

---

## **ANALISIS MODEL LOGIT KUMULATIF UNTUK MENENTUKAN DETERMINAN USIA KAWIN PERTAMA WANITA DI KABUPATEN BALANGAN**

**Aulia Syifa Annisa<sup>1</sup>, Dewi Sri Susanti<sup>2\*</sup>, Norma Yuni Kartika<sup>3</sup>**

<sup>1,2</sup>Program Studi Statistika, Fakultas MIPA, Universitas Lambung Mangkurat

<sup>3</sup>Program Studi Geografi, Fakultas ISIP, Universitas Lambung Mangkurat

\*e-mail corresponding author: [ds\\_susanti@ulm.ac.id](mailto:ds_susanti@ulm.ac.id)

---

### **Abstract**

*The Province of South Kalimantan is one of the five provinces in Indonesia with the highest teenage marriage rate from 2017 to 2020. Based on 13 South Kalimantan regencies/cities, it is known that Balangan Regency has the greatest percentage of women's age at first marriage under 19 years compared to other regencies/cities, which is 55.58%. The purpose of this study is to identify the factors that influence women's age at first marriage in Balangan Regency in 2020. In this investigation, ordinal logistic regression with the cumulative logit model was used. The findings revealed that the highest education ever/currently obtained by a woman ( $X_1$ ), parents' age at first marriage ( $X_2$ ), the highest diploma of the head of the household ( $X_3$ ), employment status of the head of the family ( $X_4$ ), location of place of residence ( $X_5$ ), poverty status ( $X_6$ ), and migration ( $X_7$ ) had no significant effect. Furthermore, using the Spearman rank correlation coefficient, it was discovered that the highest education ever/currently obtained by a woman ( $X_1$ ) has a substantial correlation/closeness of link with women's age at first marriage by 28%. Women with a higher degree of education are less likely to marry at a young age, whereas women with a lower level of education are more likely.*

**Keywords:** *Age at First Marriage, Ordinal Logistic Regression, Cummulative Logit Model.*

---

### **1. PENDAHULUAN**

Kalimantan Selatan menjadi salah satu Provinsi dengan kasus tertinggi pada perkawinan usia remaja di Indonesia. Pada tahun 2017 Kalimantan Selatan menempati posisi pertama proporsi wanita usia 20-24 tahun yang berstatus kawin atau hidup bersama sebelum usia 18 tahun dengan persentase kasus sebesar 23,12%, kemudian tahun 2018 turun menjadi posisi keempat dengan persentase 17,63% Tahun berikutnya 2019, Provinsi Kalsel kembali naik ke posisi pertama dengan persentase 21,18% dan pada tahun 2020 berhasil menekan kasus tersebut hingga 16,24% dan berada pada posisi ke 6 di Indonesia. Rata-rata usia kawin pertama wanita di Kalimantan Selatan pada tahun 2019 adalah 19.47 tahun. Rata-rata usia kawin pertama ini masih dibawah usia ideal yang dianjurkan oleh BKKBN dalam program PUP yaitu 21 tahun untuk perempuan dan 25 tahun untuk laki-laki (Badan Pusat Statistik, 2020). Kabupaten Balangan merupakan salah satu Kabupaten di Provinsi Kalimantan Selatan dengan kasus penduduk wanita berusia 10 tahun keatas yang pernah kawin dan usia kawin pertama paling tinggi dengan persentase sebesar 55,58% (Badan Pusat Statistik, 2020). Fenomena menikah usia muda penting untuk diteliti penyebabnya, karena dampak dari kasus ini antara lain tingginya angka perceraian dan resiko kematian bayi karena kehamilan di usia dini (Ali, 2015).

Berdasarkan uraian di atas, penelitian ini dilakukan dengan tujuan untuk mengetahui faktor-faktor yang menyebabkan rendahnya usia kawin pertama wanita di Kabupaten Balangan. Faktor internal dari lingkup terdekat yaitu keluarga dan latar belakang pendidikan diasumsikan memberikan pengaruh besar pada keputusan untuk menikah pada usia muda. Data yang akan digunakan sebagai bahan penelitian berasal dari Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS), dimana variabel dependen yang digunakan berupa data kategorik dan terdapat tingkatan sehingga menggunakan metode regresi logistik ordinal dengan menggunakan model logit kumulatif. Pemodelan logistik ini telah digunakan oleh (Dewi, Salam, & Susanti, 2018) untuk menggambarkan pengaruh beberapa variabel independen dalam pemilihan Program Studi di FMIPA ULM.

## 2. TINJAUAN PUSTAKA

### 2.1. Regresi Logistik

Analisis regresi logistik adalah salah satu metode analisis statistika untuk mendeskripsikan hubungan antara variabel dependen yang bersifat dikotomus (berskala nominal atau ordinal dengan dua kategori) atau polikotomus (mempunyai skala nominal atau ordinal dengan lebih dari dua kategori) dengan satu atau lebih variabel independen (Wibowo & Ridha, 2020). Regresi logistik tidak mengasumsikan hubungan linier antar variabel dependen dan independen. Model regresi logistik sederhana dinyatakan sebagai berikut (Boateng & Abaye, 2019) :

$$\pi(x_i) = \pi_i = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_i}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_i}} \quad (1)$$

atau dapat dituliskan sebagai:

$$\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} = e^{\beta_0 + \beta_1 x_i} \quad (2)$$

Salah satu jenis regresi logistik yaitu regresi logistik ordinal. Model yang digunakan dalam regresi logistik ordinal adalah *cumulative logit models* atau model logit kumulatif. Pada model logit ini sifat ordinal dari variabel dependen Y yang dimuat dalam peluang kumulatif sehingga *cumulative logit models* merupakan model yang didapat dengan membandingkan peluang kumulatif yaitu peluang kurang dari atau sama dengan kategori dependen ke-j pada p variabel independen yang dinyatakan dalam vektor  $\mathbf{X}_i$ ,  $P(Y \leq j | x_i)$ , dengan peluang lebih besar dari kategori dependen ke-j,  $P(Y > j | x_i)$ . Misal Y adalah variabel dependen berskala ordinal memiliki j kategori dengan variabel independen sebanyak p, maka peluang kumulatif  $P(Y \leq j | x_i)$  dirumuskan sebagai berikut:

$$P(Y \leq j | x_i) = \pi(x_{ik}) = \frac{\exp(\beta_{0j} + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ki})}{1 + \exp(\beta_{0j} + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ki})} \quad (3)$$

Pendugaan parameter regresi logistik ordinal dapat dilakukan dengan menguraikan transformasi logit dari  $P(Y \leq j | X_i)$ . Transformasi diuraikan sebagai berikut:

$$\text{logit} [P(Y \leq j)] = \ln \frac{P(Y \leq j | x_i)}{P(Y > j | x_i)} \quad (4)$$

$$= \ln \left[ \frac{P(Y \leq j | x_i)}{1 - P(Y \leq j | x_i)} \right]$$

$$= \ln \exp \left[ \beta_{0j} + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ki} \right]$$

$$\text{logit}[P(Y \leq j)] = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ki} \quad (5)$$

Jika terdapat dua kategori dalam variabel dependen ( $j=0, 1$ ) maka peluang kumulatif dari  $j$  sebagai berikut:

$$P(Y \leq 1 | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0j} + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ki})}{1 + \exp(\beta_{0j} + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ki})} \quad (6)$$

Berdasarkan peluang kumulatif pada persamaan (6), dapat diperoleh peluang untuk variabel dependen, sebagai berikut:

$$\pi(x_{ik}) = \frac{\exp(\beta_{0j} + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ik})}{1 + \exp(\beta_{0j} + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ik})} \quad (7)$$

## 2.2. Estimasi Parameter

Hal pertama harus dilakukan saat estimasi parameter adalah membangun fungsi yang disebut dengan fungsi *likelihood*. Fungsi *likelihood* adalah fungsi peluang bersama dari variabel acak dan memuat parameter yang tidak diketahui nilainya,  $\beta$  (Susanti, Sukmawaty, & Salam, 2019). Parameter  $\beta$  diestimasi dengan memaksimalkan fungsi *likelihood* yang dinotasikan sebagai berikut:

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \pi(x_i)^{y_i} [1 - \pi(x_i)]^{n_i - y_i} \quad (8)$$

Prinsip maksimum *likelihood* menyatakan bahwa digunakan nilai  $\beta$  sebagai perkiraan untuk memaksimalkan  $l(\beta)$  pada persamaan (8). Dugaan  $\beta$  dapat ditentukan pada saat turunan pertama  $l(\beta)$  atau  $L(\beta) = \ln[l(\beta)]$  saat turunan pertamanya sama dengan 0.

$$\frac{\partial L(\beta)}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^n y_i x_{ij} - \sum_{i=1}^n n_i x_{ik} \left( \frac{e^{\sum_{k=0}^p \beta_k x_{ki}}}{1 + e^{\sum_{k=0}^p \beta_k x_{ki}}} \right) = 0 \quad (9)$$

Dengan  $\hat{\pi}(x_i) = \frac{e^{\sum_{k=0}^p \beta_k x_{ki}}}{1 + e^{\sum_{k=0}^p \beta_k x_{ki}}}$  dan  $k=0, 1, \dots, p$ . Sehingga diperoleh:

$$\frac{\partial L(\beta)}{\partial \beta_k} = \sum_{i=1}^n y_i x_{ik} - \sum_{i=1}^n n_i x_{ik} \hat{\pi}(x_i) = 0 \quad (10)$$

Hasil turunan dari fungsi  $L(\beta)$  menghasilkan persamaan yang non linear sehingga untuk menyelesaikannya menggunakan metode *Newton Raphson*. *Newton Raphson*

adalah salah satu metode untuk menyelesaikan persamaan yang tidak linear dengan iterasi sebagai berikut:

$$\beta^{t+1} = \beta^t - (H^t)^{-1} q^t \quad (11)$$

Dimana matriks Hessian  $H = H_{uk}$ , dimana elemen  $H_{uk}$  dinyatakan sebagai berikut:

$$H_{uk} = - \sum_{i=1}^n x_{ik} x_{iu} n_i \pi(x_i) (1 - \pi(x_i)) \quad (12)$$

### 2.3. Uji Signifikansi Model

Uji signifikansi model digunakan untuk menguji signifikansi parameter  $\beta$  dari model. Terdapat dua uji yang digunakan, yaitu uji rasio *likelihood* (secara simultan) dan uji *Wald* (secara parsial) (Ghosh, Mandal, Martin, & Pardo, 2016).

Pengujian simultan dilakukan untuk memeriksa signifikansi koefisien  $\beta$  secara keseluruhan (Boateng & Abaye, 2019), menggunakan uji rasio *likelihood* dengan statistik uji sebagai berikut:

$$G = -2 \ln \left( \frac{\left(\frac{n_1}{n}\right)^{n_1} \left(\frac{n_0}{n}\right)^{n_0}}{\prod_{i=1}^n \hat{\pi}_i^{y_i} (1 - \hat{\pi}_i)^{(1-y_i)}} \right) \quad (13)$$

Penolakan Hipotesis nol ( $H_0$ ) dilakukan jika nilai  $G > \chi^2_{(\alpha;p)}$  atau  $p - value < \alpha$ . Hipotesis nol yang dimaksud adalah  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$  (tidak terdapat pengaruh yang signifikan secara simultan), sedangkan hipotesis alternatif adalah  $H_1$ : minimal ada satu  $\beta_k \neq 0$  dengan  $k = 1, 2, \dots, p$  (ada pengaruh yang signifikan secara simultan antara variabel independen terhadap variabel dependen).

Pengujian parsial bertujuan memeriksa signifikansi koefisien  $\beta$  secara individual menggunakan uji *Wald* dengan hipotesis sebagai berikut:  $H_0: \beta_k = 0$  vs  $H_1: \beta_k \neq 0$  dengan  $k = 1, 2, \dots, p$ . Jika menerima  $H_0$  bermakna tidak ada pengaruh yang signifikan secara parsial antara variabel independen terhadap variabel dependen, jika sebaliknya maka terdapat pengaruh yang signifikan secara parsial antara variabel independen terhadap variabel dependen.

Statistik Uji yang digunakan dalam pengujian adalah (Ghosh, Mandal, Martin, & Pardo, 2016):

$$W = \left[ \frac{\hat{\beta}_k}{SE(\hat{\beta}_k)} \right]^2 \quad (14)$$

Hasil pengujian menyimpulkan menolak  $H_0$  jika  $W > \chi^2_{(\alpha,1)}$  atau  $p - value < \alpha$ .

### 2.4. Korelasi Spearman Rank

Korelasi *spearman rank* adalah koefisien untuk mengukur keeratan hubungan antara 2 (dua) variabel pada data berskala ordinal, interval atau rasio. Menurut (Sedgwick, 2014) korelasi *spearman rank* ditentukan dengan:

$$\rho = 1 - \frac{6(\sum d^2)}{n(n^2 - 1)} \quad (15)$$

Koefisien korelasi berada dalam kisaran nilai  $0 < |\rho| < 1$ .

## 2.5. Pemilihan Model Terbaik dan Interpretasinya

Uji kesesuaian model bertujuan untuk menguji kelayakan model yang dihasilkan berdasarkan regresi logistik ordinal baik secara simultan ataupun parsial sudah layak atau belum. Pengujian kesesuaian model menggunakan statistik uji Hosmer dan Lemeshow ( $\hat{C}$ ) (Hosmer & Lemeshow, 2000) dengan statistik uji:

$$\hat{C} = \sum_{k=1}^g \frac{(O_k - n'_k \bar{\pi}_k)^2}{n'_k \bar{\pi}_k (1 - \bar{\pi}_k)} \quad (16)$$

Penolakan  $H_0$  atau kesimpulan tentang kelayakan model secara signifikan dilakukan jika  $\hat{C} > \chi^2_{(g-2, \alpha)}$ . Ukuran hubungan (faktor risiko) pada model regresi logistik ordinal dinyatakan dengan *odds ratio*, dilambangkan dengan OR dan dirumuskan sebagai berikut (Boateng & Abaye, 2019):

$$OR = \frac{\pi}{(1 - \pi)} \quad (17)$$

Sedangkan pemilihan model regresi terbaik didasarkan pada metode *Akaike's Information Criterion* (AIC) (Cavanaugh & Neath, 2019), yang didefinisikan dalam model statistik *log-likelihood* dan dirumuskan sebagai berikut:

$$AIC = \frac{-2LL + 2k}{n} \quad (18)$$

## 3. METODE PENELITIAN

Data yang digunakan pada penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) BPS Kabupaten Balangan pada tahun 2020. Variabel dalam penelitian dinyatakan dalam Tabel 1.

Tabel 1. Definisi Variabel penelitian

Variabel Penelitian	Definisi Operasional	Keterangan	Tipe Data	Skala Pengukuran Data	Kode data
Usia kawin pertama wanita (Y)	Usia/umur wanita yang melangsungkan perkawinan pertama kali	0 : < 19 tahun 1 : ≥ 19 tahun	Kategorik	Ordinal	409
Pendidikan tertinggi wanita yang pernah/sedang ditempuh ( $X_1$ )	Jenjang pendidikan tertinggi yang sedang diduduki oleh seseorang yang masih bersekolah atau yang pernah diduduki oleh seseorang yang sudah tidak bersekolah lagi	0 : tidak bersekolah 1 : SD/ sederajat 2 : SMP/ sederajat 3 : SMA/ sederajat 4 : Perguruan Tinggi	Kategorik	Ordinal	613

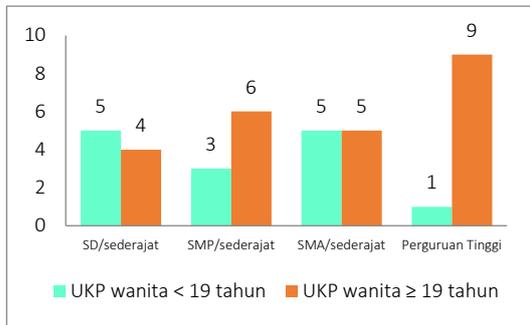
Usia kawin pertama orang tua ( $X_2$ )	Usia/umur orang tua saat melangsungkan perkawinan pertama kali	0 : <19 tahun 1 : $\geq$ 19 tahun	Kategorik	Ordinal	409
Ijazah tertinggi kepala rumah tangga ( $X_3$ )	Surat Tanda Tamat Belajar (STTB) terakhir yang dimiliki kepala rumah tangga	0 : tidak bersekolah 1 : SD/ sederajat 2 : SMP/ sederajat 3 : SMA/ sederajat 4 : Perguruan Tinggi	Kategorik	Ordinal	615
Status pekerjaan kepala keluarga ( $X_4$ )	Status pekerjaan kepala keluarga	0 : tidak bekerja 1 : bekerja	Kategorik	Nominal	702, 703
Lokasi tempat tinggal ( $X_5$ )	Letak rumah/tempat tinggal	0 : desa 1 : kota	Kategorik	Nominal	105
Status kemiskinan ( $X_6$ )	Ketidakmampuan dari sisi ekonomi untuk memenuhi kebutuhan dasar makanan dan bukan makanan	0 : miskin 1 : tidak miskin	Kategorik	Nominal	Kapita
Migrasi ( $X_7$ )	Perpindahan penduduk dari satu tempat ke tempat lain untuk menetap	0 : Non migran 1 : Migran	Kategorik	Nominal	602, 603

Proses analisis data diawali dengan menampilkan deskripsi data dan dilanjutkan dengan membangun model pendugaan usia kawin pertama wanita dengan mengestimasi parameter model. Setelah diperoleh model dugaan dilakukan uji signifikansi parameter secara simultan yaitu menggunakan uji rasio *likelihood* dan secara parsial menggunakan uji *Wald*. Jika pengujian model menunjukkan tidak adanya variabel yang berpengaruh, maka dilakukan identifikasi hubungan antara variabel bebas dengan variabel respon menggunakan uji korelasi *spearman rank*. Jika terdapat variabel bebas yang berkorelasi signifikan terhadap variabel respon, maka ditentukan model pendugaan usia kawin pertama wanita dengan melibatkan variabel bebas secara tunggal sesuai dengan signifikan atau tidaknya korelasi antar variabel. Pada bagian akhir dilakukan uji kesesuaian model berdasarkan model terbaik yang didapat menggunakan statistik uji Hosmer dan Lemeshow. Interpretasi hasil dijelaskan melalui koefisien *odds ratio*.

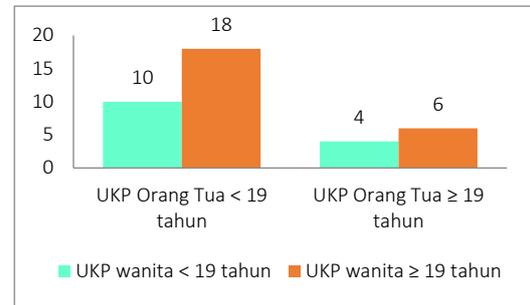
#### 4. HASIL DAN PEMBAHASAN

Berdasarkan data SUSENAS Kabupaten Balangan Tahun 2020 diperoleh sampel sebanyak 536 keluarga. Syarat pengambilan sampel pada penelitian, yaitu variabel dependen yang digunakan adalah wanita berusia 10-54 tahun yang berstatus kawin/ pernah kawin dan berstatus anak dalam rumah tangga. Berdasarkan syarat diatas dapat diperoleh sampel penelitian sebanyak 38 sampel yang terdiri dari 14 orang (36,8%) diantaranya menikah di usia remaja (dibawah 19 tahun) dan 24 orang (63,2%) wanita menikah di usia lebih dari atau sama dengan 19 tahun. Hal ini

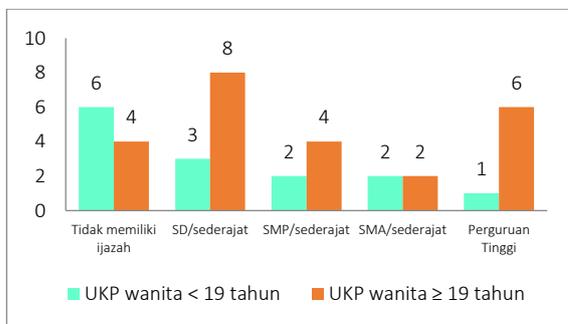
menunjukkan bahwa masih cukup banyak wanita yang melangsungkan perkawinan pertamanya di usia yang sangat muda yaitu dibawah 19 tahun atau usia sekolah.



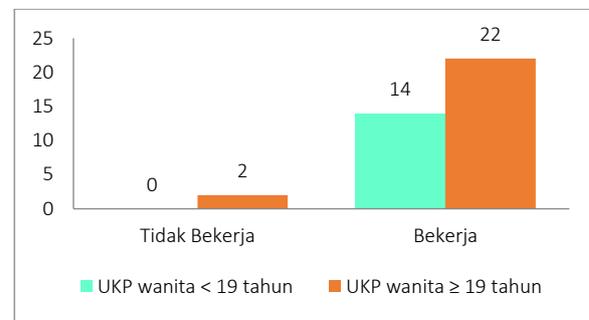
(a) Pendidikan Tertinggi Wanita Yang Pernah/Sedang Ditempuh ( $X_1$ )



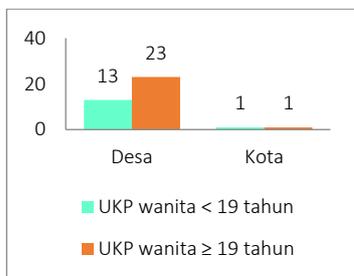
(b) Usia kawin pertama orang tua ( $X_2$ )



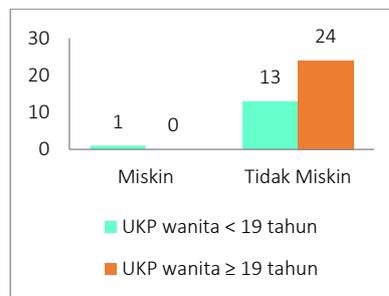
(c) Ijazah Tertinggi Kepala Keluarga ( $X_3$ )



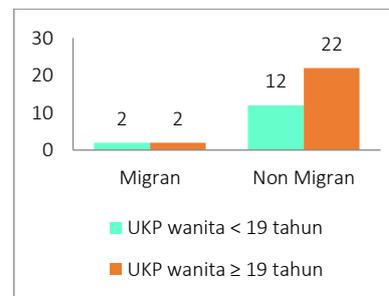
(d) Status pekerjaan kepala rumah tangga ( $X_4$ )



(e) Lokasi Tempat Tinggal ( $X_5$ )



(f) Status Kemiskinan ( $X_6$ )



(g) Migrasi ( $X_7$ )

**Gambar 1.** Deskriptif Data Faktor Dugaan Yang Mempengaruhi Usia Kawin Pertama Wanita di Kabupaten Balangan Tahun 2020

Pada Gambar 1 (g) tampak bahwa keluarga yang berasal dari luar Kalimantan Selatan (migran) sebanyak 10.5% dan yang berasal dari Kalimantan Selatan (non imigran) sebanyak 89.5%. Dimana terdapat 2 keluarga yang berasal dari Jawa Timur dan 2 keluarga berasal dar Jawa Tengah.

#### 4.1 Mengestimasi Parameter dan Menguji Signifikansinya

Proses identifikasi faktor-faktor yang berpengaruh terhadap usia kawin pertama wanita diawali dengan membentuk model dugaan, yaitu dengan mengestimasi parameter model dan menguji signifikansinya.

Uji signifikansi parameter model secara simultan dilakukan dengan uji rasio *likelihood*. Statistik uji yang digunakan yaitu pada persamaan (13), dengan dengan kriteria pengujian rasio *likelihood* yaitu menolak  $H_0$  jika nilai  $G > \chi^2_{(\alpha;p)}$  atau  $p - value < \alpha$ . Dimana  $\chi^2$  menunjukkan nilai *chi-square* yang dapat dilihat pada tabel *chi-square* dengan taraf signifikansi sebesar 10% atau 0,1. Berdasarkan rumus pada persamaan (13) dapat diketahui nilai statistik uji G sebesar 6.477. Nilai  $G < \chi^2_{(0,1;7)} = 12,0170$  atau  $p - value = 0,485 > 0,1$ . Artinya  $H_0$  diterima atau tidak terdapat pengaruh yang signifikan secara simultan antara variabel independen terhadap variabel dependen, usia kawin pertama wanita.

Uji signifikansi parameter model secara parsial dilakukan dengan uji *Wald*. Statistik uji yang digunakan sesuai persamaan (14), dan hasil perhitungannya disajikan pada Tabel 2. Hasil pengujian rasio *likelihood* akan menolak  $H_0$ , jika statistik uji Wald,  $W > \chi^2_{(\alpha,1)\frac{\alpha}{2}}$  atau  $p - value < \alpha$ .

**Tabel 2.** Hasil pengujian Wald untuk dugaan parameter model

Variabel	Wald	<i>p - value</i>
$X_1$	0.812	0.368
$X_2$	0.590	0.442
$X_3$	0.088	0.766
$X_4$	0.000	0.999
$X_5$	0.352	0.553
$X_6$	0.000	1
$X_7$	0.125	0.724

Berdasarkan hasil pada Tabel 3 dapat dilihat bahwa nilai *Wald* dari semua variabel independen  $W < \chi^2_{(0,1,1)} = 2.705$  atau  $p - value > \alpha = 0,1$ , sehingga  $H_0$  diterima. Artinya tidak ada pengaruh yang signifikan secara parsial antara variabel independen terhadap variabel dependen.

#### 4.2 Menentukan Koefisien Korelasi

Berdasarkan pengujian signifikansi model diketahui bahwa uji simultan dan uji parsial menunjukkan bahwa tidak terdapat satupun variabel independen yang berpengaruh signifikan terhadap variabel dependen. Sehingga perlu mendeteksi korelasi atau hubungan variabel independen terhadap variabel dependen. Pengujian korelasi menggunakan uji korelasi *spearman rank*. Tabel 3 menyajikan hasil pengujian korelasi *spearman rank*.

**Tabel 3.** Koefisien Korelasi Spearman Rank antara variabel independen terhadap Y

	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$	$X_7$
Y Spearman's rho	0,283	-0,039	0,251	-0,180	-0,064	0,215	-0,094
<i>p - value</i>	0,086	0,816	0,129	0,279	0,701	0,194	0,576

Pada Tabel 4 terlihat hanya variabel  $X_1$  yang mempunyai  $p - value < \alpha = 0,1$ . Hal ini menunjukkan bahwa dengan tingkat kepercayaan 90% hanya variabel  $X_1$  atau pendidikan yang pernah/sedang ditempuh wanita yang memiliki korelasi dengan usia kawin pertama wanita. Sedangkan, variabel lainnya tidak memiliki korelasi dengan usia kawin pertama wanita.

### 4.3 Membangun Model Terbaik

Pada uji signifikan parameter diketahui bahwa tidak terdapat pengaruh yang signifikan secara simultan maupun parsial antara variabel independen terhadap variabel dependen. Namun, pada hasil uji korelasi Tabel 4 menunjukkan adanya hubungan pendidikan wanita yang pernah/sedang ditempuh terhadap usia kawin pertama wanita. Sehingga perlu dilihat kembali apakah model tunggal tiap-tiap variabel independen memiliki pengaruh atau tidak terhadap variabel dependen.

Pembangunan model tunggal ini menggunakan persamaan (11) untuk mengestimasi parameter model dan persamaan (5) untuk membentuk model tunggal. Perhitungan estimasi parameter model tunggal sebagai berikut:

**Tabel 4.** Regresi Logistik Ordinal dengan parameter tunggal

Variabel	Model	p - value
$X_1$	$-0,8029 + 0,5441X_1$	0,0922
$X_2$	$0,5878 - 0,1823X_2$	0,810
$X_3$	$-0,0272 + 0,3656X_3$	0,156
$X_4$	$16,57 - 16,11X_4$	0,992
$X_5$	$0,5705 - 0,5705X_5$	0,695
$X_6$	$-16,57 + 17,18X_6$	0,994
$X_7$	$0,6061 - 0,6061X_7$	0,5683

Pada variabel  $X_1$  diketahui  $p - value = 0,092 < \alpha = 0,1$ . Hal ini menunjukkan dengan tingkat kepercayaan 90% tingkat pendidikan wanita yang pernah/sedang ditempuh berpengaruh signifikan terhadap usia kawin pertama wanita. Sedangkan, variabel lainnya tidak berpengaruh signifikan. Untuk mendapatkan model terbaik dari regresi logistik ordinal, dilakukan pemilihan model dengan metode AIC menggunakan persamaan (16). Kriteria pemilihan model terbaik dilihat nilai AIC terkecil, yang berarti semakin kecil nilai dari AIC maka semakin baik model yang digunakan.

**Tabel 5.** Nilai AIC setiap model

	$Y vs X_1$	$Y vs X_2$	$Y vs X_3$	$Y vs X_4$	$Y vs X_5$	$Y vs X_6$	$Y vs X_7$
<b>AIC</b>	50.968	53.959	51.818	52.114	53.865	51.973	53.694

Berdasarkan Tabel 6, diketahui bahwa model dengan penduga variabel  $X_1$  memiliki nilai AIC terkecil sehingga model tersebut merupakan model terbaik dengan nilai AIC sebesar 50.968. Berdasarkan model logit pada persamaan (3), maka dapat dituliskan model tersebut. Model menggambarkan peluang tingkat pendidikan

wanita yang pernah/sedang ditempuh untuk masing-masing kemungkinan atau kategorinya sebagai berikut:

$$P(Y \leq j|x_i) = \pi(x_{ik}) = \frac{\exp(-0,8029 + 0,5441X_1)}{1 + \exp(-0,8029 + 0,5441X_1)} \quad (19)$$

$$P(Y \leq j|x_1) = \pi(x_{1,1}) = \frac{\exp(-0,8029 + 0,5441(1))}{1 + \exp(-0,8029 + 0,5441(1))} = 0,436 \quad (20)$$

Peluang kejadian wanita menikah  $\geq 19$  tahun jika pendidikan wanita yang pernah/sedang ditempuh hanya sampai tingkat SD/ sederajat adalah 0,436.

$$P(Y \leq j|x_1) = \pi(x_{1,2}) = \frac{\exp(-0,8029 + 0,5441(2))}{1 + \exp(-0,8029 + 0,5441(2))} = 0,571 \quad (21)$$

Peluang kejadian wanita menikah  $\geq 19$  tahun jika pendidikan wanita yang pernah/sedang ditempuh hanya sampai tingkat SMP/ sederajat adalah 0,571.

$$P(Y \leq j|x_1) = \pi(x_{1,3}) = \frac{\exp(-0,8029 + 0,5441(3))}{1 + \exp(-0,8029 + 0,5441(3))} = 0,696 \quad (22)$$

Peluang kejadian wanita menikah  $\geq 19$  tahun jika pendidikan wanita yang pernah/sedang ditempuh hanya sampai tingkat SMA/ sederajat adalah 0,696.

$$P(Y \leq j|x_1) = \pi(x_{1,4}) = \frac{\exp(-0,8029 + 0,5441(4))}{1 + \exp(-0,8029 + 0,5441(4))} = 0,798 \quad (23)$$

Peluang kejadian wanita menikah  $\geq 19$  tahun jika pendidikan wanita yang pernah/sedang ditempuh sampai tingkat perguruan tinggi adalah 0,798.

Dari hasil pemodelan pada persamaan (20) hingga persamaan (23) dapat ditarik kesimpulan bahwa semakin tinggi tingkat pendidikan yang pernah/sedang ditempuh wanita maka besar pula peluang wanita tersebut untuk menikah pada usia yang telah memenuhi syarat yaitu lebih dari atau sama dengan 19 tahun. Dengan kata lain, jika wanita memiliki tingkat pendidikan yang rendah maka peluang wanita menikah dibawah usia 19 tahun semakin besar.

Hasil penelitian diatas sejalan dengan hasil penelitian yang mengatakan bahwa semakin tinggi tingkat pendidikan maka kecenderungan peluang menikah pada usia yang telah memenuhi syarat yaitu lebih dari atau sama dengan 19 tahun juga meningkat. Faktor dominan yang mempengaruhi pernikahan dini wanita adalah faktor pendidikan (Sutrisno, Noorma, Sukamto, & Firdaus, 2020) Pada penelitian tersebut juga diketahui bahwa responden berpendidikan rendah memiliki kecenderungan 8.6 lebih besar untuk menikah di usia < 20 tahun dibanding responden dengan pendidikan tinggi.

Uji kesesuaian model diperoleh nilai statistik uji  $\hat{C} = 2,6635 < \chi^2_{(8;0,1)} = 13,36157$ , maka  $H_0$  diterima. Hal ini berarti model yang diduga yaitu,  $\text{logit}[P(Y \leq j)] = -0,8029 + 0,5441X_1$  telah sesuai atau tidak terdapat perbedaan yang signifikan antara hasil pengamatan dengan hasil prediksi model sehingga dapat disimpulkan bahwa model mampu memprediksi nilai observasinya.

Pendidikan tertinggi wanita yang pernah/sedang ditempuh berpengaruh signifikan terhadap usia kawin pertama wanita. Wanita dengan tingkat pendidikan hingga

perguruan tinggi berpengaruh terhadap usia kawin pertama wanita dengan koefisien sebesar -2,420. Hal ini menunjukkan bahwa wanita dengan tingkat pendidikan perguruan tinggi cenderung untuk melakukan perkawinan pada usia < 19 tahun 0,09 kali lebih kecil dibandingkan wanita dengan tingkat pendidikan SD/ sederajat. Selanjutnya, wanita dengan tingkat pendidikan SMA/ sederajat berpengaruh terhadap usia kawin pertama wanita dengan koefisien sebesar 2,20. Hal ini menunjukkan bahwa wanita dengan tingkat pendidikan SMA/ sederajat cenderung untuk melakukan perkawinan pada usia < 19 tahun 9 kali lebih besar dibandingkan wanita dengan tingkat pendidikan perguruan tinggi.

## 5. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil penelitian dapat disimpulkan bahwa variabel independen yang memberikan pengaruh signifikan terhadap keputusan wanita untuk kawin di usia muda adalah tingkat pendidikan yang bersangkutan. Sedangkan variabel lain yang diteliti menunjukkan tidak ada pengaruh yang signifikan. Hasil interpretasi model dugaan menampilkan dugaan bahwa semakin rendah jenjang pendidikan yang ditempuh oleh seorang wanita, maka semakin tinggi peluangnya untuk menikah di usia muda. Sedangkan wanita yang telah menempuh pendidikan tinggi semakin kecil peluangnya untuk menikah di usia kurang dari 19 tahun.

## DAFTAR PUSTAKA

- Ali, S. (2015). Perkawinan Usia Muda di Indonesia dalam Perspektif Negara dan Agama serta Permasalahannya. *Jurnal Legislasi Indonesia*, 12(2), 1-28.
- Badan Pusat Statistik. (2020). *BPS Kalsel*. Retrieved from BPS Kalsel: <https://kalsel.bps.go.id/publication/2020/11/30/a7ef62cd9860eb25d2e5617a/indikator-kesejahteraan-rakyat-provinsi-kalimantan-selatan-2019-2020.html>
- Badan Pusat Statistik. (2020). *Pencegahan Perkawinan Anak: Percepatan yang Tidak Bisa Ditunda*. Kabupaten, Kalimantan Selatan.
- Boateng, E. Y., & Abaye, D. A. (2019). A Review of The Logistic Regression Model with Emphasis on Medical Research. *Journal of Data Analysis and Information Processing*, 7(4), 190-207.
- Cavanaugh, J. E., & Neath, A. A. (2019). The Akaike information criterion: Background, derivation, properties, application, interpretation, and refinements. *WIRE's Computational Statistics*, 11(3).
- Dewi, S. R., Salam, N., & Susanti, D. S. (2018). Klasifikasi Pemilihan Program Studi di Fakultas MIPA ULM Menggunakan Model Regresi Logistik Multinomial. *Jurnal Matematika Murni dan Terapan Epsilon*, 12(2), 19-29.

- Ghosh, A., Mandal, A., Martin, N., & Pardo, L. (2016). Wald's Test as Applied to Hypotheses in Logit Analysis. *Journal of Multivariate Analysis*, 147, 102-126.
- Hosmer, D. W., & Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression*. John Wiley & Sons.
- Lobo, M., & Guntur, R. (2018). Spearman's Rank Correlation Analysis on Public Perception Toward Health Partnership Projects Between Indonesia and Australia in East Nusa Tenggara Province. *SEMIRATA: International Conference on Science and Technology 2018*, 1116, pp. 1-6.
- Sedgwick, P. (2014). Spearman's rank correlation coefficient. *BMJ: British Medical Journal*.
- Susanti, D. S., Sukmawaty, Y., & Salam, N. (2019). *Analisis Regresi dan Korelasi*. Malang: CV IRDH.
- Sutrisno, S., Noorma, N., Sukamto, E., & Firdaus, R. (2020). Determinan Pernikahan Dini Pada Wanita Di Kecamatan Samarinda Utara. *Jurnal Citra Keperawatan*, 8(1), 38-45.
- Wibowo, A., & Ridha, W. R. (2020). Comparison of Logistic Regression Model and MARS Using Multicollinearity Data Simulation. *JTAM: Jurnal Teori dan Aplikasi Matematika*, 4(1), 39-48.