

88 投稿

国民生活基礎調査における 日常生活に影響のある者の割合に対する無回答の影響

ハシモト シュウジ カワド ミ ユ キ オジマ トシユキ ツジ イチロウ
橋本 修二*1 川戸 美由紀*2 尾島 俊之*3 辻 一郎*4

目的 平成22年と25年の国民生活基礎調査における生活影響あり割合（健康日本21（第二次）の健康寿命の基礎資料）に対する生活影響の無回答の影響を評価した。

方法 同調査を統計法33条による調査票情報の提供を受けて利用した。自覚症状と通院の有無ごとに、生活影響ありと生活影響の回答なしの年齢調整割合を算定した。生活影響の無回答者における生活影響の有無を自覚症状と通院の回答状況から推計し、生活影響あり年齢調整割合について、調査対象者（生活影響の無回答者を含む）の推計値と生活影響の回答者の調査値を比較した。年齢調整の標準人口には平成25年の調査対象者を用いた。

結果 生活影響の回答なし割合は平成22年が13%で25年が2%であった。自覚症状または通院がある場合は、なしの場合と比べて、生活影響あり年齢調整割合は著しく大きかったが、生活影響の回答なし年齢調整割合はほぼ一致した。生活影響あり年齢調整割合について、通院と自覚症状の回答状況による調査対象者の推計値は生活影響の回答者の調査値とほぼ一致し、平成22年では男性12.6～12.7%と女性15.2%、25年では男性12.1%と女性14.6%であり、推計値と調査値の比が1.002～1.005倍であった。

結論 平成22年と25年の生活影響あり割合に対して、生活影響の回答なしがほとんど影響しなかったと示唆された。

キーワード 健康寿命，健康日本21（第二次），日常生活に制限のある期間の平均，国民生活基礎調査，保健統計

I はじめに

健康日本21（第二次）の健康寿命の「日常生活に制限のある期間の平均」において、平成22年と25年の国民生活基礎調査の「あなたは現在、健康上の問題で日常生活に何か影響がありますか」に対する「ある」と回答した者の割合（以下、生活影響あり割合）が用いられている¹⁾²⁾。生活影響あり割合の算定には同質問への「ある」と「ない」の回答者を用いており、無回答者を含めていない。

国民生活基礎調査の大規模調査において、健康票の回収方式が平成13・16・19・22年の密封から25年は開封（やむを得ない場合は密封）に変更された³⁾⁴⁾。この変更に伴って、生活影響の回答なし割合が大きく変化し、その変化によって、生活影響あり割合とそれに基づく「日常生活に制限のある期間の平均」が影響を受けたかもしれない。一方、健康票の調査方法はいずれの年次も留め置き法であり、回収世帯数の割合は平成22年で79.4%、25年で79.6%と変化がなかった。

*1 藤田保健衛生大学医学部衛生学講座教授 *2 同講師

*3 浜松医科大学健康社会医学講座教授 *4 東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野教授

本研究の目的は、平成22年と25年の生活影響あり割合に対する生活影響の無回答の影響を評価することとした。

II 方法

平成22年と25年の国民生活基礎調査について、統計法33条による調査票情報の提供（厚生労働省発統1110第4号（平成26年11月10日））を受けて、生活影響とともに、自覚症状、通院、健康意識、悩みやストレス、こころの状態の回答状況を用いた³⁾⁴⁾。

すべての解析は年次別、性別に行った。生活影響と他の項目の回答なし割合および生活影響の無回答者における他の項目の回答なし割合を算定した。自覚症状と通院について、あり、なしと回答なしごとに、生活影響あり割合と生活影響の回答なし割合を算定した。また、自覚症状と通院について、あり、なしと回答なしおよび年齢階級ごとに、生活影響ありとなしの割合を用いて、生活影響の無回答者数を生活影響の

ありとなしに比例按分し、調査対象者（生活影響の無回答者を含む）における生活影響ありとなしの人数および生活影響あり割合を推計した（それぞれを推計値）。この推計値と区別するために、生活影響の回答者における生活影響ありとなしの人数および生活影響あり割合を調査値と呼ぶ。生活影響あり割合と生活影響の回答なし割合の調査値と推計値は、平成25年の調査対象者を標準人口とする年齢調整割合を算定した。

III 結果

表1に生活影響と他の項目の回答なし割合を示す。生活影響の回答なし割合は平成22年で13%と25年で2%であり、いずれの年次も年齢とともに上昇傾向であった（表に示していない）。他の項目の回答なし割合は自覚症状と通院が1~2%、健康意識、悩みやストレス、こころの状態が平成22年で11~18%と25年で1~5%であった。

表1 生活影響と他の項目の回答なし割合

	平成22年				平成25年			
	男性		女性		男性		女性	
	回答なし (千人)	割合 ¹⁾ (%)	回答なし (千人)	割合 ¹⁾ (%)	回答なし (千人)	割合 ¹⁾ (%)	回答なし (千人)	割合 ¹⁾ (%)
生活影響	6 890	12.5	7 806	13.2	990	1.8	1 139	1.9
自覚症状	1 059	1.9	1 218	2.1	413	0.7	436	0.7
通院	1 091	2.0	1 242	2.1	368	0.7	425	0.7
健康意識	7 127	13.0	7 846	13.2	666	1.2	703	1.2
悩みやストレス	5 550	10.8	6 100	10.9	754	1.4	743	1.3
こころの状態	8 718	17.0	9 955	17.8	2 464	4.7	3 003	5.3

注 1) 調査対象者における回答なしの割合 (%)

表2 生活影響の無回答者における他の項目の回答なし割合

	平成22年				平成25年			
	男性		女性		男性		女性	
	回答なし (千人)	割合 ¹⁾ (%)	回答なし (千人)	割合 ¹⁾ (%)	回答なし (千人)	割合 ¹⁾ (%)	回答なし (千人)	割合 ¹⁾ (%)
生活影響の無回答者 総数	6 890	100.0	7 806	100.0	990	100.0	1 139	100.0
自覚症状	317	4.6	380	4.9	131	13.2	124	10.9
通院	362	5.3	393	5.0	164	16.6	165	14.5
健康意識	6 282	91.2	6 926	88.7	342	34.5	361	31.7
悩みやストレス	4 819	69.9	5 401	69.2	254	25.6	271	23.8
こころの状態	5 178	75.2	5 926	75.9	354	35.8	438	38.4

注 1) 生活影響の無回答者における回答なしの割合 (%)

表2に生活影響の無回答者における他の項目の回答なし割合を示す。生活影響の無回答者における回答なし割合は自覚症状と通院が平成22年で5%と25年で11~17%、健康意識、悩みやストレス、こころの状態が22年で69~91%と25年で24~38%であった。

表3に自覚症状の回答状況から推計した生活影響あり割合を示す。生活影響の調査値をみると、平成22年と25年では、生活影響あり年齢調整割合は自覚症状のありが男女とも29%で、なしの男性4%と女性5%よりも著しく大きかった。生活影響の回答なし年齢調整割合は自覚症状の有無の間

で男女ともほぼ一致し、平成22年で12～13%と25年で1～2%であった。自覚症状の合計の生活影響あり年齢調整割合をみると、推計値は調査値とほぼ一致し、平成22年で男性12.7%（調査値の1.005倍）と女性15.2%（同1.005倍）、25年で男性12.1%（同1.004倍）と女性14.6%（同1.003倍）であった。

表4に通院の回答状況から推計した生活影響あり割合を示す。自覚症状とほぼ同様の結果であった。生活影響の調査値をみると、平成22年と25年では、生活影響あり年齢調整割合は通院のありがなしよりも著しく大きかったが、生活影響の回答なし年齢調整割合は通院の有無の間ではほぼ一致した。通院の合計の生活影響あり年齢調整割合をみると、推計値は調査値とほぼ一致し、平成22年では男性12.6%（調査値の1.002倍）と女性15.2%（同1.003倍）、25年では男性12.1%（同1.003倍）と女性14.6%（同1.002倍）であった。

表3 自覚症状の回答状況から推計した生活影響あり割合

	生活影響の調査値（千人）			生活影響の推計値（千人）	
	あり（%） ¹⁾	なし	回答なし（%） ²⁾	あり（%） ¹⁾	なし
平成22年					
男性	5 479(12.59)	42 622	6 890(12.83)	6 677(12.66)	48 313
自覚症状あり	4 337(28.54)	9 743	2 403(12.32)	5 281(28.54)	11 202
なし	1 075(4.24)	32 204	4 170(12.26)	1 276(4.24)	36 172
回答なし	67(11.28)	675	317(30.25)	120(11.28)	939
女性	7 022(15.13)	44 462	7 806(13.53)	8 620(15.21)	50 670
自覚症状あり	5 865(29.02)	13 080	3 370(13.28)	7 187(29.02)	15 128
なし	1 071(4.82)	30 630	4 055(12.76)	1 285(4.82)	34 471
回答なし	86(12.36)	752	380(30.74)	148(12.36)	1 070
平成25年					
男性	6 540(12.08)	48 039	990(1.78)	6 737(12.12)	48 831
自覚症状あり	5 210(28.97)	10 394	401(2.11)	5 366(28.97)	10 638
なし	1 300(4.01)	37 393	458(1.28)	1 324(4.01)	37 828
回答なし	30(10.94)	252	131(31.44)	47(10.94)	365
女性	8 551(14.58)	50 588	1 139(1.89)	8 817(14.63)	51 461
自覚症状あり	7 142(29.32)	14 220	538(2.11)	7 359(29.32)	14 541
なし	1 369(4.64)	36 096	477(1.37)	1 397(4.64)	36 545
回答なし	40(12.54)	272	124(27.15)	61(12.54)	375

注 1) ()内は生活影響ありとなしにおける生活影響ありの年齢調整割合 (%)
 2) ()内は生活影響あり、なしと回答なしにおける生活影響の回答なしの年齢調整割合 (%)

表4 通院の回答状況から推計した生活影響あり割合

	生活影響の調査値（千人）			生活影響の推計値（千人）	
	あり（%） ¹⁾	なし	回答なし（%） ²⁾	あり（%） ¹⁾	なし
平成22年					
男性	5 479(12.59)	42 622	6 890(12.83)	6 657(12.61)	48 333
通院あり	4 414(23.59)	12 727	3 317(12.48)	5 398(23.59)	15 060
なし	1 003(4.84)	29 228	3 211(11.90)	1 146(4.84)	32 296
回答なし	62(11.03)	667	362(34.51)	113(11.03)	978
女性	7 022(15.13)	44 462	7 806(13.53)	8 604(15.17)	50 686
通院あり	5 760(25.04)	14 854	4 304(13.49)	7 097(25.04)	17 821
なし	1 171(6.40)	28 850	3 108(12.37)	1 349(6.40)	31 781
回答なし	91(13.28)	758	393(32.68)	158(13.28)	1 084
平成25年					
男性	6 540(12.08)	48 039	990(1.78)	6 733(12.12)	48 836
通院あり	5 443(23.45)	15 170	545(2.03)	5 606(23.45)	15 552
なし	1 073(4.35)	32 689	281(0.93)	1 082(4.35)	32 961
回答なし	24(11.59)	180	164(43.58)	45(11.59)	323
女性	8 551(14.58)	50 588	1 139(1.89)	8 804(14.61)	51 473
通院あり	7 222(25.55)	17 541	666(2.02)	7 434(25.55)	17 994
なし	1 294(5.69)	32 823	307(1.08)	1 308(5.69)	33 115
回答なし	35(12.77)	225	165(36.88)	62(12.77)	364

注 1) ()内は生活影響ありとなしにおける生活影響ありの年齢調整割合 (%)
 2) ()内は生活影響あり、なしと回答なしにおける生活影響の回答なしの年齢調整割合 (%)

Ⅳ 考 察

生活影響の回答なし割合は平成22年の13%から25年の2%へ大きく低下した。健康意識、悩みやストレス、こころの状態も同様の傾向であった。これらの項目は主観的な判断を要する質問内容であり、それに伴い無回答が生じやすい可能性が考えられる⁵⁾⁻⁷⁾。国民生活基礎調査の健康票の回収方式が平成22年の密封から25年

の開封（やむを得ない場合は密封）へ変更され、開封では調査者の審査により回答なしが減少したと考えられる⁴⁾。一方、自覚症状と通院の回答なし割合は平成22年、25年とも低かったが、これらの項目は質問内容があまり主観的な判断を要しないためと考えられる⁸⁾⁹⁾。

生活影響の無回答者における健康意識、悩みやストレス、こころの状態の回答なし割合は高

く、とくに平成22年で69～91%であった。国民生活基礎調査の健康票において、これらの項目は生活影響の直後に位置したため、生活影響の回答なしがこれらの項目の回答なしにつながったと考えられる³⁾⁴⁾。一方、生活影響の無回答者における自覚症状と通院の回答なし割合は比較的低かったが、健康票では両項目が生活影響よりも前に位置したためと考えられる。

自覚症状と通院の回答状況について、生活影響の回答状況との関連性を評価した。生活影響あり年齢調整割合は自覚症状ありがなしに比べて、また、通院ありがなしに比べて著しく大きかった。これは、それぞれの質問内容から当然と考えられる⁶⁾⁹⁾。一方、生活影響の回答なし年齢調整割合は自覚症状の有無の間と通院の有無の間ではほぼ一致した。これは、生活影響の回答の有無が自覚症状と通院の有無とほとんど関連しないことを意味している。とくに、自覚症状と通院の有無が生活影響の有無と強く関連することを考慮すると、生活影響の回答の有無は生活影響の有無と関連しないことが示唆される¹⁰⁾。したがって、生活影響あり割合に対して、生活影響の回答なしがほとんど影響していない可能性が考えられる。

そこで、自覚症状と通院について、その回答状況と年齢階級ごとに、生活影響の無回答者における生活影響の有無を推計し、生活影響あり割合に対する生活影響の回答なしの影響の程度を評価した¹⁰⁾¹¹⁾。仮に、自覚症状と通院の有無によって生活影響の回答なし割合が異なれば、調査対象者（生活影響の無回答者を含む）の生活影響あり割合の推計値は、生活影響の回答者の調査値と異なってくる。実際には、調査対象者の生活影響あり割合の推計値は生活影響の回答者の調査値に対して、平成22年と25年の男女とも1.002～1.005倍とほぼ1であった。以上、平成22年と25年の生活影響あり割合に対して、生活影響の回答なしがほとんど影響しなかったと示唆された。

謝辞

本研究は、平成26年度厚生労働科学研究費補助金（循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業）による「健康日本21（第二次）の推進に関する研究」（課題番号：H25-循環器等（生習）-一般-001，研究代表者：辻一郎）の一環として実施した。

文 献

- 1) 厚生労働省. 健康日本21（第二次）ホームページ (http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/kenkou_nippon21.html) 2015.3.13.
- 2) 橋本修二, 川戸美由紀, 山田宏哉, 他. 健康日本21（第二次）の目標を考慮した健康寿命の将来予測. 日本公衆衛生雑誌 2013; 60(12): 738-44.
- 3) 厚生労働省大臣官房統計情報部編. 平成22年国民生活基礎調査. 2012.
- 4) 総務省統計局. 政府統計の総合窓口ホームページ (<http://www.e-stat.go.jp/>) 2015.3.13.
- 5) 橋本英樹. 今後の国民生活基礎調査の在り方についての一考察: 健康票を中心に. 厚生指標 2009; 56(1): 1-8.
- 6) 橋本修二, 川戸美由紀, 山田宏哉, 他. 国民生活基礎調査の匿名データによる健康状態と喫煙の解析. 厚生指標 2012; 59(13): 27-31.
- 7) Nishi A, Noguchi H, Hashimoto H, et al. Scale development of health status for secondary data analysis using a nationally representative survey. Environmental Health and Preventive Medicine. 2012; 17(3): 252-7.
- 8) 渡邊崇, 鈴木寿則, 坪谷透, 他. 東日本大震災前後での自覚症状有訴者率の変化: 被災者健康診査と国民生活基礎調査の比較. 厚生指標 2013; 60(13): 1-6.
- 9) 橋本英樹. 国民生活基礎調査における健康のとらえ方に関する基礎的検討. 厚生指標 2005; 52(11): 14-22.
- 10) 大隅昇. 調査法ハンドブック. 東京: 朝倉書店; 2011.
- 11) 土屋隆裕. 概説 標本調査法. 東京: 朝倉書店; 2009.