

## 第4章 農家は長寿か： 農業と疾病・健康との関係に関する統計分析

川崎 賢太郎

### 1. はじめに

職業は健康を左右しうる。例えば農業の場合、日常的に体を動かすことによる体力の増進が期待できるし、仕事柄、健全な食生活にも関心が向きやすいであろう。その一方で、トラクターの横転事故や農薬の使用による健康被害といった負の側面も考えられる。本研究は、農業者が非農業者と比べて健康・長寿かを明らかにすることを目的とする。具体的には、市町村レベルのデータを用いて、農業者が人口に占める割合と、当該市町村の死亡率の関係を統計的に解析する。

### 2. 先行研究

農業者が健康か否かに関するエビデンスは既にいくつか存在する。我が国を対象とした研究について言えば、例えば厚生労働省の2000年の調査（平成12年度・人口動態職業・産業別統計）によると、20～64歳の死亡率（人口に占める死亡者の割合）を職業別に比べた場合、農業者は平均よりもやや高いことがわかっている。死亡率（年齢調整済・全死因）は、全職業平均では男性で2.9（人/1000人）、女性で同1.3だが、農林漁業従事者ではそれぞれ3.2と1.0と、男性では若干高い傾向となっている。死因別に見ると、不慮の事故と自殺は農林漁業の方が高く、心疾患と悪性新生物は農林漁業の方が低くなっている。同様の傾向は、1980～2005年の国内30～59歳男性に焦点を当てた医学研究でも見出されている（Wada, K. et al., 2012）。

しかしこうした単純な死亡率の比較では、職業以外の要因が考慮されないことに注意が必要である。農業者の死亡率が高いのは、職業が原因ではなく、例えば所得の低さや農村部に病院が少ないことが原因かもしれない。こうした職業と相関した他の要因を適切にコントロールしなければ、誤った推論を行うことにつながってしまう。また上記の例は若年層が分析対象だが、死亡者の85%、農業者の約半数が65歳以上であることを考えれば、高齢者を無視すべきではない。そこで本研究では、高齢者も対象に、職業以外の様々な要因をコントロールした計量経済学的な分析を行うことで、より適切に職業と死亡率の関係を精査する。

なお欧米では、農業者は非農業者よりも死亡率が低いこと、ガン・循環器疾患が少ないこと、入院確率が低いことなど、農業者のほうが非農業者よりも健康である傾向が、様々な研究で見出されている（Waggoner et al., 2011; Blair et al., 1992, 2005; Armitage et al., 2012; Fleming et al., 1999; Stiernstrom et al., 2001）。

### 3. 推計方法

まず職業と死亡率を表す個人レベルのモデルとして、以下の線形モデルを仮定する。

$$y_{cai} = \alpha + \sum_n \beta_n x_{cai} + \sum_k \gamma_k z_c + \theta_a + e_{cai} \quad (1)$$

インデックス  $c$ ,  $a$ ,  $i$  はそれぞれ市町村、年齢階層（5歳刻み）、個人を表す。また  $y$  は死亡する確率、 $x$  は個人の属性（職業と教育水準）を表すダミー変数である。 $z$  は市町村の属性（病院数、土地利用など）であり、市内の全居住者で共通の値をとる。 $\theta$  は各年齢階層に固有の効果（fixed effects）、 $e$  は誤差項である。係数  $\beta$  や  $\gamma$  は、 $x$  や  $z$  が死亡率に及ぼす影響（因果関係）を表す。

この個人レベルの関係式を、市町村×年齢階層レベルで集計して平均をとると、

$$\frac{\sum_i y_{cai}}{N_{ca}} = \alpha + \sum_n \beta_n \frac{\sum_i x_{cai}}{N_{ca}} + \sum_k \gamma_k z_c + \theta_a + \frac{\sum_i e_{cai}}{N_{ca}} \quad (2)$$

となる。ただし  $N_{ca}$  は市町村  $c$ , 年齢階層  $a$  の人口である。左辺は市町村別・年齢階層別の平均死亡率（人口に占める死亡者の割合）を表しており、右辺の第二項は  $x$  の平均値、すなわち各職業の従事者数のシェアを表している。つまり個人レベルの死亡率を決定するモデルとして(1)式のような線形モデルを仮定できるならば、市町村レベルで集計した場合の係数は、個人レベルの係数と等しくなる（Rosenbaum and Rubin,1984）。なお誤差項の分散は、人口が多いほど小さくなる。従って推計の際には、人口をウェイトとした **weighted least square** を用いる。

しかし線形のモデルは死亡率が0から1の間の値をとるという事実を再現できない。従って理想的には個人レベルのモデルとして **log-linear** モデルやポアソンモデルを用いるべきであるが、この場合、モデルが非線形のため、個人を足し上げた地域モデルは、個人モデルとは全く異なる関数型になってしまう。換言すれば、市町村レベルの平均値を用いて、**log-linear** モデルやポアソンモデルを推計しても、そのパラメータは個人レベルのパラメータとは一致しないことになる。こうした問題は医学・疫学分野で集計バイアス・**Ecological Fallacy** と呼ばれ（Wakefield,2008）、これを回避するための様々な知見が蓄積されてきた。

最も望ましいのは個人レベルのデータを使うことであるが、そのためには同一の個人を長期間に渡って観測し続けなければならない、多くの時間と調査費を必要とする。一方地域レベルのデータを用いる場合、その結果をできるだけ個人レベルの結果に近づけるためには、データを細かく階層化すると共に、地域間の相関関係も考慮することが推奨されている（Lancaster et al.,2006a,2006b; Rosenbaum and Rubin,1984; Guo,2011; Dufault and Klar,2011）。本研究では、市町村別・男女別・5歳階級別でデータを細かく階層化すると共に、県レベルの **clustered standard error** を用いて市町村間の相関を明示的に考慮することとした。

#### 4. データ

第2式を推計するために必要なデータを2005年と2010年を対象に作成した。まず左辺の死亡率を求めるためには、死亡数と人口が必要である。死亡数は、人口動態調査の個票を用いて、2014年時点の市町村（全国約1700）ごとに、男女別、5歳階級別に計算した。同様に人口のデータも、市町村×男女×5歳階級別に、国勢調査より収集した。死亡率の誤差を減らすため、死亡者数は単年度ではなく複数年の累積死者数を用いている。具体的には、2005年の分析では、2004～2006年の累積死者数を、2010年では、2008～2010年のそれを使った。なお死亡率は職業別とはなっていないことに留意されたい。

第2式のうち、 $\frac{\sum_i x_{cai}}{N_{ca}}$ の部分には、職業別の人口シェアが用いられる。分子となる職業

別人口は、市町村別、男女別、5歳階級別に国勢調査から得た。なお国勢調査における「農業者」の定義は、専ら農業に従事する者を指し、農業に従事していても他産業からの報酬の方が多き者は含まない。

このほか職業以外の影響をコントロールするため、様々な変数（学歴、所得、病院数、医師数、道路総延長、土地利用等）を収集して、回帰分析を実施した。第1表に各変数の定義、基礎統計量を示した。

第1表 基礎統計量

	2010		2005	
	男	女	男	女
市町村×男女×5歳階級別の変数				
職業別の人口シェア				
農業	2.40%	1.60%	2.80%	2.10%
林業	0.10%	0.00%	0.10%	0.00%
漁業	0.30%	0.10%	0.30%	0.10%
鉱業	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
建設業	7.20%	1.20%	7.80%	1.20%
製造業	12.50%	5.20%	12.30%	5.70%
電気・ガス・熱供給・水道業	0.50%	0.10%	0.40%	0.10%
情報通信業	2.20%	0.80%	1.80%	0.60%
運輸業	4.90%	1.10%	4.30%	0.80%
卸売・小売業	9.10%	8.70%	8.90%	8.60%
金融・保険業	1.30%	1.40%	1.20%	1.20%
不動産業	1.30%	0.70%	0.80%	0.50%
飲食店・宿泊業	2.50%	3.70%	2.10%	2.90%
医療・福祉	2.70%	8.20%	2.10%	6.50%
教育・学習支援業	2.20%	2.60%	2.00%	2.30%
複合サービス事業	0.40%	0.30%	0.80%	0.40%
サービス業(他に分類されないもの)	4.00%	2.20%	8.10%	5.80%
公務(他に分類されないもの)	2.80%	0.90%	2.70%	0.80%
分類不能の産業	3.70%	2.60%	1.00%	0.70%
学術研究・専門・技術サービス業	2.40%	1.10%	.	.
生活関連サービス業・娯楽業	1.70%	2.30%	.	.
無職	35.80%	55.20%	40.50%	59.70%
計	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
大卒・大学院卒の人口シェア	22.8%	9.7%	22.7%	9.6%
市町村別の変数				
医師数(人口一人あたり人)	0.002	0.002	0.002	0.002
田の面積(ha/km <sup>2</sup> )	7.927	7.950	8.356	8.391
畑の面積(ha/km <sup>2</sup> )	5.498	5.410	5.731	5.643
生活保護費(市町村財政)(人口一人あたり千円。2011年値)	28.279	28.483	28.155	28.297
主要道路実延長(km/km <sup>2</sup> 。市町村道を除く。2011年値)	0.997	0.989	0.989	0.980
病院数(施設数/km <sup>2</sup> 。2011年値)	0.165	0.163	0.169	0.166
百貨店・総合スーパー数(施設数/km <sup>2</sup> 。2009年値)	0.070	0.069	0.069	0.067
商業・近隣商業地域面積(ha/km <sup>2</sup> )	3.640	3.581	3.571	3.501
工業・準工業地域面積(ha/km <sup>2</sup> )	5.829	5.724	5.736	5.617
課税対象所得(納税義務者一人あたり百万円。対数。2012年値)	1.142	1.138	1.226	1.222
人口密度(人/km <sup>2</sup> 。対数)	7.173	7.140	7.148	7.110

注. 市町村別・男女別の人口で加重平均しているため、市町村別の変数であっても男女間にわずかな差が生じる(男女間の居住地の差異が反映される)。

## 5. 計測結果

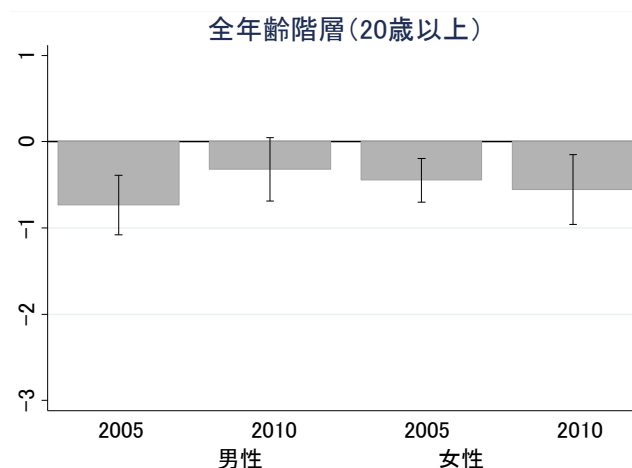
### (1) 全年齢階層

第1表に示したように実際には約20種類の職業ごとに係数が計測されるが(多重共線性を回避するため、回帰分析では「無職」の係数はゼロと固定した。それ以外の職業の係数は、無職を基準とした相対的な値として解釈される)、煩雑さを避けるため、農業と非農

業に集計し、以下では分析結果を「農業のインパクトー非農業のインパクト」で表示する。インパクトとは、(1)式や(2)式の係数 $\beta$ のことであり、各職業の人口割合が1%ポイント増えたときに、死亡率が何%変化するかを表すものである。もし「農業のインパクトー非農業のインパクト」がマイナスであれば、農業者の割合が増えるほどその地域の死亡率が下がることを意味する。非農業のインパクトを計算する際には、職業ごとの人口（男女別・年齢別に計算される）で係数を加重平均した。

第1図が全年齢階層（20歳以上）を対象とした推計結果である。年次・性別によらず、いずれもマイナスで、統計的にもおおむね有意なことがわかる。職業以外の影響は回帰分析によってコントロールされているので、この結果は、所得や地域環境といった他の条件が同一だったとしても、農業者の割合が高まれば死亡率が低下することを意味する。こうした傾向が地域レベルで見られたということは、個人レベルでも農業者の方が非農業者よりも長寿である、と類推できる。同様の傾向は、職業別に寿命を推計した笠島・鏡森（2005）でも観察されている。

また掲載は省くが、職業以外の変数では、大卒比率（男性のみ）、所得（納税義務者一人あたり・対数）、病院数（面積あたり）などが死亡率を減らす一方で、生活保護費（一人あたり）、商業・近隣商業地域面積（比率）、工業・準工業地域面積（比率）は逆に死亡率を引き上げる働きを有していた。経済状態や医療アクセスが人々の健康に影響を与えていることがわかる。県別の固定効果の大きさを見ると、死亡率の低い県は、男性は長野・熊本・宮崎であり、女性は沖縄・島根・熊本であった。死亡率の高い県は男女とも二大都市圏、男性では青森であった。先行研究では、青森県に代表される非都市型不健康と、東京都や大阪府に代表される都市型不健康が混在するのが現在の特徴とされているが（福田, 2007）、こうした指摘と矛盾しない結果と言えよう。



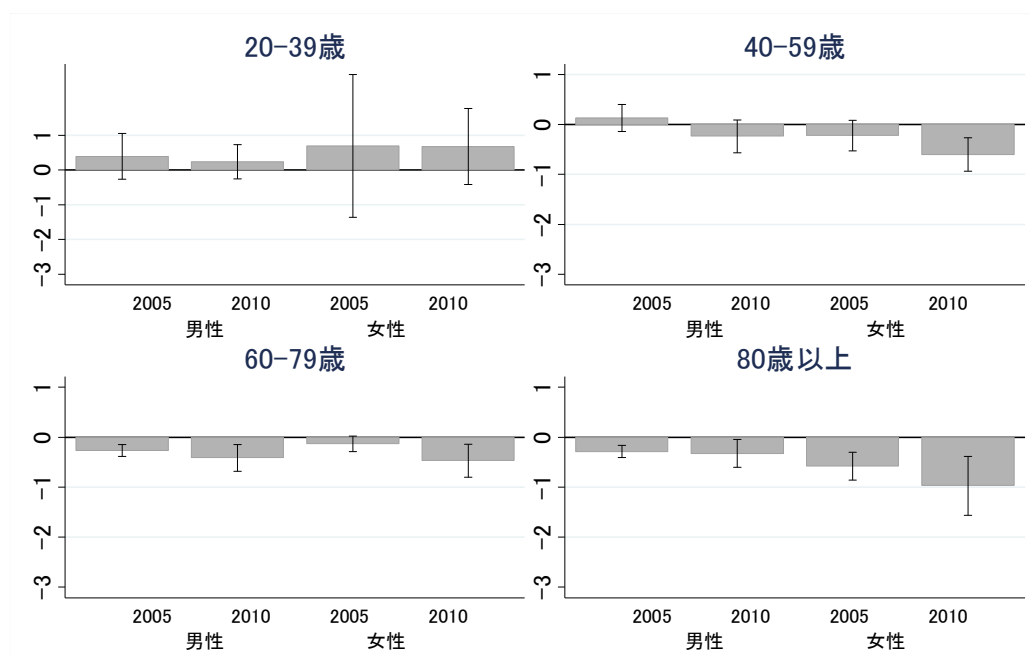
第1図 全年齢階層

注. 縦軸は「農業のインパクトー非農業のインパクト」。例えばこの値が-0.5であれば、人口に占める農業者の割合が1%ポイント増加し、それに伴って非農業者の割合が1%ポイント低下した場合に、当該地域の死亡率が0.5% (0.5%ポイントではない) 下がることを意味する。垂直線は90%

信頼区間であり、ゼロと重なっていないければ、統計的に有意であることを意味する。男女別・年別に4パターンの推計を行った。

## (2) 年齢階層別

次に年齢階層別の結果を見ると(第2図)、20~59歳では統計的な有意性は見られないが、60歳以上ではいずれもマイナスで統計的にも有意である。死亡率の低下は、高齢の農業者に認められることがわかる。



第2図 年齢階層別

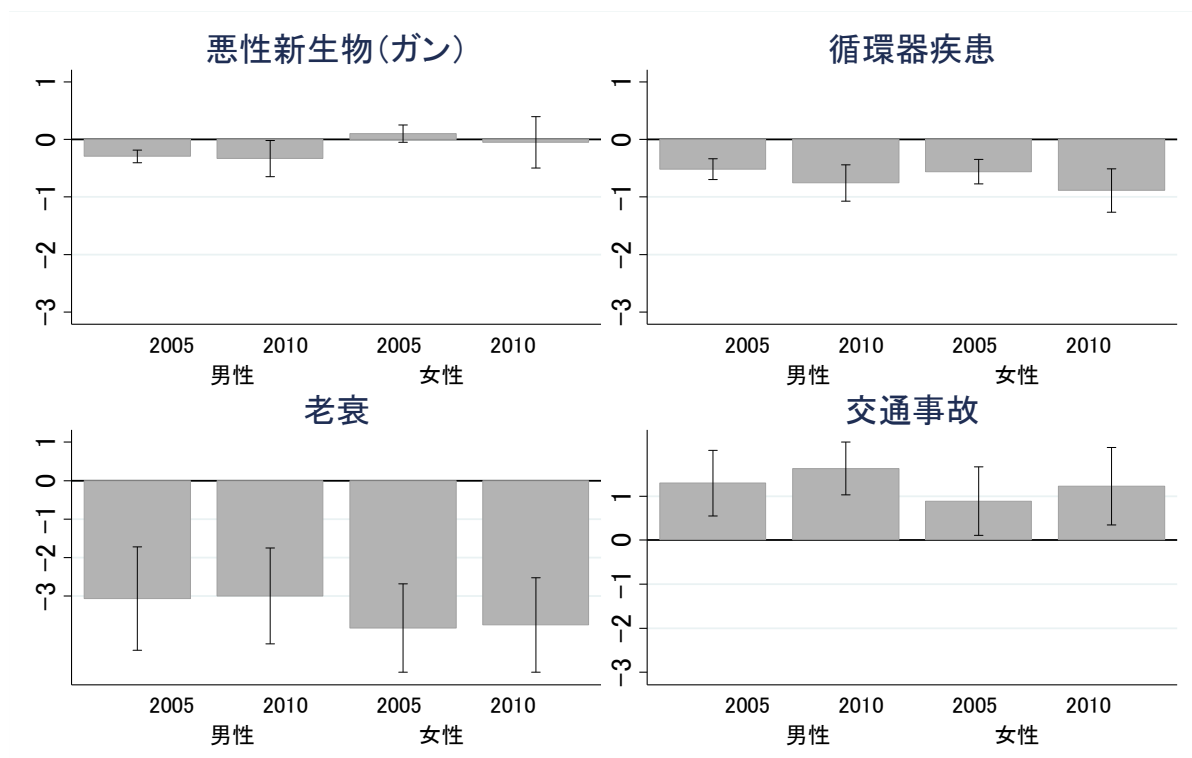
なお60歳以上の大半は無職者であり(従って非農業のインパクトを計算する際には、無職者の係数が強く反映される)、その一部には病気で働けない者も含まれるはずである。一方、農業者は、農業に従事している事実からも分かるように、働けないほど不健康な者は含まれない。つまり上記の結果は、農業をすることによって健康になる、という因果関係を表しているのか、それとも単に元来の健康度合いの違い、即ち、健康だから農業をする、または不健康だから無職になる、ことが反映されただけなのかを区別できない(セレクションバイアス・healthy worker effect)。そこで本稿ではいくつかの頑健性のテストを行った。第一に、無職者を除いた非農業就業者の結果のみを用いて、非農業のインパクトを計算した。就業者同士であれば、元来の健康度合いに大差はないはずである。第二に、職業シェアを定年前の情報で定義し、その数年後の死亡率に与える影響に注目した。即ち職業シェアは2005年の55~59歳のデータに基づき計算し、死亡数は、2006年の56~60歳、

2007年の57～61歳、2010年の60～65歳の累積値を用いた。定年前ならほぼ全員働いているため、(健康だから働くという)セレクションバイアスを回避できるはずである。なおこの方法を正当化するためには、市外への転出および市外からの転入の傾向が、農家・非農家間で差がないという仮定が新たに必要になる。結果は省くが、いずれの場合も農業者の方が死亡率は有意に低く、セレクションバイアスの可能性は低いことが示唆された。

### (3) 死因別

最後に60歳以上を対象に死因別の分析を行う。なお2010年の死因の上位(全年齢階層・男女計)は、ガン(悪性新生物)、循環器疾患(心疾患、脳血管疾患)、呼吸器疾患(肺炎など)がトップ3を占めており、老衰、不慮の事故(交通事故など)、自殺などがこれらに続く(厚生労働省人口動態統計)。

推計結果は第3図に示した。農業者の割合が増えると、老衰と循環器疾患(心筋梗塞や脳卒中など)による死亡率が下がることがわかる。例えば年の初めに1万人の農業者がいたとすれば、このうち年末までに老衰や循環器疾患で亡くなる人の数は、(同じ町、性別、年齢階層の)1万人の非農業者のそれと比べて少ない、ということである。老衰は体力の有無と、循環器疾患は運動や食生活と関連があるとされているので、本研究の結果は、日ごろから体を動かし、新鮮な農産物を摂っている農業者の生活習慣が反映されたものかもしれない。一方、交通事故(トラクター等の事故を含む)による死亡率は上がる傾向にある。2節で紹介したように同様の傾向は若年層でも見られるが(厚生労働省の調査結果)、これは農作業中の横転事故などを反映しているものと考えられる。掲載は省いたが、呼吸器疾患と腎疾患は男性のみ有意にマイナス、肝疾患と自殺に関しては男女とも有意ではなかった。



第3図 死因別

## 6. おわりに

地域レベルの分析のため、分析の精度には限界があるが、60歳以上に限れば、所得や地域環境が同一条件だったとしても、農業者の人口割合が高まるほど地域の死亡率が下がることがわかった。性別や時期（2005・2010年）によらず、その結果は頑健であった。またセレクションバイアスの可能性も低く、「健康だから農業」ではなく、「農業だから健康」という因果関係が示唆された。

こうした地域レベルの分析結果は、農業者の方が非農業者よりも長寿である、ということが、個人レベルで成立していることを示唆する。死因別に見ると、老衰・循環器疾患による死亡率が特に減る一方で、絶対数は少ないものの、交通事故による死亡率は上がる傾向にある。今後の研究では、一体なぜ農業者の方が長寿なのか、すなわち原因が運動習慣にあるのか、食生活か、それとも心理的なストレスなのか、といった問題を解明していくことが有益と考えられる。



## [引用文献]

- Armitage, T. L., Mitchell, D., and Schenker, M. (2012), Mortality in the California farmer health study cohort. *Journal of agromedicine*, 17(3), pp.288-299.
- Blair, A. et al. (1992), Clues to cancer etiology from studies of farmers. *Scandinavian journal of work, environment & health*, 18(4), pp.209-215.
- Blair, A. et al. (2005), Mortality among participants in the agricultural health study. *Annals of epidemiology*, 15(4), pp.279-285.
- Dufault, B., & Klar, N. (2011), The quality of modern cross-sectional ecologic studies: a bibliometric review. *American Journal of Epidemiology*, 174(10), pp.1101-1107.
- Fleming, L.E., Bean, J.A., Rudolph, M., and Hamilton, K. (1999), Mortality in a cohort of licensed pesticide applicators in Florida. *Occupational and environmental medicine*, 56(1), pp.14-21.
- Guo, H. R. (2011), Age adjustment in ecological studies: using a study on arsenic ingestion and bladder cancer as an example. *BMC Public Health*, 11(1), pp.820.
- Lancaster, G. A., Green, M., & Lane, S. (2006a), Linkage of survey data with district-level lung cancer registrations: a method of bias reduction in ecological studies. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60(12), pp.1093-1098.
- Lancaster, G. A., Green, M., & Lane, S. (2006b), Reducing bias in ecological studies: an evaluation of different methodologies. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 169(4), pp.681-700.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1984), Difficulties with regression analyses of age-adjusted rates. *Biometrics*, 40, pp.437-443.
- Stiernström, E. L., Holmberg, S., Thelin, A., and Svärdsudd, K. (2001), A prospective study of morbidity and mortality rates among farmers and rural and urban nonfarmers. *Journal of clinical epidemiology*, 54(2), pp.121-126.
- Wada, K. et al. (2012), Trends in cause specific mortality across occupations in Japanese men of working age during period of economic stagnation, 1980-2005: retrospective cohort study. *BMJ*, 344.
- Waggoner, J. K. et al. (2011), Mortality in the agricultural health study, 1993–2007. *American journal of epidemiology*, 173(1), pp.71-83.
- Wakefield, J. (2008), Ecologic studies revisited. *Annual Review of Public Health*, 29, pp.75-90.
- 笠島茂・鏡森定信 (2005) 「職業と平均寿命」『日本医事新報』(4247), pp.129-131。
- 福田吉治・今井博久 (2007) 「日本における「健康格差」研究の現状 (特集 健康格差と保健医療政策)」『保健医療科学』, 56(2), pp.56-62。