

LAPORAN PENELITIAN DOSEN STIS



GENERALIZED LINEAR MIXED MODEL
UNTUK DATA KEMATIAN BAYI DI INDONESIA

Ray Sastri, SST, M.Si

Yaya Setiadi, SST, MM



PUSAT PENELITIAN DAN PENGABDIAN MASYARAKAT
POLITEKNIK STATISTIKA STIS
2018

LEMBAR PENGESAHAN

Laporan Penelitian Dosen dengan judul:

GENERALIZED LINEAR MIXED MODEL **UNTUK DATA KEMATIAN BAYI DI INDONESIA**

Nama Peneliti:

Ray Sastri, SST, M.Si

Yaya Setiadi, SST, MM

Dilaksanakan pada Mei 2018 sampai dengan November 2018

Telah disahkan oleh Kepala Pusat Penelitian dan Pengabdian Masyarakat (PPPM)

Sekolah Tinggi Ilmu Statistik (STIS), pada tanggal **27 November 2018**

Menyetujui,

Kepala PPPM

Ketua Peneliti

.....

NIP.

.....

NIP.

Mengetahui

Wakil Direktur I

.....

NIP.

GENERALIZED LINEAR MIXED MODEL UNTUK DATA KEMATIAN BAYI DI INDONESIA

Ray Sastri¹, Yaya Setiadi²

Politeknik Statistika STIS¹

Politeknik Statistika STIS²

Jl. Otto Iskandar Dinata Raya No. 64C, Jakarta

E-mail: raysastri@stis.ac.id

ABSTRAK

Kematian bayi adalah kematian yang terjadi pada penduduk yang berumur 0-11 bulan (kurang dari satu tahun). Berdasarkan data Badan Pusat Statistik (BPS), pada tahun 2015 AKB mencapai 22 per 1000 kelahiran hidup. Data kematian bayi yang diperoleh dari BPS mempunyai sebaran binomial dan struktur berhirarki, sehingga analisisnya membutuhkan pemodelan khusus. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis pengaruh karakteristik bayi, ibu, dan tempat tinggal pada kematian bayi dan memodelkan data kematian bayi menggunakan *Generalized Linear Mixed Model* (GLMM). Penelitian ini menggunakan data mentah hasil Survei Penduduk Antar Sensus (SUPAS) yang dilakukan oleh BPS tahun 2015 dengan unit analisis adalah anak yang lahir pada periode Mei 2010 – Mei 2015. Kesimpulan yang diperoleh adalah penolong persalinan, jenis kelamin anak, dan kelahiran kembar, jenis lantai rumah, status ibu sebagai kepala rumah tangga, pendidikan ibu, dan akses internet ibu sangat signifikan mempengaruhi kematian bayi di Indonesia. Model (GLMM) yang terbentuk sesuai untuk memodelkan data kematian bayi di Indonesia.

Kata kunci: kematian bayi, SUPAS, mixed effect

ABSTRACT

Infant mortality is mortality in baby aged 0-11 months (less than one year). Based on Statistics Indonesia data, in 2015 Infant Mortality Rate (IMR) reached 22 per 1000 live births. The infant mortality data has a binomial distribution and hierarchical structures, so the analysis requires special modeling. This study aims to analyze the influence of the characteristics of infants, mothers, and housing on infant mortality and modelling the data with Generalized Linear Mixed Model (GLMM). This study uses raw data of the Intercensuss Population Survey (SUPAS) conducted by BPS in 2015 with the unit of analysis are children born in periode May 2010 - May 2015. The result are birth attendants, sex of children, birth of twins, types of the house floor, the status of the mother as the head of the household, mother's education, and mother internet access significantly influence the infant mortality. GLMM fit the data well.

Keywords: infant mortality, SUPAS, mixed effect

PENDAHULUAN

Kematian bayi adalah kematian yang terjadi pada penduduk yang berumur 0-11 bulan (kurang dari satu tahun). Berdasarkan data BPS, AKB Indonesia terus menerus turun dari tahun ke tahun sehingga AKB tahun 2012 adalah setengah dari AKB tahun 1991, dan pada tahun 2015 mencapai 22 per 1000 kelahiran hidup (BPS 2015). Meskipun menunjukkan kecenderungan menurun, AKB Indonesia berada pada urutan keempat teratas dibandingkan negara-negara lain di Asia Tenggara. Fakta ini kemudian membuat pemerintah pusat menetapkan tingkat kematian bayi sebagai indikator yang harus selalu dimonitor.

Analisis kematian bayi telah dipelajari oleh banyak peneliti sebelumnya. Asumsi umum yang digunakan adalah bahwa data mengikuti sebaran binomial dengan 2 kategori yaitu bayi mati di bawah umur satu tahun atau tetap hidup sampai umur di atas 1 tahun. Dalam kasus kematian bayi yang jarang dengan peluang yang sangat kecil, sebaran binomial bisa didekati dengan sebaran poisson.

Analisis data yang mengikuti sebaran binomial dapat dilakukan menggunakan regresi logistik. Salah satu asumsi yang harus dipenuhi dalam regresi logistik adalah keindependenan, yaitu semua unit analisis harus bersifat saling bebas.

Data kematian bayi salah satunya bersumber dari Survei penduduk antar sensus (SUPAS) yang dilakukan oleh BPS pada tahun 2015. Dalam survei ini, anak sebagai unit analisis mempunyai struktur berhirarki. Anak yang berbeda dapat memiliki ibu yang sama, kemudian tingkatan di atasnya ada kabupaten yang sama atau bahkan provinsi yang sama. Jika anak-anak terkelompok dalam beberapa wilayah, maka anak sebagai unit analisis menjadi tidak saling bebas karena ada dari mereka yang berasal dari wilayah yang sama, meskipun antar wilayah bersifat saling bebas. Sehingga variasi yang terjadi bisa berasal dari dalam wilayah dan atau antar wilayah.

Pengaruh faktor wilayah terhadap kematian bayi bisa disebabkan oleh perbedaan karakteristik ekonomi dan sosial antar wilayah. Ketersediaan fasilitas kesehatan yang bagus dan distribusi tenaga medis yang merata juga berperan dalam penurunan angka kematian bayi. Selain itu, situasi politik dan kondisi keuangan daerah juga sangat berpengaruh dalam mendukung program-program yang sedang dijalankan oleh pemerintah daerah. Sehingga dapat dikatakan bahwa peubah yang sama pada daerah yang berbeda, dapat memberi pengaruh yang berbeda pada kematian bayi.

Ada beberapa pendekatan yang bisa digunakan untuk memodelkan data berhirarki. Cara paling sederhana adalah menggabungkan data berdasarkan wilayah. Tetapi cara ini memiliki kelemahan karena informasi pada level individu tidak bisa dilihat hanya diwakili oleh nilai rata-rata saja. Cara lain adalah memodelkan data individu untuk masing-masing wilayah. Tapi cara ini juga memiliki kelemahan karena kita akan membuat banyak model, dan kita tidak bisa melihat informasi dari wilayah yang lain. *Generalized Linear Mixed Model* (GLMM) dapat menjadi penyelesaian dari kedua pendekatan di atas. GLMM digunakan untuk memodelkan data yang tergabung dalam kelompok-kelompok tertentu. Model ini mencakup fixed effect dan random effect, dan biasanya digunakan ketika data tidak independen dan mempunyai struktur berhirarki.

Selain faktor perbedaan wilayah, kematian bayi berkaitan dengan banyak faktor lainnya seperti karakteristik bayi, karakteristik ibu, dan tempat tinggal. Sastri (2015) dalam penelitiannya menunjukkan bahwa peubah yang signifikan mempengaruhi

kematian bayi adalah urutan kelahiran anak, usia ibu ketika melahirkan, rasio fasilitas kesehatan per 1000 penduduk, dan peluang kematian bayi di kabupaten/kota terdekat. Sedangkan menurut Bappenas (2009), setiap peningkatan jumlah persalinan yang dibantu oleh tenaga kesehatan dan rata-rata lama sekolah, akan berdampak pada menurunnya angka kematian bayi. Bodromurti (2018) dalam penelitiannya mengenai pendugaan jumlah kematian bayi pada level kecamatan di Provinsi Jawa Barat menyimpulkan bahwa pendidikan ibu, nomor urut anak, jumlah anak dalam suatu rumah tangga, berat badan bayi ketika lahir, tempat persalinan, umur ibu ketika melahirkan, dan pemberian ASI sangat signifikan mempengaruhi kematian bayi.

Adapun penelitian yang memasukkan faktor wilayah ke dalam analisis angka kematian bayi diantaranya adalah Hodge, dkk. (2014) dan Titaley (2011). Hodge menyimpulkan bahwa terjadi kesenjangan antar provinsi terutama dalam hal ketersediaan dan kualitas layanan kesehatan yang pada akhirnya mempengaruhi AKB. Sedangkan Titaley berdasarkan penelitiannya menyimpulkan bahwa kualitas infrastruktur kesehatan serta ketersediaan tenaga kesehatan yang terampil berpengaruh terhadap kematian bayi. Pada tingkat rumah tangga dan individu, tempat persalinan dan perawatan pasca persalinan sangat bermanfaat. Selain itu, bayi perempuan memiliki kemungkinan kematian lebih rendah daripada laki-laki selama bulan pertama kehidupan.

Berdasarkan uraian di atas, tujuan yang ingin dicapai dari penelitian ini adalah: (a) Menganalisis gambaran umum kematian bayi di Indonesia, (b) Menganalisis pengaruh karakteristik bayi, ibu, dan tempat tinggal pada kematian bayi, (c) Memodelkan data kematian bayi menggunakan *Generalized Linear Mixed Model* (GLMM).

TINJAUAN PUSTAKA

Generalized Linear Model (GLM)

Generalized Linear Model (GLM) adalah pengembangan model regresi untuk peubah respon yang tidak berdistribusi normal. Menurut Agresti (2007), GLM tiga komponen yaitu: (1) Komponen acak, meliputi peubah respon Y dari sebaran keluarga eksponensial, (2) Komponen sistematis, (3) Fungsi hubung (*link function*), merupakan fungsi yang menghubungkan antara komponen acak dan komponen sistematis. Fungsi penghubung dari komponen acak yang memiliki sebaran keluarga eksponensial tersaji pada Tabel 1.

Tabel 1. Fungsi Penghubung Berdasarkan Sebaran

Sebaran	Penghubung	Fungsi Penghubung	Invers Fungsi Penghubung	Fungsi Ragam
Normal	Identitas	Identitas	Identitas	1
Binomial/n	Logit	$\ln[(\mu/1 - \mu)]$	$e^{\eta}(1+e^{\eta})$	$\mu(1 - \mu)/n$
Poisson	Log	$\ln \mu$	e^{η}	μ
Gamma	Invers	$1/\mu$	$1/\eta$	μ^2

Salah satu contoh penerapan GLM adalah regresi logistik yang memiliki asumsi sebaran binomial. Dalam regresi logistik, peubah respon merupakan peubah biner atau dikotomi, yang artinya memiliki dua nilai misalkan kejadian sukses/gagal (Azen dan Walker, 2011). Peubah respon $Y = 1$ jika sukses dan $Y = 0$ untuk lainnya. Bentuk umum model peluang regresi logistik diformulasikan sebagai berikut:

$$\pi_j = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_k x_{kj})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_k x_{kj})} \quad (1)$$

π_j adalah peluang $Y=1$ pada amatan ke- j , $X_1 \dots X_k$ adalah peubah penjelas, β_0 adalah intersep, dan $\beta_1 \dots \beta_k$ adalah koefisien regresi untuk peubah penjelas yang bersesuaian. Fungsi π_j merupakan fungsi non linear yang sulit untuk diinterpretasi. Agar parameter lebih mudah diinterpretasi, fungsi tersebut perlu dibawa ke bentuk linier dengan cara melakukan transformasi menggunakan fungsi hubung logit. Hasil transformasi adalah sebagai berikut:

$$\ln\left(\frac{\pi_j}{1 - \pi_j}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \dots + \beta_p X_{pj} \quad (2)$$

Hosmer dan Lemeshow (2000) menyatakan bahwa metode *Maximum likelihood Estimation* (MLE) dapat digunakan untuk menduga parameter pada model nonlinier seperti pada model regresi logistik. Nilai estimasi dari β dapat diperoleh dengan cara memaksimumkan nilai fungsi likelihood ($L(\beta)$). Nilai estimasi parameter diperoleh menggunakan iterasi *Newton Raphson*.

Setelah melakukan pendugaan parameter model, selanjutnya perlu dilakukan pengujian terhadap parameter dalam model. Pengujian parameter dilakukan secara menyeluruh (simultan) dan parsial. Pengujian parameter model secara simultan menggunakan uji *Chi-square* atau disebut juga *likelihood ratio test*. Hipotesis yang diuji adalah $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$ melawan H_1 : minimal ada satu $\beta_j \neq 0$ dengan $j = 1, 2, \dots, p$ di mana p sejumlah banyaknya peubah. Statistik uji yang digunakan yaitu $G = -2 \ln \left[\frac{L_0}{L_1} \right] \sim \chi^2_{\alpha, v}$, di mana L_0 menyatakan nilai *likelihood* model hanya dengan *intercept* dan L_1 menyatakan nilai *likelihood* saat model dengan *intercept* dan peubah-peubah independen. Hipotesis nol akan ditolak jika $G > \chi^2_{\alpha, v}$ atau *p-value* $< \alpha$ di mana *p-value* merupakan nilai peluang dari nilai statistik uji, α adalah tingkat signifikansi dan v adalah derajat bebas. Jika hasil pengujian parameter secara simultan menghasilkan keputusan tolak H_0 maka dapat diartikan terdapat minimal satu peubah independen yang signifikan dalam model dan pengujian dapat dilanjutkan secara parsial.

Jika uji simultan menghasilkan keputusan tolak H_0 , maka selanjutnya perlu dilakukan pengujian parameter secara parsial menggunakan uji *Wald* dengan tujuan untuk menguji masing-masing parameter dalam model (Agresti, 2007). Hipotesis untuk uji parameter model secara parsial adalah $H_0: \beta_j = 0$ melawan $H_1: \beta_j \neq 0$, $j = 1, 2, \dots, p$ dengan statistik uji $|W_j| = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \sim Z_{\alpha/2}$. Keputusan tolak H_0 didapatkan jika nilai

$|W_j|$ lebih besar dari $Z_{\alpha/2}$ atau $p\text{-value} < \alpha$ di mana $p\text{-value}$ merupakan nilai peluang dari nilai statistik uji dan α adalah tingkat signifikansi. Jika keputusan tolak H_0 maka dapat diartikan bahwa peubah independen ke-j berpengaruh secara signifikan terhadap peubah dependen.

Interpretasi pada persamaan regresi logistik lebih mudah menggunakan *odds ratio* (rasio kecenderungan). *Odds* dari suatu kejadian (biasanya merupakan kejadian 'sukses') adalah peluang suatu kejadian 'sukses' relatif terhadap peluang kejadian tersebut 'tidak sukses' (Azen dan Walker, 2011). *Odds ratio* secara sederhana didefinisikan sebagai rasio antara dua *odds*. Jika diasumsikan peubah independen (x) diberi kode nol dan satu, maka *odds ratio* didefinisikan sebagai rasio $odds(1)$ terhadap $odds(0)$, sesuai persamaan berikut:

$$OR = \frac{\pi(1)/[1-\pi(1)]}{\pi(0)/[1-\pi(0)]} \quad (3)$$

Tabel 2. Nilai model regresi logistik jika peubah independen dikotomi

		Peubah Independen (X)	
		X = 1	X = 0
Peubah Dependen (Y)	Y = 1	$\pi(1) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1)}$	$\pi(0) = \frac{\exp(\beta_0)}{1 + \exp(\beta_0)}$
	Y = 0	$1 - \pi(1) = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1)}$	$1 - \pi(0) = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0)}$
Total		1,0	1,0

Nilai β_j dalam regresi logistik di atas merupakan suatu parameter yang tidak diketahui nilainya sehingga nilainya diestimasi menggunakan $\hat{\beta}_j$. Selain itu, β_j , juga disebut sebagai *fixed effect* (efek tetap).

Datta dan Ghosh (1991) menyebutkan bahwa Jika GLM yang hanya memiliki efek tetap ditambahkan suatu komponen acak, maka modelnya akan menjadi *Generalized Linear Mixed Model* (GLMM). Inti dari model ini adalah menggabungkan *fixed effect* dan *random effect*. *Fixed effect* adalah parameter yang tidak bervariasi antar wilayah. Sedangkan *random effect* adalah parameter yang dia sendiri adalah peubah acak.

Salah satu tipe dari GLMM adalah dengan menggunakan fungsi link logit, yaitu regresi logistik dengan komponen *fixed effect* dan *random effect*. Secara umum bentuk GLMM untuk regresi logistik dapat ditulis sebagai berikut:

$$\ln\left(\frac{\pi_j}{1-\pi_j}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \dots + \beta_p X_{pij} + b_{1i} z_{1ij} + \dots + b_{qi} z_{qij} \quad (4)$$

- i = indeks untuk group
- j = indeks untuk individu dalam group i
- η_{ij} = fungsi logit group ke-i dan individu ke-j
- $\beta_1 \dots \beta_p$ = koefisien fixed effect, dimana identik untuk semua group
- $X_{1ij} \dots X_{pij}$ = fixed effect regresor untuk individu j dalam group i
- $b_{1i} \dots b_{qi}$ = koefisien random effect untuk group i, bervariasi antar group
- $z_{1ij} \dots z_{qij}$ = random effect regressor

Estimasi parameter dari GLMM dapat diperoleh menggunakan berbagai metode estimasi salah satunya maximum likelihood. Sayangnya, fungsi likelihood ini tidak dapat dievaluasi secara tepat sehingga solusi didapatkan melalui pendekatan. Pemilihan model terbaik menggunakan uji rasio likelihood beserta Akaike Information Criterion (AIC) dan Bayesian Information Criterion (BIC).

METODOLOGI

Penelitian ini menggunakan data mentah hasil Survei Penduduk Antar Sensus (SUPAS) yang dilakukan oleh BPS tahun 2015. Survei ini mencakup seluruh kabupaten/kota di Indonesia dengan unit observasi rumah tangga. Level estimasinya adalah tingkat kabupaten/kota dengan cakupan responden kepala rumah tangga dan

anggota rumah tangga. Prosedur pengambilan sampel yaitu dengan cara *multistage*. Jumlah sampel pada suatu wilayah proporsional terhadap jumlah penduduk di wilayah tersebut. Secara keseluruhan, SUPAS mendata 645.490 sampel rumah tangga, 478.939 wanita yang pernah melahirkan dan 118.462 anak yang lahir pada periode Mei 2010 – Mei 2015. Unit analisis dalam penelitian ini adalah anak yang lahir pada periode Mei 2010 – Mei 2015.

Tabel 3. Sebaran Jumlah Sampel Berdasarkan Provinsi

Kode Provinsi	Provinsi	Rumah tangga	Wanita yang pernah melahirkan	Anak lahir Mei 2010-Mei 2015
11	Aceh	20117	14397	4343
12	Sumatera Utara	37823	26220	8002
13	Sumatera Barat	18482	13856	4077
14	Riau	16204	12600	3407
15	Jambi	11846	9391	2226
16	Sumatra Selatan	22381	16805	3818
17	Bengkulu	8571	6647	1546
18	Lampung	21975	16600	3855
19	Kepulauan Bangka Belitung	6204	4599	1211
21	Kepulauan Riau	6483	4834	1337
31	DKI Jakarta	14991	11052	2593
32	Jawa Barat	70486	49479	10319
33	Jawa Tengah	72572	53434	11286
34	DI Yogyakarta	9699	6106	1189
35	Jawa Timur	79850	57705	10497
36	Banten	18296	14910	3393
51	Bali	12791	9813	2082
52	NTB	14135	9677	2627
53	NTT	19428	14222	5148
61	Kalimantan Barat	15431	12374	3169
62	Kalimantan Tengah	11440	9058	2089
63	Kalimantan Selatan	14841	11175	2620
64	Kalimantan Timur	10311	8012	1860
65	Kalimantan Utara	3156	2561	744
71	Sulawesi Utara	11838	8616	1910
72	Sulawesi Tengah	11615	9279	2738
73	Sulawesi Selatan	27073	19624	5367
74	Sulawesi Tenggara	10985	8753	2750
75	Gorontalo	5237	4249	1046
76	Sulawesi Barat	5234	4021	1448
81	Maluku	7426	6001	2079
82	Maluku Utara	5740	4879	1546
91	Papua Barat	5625	4698	2084
94	Papua	17204	13292	4056
	Total	645490	478939	118462

Metode analisis yang akan digunakan dalam penelitian ini adalah Generalized Linear Mixed Model untuk peubah respon yang berkategori biner. Adapun peubah yang akan digunakan tertera pada Tabel 2.

Model yang akan dibangun adalah sebagai berikut:

$$\ln\left(\frac{P_{ij}}{1-P_{ij}}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \dots + \beta_p X_{pij} + b_{1i} z_{1ij} + \dots b_{qi} z_{qij} \quad (4)$$

- i = indeks untuk provinsi
- j = indeks untuk individu dalam provinsi ke-i
- P_{ij} = peluang anak mati di bawah 1 tahun di provinsi ke-i dan individu ke-j
- $\beta_1 \dots \beta_p$ = koefisien regresi fixed effect, dimana identik untuk semua provinsi
- $X_{1ij} \dots X_{pij}$ = peubah penjelas untuk individu j dalam group i
- $b_{1i} \dots b_{qi}$ = koefisien random effect untuk provinsi ke-i, bervariasi antar group
- $z_{1ij} \dots z_{qij}$ = random effect regressor

Tabel 4. Peubah yang Digunakan Dalam Penelitian

PEUBAH		KETERANGAN	KATEGORI	
RESPON	Y	ANAK MENINGGAL PADA USIA SEBELUM TEPAT 1 TAHUN	1: YA	0: TIDAK
PENJELAS	X1	KELAHIRAN ANAK DITOLONG OLEH TENAGA MEDIS	1: YA	0: TIDAK
	X2	JENIS KELAMIN ANAK	1: LAKI-LAKI	0: PEREMPUAN
	X3	ANAK KEMBAR	1: KEMBAR	0: TIDAK
	X4	STATUS KEPEMILIKAN RUMAH	1: MILIK SENDIRI	0: BUKAN MILIK SENDIRI
	X5	JENIS LANTAI TERLUAS	1: SEMEN DAN KERAMIK	0: LAINNYA
	X6	SUMBER PENERANGAN UTAMA	1: LISTRIK	0: BUKAN LISTRIK
	X7	SUMBER AIR MINUM	1: LAYAK	0: LAINNYA
	X8	STATUS IBU DALAM RUMAH TANGGA	1: KEPALA RUMAH TANGGA	0: LAINNYA
	X9	PENDIDIKAN IBU	1: SD-SMP	0: SMA-PT
	X10	AKSES INTERNET IBU	1: YA	0: TIDAK

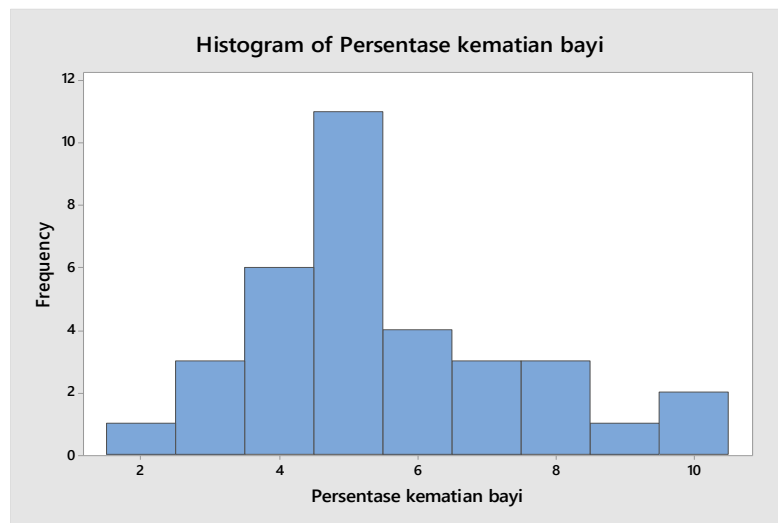
Proses analisis data adalah sebagai berikut:

1. Melakukan analisis deskriptif dengan menyajikan ringkasan data untuk memberikan informasi yang terkandung dalam peubah-peubah yang dijadikan objek penelitian.
2. Memeriksa sebaran data kematian bayi dan variabel penjelas secara eksploratif
3. Memeriksa hubungan antara kematian bayi dan variabel penjelas.
4. Menerapkan model regresi logistik dan model regresi logistik dengan efek campuran menggunakan GLMM.

5. Menduga parameter.
6. Menguji pengaruh tetap terhadap kematian bayi

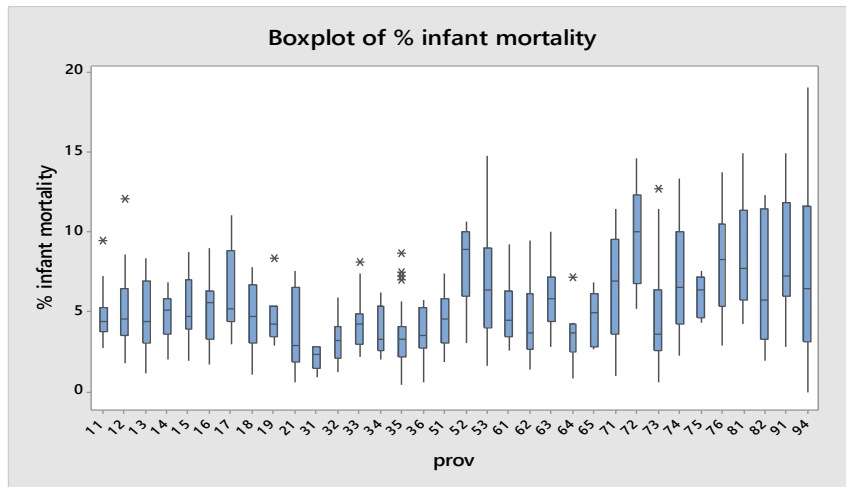
HASIL DAN PEMBAHASAN

Berdasarkan data sampel, persentase kematian bayi di Indonesia mencapai 5,12 persen relatif terhadap jumlah kelahiran hidup pada periode Mei 2010 sampai Mei 2015. Persentase paling kecil adalah 2.040 dicapai oleh DKI Jakarta dan paling besar 9.55 dicapai oleh Papua Barat. Persentase kematian bayi pada level provinsi memiliki rata-rata 5.12 dan varians 3.393. Jika diperhatikan histogram pada Gambar 1 maka diketahui bahwa sebaran data sedikit menceng ke kiri dengan ekor lebih panjang ke kanan. Hal ini mengindikasikan bahwa masih banyak provinsi yang memiliki persentase kematian bayi tinggi.



Gambar 1. Histogram Persentase Kematian Bayi Berdasarkan Provinsi.

Jika dilihat pada level kabupaten pada masing-masing provinsi, persentase kematian bayi sangat bervariasi. DKI Jakarta memiliki angka kematian bayi yang paling homogen pada level kabupaten dibandingkan provinsi lain. Sedangkan Papua adalah yang paling heterogen. Terdapat pencilan atas di Provinsi NAD, Sumatera Utara, Kepulauan Riau, Jawa Tengah, Jawa Timur, Kalimantan Timur dan Sulawesi Tenggara. Secara lengkap dapat dilihat pada gambar 2.

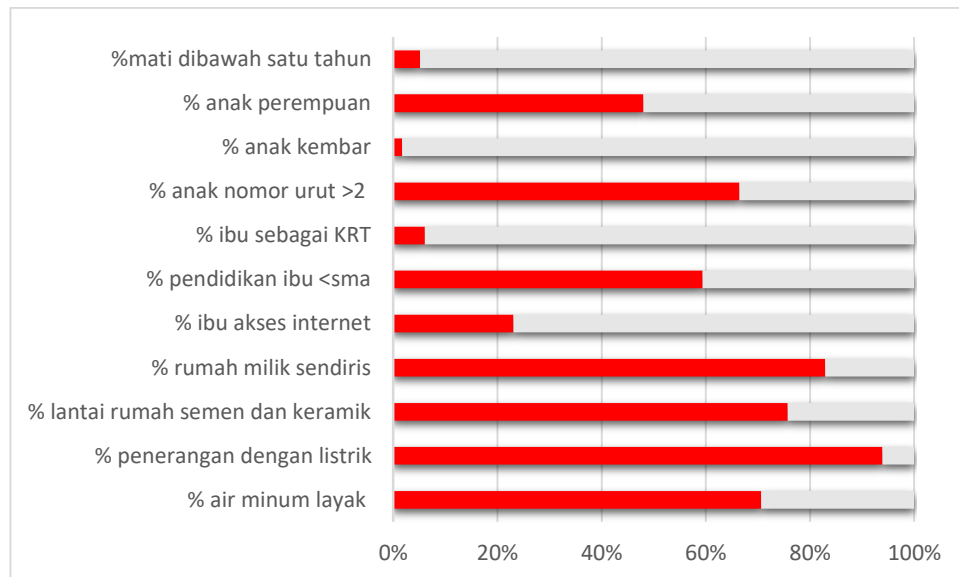


Gambar 1. Boxplot Kejadian Kematian Bayi Berdasarkan Provinsi.

Kematian bayi termasuk sebagai kasus yang jarang terjadi. Dari 6.060 orang anak yang lahir pada periode Mei 2010- Mei 2015, kematian bayi hanya terjadi sekitar 5,12 persen. Sementara itu, dari 6060 anak yang menjadi unit analisis, 52 persen berjenis kelamin laki-laki, sisanya adalah perempuan. Kelahiran kembar juga termasuk kejadian jarang. Persentase anak lahir kembar sangat kecil yaitu sekitar 1,7 persen. Sementara itu, berdasarkan nomor urut anak, 66,5 persen diantara mereka adalah anak ketiga atau lebih. Hanya 33,5 persen yang merupakan anak pertama atau kedua.

Berdasarkan karakteristik ibu, hanya 6 persen ibu berstatus KRT, sisanya berstatus sebagai istri atau lainnya. Ini bisa memberi gambaran bahwa sebagian besar anak masih memiliki orang tua lengkap. Selain itu, sebagian besar ibu berpendidikan di bawah SMA (69,4 persen) dan tidak akses internet (76,93).

Berdasarkan karakteristik rumah tinggal, sebagian besar anak tinggal di rumah milik sendiri, lantai terluas terbuat dari semen dan keramik, penerangan dengan listrik, dan air minum yang layak.



Gambar 3. Persentase Anak Pada Setiap Peubah Penjelas.

Tabel 4. Estimasi Parameter Pada Model Regresi Logistik

Peubah	B	S.E.	Sig.	Exp(B)
(Intercept)	-2.472	.063	0.000	.084
Medis (ya)	-.503	.035	.000	.605
Jenis kelamin (laki-laki)	.273	.027	.000	1.314
Anak kembar (ya)	1.781	.056	.000	5.935
Status rumah (milik sendiri)	-.040	.037	.278	.961
Jenis lantai (semen dan keramik)	-.155	.032	.000	.856
Sumber penerangan (listrik)	-.087	.051	.090	.917
Air minum (layak)	-.093	.031	.003	.911
Ibu sebagai KRT (ya)	-.569	.069	.000	.566
Pendidikan ibu (SD-SMP)	.192	.031	.000	1.212
Ibu akses internet (ya)	-.332	.041	.000	.718

Pemodelan menggunakan regresi logistik menghasilkan delapan peubah yang signifikan. Peubah tersebut adalah penolong persalnan, jenis kelamin anak, kelahiran kembar, jenis lantai rumah, air minum, status ibu dalam rumahtanga, pendidikan ibu dan akses internet ibu. Sedangkan pemodelan dengan GLMM menghasilkan tujuh peubah signifikan. Peubah air minum yang tadinya signifikan di model regresi logistik, ternyata tidak signifikan ketika ditambahkan random effect melalui GLMM. Hasil estimasi model regresi logistik dapat dilihat di Tabel 4 dan hasil estimasi GLMM dapat dilihat di Tabel 5.

Model regresi logistik yang terbentuk sesuai untuk memodelkan data kematian bayi di Indonesia dengan AIC 46008.9 dan deviance 45984.9

Tabel 5. Estimasi Parameter Pada GLMM

Peubah	B	S.E.	Sig.	Exp(B)
(Intercept)	-2.694	0.085	0.000	0.068
Medis (ya)	-0.423	0.036	0.000	0.655
Jenis kelamin (laki-laki)	0.274	0.027	0.000	1.315
Anak kembar (ya)	1.765	0.056	0.000	5.844
Status rumah (milik sendiri)	-0.046	0.038	0.217	0.955
Jenis lantai (semen dan keramik)	-0.143	0.034	0.000	0.867
Sumber penerangan (listrik)	0.027	0.054	0.614	1.028
Air minum (layak)	-0.044	0.032	0.161	0.957
Ibu sebagai KRT (ya)	-0.576	0.069	0.000	0.562
Pendidikan ibu (SD-SMP)	0.234	0.032	0.000	1.264
Ibu akses internet (ya)	-0.28	0.042	0.000	0.756

Karakteristik anak yang dalam hal ini diwakili oleh penolong persalinan, jenis kelamin anak, dan kelahiran kembar, sangat signifikan mempengaruhi kematian bayi. Seorang anak yang lahir dibantu oleh tenaga medis memiliki kecenderungan untuk meninggal sebelum mencapai umur satu tahun sebesar 0.655 kali dibanding yang tidak ditolong oleh tenaga medis. Dengan kata lain, seseorang yang ketika lahir ditolong oleh bukan tenaga medis memiliki kecenderungan untuk meninggal lebih tinggi dibanding yang ditolong oleh tenaga medis. Hal ini berkaitan dengan kebersihan alat yang digunakan dan penanganan jika terjadi hal yang tidak biasa. Keterampilan seorang tenaga medis sangat dapat membantu mencegah kematian bayi ketika lahir dan juga kematian ibu ketika bersalin.

dan Dari sisi jenis kelamin, bayi laki-laki memiliki kecenderungan untuk mati sebelum umur 1 tahun sebesar 1,315 kali dibandingkan bayi perempuan. Kelahiran kembar juga sangat mempengaruhi kelangsungan hidup anak. Dari hasil pemodelan diperoleh kesimpulan bahwa anak kembar memiliki kecenderungan untuk mati sebelum mencapai umur 1 tahun sebesar 5,844 kali dibanding anak tidak kembar.

Karakteristik rumah tempat tinggal keluarga anak juga memiliki pengaruh pada kejadian kematian bayi. Jenis lantai rumah memiliki pengaruh yang signifikan, sedangkan status rumah, sumber penerangan dan sumber air minum tidak signifikan. Hal ini mungkin disebabkan oleh sebagian besar penduduk pada

masa kini telah menggunakan listrik sebagai penerangan dan air minum yang layak. Anak yang tinggal di rumah berlantai semen dan keramik cenderung untuk mati sebelum mencapai umur satu tahun sebesar 0,867 kali dibanding anak yang tinggal di rumah berlantai tanah. Dengan kata lain, anak yang tinggal di rumah berlantai tanah cenderung untuk mati sebelum mencapai umur satu tahun sebesar $1/0,867$ kali. Hal ini berkaitan dengan kebersihan rumah. Rumah berlantai tanah juga dapat mendatangkan penyakit bagi anak terutama ketika anak sudah mulai merangkak dan berjalan. Berbagai kuman yang ada di tanah sangat mudah untuk masuk ke dalam tubuh anak apalagi jika tidak diawasi oleh orang tua. Rumah berlantai tanah juga dapat menjadi indikator tingkat kesejahteraan keluarga anak. Keluarga yang tingkat kesehatannya lebih tinggi cenderung untuk memiliki rumah berlantai semen atau keramik. Sehingga secara tidak langsung dapat dikatakan bahwa tingkat kesejahteraan keluarga juga dapat mempengaruhi kelangsungan hidup seorang anak.

Ibu sebagai orang terdekat anak memberi pengaruh yang sangat tinggi pada perkembangan anak. Karakteristik ibu sangat signifikan mempengaruhi keberlangsungan hidup anak. Status ibu dalam keluarga sangat penting. Ibu yang berperan sebagai kepala rumah tangga dapat menjadi pengambil keputusan pertama dalam kehidupan keluarganya terutama yang berkaitan dengan anak. Anak dengan ibu yang berperan sebagai kepala rumah tangga cenderung untuk survive sampai umur satu tahun sebesar 1,78 kali dibanding yang bestatus lain. Padahal, ibu yang berstatus sebagai kepala rumah tangga juga mempunyai tanggung jawab yang besar untuk menafkahi keluarga. Sehingga waktu yang dimiliki untuk anak akan berkurang karena harus bekerja. Hal ini perlu penelitian lebih lanjut tentang profil ibu bekerja. Bisa jadi pekerjaan yang dilakukan tidak berat dan bisa dilakukan di rumah sehingga perhatian terhadap anak tidak berkurang.

Dari segi pendidikan, anak dengan ibu yang berpendidikan SD-SMP memiliki kecenderungan untuk mati sebelum berumur 1 tahun sebesar 1,264 dibandingkan anak yang ibunya berpendidikan lebih tinggi. Hal ini menunjukkan bahwa pendidikan sangat berpengaruh pada pengetahuan ibu tentang perawatan anak juga bisa mengindikasikan wawasan ibu terhadap hal-hal yang beresiko menyebabkan kematian dan cara penanganannya. Selain pendidikan formal, pengetahuan juga bisa didapat melalui media seperti internet. Anak dengan ibu yang akses internet cenderung untuk survive sebesar 1,32 kali dibandingkan anak yang ibunya tidak akses internet.

Hasil pemodelan dengan GLMM didapat variasi intersep antar proporsi. Intersep tersebut memiliki varians sebesar 0,07089. Selain itu, korelasi dari fixed effect tidak ada yang bernilai tinggi. Korelasi antar peubah dapat dilihat pada Tabel 6.

Tabel 6. Correlation of Fixed Effects

	intercept	medis	jenis kelamin	anak kembar	status rumah	lantai	penerangan	air minum	KRT	pendidikan
medis	-0.195									
jenis kelamin	-0.186	-0.001								
anak kembar	-0.023	-0.048	0.006							
status rumah	-0.411	0.041	0.001	-0.01						
lantai	-0.116	-0.104	-0.006	-0.01	0.017					
penerangan	-0.46	-0.17	0.003	0.004	0.026	-0.171				
air minum	-0.125	-0.129	0	0.004	0.07	-0.156	-0.12			
KRT	-0.013	-0.001	-0.002	-0.006	-0.018	-0.009	0	-0.014		
pendidikan	-0.307	0.071	0.003	0.006	-0.035	0.052	-0.021	0.062	-0.023	
internet	-0.122	-0.069	0.002	0	0.035	-0.066	-0.016	-0.07	0.027	0.369

KESIMPULAN

Persentase kematian bayi pada level provinsi memiliki rata-rata 5.12 dan varians 3.393. Sebaran data sedikit menceng ke kiri dengan ekor lebih panjang ke kanan. Jika dilihat pada level kabupaten pada masing-masing provinsi, persentase kematian bayi sangat bervariasi. Penolong persalinan, jenis kelamin anak, dan kelahiran kembar, jenis lantai rumah, status ibu sebagai kepala rumah tangga, pendidikan ibu, dan akses internet ibu sangat signifikan mempengaruhi kematian bayi di Indoensia. Model regresi logistik dengan *mixed effect* (GLMM) yang terbentuk sesuai untuk memodelkan data kematian bayi di Indonesia dengan AIC 46008.9 dan variasi intersep antar propinsi sebesar 0,07089.

DAFTAR PUSTAKA

- Agresti A. (2007). *An Introduction to Categorical Data Analysis. 2nd edition.* New Jersey (USA): John Wiley & Sons.
- Azen, R. dan Walker, C.M. (2011). *Categorical Data Analysis for the Behavioral and Social Science.* New York: Routledge.
- Bappenas (Badan Perencanaan Pembangunan Nasional). (2009). *Kajian Evaluasi Pembangunan Sektoral: Faktor-faktor yang Mempengaruhi Kelangsungan Hidup Anak.* Jakarta (ID): Bappenas.
- BPS (Badan Pusat Statistik). (2015). *Profil Penduduk Indonesia Hasil SUPAS 2015.* Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- Datta, G. S., and Ghosh, M. (1991). Bayesian Prediction in Linear Models: Applications to Small Area Estimation. *The Annals of Statistics*, 19, 1748-1770. Diunduh melalui <https://pdfs.semanticscholar.org/c999/d1dfeb47658a9daa08cdd662cdfd9fa4725c.pdf>
- Hodge A, Firth S, Marthias T, Jimenez-Soto E. (2014). Location Matters: Trends in Inequalities in Child Mortality in Indonesia. Evidence from Repeated Cross-Sectional Surveys. *PLoS ONE*. Vol 9(7): e103597. Diunduh melalui: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0103597>
- Hosmer, D.W., dan Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression.* New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Bodromurti W., Notodiputro KA., Kurnia A. (2018). Zero Inflated Binomial Model for Infant Mortality Data in Indonesia. *International Journal of Applied Engineering Research*. Vol 13 (6). 3139-3143. Diunduh melalui: https://www.ripublication.com/ijaer18/ijaerv13n6_01.pdf
- Sastri R. (2015). *Pemodelan Kejadian Kematian Bayi Di Indonesia Menggunakan Regresi Logistik Terboboti.* Bogor: Institut Pertanian Bogor [Tesis]. Diunduh melalui: <http://repository.ipb.ac.id/jspui/bitstream/123456789/79149/1/2015rsa.pdf>
- Titaley CR., Dibley MJ, Agho K., Hall J.. (2008). Determinant of neonatal mortality in Indonesia. *BMC Public Health*. Vol 8(1):232 · Diunduh melalui: <http://www.biomedcentral.com/1471-2458/8/232>