

1 用語の解説

乳 児 死 亡	生後1年未満の死亡をいう。
新 生 児 死 亡	生後4週未満の死亡をいう。
死 産	妊娠満12週（妊娠第4月）以後の死児の出産をいい、死児とは、出産後において心臓搏動、随意筋の運動及び呼吸のいずれも認めないものをいう。
自然死産と人工死産	人工死産とは、胎児の母体内生存が確実であるときに、人工的処置（胎児又は付属物に対する措置及び陣痛促進剤の使用）を加えたことにより死産に至った場合をいい、それ以外はすべて自然死産とする。 なお、人工的処置を加えた場合でも、次のものは自然死産とする。 (1) 胎児を出生させることを目的とした場合 (2) 母体内の胎児が生死不明か、又は死亡している場合
周 産 期 死 亡	妊娠満22週（154日）以後の死産と早期新生児死亡（生後1週未満の死亡）を加えたものをいう。
合 計 特 殊 出 生 率	地域ごとに平成20年～平成24年の15歳から49歳までの女性の5歳階級別出生率（年率）の5倍を合計して算出しており、1人の女性がその年齢別出生率で一生の間に生むとしたときの子ども数に相当し、地域比較に用いている。なお、算出に用いた出生数の15歳及び49歳にはそれぞれ14歳以下、50歳以上を含んでいる。
標 準 化 死 亡 比	性、地域ごとに「全国の年齢階級別死亡率で死亡するとしたときのその地域の期待死亡数」に対する「実際の死亡数」の比を100倍して算出している。したがって、年齢構成の違いの影響を除いて死亡状況を表すものであり、地域比較に用いている。標準化死亡比が100より大きい場合、その地域の死亡率は全国より高いと判断され、100より小さい場合、全国より低いと判断される。
人 口	総務省統計局「平成22年国勢調査」に基づき、不詳を按分した日本人人口をいう。

2 比率の解説

① 本調査の比率算出のために用いている分母人口は、平成22年国勢調査（総務省統計局）による平成22年10月1日現在の日本人人口（按分済み）であり、それ以外は、平成20年1月1日～平成24年12月31日までの5年間の人口動態統計の確定数を合算したものである。

② 出生

$$\text{出生率 (人口千対)} = \frac{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の出生数}}{\text{平成22年10月1日現在日本人人口} \times 5} \times 1,000$$

$$\text{出生性比} = \frac{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の男子出生数}}{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の女子出生数}} \times 100$$

③ 死亡

$$\text{死亡率 (人口千対)} = \frac{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の死亡数}}{\text{平成22年10月1日現在日本人人口} \times 5} \times 1,000$$

$$\text{乳児死亡率 (出生千対)} = \frac{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の乳児死亡数}}{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の出生数}} \times 1,000$$

④ 死産

$$\text{自然死産率 (出産千対)} = \frac{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の自然死産数}}{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の出産数 (出生数+死産数)}} \times 1,000$$

$$\text{人工死産率 (出産千対)} = \frac{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の人工死産数}}{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の出産数 (出生数+死産数)}} \times 1,000$$

⑤ 婚姻

$$\text{婚姻率 (人口千対)} = \frac{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の婚姻届出件数}}{\text{平成22年10月1日現在日本人人口} \times 5} \times 1,000$$

⑥ 離婚

$$\text{離婚率 (人口千対)} = \frac{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の離婚届出件数}}{\text{平成22年10月1日現在日本人人口} \times 5} \times 1,000$$

⑦ 合計特殊出生率

合計特殊出生率

$$= \left\{ \frac{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の母の年齢階級別出生数}}{\text{平成22年10月1日現在の年齢階級別女性人口} \times 5} \times 5 \right\} \text{15～19歳から45～49歳までの各5歳階級の合計}$$

⑧ 標準化死亡比

標準化死亡比

$$= \frac{\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の地域別死亡数}}{\left[\text{平成20年1月1日～平成24年12月31日の全国の年齢階級別死亡率} \times \text{平成22年10月1日現在の地域別年齢階級別人口} \right] \text{の総和} \times 5} \times 100$$

3 合計特殊出生率及び標準化死亡比のベイズ推定値の解説

(1) ベイズ推定の必要性

保健所及び市区町村において、合計特殊出生率や標準化死亡比の地域間の比較や経年的な動向をみる場合、特に出生数や死亡数が少ない場合には、数値が大幅に上下し、その地域の出生や死亡の動向を把握することが困難な場合がある。これは、標本数（出生数や死亡数）が少ないため、偶然変動の影響を受け、数値が不安定な動きを示すことがあるためである。

平成5年～平成9年より、出現数の少なさに起因する偶然変動の影響を減少させ、地域間比較、経年比較ができるようにするため、(4)に示したベイズ・モデルを適用することにより、安定性の高い指標を合計特殊出生率（ベイズ推定値）、標準化死亡比（ベイズ推定値）として算出することとした。ベイズ推定値の算出に当たっては、都道府県ごとの数値に基づき、ベイズ・モデルを適用し、保健所及び市区町村の数値を推定している。

(2) 合計特殊出生率（ベイズ推定値）の算出方法

都道府県*i*、市区町村*j*として、ある市区町村(*i, j*)における $x \sim x+4$ 歳の女性人口（平成22年10月1日現在）を ${}_5N_x^{(i,j)}$ 、5年分（平成20年～平成24年）の母の年齢が $x \sim x+4$ 歳の出生数の合計を ${}_5B_x^{(i,j)}$ とすると、母の年齢階級別出生率 ${}_5\tilde{b}_x^{(i,j)}$ は、

$${}_5\tilde{b}_x^{(i,j)} = \frac{{}_5B_x^{(i,j)}}{5 \times {}_5N_x^{(i,j)}} \quad (x = 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45)$$

となる。

ただし、母の年齢が14歳以下の出生数は ${}_5B_{15}^{(i,j)}$ に、母の年齢が50歳以上の出生数は ${}_5B_{45}^{(i,j)}$ に含める。

次に、都道府県*i*ごとに、

$${}_5N_x^i = \sum_j {}_5N_x^{(i,j)}, \quad {}_5B_x^i = \sum_j {}_5B_x^{(i,j)}$$

とし、母の年齢階級別出生率の女性人口の重み付き平均 ${}_5E_x^i$ 及び分散 ${}_5V_x^i$ を、

$${}_5E_x^i = \sum_j \left({}_5\tilde{b}_x^{(i,j)} \times \frac{{}_5N_x^{(i,j)}}{{}_5N_x^i} \right) = \frac{{}_5B_x^i}{{}_5N_x^i}, \quad {}_5V_x^i = \left[\sum_j \left\{ \left({}_5\tilde{b}_x^{(i,j)} \right)^2 \times \frac{{}_5N_x^{(i,j)}}{{}_5N_x^i} \right\} \right] - \left({}_5E_x^i \right)^2$$

で求め、パラメータ ${}_5\alpha_x^i$ 、 ${}_5\beta_x^i$ を、

$${}_5\alpha_x^i = {}_5E_x^i \left\{ \frac{{}_5E_x^i(1-{}_5E_x^i)}{{}_5V_x^i} - 1 \right\}, \quad {}_5\beta_x^i = (1-{}_5E_x^i) \left\{ \frac{{}_5E_x^i(1-{}_5E_x^i)}{{}_5V_x^i} - 1 \right\}$$

と置いた。

続いて、市区町村 (i, j) ごとに、都道府県 i のパラメータ ${}_5\alpha_x^i$ 、 ${}_5\beta_x^i$ を用いて、後述するベイズ推定の考え方から、母の年齢階級別出生率のベイズ推定値 ${}_5b_x^{(i,j)}$ を

$${}_5b_x^{(i,j)} = \frac{{}_5\alpha_x^i + {}_5B_x^{(i,j)}}{{}_5\alpha_x^i + {}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)}}$$

により求めた。

最後に、合計特殊出生率のベイズ推定値 $R^{(i,j)}$ を、

$$R^{(i,j)} = \sum_x ({}_5b_x^{(i,j)} \times 5) \quad (x = 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45)$$

により求めた。

なお、保健所についても同様に求めているが、パラメータ ${}_5\alpha_x^i$ 、 ${}_5\beta_x^i$ は上記の市区町村の算出過程で求めたものを用いている。

(3) 標準化死亡比（ベイズ推定値）の算出方法

都道府県 i 、市区町村 j として、ある市区町村 (i, j) における 5 年分（平成20年～平成24年）の実際の死亡数の合計を $D_O^{(i,j)}$ 、1 年分の期待死亡数を $D_E^{(i,j)}$ とすると、標準化死亡比 $\tilde{R}^{(i,j)}$ は、

$$\tilde{R}^{(i,j)} = \frac{D_O^{(i,j)}}{5 \times D_E^{(i,j)}}$$

となる。

なお、この項目以下では100倍して標準化死亡比の全国値が100になるようにする手順を省略している。

次に、都道府県 i ごとに、

$$D_O^i = \sum_j D_O^{(i,j)}, \quad D_E^i = \sum_j D_E^{(i,j)}$$

とし、標準化死亡比の期待死亡数の重み付き平均 E^i 及び分散 V^i を、

$$E^i = \sum_j \left(\tilde{R}^{(i,j)} \times \frac{D_E^{(i,j)}}{D_E^i} \right) = \frac{D_O^i}{5 \times D_E^i}, \quad V^i = (C^i \times E^i)^2$$

(C^i は、東日本大震災による死亡を除く5年間の死亡状況に基づく、標準化死亡比の期待死亡数の重み付き変動係数)

で求め、パラメータ α^i 、 β^i を、

$$\alpha^i = \frac{(E^i)^2}{V^i}, \quad \beta^i = \frac{E^i}{V^i}$$

と置いた。

最後に、市区町村(i, j)ごとに、都道府県 i のパラメータ α^i 、 β^i を用いて、後述するベイズ推定の考え方から、標準化死亡比のベイズ推定値 $R^{(i,j)}$ を

$$R^{(i,j)} = \frac{\alpha^i + D_o^{(i,j)}}{\beta^i + 5 \times D_E^{(i,j)}}$$

により求めた。

なお、保健所についても同様に求めているが、パラメータ α^i 、 β^i は上記の市区町村の算出過程で求めたものを用いている。

(4) 合計特殊出生率及び標準化死亡比のベイズ推定

今回の保健所・市区町村別統計では、以下に述べるベイズ統計学の手法を用いて合計特殊出生率(ベイズ推定値)及び標準化死亡比(ベイズ推定値)を推定した。

ベイズ推定とは、前もって利用可能な情報を事前分布として表現したものに、観測によって得られる標本情報を尤度として乗ずることで、ベイズの定理により決定される事後分布に基づき推定する方法をいう。

① ベイズ推定の考え方

母数 θ の取り得る値について、あらかじめ何らかの情報が与えられているとき、それを確率分布の形で表現したものを事前分布という。

θ の事前分布の確率密度関数を $p(\theta)$ とし、また、 θ を与えたときのデータ X の確率密度関数を $f(X|\theta)$ とすると、データの観測値 $X = x$ が与えられたときの θ の条件付き確率密度関数 $p(\theta|x)$ は、ベイズの定理より、

$$p(\theta|x) = \frac{p(\theta) \cdot f(x|\theta)}{\int p(\theta) \cdot f(x|\theta) d\theta}$$

で与えられる。これを θ の事後確率密度関数、その分布を事後分布という。

ここで分母の正規化定数を無視すれば、 $p(\theta|x) \propto p(\theta) \cdot f(x|\theta)$ となっており、事前分布 $p(\theta)$ にデータの観測値 $X=x$ の情報を θ の尤度関数 $f(x|\theta)$ として乗ずることにより、事後分布 $p(\theta|x)$ が決定されることが分かる。

② 母の年齢階級別出生率の推定方法

具体的には、以下に述べる方法で母の年齢階級別出生率を推定した。

母数を母の年齢階級別出生率 ${}_5b_x^{(i,j)}$ とし、その事前分布として、次の性質を持つベータ分布 $Beta({}_5\alpha_x^i, {}_5\beta_x^i)$ を選択した。すなわち、

$$p({}_5b_x^{(i,j)}) = \frac{1}{B({}_5\alpha_x^i, {}_5\beta_x^i)} \cdot ({}_5b_x^{(i,j)})^{{}_5\alpha_x^i-1} (1-{}_5b_x^{(i,j)})^{{}_5\beta_x^i-1}$$

とすると、その平均及び分散は $\frac{{}_5\alpha_x^i}{{}_5\alpha_x^i+{}_5\beta_x^i}$ 及び $\frac{{}_5\alpha_x^i \cdot {}_5\beta_x^i}{({}_5\alpha_x^i+{}_5\beta_x^i)^2 ({}_5\alpha_x^i+{}_5\beta_x^i+1)}$ で与えられるが、

これらが母の年齢階級別出生率の女性人口の重み付き平均 ${}_5E_x^i$ 及び分散 ${}_5V_x^i$ に等しくなるよう、事前分布のパラメータを、それぞれ、

$${}_5\alpha_x^i = {}_5E_x^i \left\{ \frac{{}_5E_x^i(1-{}_5E_x^i)}{{}_5V_x^i} - 1 \right\}, \quad {}_5\beta_x^i = (1-{}_5E_x^i) \left\{ \frac{{}_5E_x^i(1-{}_5E_x^i)}{{}_5V_x^i} - 1 \right\}$$

により決定した。

ここで女性人口 ${}_5N_x^{(i,j)}$ は既知とし、出生数 ${}_5B_x^{(i,j)}$ は2項分布 $Bin(5 \times {}_5N_x^{(i,j)}, {}_5b_x^{(i,j)})$ に従う確率変数 $\tilde{B}_x^{(i,j)}$ の実現値と考える。このとき $\tilde{B}_x^{(i,j)} = {}_5B_x^{(i,j)}$ となる確率は、

$$f({}_5B_x^{(i,j)} | {}_5b_x^{(i,j)}) = \binom{5 \times {}_5N_x^{(i,j)}}{{}_5B_x^{(i,j)}} ({}_5b_x^{(i,j)})^{{}_5B_x^{(i,j)}} (1-{}_5b_x^{(i,j)})^{5 \times {}_5N_x^{(i,j)} - {}_5B_x^{(i,j)}}$$

であるから、観測値 ${}_5B_x^{(i,j)}$ が与えられたときの ${}_5b_x^{(i,j)}$ の条件付き確率密度関数は、

$$\begin{aligned} p({}_5b_x^{(i,j)} | {}_5B_x^{(i,j)}) &\propto p({}_5b_x^{(i,j)}) \cdot f({}_5B_x^{(i,j)} | {}_5b_x^{(i,j)}) \\ &\propto ({}_5b_x^{(i,j)})^{{}_5\alpha_x^i-1} (1-{}_5b_x^{(i,j)})^{{}_5\beta_x^i-1} \cdot ({}_5b_x^{(i,j)})^{{}_5B_x^{(i,j)}} (1-{}_5b_x^{(i,j)})^{5 \times {}_5N_x^{(i,j)} - {}_5B_x^{(i,j)}} \\ &\propto ({}_5b_x^{(i,j)})^{{}_5\alpha_x^i + {}_5B_x^{(i,j)} - 1} (1-{}_5b_x^{(i,j)})^{{}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)} - {}_5B_x^{(i,j)} - 1} \end{aligned}$$

となる。

以上のことから、母の年齢階級別出生率 ${}_5b_x^{(i,j)}$ の事後分布は再びベータ分布となり、

$${}_5b_x^{(i,j)} \mid ({}_5\tilde{B}_x^{(i,j)} = {}_5B_x^{(i,j)}) \sim \text{Beta}({}_5\alpha_x^i + {}_5B_x^{(i,j)}, {}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)} - {}_5B_x^{(i,j)})$$

であることが分かる。母数の推定値には、この事後分布の平均をあてることとし、

$$\begin{aligned} {}_5b_x^{(i,j)} &= \frac{{}_5\alpha_x^i + {}_5B_x^{(i,j)}}{{}_5\alpha_x^i + {}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)}} \\ &= \frac{{}_5\alpha_x^i + {}_5\beta_x^i}{{}_5\alpha_x^i + {}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)}} {}_5E_x^i + \frac{5 \times {}_5N_x^{(i,j)}}{{}_5\alpha_x^i + {}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)}} {}_5\tilde{b}_x^{(i,j)} \end{aligned}$$

と推定した。

③ 標準化死亡比の推定方法

具体的には、以下に述べる方法で標準化死亡比を推定した。

母数を標準化死亡比 $R^{(i,j)}$ とし、その事前分布として次の性質を持つガンマ分布 $\text{Gamma}(\alpha^i, \beta^i)$ を選択した。すなわち、

$$p(R^{(i,j)}) = \frac{(\beta^i)^{\alpha^i}}{\Gamma(\alpha^i)} \cdot (R^{(i,j)})^{\alpha^i-1} \exp(-\beta^i R^{(i,j)})$$

とすると、その平均及び分散は $\frac{\alpha^i}{\beta^i}$ 及び $\frac{\alpha^i}{(\beta^i)^2}$ で与えられるが、これらが標準化死亡比の期待死亡数の重み付き平均 E^i 及び分散 V^i に等しくなるよう、事前分布のパラメータを、それぞれ、

$$\alpha^i = \frac{(E^i)^2}{V^i}, \quad \beta^i = \frac{E^i}{V^i}$$

により決定した。

ここで期待死亡数 $D_E^{(i,j)}$ は既知とし、実際の死亡数 $D_O^{(i,j)}$ はポアソン分布 $Po(5 \times D_E^{(i,j)} R^{(i,j)})$ に従う確率変数 $\tilde{D}_O^{(i,j)}$ の実現値と考える。このとき、 $\tilde{D}_O^{(i,j)} = D_O^{(i,j)}$ となる確率は、

$$f(D_O^{(i,j)} \mid R^{(i,j)}) = \frac{(5 \times D_E^{(i,j)} R^{(i,j)})^{D_O^{(i,j)}}}{D_O^{(i,j)}!} \exp(-5 \times D_E^{(i,j)} R^{(i,j)})$$

であるから、観測値 $D_o^{(i,j)}$ が与えられたときの $R^{(i,j)}$ の条件付き確率密度関数は、

$$\begin{aligned} p(R^{(i,j)} | D_o^{(i,j)}) &\propto p(R^{(i,j)}) \cdot f(D_o^{(i,j)} | R^{(i,j)}) \\ &\propto (R^{(i,j)})^{\alpha^i - 1} \exp(-\beta^i R^{(i,j)}) \cdot (R^{(i,j)})^{D_o^{(i,j)}} \exp(-5 \times D_E^{(i,j)} R^{(i,j)}) \\ &\propto (R^{(i,j)})^{\alpha^i + D_o^{(i,j)} - 1} \exp\{-(\beta^i + 5 \times D_E^{(i,j)}) R^{(i,j)}\} \end{aligned}$$

となる。

以上のことから、標準化死亡比 $R^{(i,j)}$ の事後分布は再びガンマ分布となり、

$$R^{(i,j)} | (\tilde{D}_o^{(i,j)} = D_o^{(i,j)}) \sim \text{Gamma}(\alpha^i + D_o^{(i,j)}, \beta^i + 5 \times D_E^{(i,j)})$$

であることが分かる。母数の推定値には、この事後分布の平均をあてることとし、

$$R^{(i,j)} = \frac{\alpha^i + D_o^{(i,j)}}{\beta^i + 5 \times D_E^{(i,j)}}$$

と推定した。

4 主要死因一覧

死 因 名	死因簡単分類 コード	死因基本分類コード ¹⁾ (ICD-10)
悪性新生物	02100	C00-C97
胃の悪性新生物	02103	C16
大腸の悪性新生物 ²⁾		
結腸の悪性新生物	02104	C18
直腸 S 状結腸移行部及び直腸の悪性新生物	02105	C19-C20
肝及び肝内胆管の悪性新生物	02106	C22
気管, 気管支及び肺の悪性新生物	02110	C33-C34
心疾患 (高血圧性を除く)	09200	I01-I02.0, I05-I09, I20-I25, I27, I30-I51
急性心筋梗塞	09202	I21-I22
心不全	09207	I50
脳血管疾患	09300	I60-I69
脳内出血	09302	I61, I69.1
脳梗塞	09303	I63, I69.3
肺 炎	10200	J12-J18
肝 疾 患	11300	K70-K76
腎 不 全	14200	N17-N19
老 衰	18100	R54
不慮の事故	20100	V01-X59
自 殺	20200	X60-X84

注：1) 死因の分類については、世界保健機関（WHO）の「国際疾病、傷害および死因統計分類（ICD-10（2003年版）準拠）」を適用している。

2) 大腸の悪性新生物は「結腸の悪性新生物」と「直腸 S 状結腸移行部及び直腸の悪性新生物」をいう。

5 市区町村の合併等一覧（平成20年～平成24年）

施行年月日	都道府県	施行後市区町村	関係市区町村	改正事由
平成20年1月1日	高知県	高知市	高知市、春野町	編入
平成20年1月15日	愛知県	豊川市	豊川市、音羽町、御津町	編入
平成20年3月21日	山口県	美祿市	美祿市、美東町、秋芳町	合併
平成20年4月1日	新潟県	村上市	村上市、荒川町、神林村、朝日村、山北町	合併
平成20年4月1日	静岡県	島田市	島田市、川根町	編入
平成20年7月1日	福島県	福島市	福島市、飯野町	編入
平成20年10月6日	熊本県	熊本市	熊本市、富合町	編入
平成20年11月1日	静岡県	静岡市清水区	静岡市清水区、由比町	編入
平成20年11月1日	静岡県	富士市	富士市、富士川町	編入
平成20年11月1日	静岡県	焼津市	焼津市、大井川町	編入
平成20年11月1日	鹿児島県	伊佐市	大口市、菱刈町	合併
平成21年1月1日	静岡県	藤枝市	藤枝市、岡部町	編入
平成21年3月23日	栃木県	真岡市	真岡市、二宮町	編入
平成21年3月30日	宮崎県	日南市	日南市、北郷町、南郷町	合併
平成21年3月31日	長野県	阿智村	阿智村、清内路村	編入
平成21年4月1日	岡山県	岡山市北区、中区、東区、南区	岡山市	政令指定都市移行区の新設
平成21年5月5日	群馬県	前橋市	前橋市、富士見村	編入
平成21年6月1日	群馬県	高崎市	高崎市、吉井町	編入
平成21年9月1日	宮城県	気仙沼市	気仙沼市、本吉町	編入
平成21年10月1日	愛知県	清須市	清須市、春日町	編入
平成21年10月5日	北海道	湧別町	湧別町、上湧別町	合併
平成22年1月1日	岩手県	宮古市	宮古市、川井村	編入
平成22年1月1日	長野県	長野市	長野市、信州新町、中条村	編入
平成22年1月1日	滋賀県	長浜市	長浜市、虎姫町、湖北町、高月町、木之本町、余呉町、西浅井町	編入
平成22年1月1日	福岡県	糸島市	前原市、二丈町、志摩町	合併
平成22年1月4日	愛知県	みよし市	三好町	名称変更市制施行
平成22年1月16日	山口県	山口市	山口市、阿東町	編入
平成22年2月1日	愛知県	豊川市	豊川市、小坂井町	編入
平成22年2月1日	福岡県	八女市	八女市、黒木町、立花町、矢部村、星野村	編入
平成22年3月8日	山梨県	富士川町	増穂町、鯉沢町	合併
平成22年3月21日	滋賀県	近江八幡市	近江八幡市、安土町	合併
平成22年3月22日	愛知県	あま市	七宝町、美和町、甚目寺町	合併
平成22年3月23日	埼玉県	加須市	加須市、騎西町、北川辺町、大和町	合併
平成22年3月23日	埼玉県	久喜市	久喜市、菖蒲町、栗橋町、鷺宮町	合併
平成22年3月23日	千葉県	印西市	印西市、印旛村、本埜村	編入
平成22年3月23日	静岡県	富士宮市	富士宮市、芝川町	編入
平成22年3月23日	静岡県	湖西市	湖西市、新居町	編入
平成22年3月23日	熊本県	熊本市	熊本市、城南町、植木町	編入
平成22年3月23日	宮崎県	宮崎市	宮崎市、清武町	編入
平成22年3月23日	宮崎県	小林市	小林市、野尻町	編入
平成22年3月23日	鹿児島県	始良市	加治木町、始良町、蒲生町	合併
平成22年3月28日	群馬県	中之条町	中之条町、六合村	編入
平成22年3月29日	栃木県	栃木市	栃木市、大平町、藤岡町、都賀町	合併
平成22年3月31日	新潟県	長岡市	長岡市、川口町	編入
平成22年3月31日	長野県	松本市	松本市、波田町	編入
平成22年3月31日	長崎県	佐世保市	佐世保市、江迎町、鹿町町	編入
平成22年4月1日	北海道	上川支庁 幌加内町	空知支庁 幌加内町	区域変更
平成22年4月1日	北海道	宗谷支庁 幌延町	留萌支庁 幌延町	区域変更
平成22年4月1日	神奈川県	相模原市緑区、中央区、南区	相模原市	政令指定都市移行区の新設
平成23年4月1日	愛知県	西尾市	西尾市、一色町、吉良町、幡豆町	編入
平成23年8月1日	島根県	松江市	松江市、東出雲町	編入
平成23年9月26日	岩手県	一関市	一関市、藤沢町	編入
平成23年10月1日	栃木県	栃木市	栃木市、西方町	編入
平成23年10月1日	島根県	出雲市	出雲市、斐川町	編入
平成23年10月11日	埼玉県	川口市	川口市、鳩ヶ谷市	編入
平成23年11月11日	石川県	野々市市	野々市町	市制施行
平成24年1月4日	愛知県	長久手市	長久手町	市制施行
平成24年4月1日	熊本県	熊本市中央区、東区、西区、南区、北区	熊本市	政令指定都市移行区の新設
平成24年10月1日	埼玉県	白岡市	白岡町	市制施行