

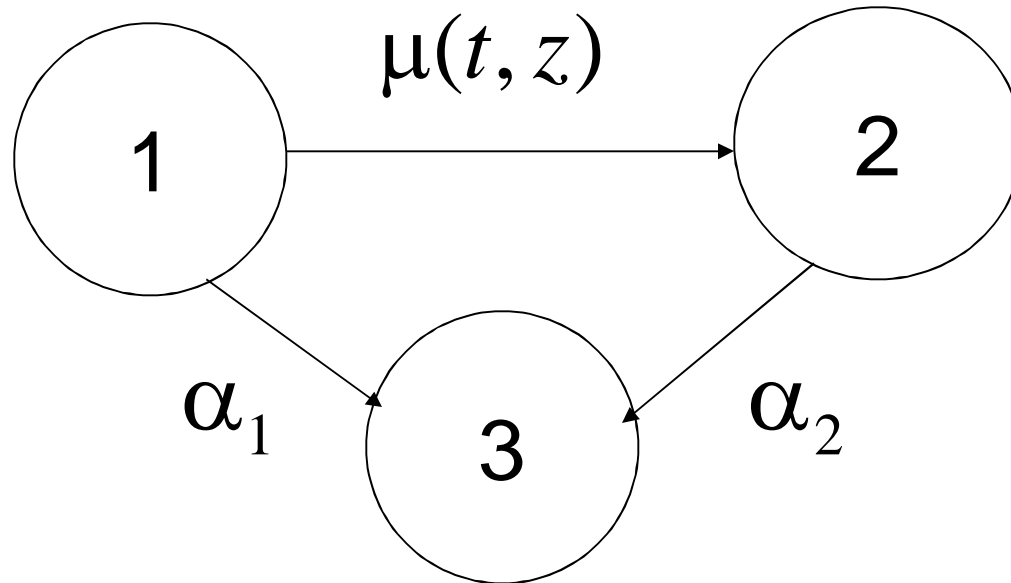
Об идентификации фактора гетерогенности в медицине и страховании

Роман В. Иванов, с.н.с. лаб. 38,
Институт проблем управления
им. В.А. Трапезникова РАН,
Москва 2013

Введение

- Vaupel, Yashin (1985), Михальский, Петровский, Яшин (1989), Михальский (2002)
- Norberg (2004)
- Brauer (2008)
- Cox, Lawless (2013), Finkelstein, Cha (2013)

Модель



α_1, α_2 - константы, с.в. $z(a, b)$ имеет гамма распределение

Модель

- задача идентификации параметров распределения z
- $\mu(t, z) = \mu_0(t)z$ и $\mu(t, z) = \mu_0(t)(1 + z)$
- $$\mu_0(t) = \begin{cases} \mu_1, t \in [0, c_1), \\ \mu_2, t \in [c_1, c_2), \\ \mu_3, t \in [c_2, \infty). \end{cases}$$
- $\alpha_1 > \alpha_2, a \notin \mathbb{N}$

Случай полной информации

- Пусть $n_1, n_{12}, n_{13}, n_{123}$ - множества оставшихся здоровыми, заболевших, но не умерших, умерших здоровыми, заболевших и затем умерших, соответственно.
- Обозначим через $P_1(t), P_2(t), \langle \rangle_z$ вероятности находиться в состояниях и усреднение по z

Слайд не удалось собрать в рисунок.

Случай полной информации

- Функция правдоподобия имеет вид

$$L_c = \prod_{i \in n_1} \langle P_1(s_i) \rangle_z \prod_{i \in n_{12}} \langle \mu(t_i) P_1(t_i) \rangle_z e^{-\alpha_2(s_i - t_i)}$$
$$\times \prod_{i \in n_{13}} \alpha_1 \langle P_1(v_i) \rangle_z \prod_{i \in n_{123}} \langle \mu(t_i) P_1(t_i) \rangle_z \alpha_2 e^{-\alpha_2(v_i - t_i)}$$

- s, t, v – моменты дожития, заболевания, смерти, соответственно

Случай неполной информации

- Пусть $n_1, n_{12}, n_{13}, n_{123}$ - множества оставшихся здоровыми, обнаруженных заболевшими, умерших о которых неизвестно, болели ли они, умерших о которых известно, что они заболели.
- Обозначим через $P_1(t), P_2(t), \langle \rangle_z$ вероятности находиться в состояниях и усреднение по z

Сейчас не удается собрать рисунок.



Случай неполной информации

- Функция правдоподобия имеет вид

$$L_I = \prod_{i \in \eta_1} \langle P_1(s_i) \rangle_z \prod_{i \in \eta_{12}} \langle P_2(t_i) \rangle_z \prod_{i \in \eta_{123}} \alpha_2 \langle P_2(v_i) \rangle_z \\ \times \prod_{i \in \eta_{13}} \left(\alpha_1 \langle P_1(v_i) \rangle_z + \alpha_2 \langle P_2(v_i) \rangle_z \right)$$

Относительный атрибутивный риск

- Имеем

$$\langle P_1(t) \rangle_z = \left(1 + \frac{A}{b} \right)^{-a} e^{-\alpha_1 t},$$

$$\langle \mu(t) P_1(t) \rangle_z = \mu_0(t) \frac{a}{b} \left(1 + \frac{A}{b} \right)^{-a-1} e^{-\alpha_1 t},$$

$$A = \mu_1 t I_{\{0 \leq t < c_1\}} + (\mu_1 c_1 + \mu_2 (t - c_1)) I_{\{c_1 \leq t < c_2\}} \\ + (\mu_1 c_1 + \mu_2 (c_2 - c_1) + \mu_3 (t - c_2)) I_{t \geq c_2}$$

Относительный атрибутивный риск

- и

$$\begin{aligned} \langle P_2(t) \rangle_z = & ab^a \left(q_1(t) I_{\{t < c_1\}} + \right. \\ & \left. (q_1(c_1) + q_2(t)) I_{\{c_1 \leq t < c_2\}} + \right. \\ & \left. (q_1(c_1) + q_2(c_2) + q_3(t)) I_{\{t \geq c_2\}} \right), \end{aligned}$$

где

Относительный атрибутивный риск

$$\begin{aligned}
 q_1(t) = & e^{-\frac{b(\alpha_1 - \alpha_2)}{\mu_1} - \alpha_2 t} \left(\sum_{k=1}^n \frac{(\alpha_1 - \alpha_2)^{k-1} \Gamma(-a)}{\mu_1^{k-1} \Gamma(k-a)} \times \right. \\
 & \left. \left(e^{\frac{\alpha_2 - \alpha_1}{\mu_1}(\mu_1 t + b)} (\mu_1 t + b)^{k-a-1} - e^{\frac{\alpha_2 - \alpha_1}{\mu_1} b} b^{k-a-1} \right) + \right. \\
 & \left. \frac{(\alpha_1 - \alpha_2)^a \Gamma(-a)}{\mu_1^a \Gamma(n-a)} \left(\gamma \left(n-a, \frac{\alpha_1 - \alpha_2}{\mu_1} (\mu_1 t + b) \right) \right. \right. \\
 & \left. \left. - \gamma \left(n-a, \frac{\alpha_1 - \alpha_2}{\mu_1} b \right) \right) \right)
 \end{aligned}$$

Относительный атрибутивный риск

- с

$$n = \min \{k \in \mathbb{N} \cup \{0\} : k - a > 0\},$$

$$\gamma(x, y) = \Gamma(x) - \Gamma(x, y),$$

$$\Gamma(x, y) = \int_y^{\infty} t^{x-1} e^{-t} dt$$

Аддитивный риск

- Имеем

$$\langle P_1(t) \rangle_z = \left(1 + \frac{A}{b}\right)^{-a} e^{-\alpha_1 t - A},$$

$$\langle \mu(t) P_1(t) \rangle_z = \mu_0(t) \frac{a}{b} \left(1 + \frac{A}{b}\right)^{-a-1} e^{-\alpha_1 t - A},$$

$$\begin{aligned} \langle P_2(t) \rangle_z &= w_1(t) I_{\{t < c_1\}} + (w_1(c_1) + w_2(t)) I_{\{c_1 \leq t < c_2\}} \\ &+ (w_1(c_1) + w_2(c_2) + w_3(t)) I_{\{t \geq c_2\}} \end{aligned}$$

Литература

- Brauer F. (2008) Epidemic Models with Heterogeneous Mixing and Treatment. Bull. Mathem. Biol. 70, 1869-1885.
- Cook R., Lawless J. (2013) Statistical Issues in Modeling Chronic Disease in Cohort Studies. Stat. Biosci. To appear.
- Finkelstein M., Cha J. H. (2013) Stochastic Modeling for Reliability. Springer Series in Reliability Engineering, Springer-Verlag, London.
- Михальский А.И. (2002) Методы анализа гетерогенных структур и популяций. Москва, ИПУ РАН.
- Михальский А.И., Петровский А.М., Яшин А.И. (1989) Теория оценивания неоднородных популяций. Москва, Наука.
- Norberg R. (2004) Life Insurance Mathematics. Encyclopedia of Actuarial Science, Wiley.
- Vaupel J.W., Yashin A.I. (1985) Heterogeneity's ruses: some surprising effects of selection on population dynamics. Am. Stat. 39, 176--182.