

MODEL PROBIT BINER BIVARIAT PADA PEMBERIAN IMUNISASI DASAR DAN AIR SUSU IBU (STUDI KASUS DI PROVINSI KALIMANTAN SELATAN TAHUN 2013)

BINARY BIVARIATE PROBIT MODEL ON GIVING BASIC IMMUNIZATION AND BREAST MILK

Metty Nurul Romadhon
Sekolah Tinggi Ilmu Statistik

Masuk tanggal: 04-12-2015, revisi tanggal: 17-01-2016, diterima untuk diterbitkan tanggal: 19-01-2016

Abstrak

Tujuan ke empat *Millenium Development Goals* (MDG's) adalah menurunkan angka kematian anak. Salah satu upaya untuk mengurangi angka kematian anak adalah meningkatkan kekebalan tubuh pada anak. Kekebalan tubuh pada anak diperoleh dengan pemberian imunisasi dasar yang lengkap dan ASI eksklusif. Penelitian ini bertujuan mengaplikasikan model probit biner bivariat untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif. Sumber data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) Provinsi Kalimantan Selatan Tahun 2013. Pemilihan model terbaik berdasarkan kriteria AIC (*Akaike Information Criterion*) menghasilkan informasi bahwa umur perkawinan pertama ibu, pendidikan ibu, pekerjaan bapak, penolong kelahiran terakhir dan status daerah berpengaruh signifikan terhadap pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif.

Kata kunci : Imunisasi, ASI Eksklusif, Model Probit Biner Bivariat, AIC

Abstract

The fourth goal of the Millennium Development Goals (MDGs) is to reduce child mortality. One of the efforts to reduce child mortality is increasing immunity for children. Immunity for children can be obtained by providing complete basic immunization and exclusive breastfeeding. This study aimed to apply the bivariate binary probit model in determining factors that affect provision of basic immunization and exclusive breastfeeding. The data source used in this research is data of the 2013 National Socio Economic Survey (SUSENAS) in South Kalimantan Province. The best model selection criterion based on the AIC (Akaike Information Criterion) values provided information that the age of first marriage, mother's education, father's job, the birth attendants and status of the living area have significant effects on the provision of basic immunization and exclusive breastfeeding.

Keywords : *Immunization, Exclusive Breastfeeding, Bivariate Binary Probit Model, AIC*

PENDAHULUAN

Angka kematian bayi merupakan indikator yang penting untuk mencerminkan keadaan derajat kesehatan di suatu masyarakat, karena bayi yang baru lahir sangat sensitif terhadap keadaan lingkungan tempat orang tua bayi tinggal dan status sosial orang tua bayi. Dengan demikian angka kematian bayi merupakan tolok ukur yang sensitif dari semua upaya intervensi yang dilakukan pemerintah khususnya di bidang kesehatan. Angka kematian anak dan angka kematian balita dapat berguna untuk mengembangkan

program imunisasi, serta program-program pencegahan penyakit menular terutama pada anak-anak, program tentang gizi dan pemberian makanan sehat untuk anak dibawah usia 5 tahun.

Angka kematian bayi dan anak di Indonesia berdasarkan hasil SDKI 2012 lebih rendah dari hasil SDKI 2007. Untuk periode lima tahun sebelum survei, angka kematian bayi hasil SDKI 2012 adalah 34 kematian per 1000 kelahiran hidup dan untuk angka kematian anak adalah 9 kematian per 1000 anak dengan umur yang sama pada pertengahan tahun tersebut. Angka tersebut mengalami penurunan

dibandingkan dengan hasil SDKI 2007 yaitu sebesar 35 kematian per 1000 kelahiran hidup untuk angka kematian bayi dan sebesar 10 kematian per 1000 anak dengan umur yang sama pada pertengahan tahun tersebut untuk angka kematian anak (BPS, BKKBN, Kementerian Kesehatan dan Measure DHS ,2012).

Penurunan angka kematian bayi dan anak tersebut memang sesuai dengan tujuan MDG's keempat yaitu menurunkan angka kematian anak. Penurunan angka kematian anak telah menunjukkan kemajuan yang signifikan dan diharapkan dapat tercapai pada tahun 2015. Namun penurunan angka kematian bayi maupun anak tersebut cenderung stagnan. Penyebab utama kematian balita adalah masalah neonatal (asfiksia, berat badan lahir rendah dan infeksi neonatal), penyakit infeksi (utamanya diare dan pneumonia) serta terkait erat dengan masalah gizi (gizi buruk dan gizi kurang). Kondisi ini disebabkan oleh masalah akses dan kualitas pelayanan kesehatan, masalah sosial ekonomi dan budaya, pertumbuhan infrastruktur serta keterbukaan wilayah tersebut akan pembangunan ekonomi dan pendidikan.

Salah satu upaya untuk mengurangi angka kematian balita adalah dengan meningkatkan kekebalan tubuh balita tersebut. Balita sangat mudah terserang penyakit, hal ini disebabkan masih belum kuatnya sistem kekebalan tubuh yang terdapat pada balita. Untuk menjaga sistem kekebalan tubuh terhadap balita diantaranya dengan memberikan imunisasi dan ASI eksklusif. Imunisasi adalah proses menginduksi imunitas secara buatan baik dengan vaksinasi (imunisasi aktif) maupun dengan pemberian antibody (imunisasi pasif). Sedangkan pemberian ASI bermanfaat sebagai nutrisi, untuk meningkatkan daya tahan tubuh dan meningkatkan kecerdasan. Sehingga pemberian imunisasi dan ASI dapat menjaga kesehatan tubuh pada balita.

Pemberian imunisasi lengkap pada balita di Indonesia berdasarkan SUSENAS 2013 sebanyak 71,70 persen (BPS, 2014). Cakupan imunisasi lengkap ini meningkat

dari 67,67 persen SUSENAS 2012 (BPS, 2013). Sedangkan pemberian ASI Eksklusif kepada anak berusia 2-4 tahun di Indonesia dalam SUSENAS 2013 sebesar 44,50 persen (BPS, 2014) lebih tinggi dibandingkan dengan hasil SUSENAS 2012 sebesar 43,03 persen (BPS, 2013). Meskipun pemberian imunisasi dan ASI Eksklusif mengalami peningkatan namun masih dibawah yang diharapkan.

Kalimantan Selatan adalah salah satu provinsi di Indonesia yang terletak di pulau Kalimantan. Angka kematian anak menjadi salah satu masalah yang dihadapi di Provinsi Kalimantan Selatan. Hasil SDKI 2012 menunjukkan bahwa angka kematian anak di Provinsi Kalimantan Selatan sebesar 13 kematian per 1000 anak dengan umur yang sama di pertengahan tahun tersebut. Angka ini di atas angka nasional dan merupakan angka tertinggi di antara provinsi di pulau Kalimantan (BPS, BKKBN, Kementerian Kesehatan dan Measure DHS ,2012). Persentase balita yang mendapat imunisasi dasar lengkap di Provinsi Kalimantan Selatan pada tahun 2013 sebesar 76,61 persen (BPS, 2014). Hal ini mengalami penurunan dari tahun 2012 sebesar 76,99 persen (BPS, 2013). Persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif di Provinsi Kalimantan Selatan sebesar 37,39 persen pada tahun 2013 (BPS, 2014) yang turun sebesar 1,28 persen dari tahun 2012 sebesar 38,67 persen (BPS, 2013). Persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif di Provinsi Kalimantan Selatan tahun 2013 lebih rendah dari angka nasional sebesar 44,50 persen (BPS, 2014) dan terendah diantara provinsi di Pulau Kalimantan.

Sehubungan dengan latar belakang masalah, dalam penelitian ini melihat kekebalan tubuh yang dapat diperoleh dari pemberian imunisasi dasar dan pemberian ASI eksklusif maka diperlukan pengembangan model multivariat. Metode yang digunakan adalah model probit biner bivariat. Menggunakan model probit biner bivariat karena variabel respon berbentuk kategorik/kualitatif.

Adapun tujuan khusus dari penelitian ini adalah: (1) mendapatkan model terbaik dari penelitian; (2) mengetahui faktor-faktor yang signifikan berpengaruh terhadap pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif di Provinsi Kalimantan Selatan berdasarkan model probit biner bivariat. Manfaat dari penelitian ini yaitu: (1) Sebagai bahan evaluasi pemerintah dalam menentukan variabel yang signifikan berpengaruh terhadap pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif dalam upaya mengurangi angka kematian anak; (2) Mengembangkan keilmuan dan memberikan informasi mengenai model probit biner bivariat dalam melihat faktor-faktor yang berpengaruh terhadap pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif.

METODOLOGI

Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif

Pada balita kekebalan tubuh dari suatu penyakit sangat diperlukan karena dapat mencegah dari kematian. Pada usia bayi hingga balita merupakan usia yang sangat rentan terhadap penyakit terutama yang diakibatkan oleh bakteri dan virus. Sehingga daya tahan tubuh yang kebal akan membuat balita terjaga dan terlindungi dari penyakit. Kekebalan tubuh pada balita dapat diperoleh dari pemberian imunisasi dasar atau vaksinasi dan pemberian ASI eksklusif.

Tabel 1. Jadwal Imunisasi Dasar

No	Umur	Imunisasi
1	0-7 hari	Hepatitis B1
2	< 1 bulan	BCG
3	2 bulan	Hepatitis B2, DPT 1, Polio 1
4	3 bulan	Hepatitis B3, DPT 2, Polio 2
5	4 bulan	DPT 3, Polio 3
6	9 bulan	Campak, Polio 4

Pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif termasuk dalam determinan perilaku kesehatan. Dalam teori yang dikembangkan oleh Lawrence Green sejak 1980 yang dikenal dengan teori preced-

proceed kesehatan seseorang atau masyarakat dipengaruhi oleh dua faktor pokok, yakni faktor perilaku (behavior causes) dan faktor diluar perilaku (non-behaviour causes). Selanjutnya faktor perilaku kesehatan seseorang dipengaruhi oleh tiga faktor utama yaitu (Notoatmodjo, 2014): (1) Faktor predisposisi (predisposing factors) yang komponennya antara lain faktor demografi, faktor struktur sosial, dan faktor keyakinan terhadap kesehatan; (2) Faktor pemungkin (enabling factors) yang komponennya antara lain sumber daya keluarga dan sumber daya masyarakat; (3) Faktor pendorong (reinforcing factors), yang terwujud dalam sikap dan perilaku petugas kesehatan atau petugas lainnya yang merupakan kelompok-kelompok panutan dari perilaku masyarakat.

Model Probit Biner Bivariat

Model probit biner bivariat adalah model yang menggambarkan hubungan antara dua variabel respon yang berbentuk data kategorik biner dengan satu atau lebih variabel prediktor yang berbentuk data kategorik, data kontinu maupun gabungan data kategorik dan data kontinu. Asumsi yang digunakan dalam model probit biner bivariat adalah antar variabel respon memiliki hubungan. Dalam penelitian ini digunakan uji *chi-square* untuk melihat hubungan antar variabel respon. Untuk melihat hubungan antar variabel respon digunakan Uji Chi-Square (Ramachandran dan Tsokos, 2009).

Misal diberikan variabel respon Y_1 dan Y_2 dimana kedua variabel tersebut terbentuk dari variabel yang tidak teramati Y_1^* dan Y_2^* . Persamaan kedua variabel tersebut adalah sebagai berikut:

$$y_1^* = \beta_1^T \mathbf{x} + \varepsilon_1 \dots\dots\dots(1)$$

dan

$$y_2^* = \beta_2^T \mathbf{x} + \varepsilon_2 \dots\dots\dots(2)$$

dengan:

$$\mathbf{x} = [1 \quad x_1 \quad \dots \quad x_p]$$

$$\beta_1 = [\beta_{10} \quad \beta_{11} \quad \dots \quad \beta_{1p}]^T$$

$$\beta_2 = [\beta_{20} \ \beta_{21} \ \dots \ \beta_{2p}]^T$$

\mathbf{x}, β_1 dan β_2 adalah vektor berukuran $(p+1) \times 1$ dimana p adalah banyaknya variabel prediktor. Dalam model probit biner bivariat terdapat beberapa asumsi, antara lain:

1. $E(\varepsilon_1) = E(\varepsilon_2) = 0$
2. $Var(\varepsilon_1) = Var(\varepsilon_2) = 1$
3. $Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho$

Dari asumsi pada ε_1 dan ε_2 sehingga kedua variabel respon mengikuti distribusi normal yang dapat dinotasikan menjadi $Y_1^* \sim N(\beta_1^T \mathbf{x}, 1)$ dan $Y_2^* \sim N(\beta_2^T \mathbf{x}, 1)$. Seperti halnya dengan model probit biner univariat, pembentukan kategori pada variabel respon model probit biner bivariat dengan menentukan *threshold* pada variabel respon yang tidak teramati. Misalnya pengkategorian tersebut adalah sebagai berikut:

- a. Model $y_1^* = \beta_1^T \mathbf{x} + \varepsilon_1$ dengan memisalkan *threshold* adalah γ sehingga pengkategorian adalah:
 $Y_1 = 0$ jika $y_1^* \leq \gamma$ dan
 $Y_1 = 1$ jika $y_1^* > \gamma$
- b. Model $y_2^* = \beta_2^T \mathbf{x} + \varepsilon_2$ dengan memisalkan *threshold* adalah δ sehingga pengkategorian adalah:
 $Y_2 = 0$ jika $y_2^* \leq \delta$ dan
 $Y_2 = 1$ jika $y_2^* > \delta$

Tabel 2. Tabel Frekuensi Dua Arah untuk Variabel Y_1 dan Y_2

Variabel Respon Y_1	Variabel Respon Y_2	
	$Y_2 = 0$	$Y_2 = 1$
$Y_1 = 0$	Y_{00}	Y_{01}
$Y_1 = 1$	Y_{10}	Y_{11}

Metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) digunakan dalam estimasi parameter model probit biner bivariat. Karena persamaan yang dihasilkan dari proses penurunan estimasi dengan MLE tidak *close formed* maka penyelesaian untuk mendapatkan estimasi

parameter model dengan cara *Newton Raphson* (Ratnasari, 2012).

Terdapat dua pengujian signifikansi parameter model, yaitu pengujian signifikansi secara simultan dan parsial.

Hipotesis pengujian parameter secara simultan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1p} = 0 \text{ dan} \\ \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2p} = 0$$

H_1 : paling sedikit ada satu $\beta_{uv} \neq 0$ dengan $u=1,2$ dan $v=1,2,\dots,p$

Statistik uji untuk pengujian parameter secara simultan (Ratnasari, 2012) terlihat pada persamaan 3 (Lampiran 1). Keputusan tolak H_0 pada tingkat signifikansi sebesar α jika $G^2 > \chi_{\alpha,df}^2$ dengan derajat bebas (db) adalah banyaknya parameter dibawah populasi dikurangi banyaknya parameter dibawah H_0 atau tolak H_0 jika $p\text{-value} < \alpha$.

Adapun hipotesis dalam pengujian parameter secara parsial adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{uv} = 0$$

$H_1 : \beta_{uv} \neq 0$ dengan $u=1,2$ dan $v=1,2,\dots,p$

Statistik uji untuk pengujian parameter secara parsial (Ratnasari, 2012) terlihat pada persamaan 4 (Lampiran 1): Keputusan menolak H_0 pada tingkat signifikansi sebesar α jika $G^2 > \chi_{\alpha,1}^2$, hal ini dikarenakan apabila $n \rightarrow \infty$ maka *likelihood ratio* G^2 asytmotik berdistribusi χ_1^2 .

Multikolinieritas adalah kejadian adanya korelasi yang tinggi antar variabel bebas. Artinya ada korelasi yang tinggi antara X_1, X_2, \dots, X_p (Suharjo, 2013).

Menurut Hocking (1996) salah satu cara pendeteksian multikolinieritas adalah dengan melihat besarnya nilai korelasi antar variabel prediktor. Jika nilai korelasi antar variabel prediktor kurang dari 0,95 maka dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi multikolinieritas pada variabel prediktor.

AIC merupakan suatu kriteria kebaikan model dari parameter yang diestimasi berdasarkan metode maksimum *likelihood*

(Konishi dan Kitagawa, 2008). Semakin kecil nilai AIC maka model tersebut semakin baik. Nilai AIC diperoleh dari formula sebagai berikut:

$$AIC = -2 \ln L(\hat{\theta}) + 2p \quad \dots \quad (5)$$

dengan:

$$L(\hat{\theta}) = \text{nilai maksimum fungsi } \textit{likelihood}$$

p = banyaknya parameter

Sumber Data dan Variabel Penelitian

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang berasal dari hasil Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) provinsi Kalimantan Selatan tahun 2013. Unit analisis yang akan diteliti adalah rumah tangga yang memiliki balita usia 2-4 tahun atau 24-59 bulan.

Variabel penelitian yang digunakan pada penelitian adalah sebagai berikut:

Tabel 3. Variabel Penelitian

Variabel	Nama Variabel	Kategori
Y ₁	Pemberian Imunisasi Dasar	Imunisasi dasar tidak lengkap
		Imunisasi dasar lengkap
Y ₂	Pemberian ASI Eksklusif	Tidak Eksklusif
		Eksklusif
X ₁	Umur Ibu	-
X ₂	Umur Perkawinan Pertama	-
X ₃	Pendidikan Ibu	Tidak punya ijazah SD (<i>reference</i>)
		SD dan SMP sederajat (D _{3,1})
		SMA dan PT sederajat (D _{3,2})
X ₄	Status Kerja Ibu	Ya (<i>reference</i>)
		Tidak (D ₄)
X ₅	Pekerjaan Bapak	Pertanian (<i>reference</i>)
		Non Pertanian (D ₅)
X ₆	Pendidikan Bapak	Tidak punya ijazah SD (<i>reference</i>)
		SD dan SMP sederajat (D _{6,1})
		SMA dan PT sederajat (D _{6,2})
X ₇	Jumlah Anak	-

	Lahir Hidup	
X ₈	Penolong Kelahiran Terakhir	Medis (<i>reference</i>)
		Non Medis (D ₈)
X ₉	Status Daerah	Perkotaan (<i>reference</i>)
		Perdesaan (D ₉)

HASIL DAN PEMBAHASAN

Gambaran Pemberian Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif

Untuk mengurangi angka kematian anak dapat dilakukan dengan meningkatkan kekebalan tubuh pada anak. Kekebalan tubuh pada anak bisa diperoleh dengan pemberian imunisasi dasar yang lengkap dan ASI eksklusif. Pada tahun 2013 di Provinsi Kalimantan Selatan pemberian imunisasi dasar yang lengkap kepada anak berusia 2-4 tahun sebesar 71,89 persen. Belum optimalnya pemberian imunisasi kepada anak dapat menyebabkan daya tahan tubuh anak kurang sehingga anak mudah terserang penyakit. Tabel 4 merupakan penyebaran anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan imunisasi dasar lengkap di kabupaten/kota di Provinsi Kalimantan Selatan.

Persebaran anak usia 2-4 tahun yang mendapat imunisasi dasar lengkap pada tahun 2013 menempatkan Kabupaten Tapin dengan persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan imunisasi dasar lengkap tertinggi yaitu sebesar 85,35 persen dan Kabupaten Tabalong dengan persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan imunisasi dasar lengkap terendah yaitu sebesar 41,38 persen. Persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapat imunisasi dasar lengkap di setiap kabupaten/kota diatas 60 persen kecuali di Kabupaten Tabalong. Namun hal ini belum cukup untuk menurunkan angka kematian anak mengingat pentingnya imunisasi bagi tubuh anak.

Tabel 4. Persentase Anak Usia 2-4 tahun yang Mendapat Imunisasi Dasar Lengkap Tahun 2013

No.	Kabupaten/Kota	Persentase Imunisasi Dasar Lengkap
1.	Tanah Laut	84,83
2.	Kotabaru	76,32
3.	Banjar	71,09
4.	Barito Kuala	75,57
5.	Tapin	85,35
6.	Hulu Sungai Selatan	64,91
7.	Hulu Sungai Tengah	69,45
8.	Hulu Sungai Utara	75,07
9.	Tabalong	41,38
10.	Tanah Bumbu	67,83
11.	Balangan	67,60
12.	Kota Banjarmasin	74,86
13.	Kota Banjarbaru	66,85

Sumber data: SUSENAS 2013 (*data diolah*)

Selain pemberian imunisasi, untuk meningkatkan kekebalan tubuh anak juga bisa diperoleh dari pemberian ASI eksklusif. Karena dalam ASI mengandung zat gizi yang tidak terdapat dalam susu formula. Komposisi zat dalam ASI antara lain 88,1 persen air; 3,8 persen lemak; 0,9 persen protein; 7 persen laktosa serta 0,2 persen zat lainnya yang berupa DHA, DAA, shpynogelin dan zat gizi lainnya (Prasetyono, 2009). Karena banyaknya kandungan yang terdapat dalam ASI, maka ASI sangat dibutuhkan oleh anak untuk menjaga daya tahan tubuh dari serangan penyakit.

Tabel 5. Persentase Anak Usia 2-4 tahun yang Mendapat ASI Eksklusif Tahun 2013

No.	Kabupaten/Kota	Persentase ASI Eksklusif
1.	Tanah Laut	31,07
2.	Kotabaru	38,48
3.	Banjar	39,58
4.	Barito Kuala	36,00
5.	Tapin	28,18
6.	Hulu Sungai Selatan	38,03
7.	Hulu Sungai Tengah	32,39
8.	Hulu Sungai Utara	47,81
9.	Tabalong	32,64

10.	Tanah Bumbu	49,42
11.	Balangan	14,14
12.	Kota Banjarmasin	40,48
13.	Kota Banjarbaru	28,79

Pada Tabel 5 dapat dilihat bahwa persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif relatif rendah. Di setiap kabupaten/kota di Provinsi Kalimantan Selatan persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif dibawah 50 persen. Dibandingkan dengan pemberian imunisasi dasar, pemberian ASI eksklusif cenderung lebih rendah. Persentase terendah terdapat di Kabupaten Balangan dan persentase tertinggi terdapat di Kabupaten Tanah Bumbu. Kurangnya anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif disebabkan banyak faktor. Oleh karena itu, program ASI eksklusif sebaiknya lebih digalakkan di seluruh penjuru daerah. Hal ini disebabkan manfaat yang terkandung dalam ASI sangat besar dalam menjaga daya tahan tubuh anak terhadap serangan penyakit.

Pemodelan Probit Biner Bivariat

Pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif secara bersama-sama diduga dipengaruhi oleh umur ibu, umur perkawinan pertama ibu, pendidikan ibu, status kerja ibu, pekerjaan bapak, pendidikan bapak, jumlah anak lahir hidup, penolong kelahiran terakhir dan status daerah. Pemberian imunisasi dasar dibedakan menjadi dua kategori yaitu lengkap dan tidak lengkap sedangkan ASI eksklusif dibedakan menjadi dua kategori yaitu eksklusif dan tidak eksklusif. Untuk mengetahui adanya independensi antara pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif dilakukan uji independensi dengan menggunakan uji Pearson Chi-Square (Agresti, 2002). Menurut Gani dan Amalian (2015), dalam penelitian bidang sosial tingkat signifikansi (α) sampai dengan 20% atau 0,20. Sehingga dalam penelitian ini menggunakan tingkat signifikansi (α) 10% atau 0,10.

Dengan uji Chi-Square didapatkan kesimpulan bahwa antara pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif saling dependen. Karena nilai Chi-Square yang didapatkan sebesar 3,436 lebih besar dibandingkan dengan $\chi_{0,10;1}^2 = 2,706$ atau dengan p -value sebesar 0,064 (nilai p -value kurang dari $\alpha = 10\%$).

Untuk mengidentifikasi adanya multikolinieritas antar variabel prediktor maka terlebih dahulu melihat korelasi antar variabel prediktor. Untuk melihat korelasi dengan melihat nilai koefisien korelasi *momen pearson, rank's spearman dan kendall's tau*. Berdasarkan hasil pengolahan terlihat bahwa nilai koefisien korelasi antar variabel prediktor tidak ada yang memiliki koefisien korelasi yang sangat kuat. Menurut Hocking (1996) jika nilai korelasi antar variabel prediktor kurang dari 0,95 maka dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi multikolinieritas pada variabel prediktor. Sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi multikolinieritas antar variabel prediktor.

Dengan menggunakan metode *backward elimination* dan berdasarkan kriteria AIC menghasilkan model terbaik yang sama. AIC pada model terbaik adalah sebesar 2688,643 (Tabel 6 (Lampiran 2)).

Persamaan model probit biner bivariat terbaik terlihat pada Lampiran 3.

Pengujian parameter secara simultan pada model terbaik berdasarkan nilai *wald chi-square* (G^2) sebesar 57,60 ($G^2 > \chi_{0,10;12}^2 = 18,549$) atau p -value sebesar 0,000 lebih kecil dari 0,10 yang dapat ditarik kesimpulan bahwa paling sedikit ada satu variabel prediktor yang signifikan terhadap variabel respon. Pengujian parameter secara parsial didapatkan variabel prediktor yang berpengaruh signifikan adalah variabel prediktor umur perkawinan pertama ibu (X_2) dan pekerjaan bapak (X_5) berpengaruh signifikan terhadap pemberian ASI eksklusif sedangkan variabel pendidikan ibu (X_3), penolong kelahiran terakhir (X_8) dan status daerah (X_9) berpengaruh

signifikan terhadap pemberian imunisasi dasar.

Interpretasi Model Probit Biner Bivariat Terbaik

Untuk menginterpretasikan model probit biner bivariat, dimisalkan jika dalam sebuah rumah tangga umur perkawinan pertama ibu adalah 30 tahun ($X_2 = 30$), pendidikan terakhir adalah perguruan tinggi ($D_{3,1} = 0$ dan $D_{3,2} = 1$), pekerjaan bapak di sektor non pertanian ($D_5 = 1$), penolong kelahiran terakhir adalah bidan ($D_8 = 0$) dan tinggal di perkotaan ($D_9 = 0$) maka nilai \hat{y}_1^* dan \hat{y}_2^* terlihat pada Lampiran 4.

Dari persamaan tersebut, maka diperoleh nilai probabilitas sebagai berikut:

Tabel 7. Tabel Kontingensi Probabilitas (2×2) untuk Variabel Y_1 dan Y_2

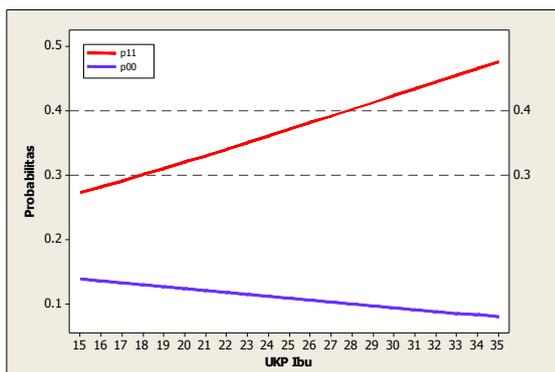
Variabel Y_1	Variabel Y_2		Total
	$Y_2 = 0$	$Y_2 = 1$	
$Y_1 = 0$	0,0939	0,0816	0,1755
$Y_1 = 1$	0,3993	0,4252	0,8245
Total	0,4932	0,5068	1

Setelah diperoleh nilai probabilitasnya maka dapat disimpulkan bahwa rumah tangga tersebut mempunyai probabilitas sebesar 0,4252 untuk masuk dalam kategori rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap dan memberikan ASI eksklusif.

Efek marginal pada model probit biner bivariat digunakan untuk mengetahui besarnya pengaruh perubahan suatu variabel prediktor terhadap variabel respon dengan asumsi variabel lainnya konstan. Pada model probit biner bivariat terbaik, dimisalkan jika dalam sebuah rumah tangga umur perkawinan pertama ibu adalah 30 tahun ($X_2 = 30$), pendidikan terakhir adalah perguruan tinggi ($D_{3,1} = 0$ dan $D_{3,2} = 1$), pekerjaan bapak di sektor non pertanian ($D_5 = 1$), penolong

kelahiran terakhir adalah bidan ($D_8 = 0$) dan tinggal di perkotaan ($D_9 = 0$).

Pada variabel umur perkawinan pertama (X_2) efek marginalnya terhadap \hat{p}_{11} sebesar 0,0106 yang berarti bahwa perubahan umur perkawinan pertama (X_2) sebesar satu satuan akan meningkatkan 0,0106 terhadap probabilitas rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap dan memberikan ASI eksklusif. Namun secara statistik, umur perkawinan ibu hanya signifikan pada variabel respon Y_2 yaitu pemberian ASI eksklusif. Hal ini sesuai dengan hasil penelitian Santosa (2009) menunjukkan bahwa umur perkawinan pertama ibu berpengaruh signifikan terhadap pemberian ASI eksklusif pada rumah tangga miskin di Provinsi Sulawesi Tengah.



Gambar 1. Grafik Hubungan antara Probabilitas \hat{p}_{11} , \hat{p}_{00} dan UKP Ibu

Berdasarkan Gambar 1 terlihat bahwa semakin tinggi umur perkawinan pertama ibu maka semakin tinggi probabilitas rumah tangga tersebut untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif. Jika umur perkawinan pertama ibu adalah 18 tahun maka probabilitas rumah tangga tersebut memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif sebesar 30 persen. Jika umur perkawinan pertama ibu adalah 28 tahun maka probabilitas rumah tangga tersebut memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif sebesar 40 persen. Sehingga dapat disimpulkan bahwa umur perkawinan ibu yang rendah dapat

mengurangi perilaku pemberian imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif. Oleh karena itu perlu dilakukan penyuluhan tentang usia perkawinan pertama seorang ibu. Mudanya usia perkawinan pertama ibu diduga mengakibatkan kurangnya pengetahuan seorang ibu dalam pentingnya memberikan imunisasi dasar yang lengkap dan ASI eksklusif.

Pada Tabel 8 (Lampiran 5) efek marginal variabel pendidikan ibu ($D_{3,1}$)

terhadap \hat{p}_{11} adalah 0,0946. Hal ini berarti bahwa rumah tangga yang pendidikan ibunya adalah SD/ sederajat atau SMP/ sederajat, probabilitas untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif lebih besar 0,0946 dibandingkan dengan rumah tangga yang pendidikan ibunya tidak punya ijazah. Sedangkan efek marginal variabel

pendidikan ibu ($D_{3,2}$) terhadap \hat{p}_{11} adalah 0,0500. Hal ini berarti bahwa rumah tangga yang pendidikan ibunya adalah SMA/ sederajat atau PT/ sederajat, probabilitas untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif lebih besar 0,0500 dibandingkan dengan rumah tangga yang pendidikan ibunya tidak punya ijazah. Secara statistik, variabel pendidikan ibu hanya signifikan pada variabel respon Y_1 yaitu pemberian imunisasi dasar. Hal ini sesuai dengan hasil penelitian Wardhana (2001) bahwa ibu berpendidikan rendah status imunisasinya cenderung tidak lengkap. Probabilitas memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif tertinggi pada rumah tangga yang pendidikan terakhir ibu adalah SD/ sederajat atau SMP/ sederajat ($D_{3,1} = 1$ dan $D_{3,2} = 0$), dimana variabel yang lain konstan yaitu sebesar 46,92 persen. Namun probabilitas ini tidak berbeda jauh jika dibandingkan dengan ibu yang pendidikan terakhirnya SMA dan PT.

Efek marginal variabel pekerjaan bapak

(D_5) terhadap \hat{p}_{11} adalah 0,0393. Hal ini berarti bahwa rumah tangga yang sektor pekerjaan bapaknya adalah non pertanian,

probabilitas rumah tangga tersebut untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif lebih besar 0,0393 dari rumah tangga yang pekerjaan bapaknya di sektor non pertanian. Secara statistik, variabel pekerjaan bapak hanya signifikan pada variabel respon Y_2 yaitu pemberian ASI eksklusif. Probabilitas rumah tangga dengan pekerjaan bapak di sektor pertanian dimana variabel prediktor yang lain adalah konstan, probabilitas untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif adalah 38,37 persen. Sedangkan untuk pekerjaan bapak di sektor non pertanian adalah 42,52 persen. Menurut Litman dan Weiss (1994), wanita-wanita yang menyusui bayinya adalah wanita yang disusui ketika masih bayi, mempunyai teman yang menyusui bayinya, dan menerima dukungan dari tenaga kesehatan dan suaminya.

Efek marginal variabel penolong kelahiran terakhir (D_8) terhadap p_{11} adalah -0,0862. Hal ini berarti bahwa rumah tangga yang penolong kelahiran terakhir dengan non medis, probabilitas rumah tangga tersebut untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif lebih kecil 0,0862 dibandingkan rumah tangga yang penolong kelahirannya dengan medis. Secara statistik, variabel penolong kelahiran hanya signifikan pada variabel Y_1 yaitu pemberian imunisasi dasar. Hal ini diperkuat oleh penelitian Sandra (2010) yang menunjukkan bahwa penolong kelahiran berpengaruh signifikan terhadap status imunisasi dasar pada anak dan hasil penelitian Maryati (2009) menyatakan bahwa penolong kelahiran berpengaruh signifikan terhadap pemberian ASI eksklusif. Probabilitas rumah tangga dengan penolong kelahiran terakhir adalah medis akan memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif adalah 42,52 persen dimana variabel prediktor yang lain konstan. Dari hasil tersebut maka perlu dilakukan pemerataan tenaga kesehatan di semua wilayah. Sehingga dengan meratanya tenaga kesehatan dapat memberikan pengetahuan dan kesadaran masyarakat terhadap perilaku kesehatan.

Efek marginal variabel status daerah (D_9) terhadap p_{11} sebesar -0,0638. Hal ini berarti bahwa rumah tangga yang tinggal di daerah pedesaan, probabilitas kategori rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif lebih kecil 0,0638 dibandingkan dengan rumah tangga yang tinggal di daerah perkotaan. Secara statistik, variabel status daerah hanya signifikan pada variabel Y_1 yaitu pemberian imunisasi dasar lengkap. Probabilitas rumah tangga yang tinggal di daerah perkotaan untuk memberikan imunisasi dasar dan ASI eksklusif adalah sebesar 42,52 persen dimana variabel prediktor yang lain konstan. Dari hasil tersebut maka pemerintah perlu memperhatikan aspek sarana prasarana kesehatan, sehingga tidak ada kesenjangan fasilitas kesehatan antara daerah perkotaan dan pedesaan. Hal ini sesuai dengan penelitian Idwar (2000) yang menyatakan bahwa ada hubungan antara status imunisasi dengan jarak ke fasilitas kesehatan. Seorang ibu akan mencari pelayanan kesehatan yang terdekat dengan rumahnya karena pertimbangan aktivitas lain yang harus diselesaikan. Hasil penelitian Purnamawati (2003) juga menyatakan bahwa status daerah tempat tinggal berpengaruh signifikan terhadap pola pemberian ASI.

Ketepatan Klasifikasi Model Probit Biner Bivariat Terbaik

Ketepatan klasifikasi adalah ketepatan antara data aktual dengan hasil prediksinya. Berdasarkan model probit biner bivariat terbaik, ketepatan klasifikasi sebesar 40,89 persen. Ketepatan klasifikasi yang kecil diduga karena dalam penelitian ini, tidak ada variabel prediktor yang berpengaruh ke semua variabel respon. Sehingga efek marginal yang dihasilkan dari variabel prediktor yang signifikan cenderung berpengaruh ke salah satu variabel respon.

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

Uji Chi-Square untuk tabel kontingensi (2×2) menunjukkan bahwa ada hubungan yang signifikan antara pemberian dasar dan ASI eksklusif. Dengan menggunakan model probit biner bivariat menghasilkan model terbaik dengan nilai AIC sebesar 2688,643 dengan variabel yang signifikan dalam model berdasarkan pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif adalah variabel umur perkawinan pertama ibu (X_2), pendidikan ibu (X_3), pekerjaan bapak (X_5), penolong kelahiran terakhir (X_8) dan status daerah (X_9). Namun secara statistik, pengujian parameter secara parsial didapatkan variabel prediktor yang berpengaruh signifikan adalah variabel prediktor umur perkawinan pertama ibu (X_2) dan pekerjaan bapak (X_5) berpengaruh signifikan terhadap pemberian ASI eksklusif sedangkan variabel pendidikan ibu (X_3), penolong kelahiran terakhir (X_8) dan status daerah (X_9) berpengaruh signifikan terhadap pemberian imunisasi dasar. Dan untuk ketepatan klasifikasi berdasarkan model probit biner bivariat terbaik, ketepatan klasifikasi sebesar 40,89 persen.

Saran

Dengan mempertimbangkan hasil penelitian ini sebaiknya pemerintah Provinsi Kalimantan Selatan khususnya lebih memperhatikan aspek sarana kesehatan dan prasarana kesehatan yang mampu menjangkau daerah terpencil serta memperhatikan aspek pendidikan untuk meningkatkan kualitas sumber daya manusia. Misalnya dengan membangun puskesmas dan sekolah-sekolah di daerah yang sulit dijangkau. Sehingga meskipun tinggal di daerah yang sulit dijangkau, kualitas sumber daya manusia tetap terjaga. Dalam penelitian ini, nilai koefisien korelasi antar variabel respon sangat rendah meskipun asumsi

dependensi antar variabel respon terpenuhi. Sehingga untuk penelitian selanjutnya dalam model probit bivariat, selain memenuhi asumsi dependensi juga diperlukan nilai koefisien korelasi yang tinggi.

DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, A. 2002. *Categorical Data Analysis, Second Edition*. Wiley-Inter-Science A John Wiley & Sons, Inc.
- BPS. 2013. *Statistik Kesejahteraan Rakyat 2012*. BPS, Jakarta.
- BPS. 2014. *Statistik Kesejahteraan Rakyat 2013*. BPS, Jakarta.
- BPS, BKKBN, Kementerian Kesehatan, dan Measure DHS. 2012. *Laporan Pendahuluan Survei Demografi dan Kesehatan 2012*. Jakarta.
- Bokosi, F. K. 2007. Household Poverty Dynamics in Malawi: A Bivariate Probit Analysis, *Journal of Applied Sciences: Asian Network for Scientific Information*, Vol. 7, No. 2, pp. 573-578.
- Chen, G., dan Hamori, S. 2010. Bivariate Probit Analysis of Differences of Between Male and Female Formal Employment in Urban Cina, *Journal of Asian Economics*: Vol. 21, pp. 494-501.
- Dudewics, E. J. dan Mishra, S. N. 1988. *Modern Mathematical Statistics*. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, John Wiley & Sons.
- Gujarati, D. N. dan Porter, D. C. 2013. *Dasar-dasar Ekonometrika*. Edisi Kelima Buku 2, Jakarta: Salemba Empat.
- Hidayat, A. Aziz Alimul. 2008. *Pengantar Ilmu Kesehatan Anak untuk Pendidikan Kebidanan*. Jakarta: Salemba Medika.
- Hocking, R. 1996. *Methods and Application of Linier Models*. John Wiley and Sons, Inc., New York.
- Hosmer, D. W. dan Lemeshow, S. 2000. *Applied Logistic Regression, Second Edition*. Wiley-Interscience A John Wiley & Sons, Inc.
- Konishi, S. dan Kitagawa, G. 2008. *Information Criteria and Statistical Modeling*. Springer Science + Business Media, LCC, New York.
- Kutner, M.H., Nachtsheim, C.J., dan Neter, J. 2008. *Applied Linear Regression Model*. McGraw-Hill Companies. New York.
- Mahayu, P. 2014. *Imunisasi dan Nutrisi (Panduan Pemberian Imunisasi dan Nutrisi pada Bayi, Batita, Balita, dan Manfaatnya)*. Yogyakarta: Bukubiru.
- Nugraha, J. 2010. *Pemodelan Pilihan Diskrit Menggunakan Model Probit dan Model Fixed Logit pada Respon Multivariat*. Disertasi, Universitas Gajah Mada, Yogyakarta.
- Prasetyono, D. S. 2009. *Buku Pintar ASI Eksklusif*. Yogyakarta: Diva Press.
- Ramachandran, K.M. dan Tsokos, C. P. 2009. *Mathematical Statistics with Applications*. Elseiver Inc, USA.
- Ratnasari, V. 2012. *Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi Model Probit Bivariat*. Disertasi, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Roesli, U. 2000. *Mengenal ASI Eksklusif*. Jakarta: Niaga Swadaya.
- Suharjo, B. 2013. *Statistika Terapan (Disertai Contoh Aplikasi dengan SPSS)*. Yogyakarta: Graha Ilmu.
- Wahyudi, C. D. 2014. *Model Kemiskinan Perdesaan dan Perkotaan dengan Pendekatan Garis Kemiskinan Menggunakan Regresi Probit Biner Bivariat di Provinsi Bengkulu*. Tesis, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.

LAMPIRAN

Lampiran 1

$$G^2 = 2 \sum_{i=1}^n \left[y_{11i} \ln \left(\frac{\hat{p}_{2i} - \hat{p}_{0i}}{\hat{p}_{2i} - \hat{p}_{0i}} \right) + y_{10i} \ln \left(\frac{\hat{p}_{1i} - \hat{p}_{2i} + \hat{p}_{0i}}{\hat{p}_{1i} - \hat{p}_{2i} + \hat{p}_{0i}} \right) + y_{10i} \ln \left(\frac{\hat{p}_{0i}}{\hat{p}_{0i}} \right) + y_{00i} \ln \left(\frac{1 - \hat{p}_{1i} - \hat{p}_{0i}}{1 - \hat{p}_{1i} - \hat{p}_{0i}} \right) \right] \quad (3)$$

$$G^2 = 2 \sum_{i=1}^n \left[y_{11i} \ln \left(\frac{\hat{p}_{11i}}{\hat{p}_{11i}} \right) + y_{10i} \ln \left(\frac{\hat{p}_{10i}}{\hat{p}_{10i}} \right) + y_{10i} \ln \left(\frac{\hat{p}_{01i}}{\hat{p}_{01i}} \right) + y_{00i} \ln \left(\frac{\hat{p}_{00i}}{\hat{p}_{00i}} \right) \right] \quad (4)$$

Lampiran 2

Tabel 6. Nilai Koefisien, Standar Error dan p-value pada Masing-masing Parameter Model Probit Biner Bivariat Terbaik

Variabel Prediktor		Imunisasi Dasar			ASI Eksklusif		
		Coeff	Std. Err	p-value	Coeff	Std. Err	p-value
Umur Perkawinan Pertama Ibu (X ₂)	-	0,0055	0,0124	0,659	0,0301	0,0116	0,009
Pendidikan Ibu (X ₃)	SD atau SMP sederajat (D _{3.1})	0,3841	0,1224	0,002	0,1426	0,1260	0,258
	SMA atau PT sederajat (D _{3.2})	0,4038	0,1539	0,009	-0,0003	0,1527	0,999
Pekerjaan Bapak (X ₅)	Sektor Non Pertanian (D ₅)	-0,1041	0,0947	0,272	0,1588	0,0906	0,080
Penolong Kelahiran Terakhir (X ₈)	Non Medis (D ₈)	-0,3576	0,1106	0,001	-0,1272	0,1127	0,259
Status Daerah (X ₉)	Pedesaan (D ₉)	-0,2310	0,0963	0,016	-0,1069	0,0889	0,229
Konstanta	-	0,4679	0,2711	0,084	-1,0443	0,2579	0,000

Lampiran 3

$$\hat{y}_1^* = 0,4679 + 0,0055X_2 + 0,3841D_{3.1} + 0,4038D_{3.2} - 0,1041D_5 - 0,3576D_8 - 0,2310D_9$$

dan

$$\hat{y}_2^* = -1,0443 + 0,0301X_2 + 0,1426D_{3.1} - 0,0003D_{3.2} + 0,1588D_5 - 0,1272D_8 - 0,1069D_9$$

Lampiran 4

$$\hat{y}_1^* = 0,4679 + 0,0055(30) + 0,3841(0) + 0,4038(1) - 0,1041(1) - 0,3576(0) - 0,2310(0) = 0,9326$$

$$\hat{y}_2^* = -1,0443 + 0,0301(30) + 0,1426(0) - 0,0003(1) + 0,1588(1) - 0,1272(0) - 0,1069(0) = 0,0172$$

Lampiran 5

Tabel 8. Efek Marginal dan Probabilitas Variabel Bebas Kategorik Terhadap p_{11}

Nama Variabel	Kategori	Efek Marginal Terhadap p_{11}	Probabilitas Terhadap p_{11}
Pendidikan Ibu	Tidak punya ijazah SD (<i>reference</i>)	-	0,3655
	SD dan SMP sederajat ($D_{3.1}$)	0,0946	0,4692
	SMA dan PT sederajat ($D_{3.2}$)	0,0500	0,4252
Pekerjaan Bapak	Pertanian (<i>reference</i>)	-	0,3837
	Non Pertanian (D_5)	0,0393	0,4252
Penolong Kelahiran Terakhir	Medis (<i>reference</i>)	-	0,4252
	Non Medis (D_8)	-0,0862	0,3368
Status Daerah	Perkotaan (<i>reference</i>)	-	0,4252
	Perdesaan (D_9)	-0,0638	0,3609