



転車の交通量 $q_{2i}$ を1, 2, ..., 20 (台/年) の20パターン組み合わせで, 合計 1000 交差点を作成した. 交通量以外の設定した各種パラメータを表-1に示す.

### 2.3 事故件数およびプローブデータの生成

事故件数は, 乱数を用いて確率分布から交差点別に初期速度 $v_{1i}^0$ と初期位置 $d_{1i}^0$ を作成し, 理論モデルから事故の発生を判定し, 年間発生回数をカウントした. その際, プローブデータの普及率 (0.1, 1, 10, 100%) に応じてベルヌーイ試行により, 各判定がプローブ車両であるかを設定し, そのプローブ車両の必要減速度が急減速閾値 (0.3G) を超えた年間回数をプローブ急減速数としてカウントした. また, 上記のプローブ車両普及率と取得期間 (90, 180, 365 日) を設定して, 自動車交通量 $q_{1i}$ に基づき, ポアソン分布から乱数によりプローブ通過量を生成した.

### 2.4 事故危険性推定精度の分析および比較

事故件数のみの場合, 事故件数とプローブデータ (急減速数, 通過量) を活用した場合それぞれで推定された事故危険性と, 理論上事故危険性との順位相関係数から推定精度を評価した. ここでプローブデータを活用する場合は, 事故件数を目的変数, 生成したプローブデータを説明変数として負の二項回帰モデルを用いて交差点 $i$ の事故件数期待値 $\lambda_i^{NB}$ の推定を行った. また, 説明変数として考慮されない地点固有の要因 (不注意な自転車交通量) を考慮するため, 以下の式により経験ベイズ推定を行った.  $\phi^{NB}$ は過分散パラメータ,  $y_i$ は事故件数である.

$$\lambda_i^{EB} = \left( \frac{1}{1 + \frac{\lambda_i^{NB}}{\phi^{NB}}} \right) \lambda_i^{NB} + \left( 1 - \frac{1}{1 + \frac{\lambda_i^{NB}}{\phi^{NB}}} \right) y_i \quad (4)$$

### 3. 結果と考察

順位相関係数の結果を図-2に示す. プローブ通過量を用いた推定結果の順位相関係数は事故件数のみによる順位相関係数より上昇した. 取得期間によって順位相関係数はほとんど変わらなかった. さらに経験ベイズ推定によって推定精度が上昇することが確認できた. 普及率 100%以外のプローブ急減速数を説明変数とした負の二項回帰モデルによる推定結果では順位相関係数はかなり低くなった.

以上より, プローブ通過量活用による推定精度の向上が確認できた. 一方, 図-3に示すように, 本理論モデルにおいては急減速の発生確率が事故と同程度であり, プローブ普及率によっては急減速数の

表-1 設定したパラメータ

固定パラメータ	優先側 (自動車)	非優先側 (不注意な自転車)
空走時間 $t_r$ (s)	0.8	0.8
平均初期速度 $\bar{v}^0$ (km/h)	30	
初期速度 $v^0$ (km/h)		10
基準位置 $d_2^0$ (m)		5
車両長 $l$ (m)	4	2
車両幅 $w$ (m)	2	1
道路幅員 $r$ (m)	6	6
車両位置 $s$ (m)	0	2
建物位置 $b$ (m)	0.5	0.5
最大減速度 $\alpha$ (m/s <sup>2</sup> )	0.5G	0.3G

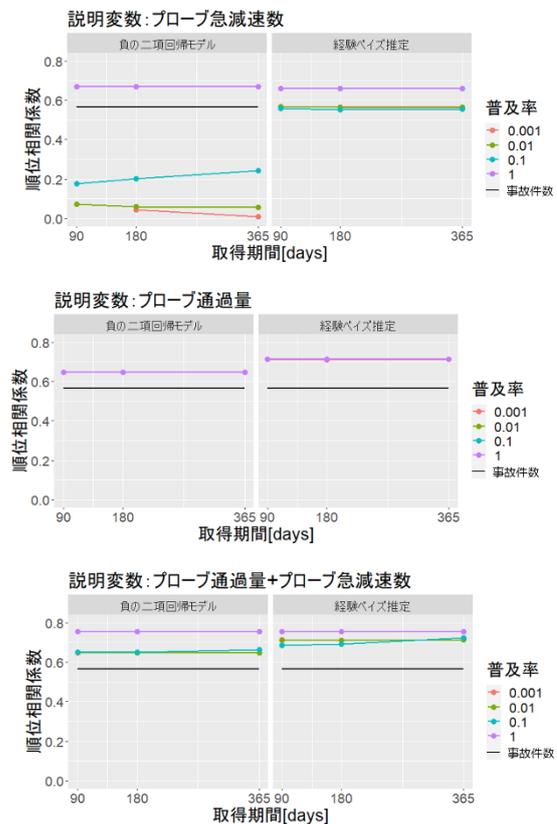


図-2 危険性評価方法別の順位相関係数の比較

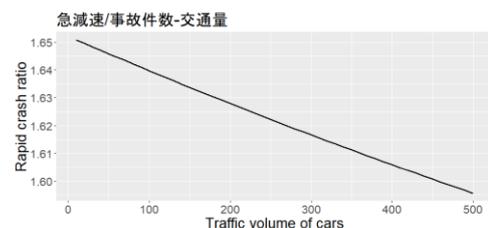


図-3 事故件数に対する急減速数の割合

発生頻度は事故件数よりも大幅に少なくなるため, 急減速数活用による効果が見られなかったと考えられる. 本結果がモデルの単純化による影響なのか, 実際にそうであるのか, 検証していく必要がある.

### 参考文献

- 1) 松尾幸二郎・廣島康裕: 細街路無信号交差点における出会い頭事故危険性評価のための理論モデルの提案, 第9回 ITS シンポジウム Pear-Review Proceedings, pp. 49-54, 2010

### 謝辞

本研究は JSPS 科研費 19K04652 の助成を受けたものです.