaligus menggabungkan data tersensor dan tidak tersensor.

Ringkasnya, meski model secara keseluruhan valid, status perkawinan tetap menjadi satu-satunya faktor yang benar-benar berdiri sendiri secara statistik, sementara jenis kelamin baru menunjukkan kecenderungan mendekati signifikan. Perbedaan hasil ini dengan sejumlah studi nasional yang mendapati hampir seluruh variabel demografis berpengaruh nyata dapat dimaklumi mengingat jauh lebih kecilnya ukuran sampel dan cakupan wilayah pada penelitian ini, sehingga temuannya lebih tepat dipandang sebagai bukti awal untuk Kota Padang, bukan generalisasi yang berlaku luas.

SIMPULAN

Dengan regresi Cox pada 173 pengamatan Sakernas 2024, penelitian ini menemukan median lama mencari kerja pengangguran di Kota Padang mencapai 25 bulan, tergolong panjang untuk ukuran pasar kerja kota. Keenam variabel yang diteliti umur, pendidikan, jenis kelamin, pelatihan kerja, status perkawinan, dan klasifikasi wilayah terbukti berpengaruh signifikan secara bersama-sama ($LR \chi^2(8) = 18,49$; $p = 0,0178$), namun ketika diuji satu per satu, hanya status perkawinan yang tetap berdiri signifikan ($HR = 2,45$; $p = 0,016$). Pencari kerja yang telah menikah keluar dari pengangguran sekitar 2,45 kali lebih cepat daripada yang belum menikah, konsisten dengan gagasan bahwa tanggung jawab ekonomi rumah tangga mendorong seseorang lebih cepat menerima pekerjaan. Jenis kelamin baru mendekati signifikan ($HR = 1,75$; $p = 0,070$), sementara umur, pendidikan, pelatihan kerja, dan klasifikasi wilayah belum terbukti berpengaruh nyata.

Kekuatan penelitian ini terletak pada penggunaan analisis survival yang mampu mengakomodasi data tersensor, tetapi cakupannya yang hanya satu kota dengan jumlah sampel terbatas membuat hasilnya belum bisa digeneralisasikan lebih luas. Bertolak dari temuan tersebut, pemerintah Kota Padang disarankan mengarahkan program penempatan dan bursa kerja agar lebih memperhatikan pencari kerja yang belum menikah, karena kelompok inilah yang paling lama bertahan dalam status menganggur, misalnya lewat prioritas akses informasi lowongan atau pelatihan singkat yang relevan dengan kebutuhan pasar — tanpa mengabaikan pencari kerja yang sudah berkeluarga, agar tekanan ekonomi rumah tangga tidak memaksa mereka menerima pekerjaan yang kurang sesuai. Upaya mendorong kesetaraan akses informasi dan kesempatan kerja antara laki-laki dan perempuan juga perlu terus digalakkan. Untuk penelitian mendatang, disarankan memperluas jumlah sampel dan cakupan wilayah, serta menambahkan variabel lain seperti pengalaman kerja dan bidang keahlian, agar model dapat menjelaskan durasi menganggur secara lebih menyeluruh.

DAFTAR RUJUKAN

- Abraham, K., & Shimer, R. (2001). *Changes in unemployment duration and labor force attachment* (NBER Working Paper No. 8513). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w8513>
- Anker, R. (1997). Theories of occupational segregation by sex: An overview. *International Labour Review*, 136(3), 315–339.
- Astuti, N. F. V., & Setyonaluri, D. (2022). Labor market outcomes of vocational high schools (SMK) and general high schools (SMA) during the COVID-19 pandemic. *The Journal of Indonesia Sustainable Development Planning*, 3(3), 278–293. <https://doi.org/10.46456/jisdep.v3i3.328>
- Badan Pusat Statistik. (2024). *Keadaan angkatan kerja di Provinsi Sumatera Barat Agustus 2024*.
- Becker, G. S. (1957). *The economics of discrimination*. University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Columbia University Press.
- Becker, G. S. (1981). *A treatise on the family*. Harvard University Press.
- Borjas, G. J. (2015). *Labor economics* (7th ed.). McGraw-Hill Education.
- Cox, D. R., & Oakes, D. (1984). *Analysis of survival data*. Chapman and Hall.
- Diamond, P. A. (1982). Aggregate demand management in search equilibrium. *Journal of Political Economy*, 90(5), 881–894. <https://doi.org/10.1086/261099>
- Efendi, S. (2020). Implementasi kesetaraan gender dan pemberdayaan wanita dalam proses rekrutmen karyawan. *Akselerasi: Jurnal Ilmiah Nasional*, 2(1).
- Friska, M. (2021). Lama mencari kerja di Indonesia dengan menggunakan analisis survival. *Jurnal Ekonomi dan Statistik Indonesia*, 1(3), 276–283. <https://doi.org/10.11594/jesi.01.03.13>
- Haris, M., & Ode, L. (2021). Durasi mencari kerja bagi pekerja usia muda di Indonesia. *Jurnal Ilmu & Riset Ekonomi*, 2(2), 118–128.
- Hartoko, Y. (2019). Pengaruh pendidikan, pelatihan, jenis kelamin, umur, status perkawinan, dan daerah tempat tinggal terhadap lama mencari kerja tenaga kerja terdidik di Indonesia. *Jurnal Pendidikan dan Ekonomi*, 8(3), 201–208.
- International Labour Organization. (2017). *Global employment trends for youth 2017: Paths to a better working future*. International Labour Office. https://www.ilo.org/global/publications/books/WCMS_598669/lang--en/index.htm
- Klasen, S., & Pieters, J. (2015). What explains the stagnation of female labor force participation in urban India? *The World Bank Economic Review*, 29(3), 449–478. <https://doi.org/10.1093/wber/lhvo03>
- Kleinbaum, D. G., & Klein, M. (2012). *Survival analysis: A self-learning text* (3rd ed.). Springer.
- Kluve, J., Puerto, O. S., Robalino, D. A., Romero, J. M., Rother, F., Stöterau, J., Weidenkaff, F., & Witte, M. J. (2016). *Do youth employment programs improve labor market outcomes? A systematic review*.
- Maharani, A., & Marta, J. (2026). Pengaruh faktor internal terhadap durasi menganggur tenaga kerja di Indonesia. *Jurnal Kajian Ekonomi dan Pembangunan*, 8(1), 1–10.
- McCall, J. J. (1970). Economics of information and job search. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(1), 113–126.

- Mortensen, D. T. (1986). Job search and labor market analysis. In O. Ashenfelter & R. Layard (Eds.), *Handbook of labor economics* (Vol. 2, pp. 849–919). North-Holland.
- Mughni, L. (2023). *Determinan lama mencari kerja lulusan perguruan tinggi di Sulawesi Selatan* [Skripsi]. Universitas Hasanuddin.
- Nizar. (2015). *Analisis lama waktu mencari kerja tenaga muda di Indonesia tahun 2012* [Skripsi]. Universitas Airlangga.
- Pasay, N. H. A., & Indrayanti, R. (2012). Pengangguran, lama mencari kerja, dan reservation wage tenaga kerja terdidik. *Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia*, 12(2), 116–135. <https://doi.org/10.21002/jepi.v12i2.493>
- Safitri, H. C. D., & Afiatno, B. E. (2020). Job search duration and business preparation duration: An empirical study of micro data in Indonesia with Cox regression. *Jurnal Economia*, 16(1), 56–70. <https://doi.org/10.21831/economia.v16i1.28417>
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374.
- Stigler, G. J. (1962). Information in the labor market. *Journal of Political Economy*, 70(5), 94–105.