

For Osaka prefecture, the hypothesis that CI of density of physicians against the need for health care was zero was not rejected. But, Figure 3-1 may indicate that the distribution of physicians in Osaka prefecture was irrelevant to the need for health care.

3-3. Decomposition of Inequality in Medical Levies

We found there were regional differences in medical levies to health insurers from the view point of horizontal equity. This means such proportionality was not built into the NHI system through near constant contribution rates across the distribution of living standards. The regional differences in medical levies to health insurers could be derived from income-related inequality. Following the procedure of Cheng and Li (2006), a decomposition of medical levies was conducted. Theil's criterion is composed of n_i weight of the region, μ mean of medical levies and z_i medical levies of i th region.

$$T(Z) = \sum_{i=1}^N n_i \ln\left(\frac{\mu}{z_i}\right) \quad (2)$$

We can decompose Equation 2 into the following four terms: income per household, the inverse of the number of households, the inverse of the multiplier of income levies and residual). The multiplier of income levies is the ratio of assessment based on income to total assessment. Finally, we obtain the following relationship.

$$\text{Inequality in medical levies} = \text{Inequality in income per household} + \text{Inequality in the inverse of the multiplier of income levies} + \text{Residual}$$

This paper used weight variables (plutocratic weight w_i and democratic weight $\frac{1}{m}$) against each insurer's series of total assessment based on income and decomposed medical levies. The plutocratic index corresponds to a weighted average of the individual quantity indexes where the weights are positively related to the total expenditure of each household (Slesnick 1991). The democratic index is an unweighted average of the individual quantity index.

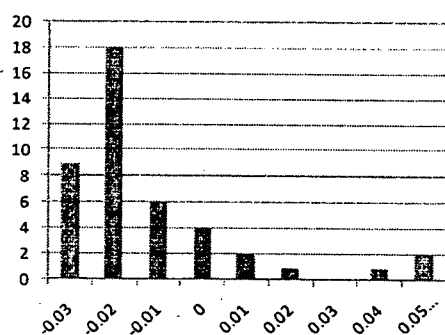


Figure 4. Differences in Weights in Osaka Prefecture

In large cities, the differences in weights ($w_i - \frac{1}{m}$) took large values. Figure 4 shows the differences in weights in Osaka prefecture. Because the large difference in weights increases the variance of the variable concerned, the inequality in medical levies in large cities is larger than that of small cities when we use the plutocratic weight series (See Appendix).

Table 4. Inequality in Medical Levies

Osaka	P weight	D weight	Osaka	P weight	D weight
Medical levies per household	0.053	0.003	Medical levies per household	-0.025	0.009
Income per household	1.624	1.712	Income per household	2.205	2.043
The inverse of the multiplier of income levies (B)	0.148	0.003	The inverse of the multiplier of income levies (B)	0.079	0.024
B/A	2.77	1.00	B/A	-3.14	2.61
Hyogo			Kanagawa		
Medical levies per household	0.022	0.006	Medical levies per household	0.001	0.005
Income per household	1.201	1.396	Income per household	1.096	0.973
The inverse of the multiplier of income levies (B)	0.224	0.014	The inverse of the multiplier of income levies (B)	0.052	0.020
B/A	10.31	2.21	B/A	57.52	4.09
Nara			Saitama		
Medical levies per household	-0.032	0.021	Medical levies per household	-0.014	0.008
Income per household	1.145	0.942	Income per household	0.886	0.815
The inverse of the multiplier of income levies (B)	0.049	0.011	The inverse of the multiplier of income levies (B)	0.029	0.008
B/A	-1.51	0.52	B/A	-2.03	0.91
Kyoto			Chiba		
Medical levies per household	-0.027	0.014	Medical levies per household	-0.006	0.006
Income per household	0.833	0.851	Income per household	0.447	0.655
The inverse of the multiplier of income levies (B)	0.056	0.014	The inverse of the multiplier of income levies (B)	0.041	0.014
B/A	-2.06	1.03	B/A	-6.35	2.12

Note: P weight and D weight indicate plutocratic weight and democratic weight respectively.

The results of the decomposition of medical levies are summarized in Table 4. The regional differences in medical levies per household were mainly derived from income-related inequality per household. The inequality in income per household in Tokyo metropolis took the largest values. Each proportion of the inequality in the multiplier of income levies to the inequality in medical levies per household (B/A) is shown in Table 4. We can see that the proportion in absolute value in Nara prefecture was the smallest among the eight prefectures. It means that the inequality in the multiplier of income levies in Nara prefecture was the largest. Nara prefecture does not have large cities and the proportion of households whose payment of premium was reduced in Nara prefecture is higher than that of the other prefectures. Increasing this proportion tends to decrease the multiplier of income levy (See Figure 5). We can consider that the inequality in the multiplier of

income levies correlated with the high proportion of households reduced. In a prefecture where the inequality in the multiplier of income levies is large, local government should reduce the proportion of households whose payment of premium was reduced.

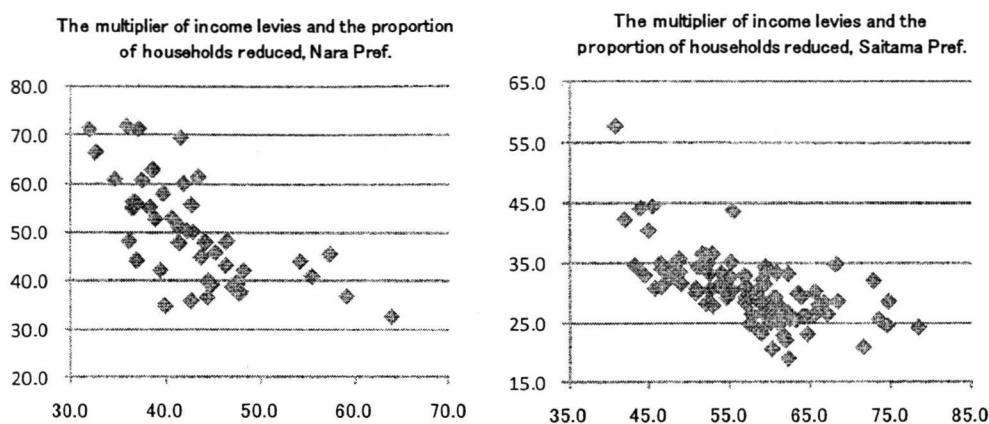


Figure 5. The Multiplier of Income Levies and the Proportion of Households Reduced

4 Conclusions

This paper examined prefectural-level variations in income-related inequality in health and health insurance. Are the distributions of medical levies to health insurers proportional to the health of the insured? This paper presents the first research to investigate the characteristics of Japanese National Health Insurance from the viewpoint of equity in health. Data of the central two regions of the Japanese National Health Insurance in 2005 were extracted. Retired employees and self-employed individuals are covered by this insurance system.

Horizontal inequity in health and inequality in health insurance were measured using the Concentration index and Theil's second measure, respectively. We found significant variations across prefectures regarding medical levies to health insurers. The distribution of medical levies per household in the central Kansai region was partly distorted. Kyoto and Nara had pro-poor distributions. We can consider that such proportionality was not built into the NHI system through near constant contribution rates across the distribution of living standards. Using plutocratic weights, the difference in the inequality in medical levies among prefectures was revealed. The inequality in the multiplier of income levies in Nara was the largest in the eight prefectures. The regional differences in medical levies to health insurers were mainly derived from income-related inequality per household. Because the proportion of households whose payment of premium was reduced is high, the local government in Nara prefecture should lower the proportion to reduce inequality in income levy.

Appendix

Interregional Redistribution

To analyze interregional redistribution and risk sharing in the prefecture, it is necessary to purge variables of prefectural evolutions. We can define region-specific variables as follows:

$$x_{it} = \frac{X_{it}}{X_{pt}}, y_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{pt}}$$

where the subscript t denotes the time period.

Under the measure of differences in income disparities through health insurance, X_i denotes actual taxable income per household and Y_i post-payment income per household in region i . X_p and Y_p are average of the same variables for the prefectures.

Assessing the role of prefectural governments in interregional risk sharing requires analyzing the joint behavior of x and y . As the results of OLS estimation, we could not find large differences in the coefficient of the slope which shows the extent of income disparities through health insurance. However, we found the differences in the ratio of reranking. Reranking refers to changes in regions' positions in the income distribution due to medical levies. The denominator in each parenthesis is total number of municipalities. Reranking increases inequality in post-payment income. Kyoto and Nara has small ratio of reranking. We can consider that small ratio of reranking were caused by high proportion of households whose payment of premium was reduced.

Prefecture	β_1	t-value	\bar{R}^2	Ratio of reranking
Osaka	1.1727	59.87	.9886	.302 (=13/43)
Hyogo	1.1775	69.55	.9920	.390 (=16/41)
Kyoto	1.1241	77.90	.9960	.154 (=4/26)
Nara	1.1327	74.39	.9933	.205 (=8/39)

Note) Estimation equation: $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + u_{it}$, $t = 2005$

Income per Household

Actual taxable income per household is derived from Equation (A.1). This calculation is basically after the procedure of Kadota *et al* (1989). It is noted that medical levy per household in Eq. (A.1) includes the unpaid rate of contribution to NHI in each municipality. The existence of this variable differs from Kadota *et al* (1989). The medical levy per household is the product of the assessment based on

income per household and the inverse of (1-unpaid rate). The multiplier of income levy is the ratio of assessment based on income to total assessment.

$$\begin{aligned} & \text{Income per household} \\ & = \text{medical levy per household} \times \text{the multiplier of income levy} \\ & \text{ / income tax rate} \times \text{the number of households} \end{aligned} \tag{A.1}$$

Unpaid rate = the amount of unpaid levies / total medical levies in the previous period

Each insurer operates different schemes and has a different income tax rate. However, some of the series of income tax rates are rectified when municipalities merged and a proxy variable does not exist. Therefore, income tax rate in all municipalities is 0.1, which is considered to be in the neighborhood of the mean income tax rate. For the municipalities merged in 2005, we cannot make weighted series of the multiplier of income levies because the series of the number of households in previous municipalities are not publicly reported. We used the multiplier of income levy of the municipality with the largest insured households in the previous region as the representative variable of the municipality merged.

Differences in Weights

$$\begin{aligned} \text{var}(X_i) &= \frac{1}{m} \sum_i (X^i - \bar{X})^2 \\ &= \frac{1}{m} \sum_i (mw_i \bar{X} - \bar{X})^2 \\ &= \frac{1}{m} \sum_i (mw_i - 1)^2 \bar{X}^2 \\ &= m \bar{X}^2 \sum_i \left(w_i - \frac{1}{m}\right)^2 \end{aligned}$$

References

- Cheng, Y. and S. Li. (2006) "Income inequality and efficiency: A decomposition approach and applications to China," *Economics Letters*, 91: 8-14.
- Endo, H. and T. Shinozaki (2003) "Kanja Jikofutan to Iryo Akusesu no Kouheisei (Out-of-Pocket Payment and the Equity in Access of Health Care)," *Quarterly of Social Security Research* (Kikan Syakai Hosyo Kenkyu), 39(2), 144-154. (in Japanese)
- Fukawa, T. (2002) "Public Health Insurance in Japan," Working Papers No. 37201, World Bank Institute.
- Ikegami, N. and J. C. Campbell (2004) "Japan's Health Care System: Containing Costs and Attempting Reform," *Health Affairs*, 23(3), 26-36.
- Imai, Y. (2002) "Health Care Reform in Japan," Working Paper No. 321, OECD.

- Kadota, T, Ogura, S. and Y. Takagi (1998) "Sichoson Kokuho no Hokenryo Futan no Genjo to Kaikaku (The Existing Condition and Reform of Contributions of National Health Insurance)," *KokuminKenkoHoken to ChihouZaisei ni kansuru Kenkyu (The Study on National Health Insurance and Local Public Finance)*, 65-94, ZaiseiKeizaiKyokai (in Japanese).
- Kumagai, N. (2007) "Municipal Subsidies for Public Hospital and Horizontal Equity in Health Care," *Japanese Journal of Health Economics and Policy* (Iryo Keizai Kenkyu), 19(1), 37-51. (in Japanese)
- Kumagai, N. (2009) "Vertical Equity and Inequality of Allotments for Japanese Municipal Hospitals," *Japanese Journal of Health Economics and Policy* (Iryo Keizai Kenkyu), 21(2), 99-113. (in Japanese)
- Ministry of Health and Welfare (2000) *Abridged Life Tables for Japan 1999*, Tokyo.
- O'Donnell, O. *et al.* (2008) "Who pays for health care in Asia?," *Journal of Health Economics*, 27, 460-475.
- Ohkusa, Y. and C. Honda (2003) "Horizontal Inequality in Health Care Utilization in Japan," *Health Care Management Science*, 6, 189-196.
- Slesnick, D T. (1991) "Normative index numbers," *Journal of Economics*, 50, 107-130.
- Starfield, B (2006) "State of the Art in Research on Equity in Health," *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 31(1), 11-32.
- Theil, H. (1967) *Economics and Information Theory*, North-Holland: Amsterdam.
- U.S. Department of Health and Human Services (2000) *Social Security Programs, Through the World-1999*, Washington, D.C.
- Wagstaff, A. and E. van Doorslaer (2000) "Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care," *Journal of Human Resources*, 35(4), 716-733.
- Wagstaff, A. (2009) "Social Health Insurance Reexamined", *Health Economics*, in print.

自宅死亡割合に関する分析

泉田信行（国立社会保障・人口問題研究所）

川越雅弘（国立社会保障・人口問題研究所）

1.はじめに

ヒトの寿命は有限であるため、高齢化社会の後には多死社会が到来する。平成 20 年においては 1 年間に 114 万人が死亡したり、他方、平成 37 年には 153 万人、平成 47 年には 165 万人が死亡すると予測されている²⁾。現在よりも一年間で 40 万人から 50 万人程度死亡者が増大することになる。今後出生数が劇的に増加したとしても、20 年後までの労働供給は既に確定している。このため、減少していく労働人口で終末期を含む医療・介護ケアサービスを提供していかなければならない。医療費・介護費の議論は激しく行われてきたが、終末期の本人・家族を支えるために必要な人的資源がどの程度必要になるかの議論はほとんど行われていない。

終末期を支えるために必要な資源量は、施設か在宅か、どのようなケアを望むかによって変化すると思われる。終末期をどこでどのように過ごすかは本人の意向によって決まるべきものである。とすれば、社会において終末期ケアに必要とされる資源の種類やその量は、本人の意向によって決まることになる。

もっとも、実際に自らの希望する形の終末期を迎えられた者の数は定かではない。厚生労働省大臣官房統計情報部による『人口動態調査』では死亡場所が調査されている。それによれば、自宅で亡くなる者は昭和 26 年には死亡者全体の約 82%であったのが、平成 20 年には約 13%となっている。実際の死亡場所が本人の希望する死亡場所とは限らないが、自宅で亡くなる者の比率が低下し、病院で亡くなる者の比率が増加してきた。自宅で亡くなるための条件が研究されてきたが、介護ケアサービス供給体制の充実³⁾⁴⁾、医療従事者の積極的ないしは密接な関わり⁵⁾⁹⁾、が自宅での死亡を支えること指摘している。

医療・介護の供給体制に地域差があることを踏まえると上記の結果は終末期を支える体制にも地域差が存在し得ることになる。他方で、自宅死亡の比率が地域間でどの程度異なるかについては都道府県単位のデータしか存在しておらず、供給体制などの地域要因を詳細に検討するために不十分な状態である。

そこで、本稿においては人口動態調査の死亡票個票データを再集計することにより二次医療圏単位の自宅死亡割合の動向を把握する。死亡時年齢や死因の違いなどによる自宅死亡割合の差異について明らかにする。極めて基礎的な分析となるが、これまで試みてこられなかった内容であり、この分野での今後の研究のための基礎的なデータを提供するという点で極めて有意義な研究であると考えられる。

2.分析方法および使用したデータ

自宅死亡割合の地域的な傾向や時系列的な傾向を概観するために、厚生労働省大臣官房統計情報部による「人口動態調査」の平成7年から平成17年までの死亡票個票データを利用した。使用に当たっては、厚生労働省大臣官房統計情報部長より平成21年6月16日統発第0616001号にて承認を受けた。人口動態調査死亡票は日本国内における死亡に関する全数調査となっている。このため、以下の分析においては標本調査データの場合に行われる母数の検定は行っていない。

集計結果は膨大な量となるため付属表（人口動態調査に関する集計表1～7）としてまとめられている。本稿で提示する結果はその集計表の内容となる。集計は死亡者の住所地を二次医療圏別に区分し、その上で死亡場所を病院および診療所、自宅、としてクロス表を作成した。年齢を65歳以上、75歳以上、85歳以上、と区分したクロス表、死因を悪性新生物、脳血管疾患、心疾患に限定したクロス表も作成した。

個票データの再集計にあたっては市町村単位で表示されている死亡者の住所地を二次医療圏単位に集計した。使用している二次医療圏は平成17年度の「患者調査」で使用されているものとした。二次医療圏はその区域が変更される場合がある。本稿では、平成17年の区域設定を平成7年まで遡って適用した。これにより、二次医療圏単位の死亡に関する異時点間の分析を可能とした。もちろん、分析対象期間中に二次医療圏の変更が行われている都道府県における変更前時点の二次医療圏区域を用いての比較はできない。この点は注意が必要である。また、分析対象期間中に平成の大合併と呼ばれる市町村合併が行われた。この点も遡って二次医療圏と市町村のリンケージを行う際に考慮されている。

市町村単位から二次医療圏単位への集計に当たってはSPSS15.0を用いた。集計結果を地図化して示す際にはArcGIS9.2を用いた。地図化する際に市町村境界の情報が必要となるが、市町村境界については国土地理院ホームページにおける基盤地図情報ダウンロードサービス¹からデータを入手して利用した。基盤地図情報における市町村境界は平成17年10月以降の市町村合併も反映したものとなっている。二次医療圏別の集計結果を地図で表示する場合には、この市町村境界を利用して表示した。

3.結果

3-1.全体的な状況

はじめに、全年齢階級、全死因のデータについて、自宅死亡の割合を算出した。平成17年における全国平均値は12.29%であった。都道府県別、二次医療圏別の値とともに図示したのが、図1である。図1から都道府県別の値がばらついていること、同一都道府県内でも二次医療圏によって値がばらついていること、がわかる。このため、二次医療圏単位での集計は意味のある作業であると言えよう。

¹ <http://fgd.gsi.go.jp/download/GsiDLSellItemServlet>

図 1 はこのあたり

二次医療圏別の値を地図上に示したのが図 2 となる。この図から日本国内における自宅死亡割合の高低についてその分布が明らかになる。自宅死亡割合が最も高い（17%–22%）二次医療圏は、東北地方、新潟県、長野県、岐阜県、静岡県、兵庫県などに分布している。相対的に平野部よりも山間部に多いと思われる。次いで、14%–16%の二次医療圏がその周辺に位置し、その周囲には 12%–13%の二次医療圏が分布する形になっている。すなわち、自宅死亡割合はある程度連続性のある分布となっていると考えられる。また、分布図から北海道はほぼ全域にわたって最も自宅死亡割合が低い状態になっていることがわかった。さらに、九州地方も北海道ほどではないにしても、自宅死亡割合が低い地域となっていた。

図 2 はこのあたり

公表されている人口動態統計の調査結果において良く知られているように、相対的に若年層において死因としての自殺の構成比率が高い。自殺の場合、自宅死亡割合が約 40%（平成 17 年度）となる。ここでは疾病で死亡する場合に関心があるため自殺による死亡の影響を除外したい。また、65 歳以上の高齢者とそれ未満の年齢の若年者では死亡数が異なる。このため、以下では高齢者に焦点を当てつつ、疾病等を特定化して分析を進める。

3-2. 高齢者の年齢階級別自宅死亡割合

3-2-1. 全般的傾向

図 3 から自宅で死亡する割合は年齢が高くなるほどに大きくなることがわかる。平成 7 年で見ると、65 歳以上で 19.99%、75 歳以上で 23.16%、85 歳以上で 30.58%である。この傾向は平成 12 年も平成 17 年も変わらない。他方、自宅死亡割合の時系列推移を見ると低下傾向にある。例えば、85 歳以上であれば平成 17 年に 12.75%となっており、平成 7 年から 17%ポイント以上低下している。この傾向は 65 歳以上でも 75 歳以上の場合でも同様であった。また、年齢階級間での自宅死亡割合の違いは平成 7 年においては顕著であったが、平成 17 年では非常に小さい状況となっている。

図 3 はこのあたり

次に、平成 17 年における二次医療圏別に高齢者の死亡時年齢階級別の自宅死亡割合を地図化したのが図 4 から図 6 である。3 枚の地図から死亡時の年齢階級が高まるほどに自宅死亡割合が高くなっていくことがわかる。ただし、北海道、中国、四国、九州の各地方の二次医療圏での自宅死亡割合は死亡時年齢が 65 歳以上の場合において他地域よりも低い。さらにこれらの地域においては、死亡時年齢階級が高くなったとしても他地域のように自宅死亡割合が高まる二次医療圏がほとんどないこともわかる。

図 4 から 6 はこのあたり

図 7 は二次医療圏ごとの自宅死亡割合の変化について比較したものである。平成 7 年の自宅死亡割合と平成 17 年の自宅死亡割合の差、と平成 7 年の自宅死亡割合の関係を、年齢階級別に、散布図で示したものである。極めて明瞭に、平成 7 年時点での自宅死亡割合の高い二次医療圏ほど自宅死亡割合の低下が大きいこと、がわかった。自宅死亡割合の差、と平成 7 年の自宅死亡割合の相関係数を計算したところ、死亡時年齢が 65 歳以上、75 歳以上、85 歳以上について、それぞれ-0.94、-0.95、-0.95 という結果を得た。

ほとんど全ての二次医療圏において平成 7 年と平成 17 年の 2 時点間を比較すると自宅死亡割合は低下していた。例外的な二次医療圏は、死亡時年齢が 65 歳以上の場合、札幌、南空知（それぞれ北海道）、区中央部、区西北部、区東北部、区東部（それぞれ東京都）であった。死亡時年齢が 75 歳以上の場合には区中央部だけとなり、死亡時年齢が 85 歳以上の場合には自宅死亡割合が増加した二次医療圏は存在しなかった。なお、二次医療圏別の自宅死亡割合の分布自体の変化は図 8 に示されるとおりである。

図 7,8 はこのあたり

3-2-2. 高齢者の死亡疾病別在宅死亡割合

高齢者のうち、年齢は 65 歳以上とし、死因を悪性新生物、脳血管疾患、心疾患で死亡した者に限定して自宅死亡割合を算出した。図 9 は全国平均値の推移を示したものであるが、平成 7 年においては悪性新生物の場合の自宅死亡割合は他 2 死因と比較して低いことがわかった。自宅死亡割合の高い順に、心疾患、脳血管疾患、悪性新生物となっていた。これは平成 12 年、平成 17 年も同様であった。平成 7 年と平成 17 年の比較による在宅死亡割合の低下は心疾患、脳血管疾患、悪性新生物の順に、5.72、13.72、2.63、パーセントポイント

トであり、脳血管疾患による死亡の場合に在宅死亡割合が大きく低下していた。

図 9 はこのあたり

死因別・二次医療圏別の在宅死亡割合を見たのが図 10 から図 12 である。これらの図は在宅死亡割合の区分を共通にして比較が可能なようにしてある。図の比較より、悪性新生物の在宅死亡割合は相対的に低いことがわかる。脳血管疾患や心疾患については、在宅死亡割合の高い地域は疾患を区別しない場合（図 4 から図 6）と比較すると、在宅死亡割合の相対的に高い地域は似通っていた。このため、ここで選択した疾患はその在宅死亡割合の高低に差があるとは言え、疾患特性により特別な分布をしているとは考えられなかった。

図 10 から図 12 はこのあたり

二次医療圏ごとの在宅死亡割合の経年変化について死因別に比較した。在宅死亡割合の低下（パーセントポイント）の平均値（標準偏差）は、悪性新生物：-3.91（3.89）、脳血管疾患：-15.28（9.57）、心疾患：-7.73（7.60）、であった。在宅死亡割合の差、と平成 7 年の在宅死亡割合の相関係数を計算したところ、悪性新生物：-0.78、脳血管疾患：-0.91、心疾患：-0.75、という結果を得た。図 13 は平成 7 年の在宅死亡割合と平成 17 年の在宅死亡割合の差、と平成 7 年の在宅死亡割合の関係を散布図で示している。死因別で見ても、平成 7 年時点での在宅死亡割合の高い二次医療圏ほど在宅死亡割合の低下が大きいことがわかった。

図 13 はこのあたり

他方、脳血管疾患については相対的に少なかったものの、悪性新生物と心疾患については在宅死亡割合が増加する二次医療圏が多かった。図 14 から図 16 は在宅死亡割合の変化分の平均値からの乖離を標準偏差の幅で区分し地図化して示したものである。相対的に在宅死亡割合の低下が低い二次医療圏（赤色及び赤橙色）は北海道、東北地方の太平洋側（ただし、脳血管疾患除く）、首都圏（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）、大阪府、に多く存在する。四国や九州においても相対的に高い地域が見られた。

図 14 から図 16 はこのあたり

4. 考察

本稿では平成 7 年から平成 17 年までの人口動態調査死亡票の個票データを二次医療圏単位に再集計することにより、地域の死亡者総数に占める自宅死亡者の割合（自宅死亡割合）を算出し、記述的な特性を観察した。

分析の結果、1)同一都道府県内二次医療圏でも自宅死亡割合の水準は異なること、を確認した上で分析を進めた。特に 65 歳以上の高齢者に焦点を絞って分析を行ったところ、2)平成 7 年時点では死亡時年齢階級が 65 歳以上の場合と 85 歳以上の場合で自宅死亡割合が 10%ポイント近く開いていたのが平成 17 年時点では 1%ポイント程度に差が縮小していること、3)死亡時年齢階級が高まるほど地域の自宅死亡割合は高まる傾向にあるが、北海道・九州地方はその傾向が弱いこと、4)平成 7 年時点での自宅死亡割合の高い地域ほど平成 17 年にかけて自宅死亡割合の低下が著しいこと、5)他方、北海道、東京都の一部二次医療圏で自宅死亡割合が上昇していたこと、の各点が明らかになった。

上記の結果は死因の違いを考慮に入れていないため、死因ごとの自宅死亡割合の違いを確認する作業を行った。分析対象死因として、悪性新生物、脳血管疾患、心疾患を取り上げた。なお、高齢者の死因として老衰があるが、老衰による死亡者数が少なく、分析を断念した。死因を区別した分析から、6)悪性新生物は平成 7 年時点で自宅死亡割合が低いこと、7)脳血管疾患の場合、自宅死亡割合が 24.9%から 11.2%まで半減していること、8)心疾患については、27.7%から 22%と減少率が低いこと、が明らかになった。これらの結果は死因によって自宅死亡割合が異なることを示している。

死因によって自宅死亡割合が異なることは、罹患している疾患によって自宅での看取りの難しさ、本人や家族を支えるために必要な医療資源、が異なることを示すと考えられる。他方で、死因別の自宅死亡割合の分布を地図によって確認すると、相対的に自宅死亡割合の高い（低い）地域が疾病ごとに異なっているとは思われなかった。これらの結果は、死因ごとに自宅での看取りに必要な資源が異なるのではなく、必要な資源の量が異なることを示唆するのかもしれない。

死因別に平成 7 年から平成 17 年にかけての自宅死亡割合の変化について地理的な分布を観察すると、これも似通った分布となる。北海道、東北北部、関東南部、大阪府、中国・四国、九州地方で自宅死亡割合が高まっている二次医療圏が観察された。この結果は上記の予測を補強する結果かもしれない。もちろん、これらの点は厳密な検証が必要なものであり、今後の課題である。

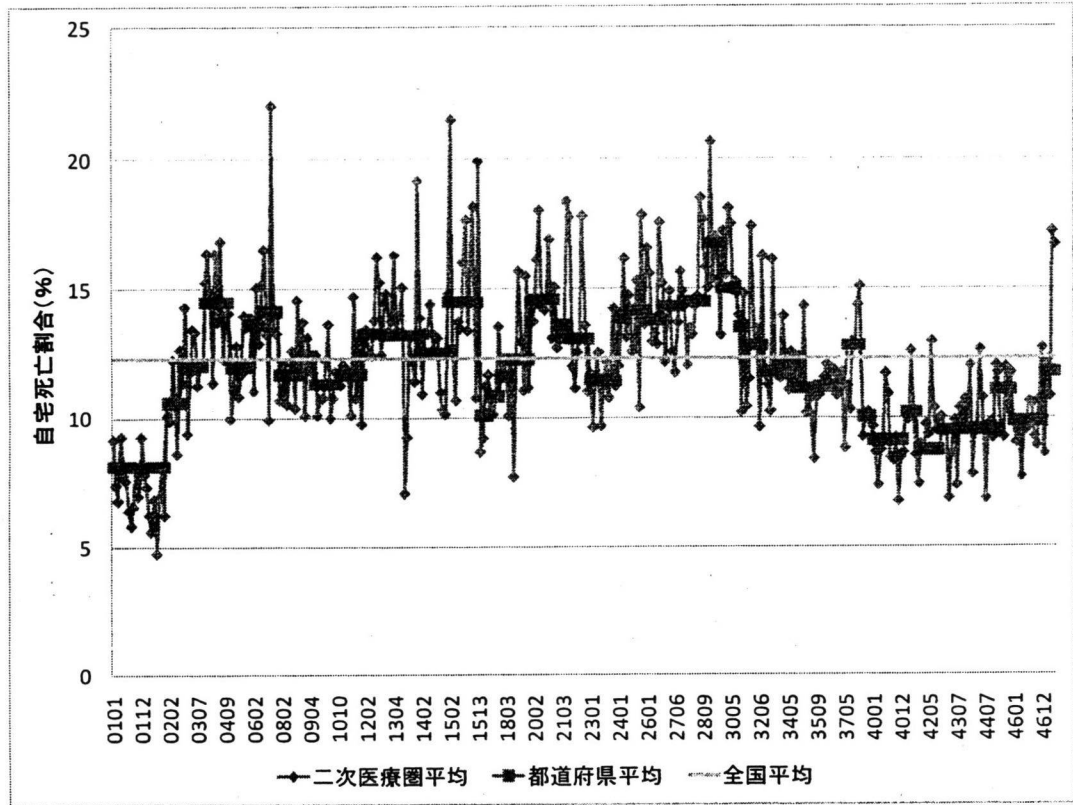
本稿の分析の限界のひとつは分析対象となる死亡者数の地理的な分布である。地域によ

って人口が異なるため、死亡者数も当然異なる。人口動態調査は全数調査であるため、標本誤差は存在しない。他方で、全数調査であっても死亡という事象が発生する確率が小さいため、小規模人口集団における調査結果は偶然性に影響を受ける可能性がある^{10) 11)}。本稿での二次医療圏別の集計においても、自宅死亡割合は死亡者数の小さい二次医療圏においてばらつきが大きかった。他方で、二次医療圏ごとに11年間の自宅死亡割合の標準偏差を算出し、平成17年の死亡者数との相関を見たところ弱い相関しかみられなかった。このため、死亡者数の少ない二次医療圏ほど自宅死亡割合のばらつきが大きいとは言えないと考えられた。この点も将来の検討課題となるであろう。

参考文献

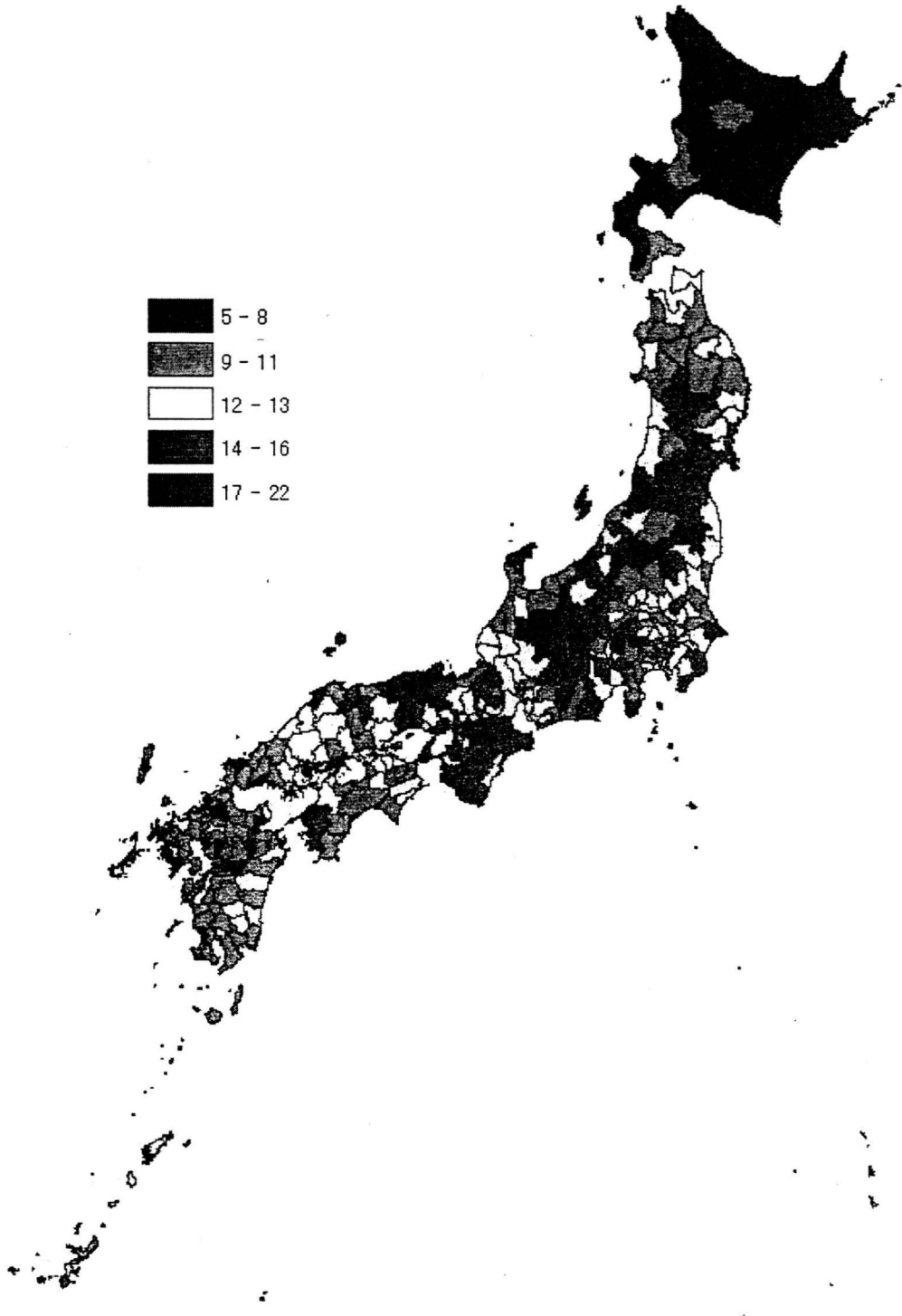
- 1)厚生労働省大臣官房統計情報部「平成20年人口動態統計（確定数）の概況」,2009.
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei08/dl/01.pdf>
- 2)国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成18年12月推計）」,2006年.
- 3)定村美紀子・馬場園明（2005）「介護保険制度による介護資源の指標と死亡場所との関連—高齢社会にマッチした介護保険制度による資源の充実を求めて—」『厚生指標』vol.52(1),pp.8-14.
- 4)宮下光令・白井由紀・三條真紀子・羽佐田知美・佐藤一樹・三澤知代（2007）「2004年の都道府県別在宅死亡割合と医療・社会的指標の関連」『厚生指標』vol.54(11),pp.44-49.
- 5)田宮菜奈子・荒記俊一・七田恵子・巻田ふき・大淵律子・大竹登志子・鎌田ケイ子・川上憲人・篠野脩一（1990）「ねたきり老人の在宅死に影響を及ぼす要因—往診医の存在、年齢との関係を中心に—」『日本公衆衛生雑誌』vol.37(1),pp.33-38.
- 6)伊木雅之・緒方昭・梶田悦子・藤下ゆり子・矢島鉄也・大井田隆（1991）「高齢者の療養と死亡の場所に影響する要因に関する疫学調査」『日本公衆衛生雑誌』,vol.38(2),pp.87-94.
- 7)杉本浩章・近藤克則・樋口京子・久世淳子・牧野忠康・宮田和明（2003）「在宅死亡患者割合に関連する因子の研究—全国訪問看護ステーション調査—」,『老年社会科学』25巻1号,pp.37-47.
- 8)秋山 明子・沼田 久美子・三上 洋（2007）「在宅医療専門機関における在宅での高齢者の看取りを実現する要因に関する研究—療養者の遺族を対象とした調査による検討—」『日本老年医学会雑誌』Vol. 44（2007）, No. 6 740-746
- 9) 佐々木恵・新井明日奈・荒井由美子（2008）「要介護高齢者における死亡場所の希望と実際—訪問看護師による把握—」『日本老年医学会雑誌』Vol. 45（2008）, No. 6 622-626.
- 10)中田正・斉藤重正・六車史（2008）「最近のベイズ推定研究の小地域の人口動態指標推定への応用の研究」『厚生指標』vol.55(5),pp.1-11.
- 11)長谷川功（2008）「市区町村別にみた死因別死亡率のベイズ推定について」『厚生指標』vol.55(5),pp.12-23.

図1：全年齢・全死因の自宅死亡割合（平成17年）



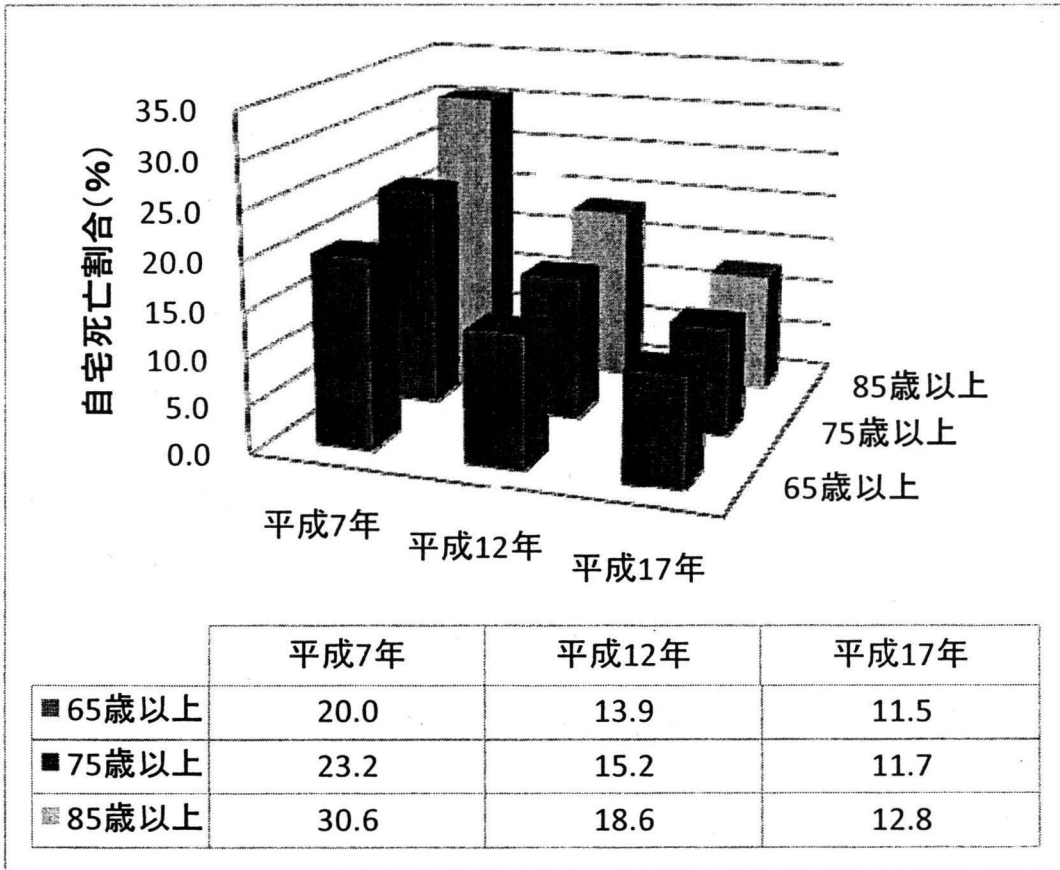
出所：人口動態調査より筆者作成

図2：全年齢・全死因の自宅死亡割合（平成17年）の地図化



出所：筆者作成

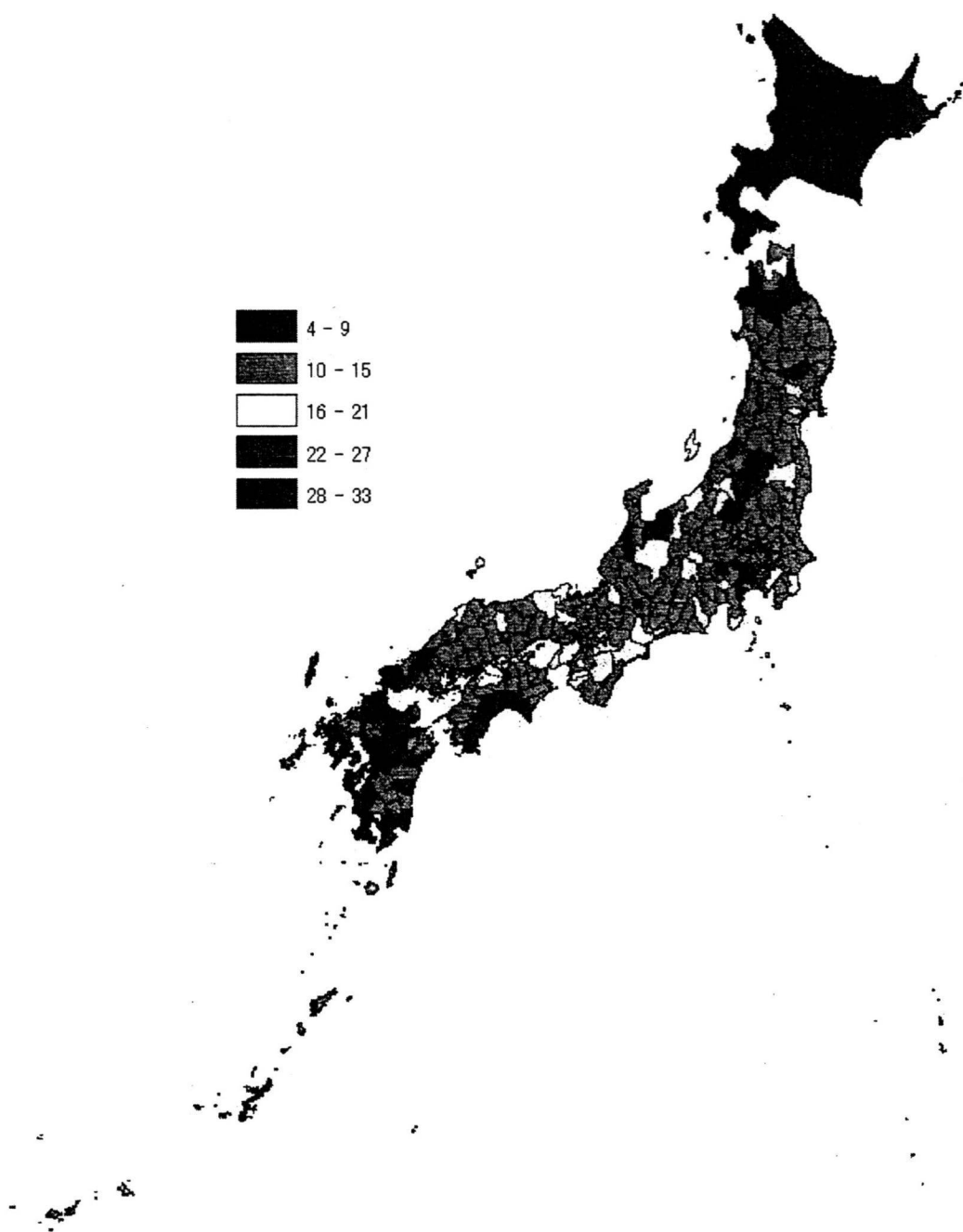
図3：高齢者の年齢階級別在宅死亡割合



注：年齢階級別の再掲データで作成している。

出所：筆者作成

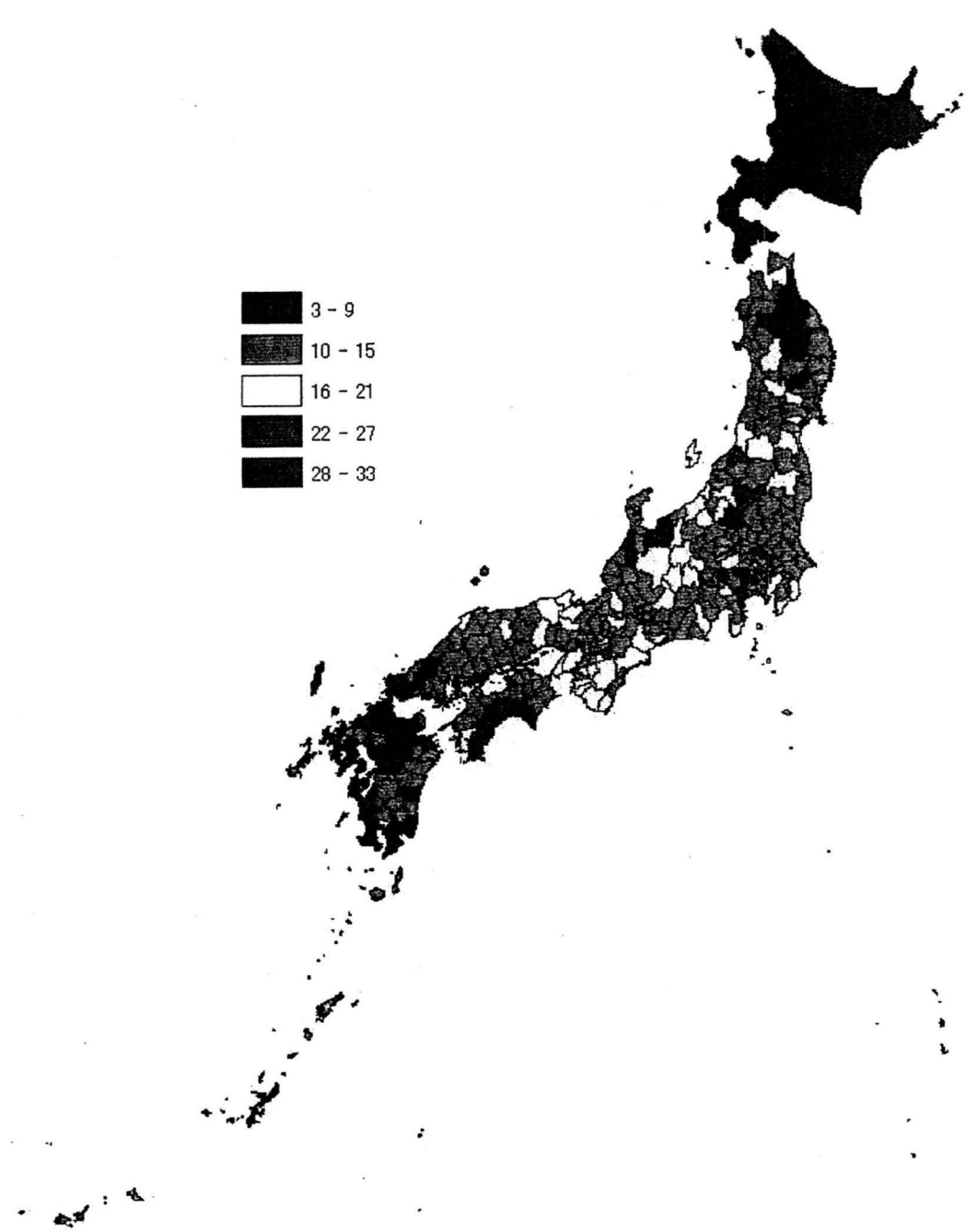
図 4 : 二次医療圏別の自宅死亡割合 (%) ; 平成 17 年 ; 死亡時年齢 65 歳以上)



注 : 年齢階級別の再掲データで作成している。

出所 : 筆者作成

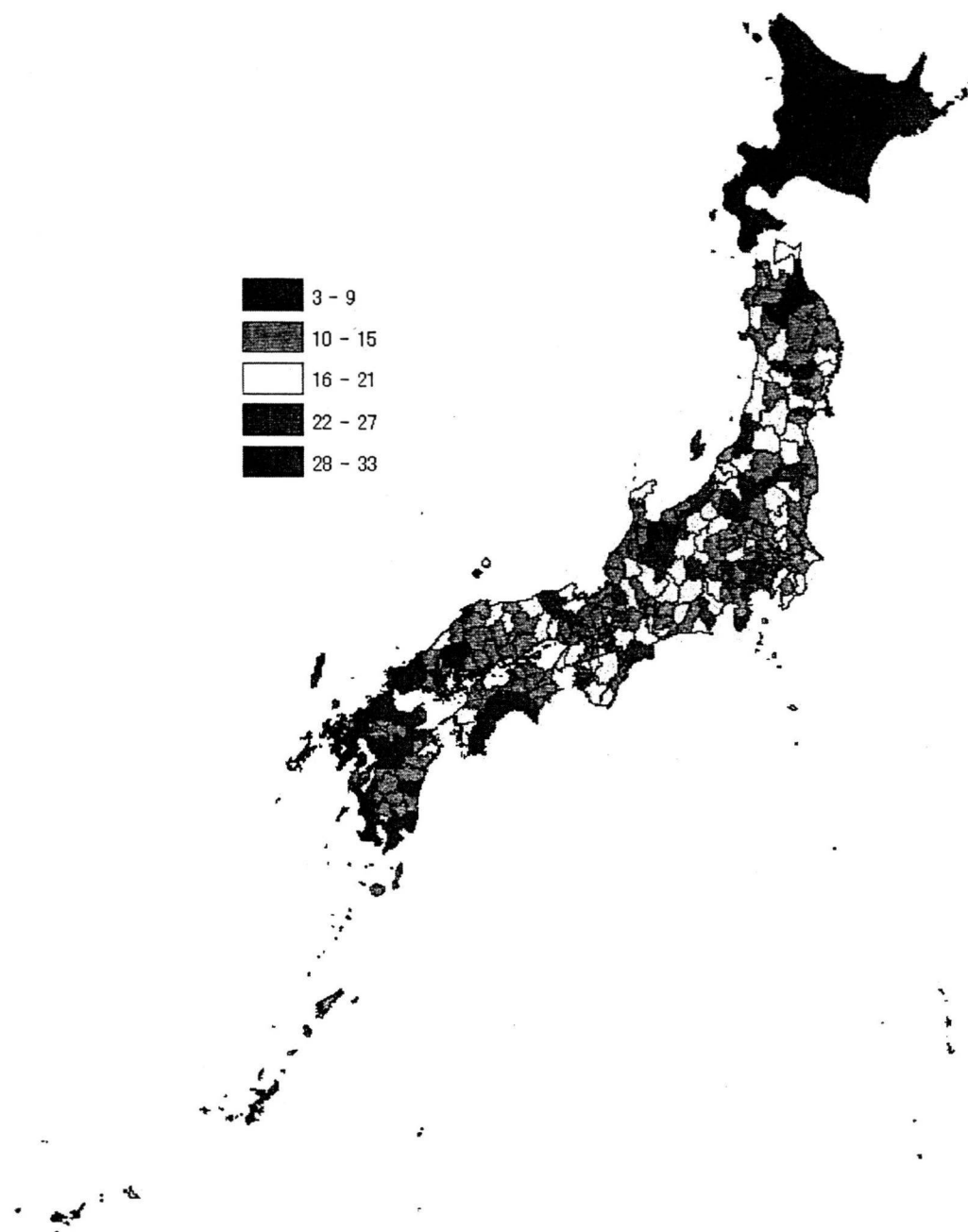
図5：二次医療圏別の自宅死亡割合（%；平成17年；死亡時年齢75歳以上）



注：年齢階級別の再掲データで作成している。

出所：筆者作成

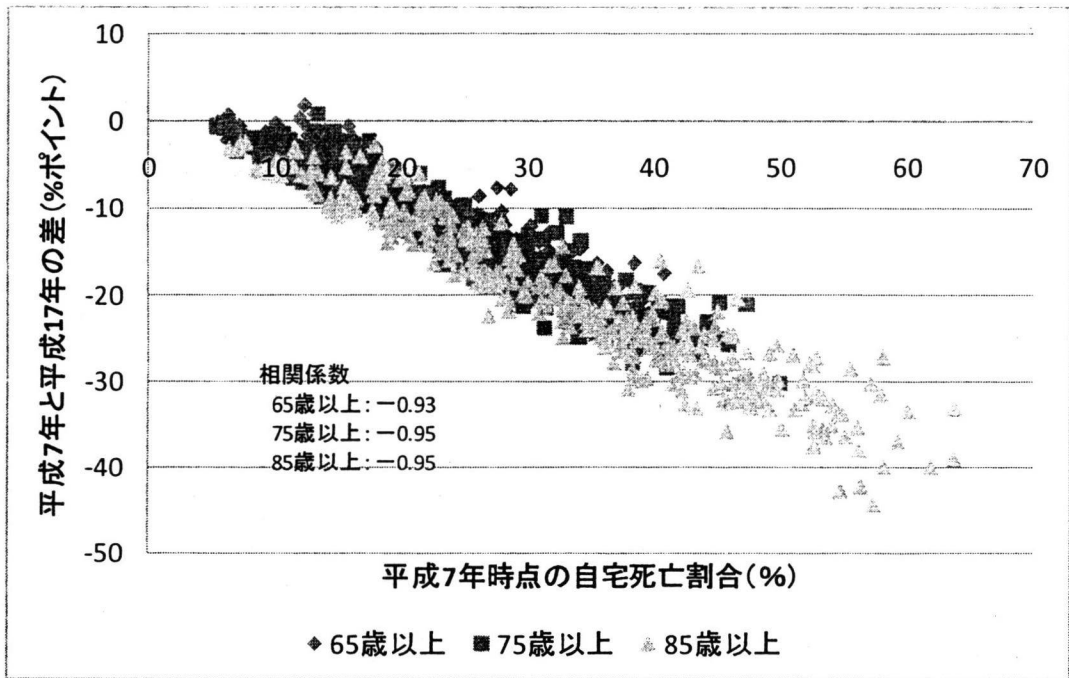
図 6 : 二次医療圏別の自宅死亡割合 (%) ; 平成 17 年 ; 死亡時年齢 85 歳以上)



注 : 年齢階級別の再掲データで作成している。

出所 : 筆者作成

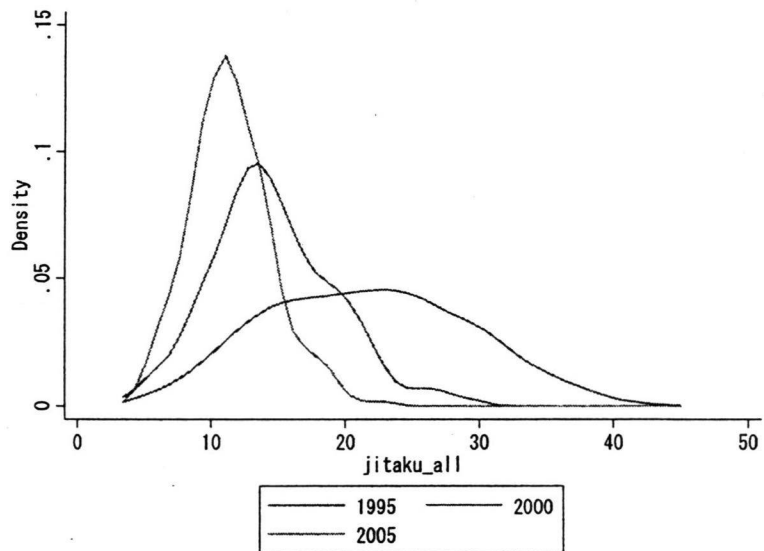
図7：二次医療圏別の自宅死亡割合推移（死亡時年齢65歳以上）



注：年齢階級別の再掲データで作成している。

出所：筆者作成

図8：各年の高齢者の自宅死亡割合の分布（全死因）



出所：筆者作成