

Pemetaan Kes Kemortalan Bayi di Semenanjung Malaysia Menggunakan Kaedah Bayes Empirik (Mapping of Infant Mortality Cases in Peninsular Malaysia using Empirical Bayes Method)

NUZLINDA ABDUL RAHMAN*, ABDUL AZIZ JEMAIN,
KAMARULZAMAN IBRAHIM & AHMAD MAHIR RAZALI

ABSTRAK

Kajian ini bertujuan untuk memetakan kes kemortalan bayi mengikut daerah di Semenanjung Malaysia bagi tahun 1991 hingga 2000. Penganggaran risiko relatif berdasarkan kaedah Bayes empirik telah digunakan dalam kajian ini. Tiga kaedah penganggaran parameter diuraikan iaitu kaedah momen, kaedah kebolehdajian maksimum dan kaedah penganggaran gabungan momen dan kebolehdajian maksimum. Keteguhan anggaran parameter yang diperolehi diuji menggunakan kaedah Bootstrap. Hasil kajian mendapati jurang antara kawasan berisiko rendah dengan kawasan berisiko tinggi adalah lebih besar pada awal dekad 2000 berbanding pada awal dekad 1990-an walaupun pada dasarnya kadar mortaliti bayi secara keseluruhannya adalah semakin berkurangan pada peringkat nasional. Kawasan pantai timur Semenanjung Malaysia masih pada takuk yang sama iaitu masih berada dalam kategori berisiko tinggi sepanjang tempoh yang dikaji. Seterusnya, gambaran terdapatnyaompokan risiko juga turut terpapar dalam peta yang dihasilkan. Berdasarkan kaedah Bootstrap, parameter-parameter yang dianggarkan dalam kajian ini adalah teguh.

Kata kunci: Bootstrap; kaedah Bayes empirik; kemortalan bayi; risiko relatif

ABSTRACT

The objective of this study was to map the infant mortality cases over Peninsular Malaysia by district for the period of 1991 to 2000. Relative risks estimation based on empirical Bayes method was used in this study. Three methods of estimation were described which include moment method, maximum likelihood method and combination of moment and maximum likelihood method. The robustness of the parameters estimation was examined using Bootstrap method. The study indicated that the gap between the low risk areas and the high risk areas are larger in the early decade of 2000 compared to the early 1990s eventhough the infant mortality rate is declining at the national level. The east coast areas of the Peninsular Malaysia still remain in the high risk category over the period of the study. Moreover, the maps obtained indicated the occurrence of clustering effect in the infant mortality risk. Based on the Bootstrap method, all parameters estimation obtained in this study were robust.

Keywords: Bootstrap; empirical bayes method; infant mortality; relative risk

PENGENALAN

Pemetaan merujuk kepada gambaran taburan geografi bagi kejadian sesuatu peristiwa (Lawson & Williams 2001). Sebagai contoh, pemetaan taburan jenayah, taburan kemiskinan, taburan kecurian, taburan harga hartanah, dan taburan keciciran sekolah. Sejak kebelakangan ini, pendekatan pemetaan sedemikian telah mendapat perhatian penyelidik dalam pelbagai bidang seperti bidang epidemiologi, bidang kajian iklim dan bidang ekologi (Ainsworth & Dean 2006; Berke 2005; Biggeri et al. 2003; Schroder 2006; Staubach et al. 2002). Penghasilan peta sebegini amat berguna terutamanya kepada pihak berwajib dalam memperuntukkan sumber serta mengenalpasti faktor-faktor yang menyumbang kepada perbezaan antara kawasan.

Perkembangan pesat pendekatan pemetaan sedemikian bukan sahaja didorong oleh keperluan dan kepentingan

manfaat analisis tetapi juga disokong dengan pelbagai kemudahan teknik analisis pemetaan (Koch & Denike 2001; Kraak & Ormeling 1996; Monmonier 1993; Slocum 1999). Dalam tempoh dua dekad ini, pelbagai teknik analisis pemetaan berserta dengan sokongan matematiknyatelah diterokai. Usaha ini dipermudahkan lagi dengan perkembangan pesat dalam bidang komputer yang telah berjaya menyediakan kemudahan penghitungan secara lebih efisien dan tepat (Bohning et al. 1992; Bohning et al. 1998; Kaluzny et al. 1998).

Dua persoalan yang lazimnya timbul dalam konteks pemetaan adalah menentukan statistik yang hendak dipetakan dan pemetaan yang membezakan secara bererti antara kawasan. Perlu ditegaskan statistik yang akan disajikan dalam peta merupakan peristiwa rawak yang dianggar. Oleh itu kesan kerawakan ini perlu di ambil kira supaya perbezaan antara kawasan yang tersaji

pada peta menunjukkan perbezaan yang sebenar. Terdapat pelbagai kaedah digunakan bagi menentukan statistik yang hendak dipetakan. Antaranya ialah kaedah Bayes empirik yang diperkenalkan oleh Robbins (1964). Dua model diketengahkan menerusi kaedah ini iaitu model Poisson-Gama dan Poisson-Lognormal bertujuan mendapatkan statistik yang diminati menggunakan taburan Gama dan Lognormal sebagai taburan prior. Beberapa teknik penganggaran dikemukakan seperti kaedah kebolehdajian maksimum, kaedah penganggaran momen, kaedah penganggaran gabungan momen dan kebolehdajian serta kaedah fungsi penganggar (Clayton & Kaldor 1987; Marshall 1991; Meza 2003). Selain daripada kaedah Bayes empirik, kaedah Bayesian berhierarki turut mendapat perhatian di kalangan pengkaji bagi menganalisis data dalam konteks pemetaan (Cano-Serral et al. 2009; Lawson et al. 2003; Tsutakawa 1985). Alternatif kepada kaedah Bayesian, satu kaedah anggaran risiko relatif yang mudah dan tidak melibatkan pengiraan matematik peringkat tinggi telah dicadangkan oleh Waller dan Gotway (2004) dengan hanya mengambil kira purata setempat berpemberat.

Selain kaedah berparameter, beberapa kajian lepas turut menggunakan kaedah model campuran semi-parameter dalam pemetaan penyakit. Kaedah ini turut mendapat perhatian para penyelidik dan telah digunakan dengan meluas dalam bidang biologi, kejuruteraan, perubatan dan sebagainya (Hasselblad 1969; Rattanasiri et al. 2004; Schlattmann & Bohning 1993; Schlattmann et al. 1996). Sebagai contoh, Chandrasekaran dan Arivarigan (2006) mengaplikasikan kaedah model campuran bagi mengelaskan pesakit tuberculosis yang berada di wad hospital sekitar kawasan Madurai. Kaedah penganggaran parameter yang biasa digunakan dalam model campuran adalah kaedah kebolehdajian maksimum menerusi penggunaan beberapa algoritma (Bohning et al. 1992; Bohning 1995; Bohning et al. 1998). Namun begitu, menurut Ng dan McLachlan (2004) algoritma EM (expectation-maximization) sering mendapat perhatian yang meluas dalam model campuran.

Walaupun pelbagai pendekatan boleh digunakan untuk mendapatkan statistik yang hendak dipetakan dalam konteks pemetaan penyakit, namun perbincangan dalam kertas kerja ini hanya akan tertumpu kepada kaedah Bayes empirik. Ini kerana berdasarkan kaedah Bayes empirik, kesan ruwang iaitu maklumat jiran daripada semua daerah dalam kawasan kajian dipertimbangkan dalam penganggaran risiko relatif. Selain daripada itu, kaedah Bayes empirik juga merupakan satu kaedah yang telah kukuh dan banyak digunakan oleh pengkaji terutamanya dalam bidang kesihatan bagi tujuan menganggar risiko relatif. Aplikasi data kemortalan bayi disajikan bagi tujuan pemetaan. Untuk kes penyakit lain, pendekatan yang serupa, dengan sedikit ubahsuai, boleh dilaksanakan. Huraian akan dimulakan dengan aspek matematik yang diperlukan untuk tujuan pemetaan dan kemudian diikuti dengan analisis data kemortalan bayi yang merupakan penerapan matematik yang dihuraikan.

BAHAN DAN KAEDAH

DATA

Data kemortalan bayi dan kelahiran hidup bagi setiap daerah di Semenanjung Malaysia bagi tahun 1991 dan 2000 dikumpulkan. Data berkenaan diperoleh daripada laporan tahunan Perangkaan Penting yang diterbitkan oleh Jabatan Perangkaan Malaysia. Berdasarkan laporan Perangkaan Penting didapati bahawa Semenanjung Malaysia terdiri daripada 81 daerah pentadbiran.

Data kemortalan bayi digunakan dalam kajian ini kerana tahap kemandirian bayi bukan sahaja digunakan untuk mengukur kebolehan, kebolehcapaian dan kemampuan sistem kesihatan yang disediakan oleh sesebuah negara, malah ia juga digunakan sebagai penunjuk tahap sosial, ekonomi dan persekitaran yang mempengaruhi kehidupan seseorang kanak-kanak. Kadar ini juga merupakan satu penunjuk yang baik dalam menggambarkan tahap kesihatan dan kebajikan sesebuah komuniti dalam mencapai suatu kehidupan yang berkualiti (United Nations 2002). Sejak mencapai kemerdekaan, Malaysia sendiri telah mencapai pertumbuhan dan pembangunan pesat dalam bidang sosial, ekonomi dan demografi. Kesannya dapat dilihat melalui pendapatan dan tahap pendidikan semakin meningkat serta kemudahan perkhidmatan kesihatan semakin meluas disediakan untuk penduduk di negara ini. Hasil perkembangan dan kemajuan positif ini, kadar kematian bayi telah bertambah baik iaitu sekitar 76 kematian per 1,000 kelahiran hidup pada tahun 1957 kepada 9 kematian per 1,000 kelahiran hidup pada tahun 2004. Ini merupakan suatu pencapaian yang membanggakan dan telah mendapat pengiktirafan daripada badan-badan antarabangsa seperti Pertubuhan Kesihatan Sedunia atau WHO.

Namun begitu, walaupun kadar kematian bayi telah bertambah baik sejak 1980-an dan boleh dikategorikan sebagai rendah, namun kadar ini adalah berbeza-beza di antara negeri-negeri yang terdapat di Malaysia. Menurut laporan United Nations (1986), sehingga 1980an masih terdapat jurang yang besar antara negeri di Malaysia walaupun kadar kematian bayi telah menurun dan juga penambahbaikan dalam kemudahan kesihatan awam telah disediakan di seluruh negara. Didapati bahawa negeri kurang maju seperti Kedah, Kelantan, Pahang dan Terengganu mempunyai kadar kematian bayi lebih tinggi berbanding negeri lain. Oleh yang demikian, kajian ini akan memperlihatkan perbezaan antara daerah di Semenanjung Malaysia bagi data kemortalan bayi melalui pendekatan pemetaan.

RISIKO RELATIF UNTUK PEMETAAN

Perkara yang dipetakan adalah risiko relatif yang mengukur risiko kematian bayi di suatu daerah berbanding risiko di peringkat kebangsaan. Katalah terdapat M daerah. Bilangan kematian bayi di daerah i bersamaan dengan O_i dan bilangan bayi yang dilahirkan hidup untuk daerah tersebut pula bersamaan dengan N_i dengan $i = 1, 2, \dots, M$.

Dengan mengandaikan yang kadar kematian bayi di semua daerah adalah sama, bilangan kematian bayi yang dijangka akan berlaku di daerah i , J_i bersamaan dengan:

$$J_i = N_i \times \left(\frac{\sum_{j=1}^M O_j}{\sum_{j=1}^M N_j} \right).$$

Katalah risiko relatif untuk daerah i bersamaan dengan θ_i . Nilai risiko relatif ini tidak diketahui dan perlu dianggar. Penganggar kebolehjadian maksimum risiko relatif ini adalah:

$$\hat{\theta}_i = \frac{O_i}{J_i} = \frac{\text{Bilangan Kematian}}{\text{Kematian Dijangka}}.$$

Penganggar ini menerima kritikan kerana mempunyai darjah ketepatan yang rendah (Rattanasiri et al. 2004). Bagi kawasan yang mempunyai bilangan bayi berisiko yang rendah, anggarannya tidak stabil khususnya apabila peristiwa yang dikaji merupakan kes yang jarang berlaku. Untuk mengatasi kekurangan ini kaedah Bayes empirik dicadangkan kerana kaedah ini membolehkan maklumat dari daerah-daerah yang lain diambil kira.

Diandaikan bahawa bilangan kematian bayi di daerah i , O_i merupakan pemboleh ubah rawak Poisson dengan fungsi kebarangkalian:

$$f(O_i|\theta_i) = \frac{\exp(-J_i\theta_i) (J_i\theta_i)^{O_i}}{O_i!}.$$

Risiko relatif daerah, θ_i juga pembolehubah rawak. Nilai risiko relatif θ_i selanjur dan sentiasa positif. Taburan θ_i yang bersesuaian dengan sifat selanjur dan positif serta mempunyai matematik yang mudah untuk diselesaikan adalah taburan Gama dengan parameter skala, α dan parameter bentuk, v yang bentuknya:

$$g(\theta_i|\alpha, v) = \frac{\alpha^v}{\Gamma(v)} \theta_i^{v-1} \exp(-\alpha\theta_i).$$

Taburan Gama ini menggambarkan pengetahuan awal tentang risiko relatif suatu daerah. Pengetahuan ini dikenali sebagai maklumat prior. Menggabung pengetahuan prior dengan taburan kematian bayi membolehkan kita memperoleh taburan kematian bayi yang baru yang tidak mengambil kira tentang kerawakan risiko relatif. Taburan tersebut bersamaan dengan:

$$m(O_i|\alpha, v) = \frac{\Gamma(O_i + v)}{\Gamma(v)\Gamma(O_i + 1)} \left(\frac{\alpha}{J_i + \alpha} \right)^v \left(\frac{J_i}{J_i + \alpha} \right)^{O_i}.$$

Berdasarkan nilai O_i yang diketahui, kita ingin menentukan θ_i yang berkemungkinan dan ini diterangkan oleh taburan posterior bagi θ_i yang bersamaan dengan:

$$p(\theta_i|O_i) = \frac{1}{\Gamma(O_i + v)} (J_i + \alpha)^{O_i + v} \theta_i^{O_i + v - 1} \exp[-(J_i + \alpha)\theta_i].$$

Dapat diperhatikan dengan jelas bahawa taburan posterior, $p(\theta_i|O_i)$ adalah bertaburan Gama dengan parameter skala $J_i + \alpha$ dan parameter bentuk $O_i + v$. Berdasarkan taburan posterior ini, nilai θ_i terbaik yang boleh dijadikan anggaran adalah nilai minnya yang bersamaan dengan:

$$E(\theta_i|O_i) = \frac{O_i + v}{J_i + \alpha} = \theta_i^{EB},$$

dengan θ_i^{EB} adalah nilai risiko relatif (RR). Hasrat untuk menjadikan min di atas sebagai anggaran terganggu dengan kehadiran parameter α dan v yang tidak diketahui. Namun demikian ini dapat diatasi dengan mendapatkan nilai anggarannya.

Penganggar parameter α dan v dapat diperoleh dengan tiga cara. Pertama dengan kaedah momen, kedua dengan kaedah kebolehjadian maksimum dan akhir sekali dengan menggabungkan kaedah momen dan kaedah kebolehjadian maksimum. Ketiga-tiga kaedah akan dibincangkan satu persatu.

Kaedah Momen Untuk melaksanakan kaedah momen, langkah pertama kita perlu mendapatkan nilai berikut:

$$\bar{\theta} = \sum_{i=1}^M w_i \hat{\theta}_i \text{ dengan } w_i = J_i / J_T; \hat{\theta}_i = O_i / J_i; J_T = \sum_{j=1}^M J_j.$$

Menggunakan nilai $\bar{\theta}$ yang diperoleh, parameter α boleh dianggar dengan penganggar:

$$\hat{\alpha} = \frac{\bar{\theta}}{\sum_{i=1}^M w_i (\hat{\theta}_i - \bar{\theta})^2}.$$

Seterusnya parameter v dianggar dengan:

$$\hat{v} = \frac{\bar{\theta}^2}{\sum_{i=1}^M w_i \left(\hat{\theta}_i - \sum_{i=1}^M w_i \hat{\theta}_i \right)^2}.$$

Kaedah Kebolehjadian Maksimum Salah satu kaedah yang lazim digunakan dalam penganggaran parameter ialah kaedah kebolehjadian maksimum. Maka, kaedah ini turut digunakan untuk menganggar parameter dalam model Poisson-Gama iaitu α dan v . Seperti yang telah ditunjukkan bahawa O_i adalah tertabur secara binomial negatif yang fungsi ketumpatan kebarangkaliannya adalah:

$$m(O_i|\alpha, v) = \frac{\Gamma(O_i + v)}{\Gamma(O_i + 1)\Gamma(v)} \left(\frac{\alpha}{J_i + \alpha} \right)^v \left(\frac{J_i}{J_i + \alpha} \right)^{O_i}.$$

Maka, fungsi log-kebolehjadiannya:

$$l(O_i) = \sum_{i=1}^M \left\{ \log \left[\frac{\Gamma(O_i + v)}{\Gamma(O_i + 1)\Gamma(v)} \right] + O_i \log J_i + v \log \alpha - (O_i + v) \log (J_i + \alpha) \right\}.$$

Membezakan fungsi log-kebolehjadian terhadap v menghasilkan:

$$\frac{\partial l}{\partial v} = \frac{\partial}{\partial v} \left\{ \sum_{i=1}^M \log \left[\frac{\Gamma(O_i + v)}{\Gamma(v)} \right] \right\} + M \log \alpha - \sum_{i=1}^M \log(J_i + \alpha).$$

Oleh sebab:

$$\log \left[\frac{\Gamma(O_i + v)}{\Gamma(v)} \right] = \sum_{j=1}^{O_i} \log(v + O_i - j).$$

Maka $\partial l / \partial v$ dinyatakan sebagai:

$$\frac{\partial l}{\partial v} = \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^{O_i} \frac{1}{O_i + v + j} + M \log \alpha - \sum_{i=1}^M \log(J_i + \alpha).$$

Membezakan fungsi log-kebolehjadian, $l(O_i)$ terhadap α pula memberikan:

$$\frac{\partial l}{\partial \alpha} = M \left(\frac{v}{\alpha} \right) - \sum_{i=1}^M \frac{O_i + v}{J_i + \alpha}.$$

Anggaran bagi α dan v boleh diperolehi dengan menyelesaikan persamaan serentak taklinear $\partial l / \partial v = 0$ dan $\partial l / \partial \alpha = 0$ yang ungunannya diberi di atas. Penyelesaian dilaksanakan menggunakan lelaran berkomputer.

Kaedah Penganggaran Gabungan Momen dan Kebolehjadian Maksimum Selain dua kaedah di atas pilihan lain adalah menggabungkan kaedah momen dan kaedah kebolehjadian maksimum. Kaedah ini boleh dilakukan seperti berikut. Dengan memilih sebarang nilai awal untuk α dan v dapatkan anggaran $\hat{\theta}_i^{EB}$ dan $\bar{\theta}^{EB}$:

$$\hat{\theta}_i^{EB} = \frac{O_i + v}{J_i + \alpha}, \quad \bar{\theta}^{EB} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \frac{O_i + v}{J_i + \alpha}.$$

Menggunakan anggaran $\hat{\theta}_i^{EB}$ dan $\bar{\theta}^{EB}$ yang diperolehi dan nilai awal α dan v , dapatkan anggaran $\hat{\alpha}$ dan \hat{v} :

$$\hat{\alpha} = \frac{\bar{\theta}^{EB}}{\frac{1}{M-1} \sum_{i=1}^M \left(1 + \frac{\alpha}{J_i} \right) \left(\hat{\theta}_i^{EB} - \frac{v}{\alpha} \right)^2}.$$

$$\hat{v} = \frac{\left(\bar{\theta}^{EB} \right)^2}{\frac{1}{M-1} \sum_{i=1}^M \left(1 + \frac{\alpha}{J_i} \right) \left(\hat{\theta}_i^{EB} - \frac{v}{\alpha} \right)^2}.$$

Anggaran $\hat{\alpha}$ dan \hat{v} yang diperolehi ini akan digunakan untuk menganggarkan semula $\hat{\theta}_i^{EB}$ dan $\bar{\theta}^{EB}$ yang kemudiannya digunakan untuk mendapatkan anggaran terbaru bagi $\hat{\alpha}$ dan \hat{v} . Proses lelaran ini akan diulang sehingga nilai $\hat{\alpha}$ dan \hat{v} menumpu kepada suatu nilai tertentu. Seperti kaedah kebolehjadian maksimum kaedah gabungan ini juga memerlukan program komputer.

MENGUKUR KETIDAKPASTIAN ANGGARAN

Ketidakpastian anggaran boleh diperolehi dengan kaedah *Bootstrap*. Pengukuran ketidakpastian adalah penting bagi menguji keteguhan parameter yang dianggarkan dan dalam kajian ini keteguhan parameter $\hat{\alpha}$ dan \hat{v} akan diuji. Daripada data bilangan kes, O_i dan bilangan kes dijangka, J_i , menggunakan teknik penganggaran risiko relatif dalam kaedah Bayes, $\hat{\theta}_i^{EB}$ di setiap daerah didapatkan. Seperti yang telah dinyatakan, kawasan kajian dibahagikan kepada M daerah iaitu $i = 1, \dots, M$ dan O_i diandaikan bertaburan Poisson. Langkah pertama dimulakan dengan menjana data bilangan kes bagi setiap daerah sebanyak B kali dengan kaedah *Bootstrap* berparameter iaitu:

$$O_i^* \sim \text{Poisson} \left(J_i \hat{\theta}_i^{EB} \right).$$

Daripada data yang dijana ini, sebanyak B set sampel data dihasilkan. Berdasarkan teknik penganggaran risiko relatif yang sama, parameter prior bagi setiap set data dijana dianggarkan iaitu v_1^*, \dots, v_B^* dan $\alpha_1^*, \dots, \alpha_B^*$. Nilai-nilai parameter ini disusun dari nilai terkecil kepada terbesar. Pada aras keertian α , nilai kuantil yang ke- $\alpha/2$ dan $1 - (\alpha/2)$ bagi kedua-dua parameter tersebut didapatkan sebagai nilai genting. Bandingkan nilai parameter prior, \hat{v} dan $\hat{\alpha}$ yang dianggarkan berdasarkan data yang dicerap dengan nilai genting yang diperolehi. Sekiranya \hat{v} dan $\hat{\alpha}$ berada dalam kawasan penerimaan, maka anggaran parameter tersebut adalah teguh.

ANALISIS DATA DAN PERBINCANGAN

Bahagian ini membentangkan analisis data yang telah dijalankan berdasarkan kaedah penganggaran risiko relatif dan sukatan ketidakpastian yang telah dihuraikan di atas. Perisian S-Plus digunakan. Meskipun terdapat tiga kaedah penganggaran bagi parameter α dan v hanya hasil anggaran kaedah kebolehjadian maksimum sahaja yang akan dipaparkan. Paparan yang terhasil untuk kaedah yang lain memberikan gambaran yang hampir serupa. Analisis data kematian bayi bagi tahun 1991 dan 2000 akan dilakukan. Seperti yang dimaklumi, anggaran risiko relatif untuk daerah i bersamaan dengan:

$$\hat{\theta}_i^{EB} = \frac{O_i + v}{J_i + \alpha}.$$

Bagi mendapatkan nilai $\hat{\theta}_i^{EB}$, maka anggaran nilai \hat{v} dan $\hat{\alpha}$ perlu diperolehi. Anggaran selang pada aras keyakinan 95% bagi \hat{v} dan $\hat{\alpha}$ diperolehi dengan kaedah *Bootstrap* berparameter yang menggunakan 500 ulangan simulasi. Hasil anggaran nilai parameter \hat{v} dan $\hat{\alpha}$ serta selang keyakinan masing-masing ditunjukkan dalam Jadual 1.

Setelah anggaran \hat{v} dan $\hat{\alpha}$ didapatkan menerusi kaedah kebolehjadian maksimum yang telah dihuraikan, maka anggaran ini digunakan untuk menganggarkan risiko relatif bagi setiap daerah. Nilai \hat{v} dan $\hat{\alpha}$ yang dianggarkan ini digunakan bersama dengan nilai kematian bayi dan nilai

kematian bayi yang dijangka seperti pada formula $\hat{\theta}_i^{EB}$ di atas. Anggaran risiko relatif untuk setiap daerah yang telah diisihkan mengikut urutan menaik dibentangkan pada Jadual 2.

Untuk mendapatkan gambaran taburan risiko kematian bayi mengikut kawasan, anggaran risiko relatif dipaparkan dalam peta Semenanjung Malaysia. Rajah 1 memberikan peta taburan kemortalan bayi bagi satu dekad yang dikaji. Anggaran risiko relatif yang diperoleh dibahagi berdasarkan kaedah khoropleth berkelas. Menurut Waller dan Gotway (2004), kaedah khoropleth berkelas lebih digemari dan merupakan kaedah pemetaan yang digunakan dengan meluas dalam kajian berkaitan kesihatan umum. Melalui kaedah khoropleth berkelas, peta yang disajikan dipartisi kepada empat kumpulan risiko kemortalan berdasarkan nilai kuartil risiko relatif. Warna putih menerangkan

daerah yang mempunyai risiko terendah, warna hitam menunjukkan kawasan berisiko tinggi.

Berdasarkan nilai risiko relatif yang dinyatakan dalam Jadual 2, daerah yang mempunyai risiko relatif terendah bagi kedua-dua tahun yang dikaji ialah daerah Petaling dan Kinta, masing-masing dengan risiko relatif sebanyak 0.442 dan 0.648. Manakala kawasan yang mempunyai risiko relatif tertinggi ialah Setiu (1.586) dan Gua Musang (2.059), masing-masing bagi tahun 1991 dan 2000. Secara keseluruhannya, kawasan yang berisiko tinggi kebanyakannya merupakan daerah-daerah yang terletak di negeri Kedah, Kelantan, Terengganu dan Pahang. Manakala, daerah-daerah berisiko rendah kebanyakannya terletak di kawasan Pantai Barat Semenanjung Malaysia dan pada tahun 2000 bilangan daerah yang terlibat dalam kategori ini juga semakin bertambah. Trend atau corak

JADUAL 1. Anggaran parameter ν dan α serta selang keyakinan bagi kaedah penganggar kebolehdajadian maksimum

Tahun	Parameter	Anggaran Parameter Berdasarkan Data	Had Bawah	Had Atas
1991	ν	17.13	14.91	26.95
	α	16.36	13.16	27.82
2000	ν	13.22	10.10	23.81
	α	12.08	9.00	22.23

JADUAL 2. Anggaran risiko relatif mengikut daerah berdasarkan kaedah penganggar kebolehdajadian maksimum

1991		2000	
Daerah	RR	Daerah	RR
Petaling	0.442	Kinta	0.648
Kinta	0.610	Kulim	0.652
Perak Tengah	0.667	Kubang Pasu	0.675
Kuala Kangsar	0.708	Petaling	0.706
Kuala Langat	0.788	Kemaman	0.710
Manjong	0.796	Padang Terap	0.726
Seberang Prai Tengah	0.802	Gombak	0.750
Melaka Tengah	0.812	Port Dickson	0.766
Marang	0.823	Ulu Langat	0.772
Macang	0.842	Seremban	0.778
Kerian	0.850	Johor Bharu	0.802
Kuala Pilah	0.850	Klang	0.820
Tampin	0.854	Kuala Lumpur	0.833
Barat Daya Pinang	0.879	Timur Laut	0.843
Seberang Prai Selatan	0.880	Barat Daya	0.895
Kuala Lumpur	0.891	Seberang Prai Utara	0.910
Rembau	0.892	Bandar Baru	0.918
Larut Matang	0.894	Seberang Prai Tengah	0.924
Perlis	0.914	Marang	0.930
Raub	0.917	Kuala Langat	0.942
Seberang Prai Utara	0.925	Ulu Selangor	0.955
Sepang	0.931	Kuantan	0.957
Jerantut	0.936	Sik	0.964
Hulu Terengganu	0.939	Kuala Lumpur	0.965
Cameron Highland	0.940	Muar	0.967

(bersambung)

Sambungan JADUAL 2

1991		2000	
Daerah	RR	Daerah	RR
Alor Gajah	0.955	Manjong	0.977
Kluang	0.960	Dungun	0.983
Hulu Perak	0.961	Jelevu	0.984
Port Dikson	0.965	Seberang Prai Selatan	0.994
Seremban	0.965	Hulu Perak	0.996
Jasin	0.970	Kuala Pilah	0.998
Bentong	0.972	Larut Matang	1.003
Kuala Muda	0.975	Sabak Bernam	1.017
Langkawi	0.983	Kuala Kangsar	1.020
Timur Laut	0.985	Pendang	1.023
Ulu Langat	0.988	Melaka Tengah	1.024
Pendang	0.994	Rembau	1.026
Sik	1.003	Kota Tinggi	1.030
Kota Setar	1.014	Segamat	1.042
Klang	1.024	Mersing	1.065
Johor Baru	1.025	Kuala Selangor	1.074
Jelevu	1.029	Bentong	1.075
Segamat	1.035	Jempol	1.084
Temerloh	1.039	Kuala Terengganu	1.097
Kemaman	1.043	Setiu	1.111
Batang Padang	1.055	Hulu Terengganu	1.114
Jeli	1.064	Tampin	1.124
Ulu Selangor	1.069	Yan	1.130
Bandar Baru	1.085	Alor Gajah	1.146
Sabak Bernam	1.100	Raub	1.158
Kulim	1.102	Batu Pahat	1.160
Kubang Pasu	1.105	Sepang	1.169
Batu Pahat	1.112	Kerian	1.173
Gombak	1.113	Maran	1.178
Kuantan	1.117	Pontian	1.184
Pekan	1.117	Rompin	1.210
Lipis	1.120	Perlis	1.221
Muar	1.137	Batang Padang	1.228
Baling	1.155	Jasin	1.241
Pontian	1.156	Cameron Highland	1.243
Dungun	1.157	Kota Baru	1.250
Tanah Merah	1.160	Temerloh	1.260
Kota Baru	1.165	Macang	1.271
Yan	1.167	Langkawi	1.279
Padang Terap	1.182	Besut	1.306
Kota Tinggi	1.184	Lipis	1.337
Hulu Perak	1.200	Pasir Putih	1.342
Kuala Selangor	1.206	Tanah Merah	1.347
Pasir Putih	1.235	Tumpat	1.365
Pasir Mas	1.243	Jeli	1.374
Kuala Terengganu	1.274	Kota Setar	1.375
Jempol	1.312	Perak Tengah	1.381
Kuala Krai	1.361	Jerantut	1.406
Tumpat	1.376	Bachok	1.413
Marang	1.377	Pekan	1.414
Bachok	1.393	Hulu Perak	1.419
Mersing	1.411	Kuala Muda	1.464
Besut	1.475	Kuala Krai	1.468
Rompin	1.535	Baling	1.518
Gua Musang	1.555	Pasir Mas	1.520
Setiu	1.586	Gua Musang	2.059

risiko relatif sebegini masih jelas kelihatan bagi kedua-dua tahun yang dikaji seperti yang telah dipetakan dalam Rajah 1. Analisis korelasi bagi risiko relatif di setiap daerah mendapati bahawa korelasi positif yang bererti berlaku antara kedua-dua tahun yang dikaji iaitu sebanyak 0.382. Ini menunjukkan bahawa kebanyakan daerah-daerah yang berisiko rendah dan tinggi pada tahun 1991 masih berada dalam kategori yang sama pada tahun 2000.

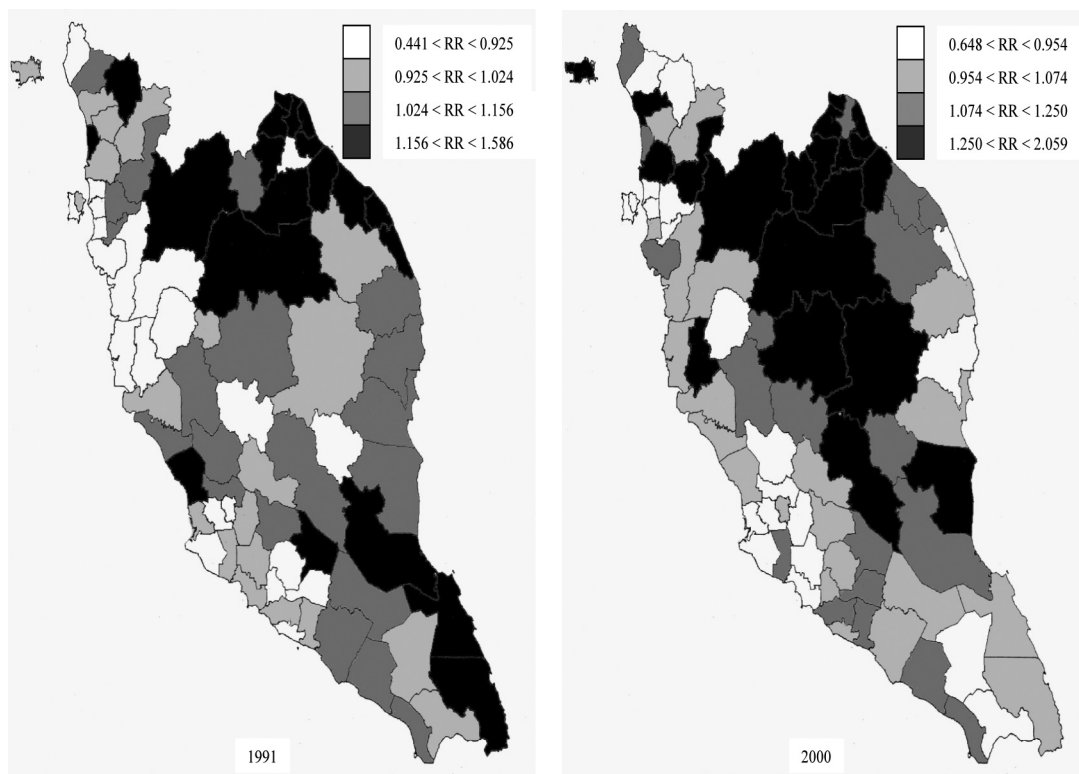
Namun begitu, walaupun kebanyakan daerah menunjukkan trend yang sama bagi kedua-dua tahun tersebut, namun terdapat beberapa daerah yang mengalami perubahan yang ketara pada tahun 2000. Misalnya, beberapa daerah di negeri Johor mengalami perubahan yang positif dalam penurunan risiko relatif manakala beberapa daerah di kawasan tengah semenanjung dan di negeri Kedah mengalami peningkatan iaitu berada dalam kategori yang berisiko tinggi. Hasil kajian juga menunjukkan jurang risiko pada awal dekad 2000 lebih tinggi berbanding pada awal dekad 90-an. Ini dapat dilihat melalui nilai perbezaan atau julat antara risiko terendah dengan risiko tertinggi bagi tahun-tahun yang dikaji. Pada awal tahun 1990an jurang risiko relatif ialah sebanyak 1.144 manakala pada awal tahun 2000 jurang tersebut telah meningkat kepada 1.411. Senario sebegini berlaku berkemungkinan disebabkan oleh pembahagian sumber kesihatan dan peruntukkan kewangan yang kurang seragam antara daerah-daerah dalam setiap negeri. Kajian lanjut dengan mengambil kira faktor-faktor yang mempengaruhi kemortalan bayi seperti tahap sosio-ekonomi, pendidikan,

bajet kesihatan, kemudahan kesihatan dan sebagainya bagi setiap daerah perlu dijalankan bagi mengenal pasti sebab berlakunya perubahan yang sedemikian dengan lebih spesifik.

Berdasarkan Rajah 2, gambaran berlakunya tempokan risiko juga turut terpapar. Kawasan berisiko tinggi umumnya berjiran dengan kawasan yang berisiko tinggi. Begitu juga bagi kawasan berisiko rendah.

KESIMPULAN

Pemetaan penyakit merupakan suatu kaedah yang dapat memberi gambaran secara visual bagi mengenal pasti daerah berisiko tinggi dan daerah berisiko rendah dalam sesebuah kawasan yang dikaji. Gambaran ini amat berguna terutamanya bagi pihak berwajib bagi memperuntukkan sumber dan kewangan di sesebuah kawasan agar jurang perbezaan risiko antara daerah dapat dikurangkan sekaligus dapat diseragamkan (Lawson & Williams 2001). Hasil kajian ini menunjukkan bahawa sepanjang tempoh sedekad yang dikaji, kebanyakan daerah yang berada dalam kategori berisiko tinggi adalah terletak di kawasan pantai timur Semenanjung Malaysia manakala daerah yang berada dalam kategori berisiko rendah terletak di bahagian pantai barat Semenanjung Malaysia. Ini kerana kebanyakan negeri yang terletak di kawasan pantai timur semenanjung merupakan negeri-negeri kurang maju dan mempunyai tahap sosioekonomi yang lebih rendah berbanding dengan negeri-negeri di pantai barat



RAJAH 1. Peta kematian bayi di Semenanjung Malaysia berdasarkan kaedah penganggar kebolehdajian maksimum

semenanjung. Jurang risiko juga adalah lebih besar pada awal dekad 2000 berbanding awal dekad 1990an. Situasi ini adalah selari dengan laporan United Nations (1986) yang menyatakan bahawa masih terdapat jurang yang besar antara negeri di Malaysia walaupun kadar kematian bayi telah menurun dan juga penambahbaikan dalam kemudahan kesihatan awam telah disediakan di seluruh negara. Jurang tersebut masih kekal sehingga kini. Oleh itu, penekanan terhadap isu ketidaksamaan yang wujud antara daerah-daerah di Semenanjung Malaysia seharusnya dititikberatkan dan diberi perhatian yang serius. Maklumat dan hasil yang diperolehi dapat digunakan oleh pihak berwajib supaya langkah sewajarnya dapat dilaksanakan dengan lebih berkesan untuk mengurangkan sekaligus menghapuskan jurang kesihatan khususnya dalam isu kematian bayi antara kawasan di Malaysia terutamanya dalam rangka negara menuju Wawasan 2020. Kajian lanjut yang mempertimbangkan kesan pengelompokan serta menghubungkan risiko kematian bayi dengan kovariat yang bersesuaian seperti faktor sosioekonomi boleh dilakukan bagi mendapatkan gambaran yang lebih jelas tentang isu kematian bayi di Malaysia.

PENGHARGAAN

Pengarang mengucapkan ribuan terima kasih kepada Universiti Sains Malaysia kerana telah memberikan geran penyelidikan (Geran Insentif) bagi tujuan menjayakan penyelidikan ini.

RUJUKAN

- Ainsworth, L.M. & Dean, C.B. 2006. Approximate inference for disease mapping. *Computational Statistics & Data Analysis* 50: 2552-2570.
- Berke, O. 2005. Exploratory spatial relative risk mapping. *Preventive Veterinary Medicine* 71: 173-182.
- Biggeri, A., Dreassi, E., Lagazio, C. & Bohning, D. 2003. A transitional non-parametric maximum pseudo-likelihood estimator for disease mapping. *Computational Statistics & Data Analysis* 41: 617-629.
- Bohning, D. 1995. A review of reliable maximum likelihood algorithms for semiparametric mixture models. *Journal of Statistical Planning and Inference* 47: 5-28.
- Bohning, D., Dietz, E. & Schlattmann, P. 1998. Recent developments in computer-assisted analysis of mixture. *Biometrics* 54: 525-536.
- Bohning, D., Schlattmann, P. & Lindsay, B. 1992. Computer-assisted analysis of mixtures (C.A.MAN): Statistical algorithms. *Biometrics* 48: 283-303.
- Cano-Serral, G., Azlor, E., Rodriguez-Sanz, M., Pasarin, M.I., Martinez, J.M., Puigpinos, R., Muntaner, C. & Borrel, C. 2009. Socioeconomic inequalities in mortality in Barcelona: A study based on census tract (MEDEA Project). *Health & Place* 15(1): 186-192.
- Chandrasekaran, S.K. & Arivarigandan, G. 2006. Disease mapping using mixture distribution. *Indian Journal of Medical Research* 123(6): 788-798.
- Clayton, D. & Kaldor, J. 1987. Empirical Bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping. *Biometrics* 43: 671-681.
- Hasselblad, V. 1969. Estimation of finite mixtures of distributions from the exponential family. *Journal of the American Statistical Association* 64: 1459-1471.
- Jabatan Perangkaan Malaysia. 1991. *Perangkaan Penting Malaysia*.
- Jabatan Perangkaan Malaysia. 2000. *Perangkaan Penting Malaysia*.
- Kaluzny, S.P., Vega, S.C., Cardoso, T.P. & Shelly, A.A. 1998. *S+ Spatial Stats User's manual for Windows and UNIX*. New York: Springer.
- Koch, T. & Denike, K. 2001. GIS approaches to the problem of disease clusters: a brief commentary. *Social Science & Medicine* 52: 1751-1754.
- Kraak, M.J. & Ormeling, F.J. 1996. *Cartography: Visualization of spatial data*. England: Longman.
- Lawson, A.B. & Williams, F.L.R. 2001. *An Introductory Guide to Disease Mapping*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Lawson, A.B., Browne, W.J. & Rodeiro, C.L.V. 2003. *Disease Mapping with WinBUGS and MwiN*. New York: Wiley.
- Marshall, R.J. 1991. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. *Applied Statistics* 40: 283-294.
- Meza, J.L. 2003. Empirical Bayes estimation smoothing of relative risks in disease mapping. *Journal of Statistical Planning and Inference* 112: 43-62.
- Monmonier, M. 1993. *Mapping it Out*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Ng, S. & McLachlan, G.J. 2004. Speeding up the EM algorithm for mixture model-based segmentation of magnetic resonance images. *Pattern Recognition* 37: 1573-1589.
- Rattanasiri, S., Bohning, D., Rojanavipart, P. & Athipanyakom, S. 2004. A mixture model application in disease mapping of malaria. *Southeast Asian Journal Trop. Med. Public. Health* 35: 38-47.
- Robbins, H. 1964. The empirical Bayes approach to statistical decision problems. *Annals of Mathematical Statistics* 35: 1-20.
- Schlattmann, P. & Bohning, D. 1993. Mixture models and disease mapping. *Statistics in Medicine* 12: 1943-1950.
- Schlattmann, P., Dietz, E. & Bohning, D. 1996. Covariate adjusted mixture models and disease mapping with the program Dismapwin. *Statistics in Medicine* 12: 919-929.
- Schroder, W. 2006. GIS, geostatistics, metadata banking and tree-based models for data analysis and mapping in environmental monitoring and epidemiology. *International Journal of Medical Microbiology* 296: 23-36.
- Slocum, T.A. 1999. *Thematic Cartography and Visualization*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Staubach, C., Schmid, V., Knorr-Held, L. & Ziller, M. 2002. A Bayesian model for spatial wildlife disease prevalence data. *Preventive Veterinary Medicine* 56: 75-87.
- Tsutakawa, R.K. 1985. Estimation of cancer mortality rates: A Bayesian analysis of small frequencies. *Biometrics* 41: 69-79.
- United Nations. 1986. *Economic and Social Survey of Asia and the Pacific*. New York: United Nations.
- United Nations. 2002. *Economic and Social Survey of Asia and the Pacific*. New York: United Nations.
- Waller, L.A. & Gotway, C.A. 2004. *Applied Spatial Statistics for Public Health Data*. New Jersey: John Wiley & Sons.

Universiti Sains Malaysia
11800 USM, Penang
Malaysia

Abdul Aziz Jemain, Kamarulzaman Ibrahim
& Ahmad Mahir Razali
Pusat Pengajian Sains Matematik
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600 UKM Bangi, Selangor D.E.
Malaysia

*Pengarang untuk surat-menyurat; email: nuzlinda@usm.my

Diserahkan: 22 Disember 2009
Diterima: 20 Mei 2010