投稿

医療保険医療費の変動の重回帰分析を用いた要因分析

早川（ハヤカワ）　敦（アツシ）*

目的　少子高齢化の進むわが国における社会保障給付費の主柱の１つである医療給付費に関連して，医療費の増加に関する分析は数多く行われている。その多くは，医療供給体制，疾病構造，人口構成などに着目したものとなっている。今回は，素朴に医療費の時系列データから月別の暦的変動要因と制度改正および診療報酬改定の影響を取り除くことにより，１月当たりの潜在的な医療費の増加額，いわば医療費の潜在的な増加速度がどの程度であるかを示そうとするものである。

方法　介護保険制度施行後の平成12年４月からの20年間の月別の医療保険医療費を経過月数を変数とした１次関数として捉え，これにいくつかの説明変数（ダミー変数）を与えることにより，重回帰分析の係数として月別変動の一部を取り出し，潜在的な医療費の１月当たりの増加速度（経過月数の係数）を求める。統計解析はエクセルの標準的な関数を用いて行った。

結果　医療費は，各月のパターンがはっきりしていること，月内の曜日別日数などの暦的要因のほか，種々の制度改正などにより変動していることがわかり，その影響額が統計的に有意なものとして求められた。

結論　潜在的な医療費の増加速度は１月当たり約70億円となっており，年間増加額にすると約１兆円となる。これに対して制度改正や診療報酬改定を行うことにより医療費の増加を抑え込んできていることが数量的に明らかとなった。また，潜在的な医療費は定額で増加していることから，潜在的な医療費の対前年伸び率は年々低下する構造となっている。

キーワード　医療費，時系列，重回帰分析，ダミー変数

Ⅰ　は　じ　め　に

少子高齢化の進むわが国における社会保障給付費の主柱の１つである医療給付費については，年々増加する医療費に関して前年度に対する伸び率を用いて議論されるのが当然のことのようになっている。これは経済指標が伸び率で語られるなかでは必然的であるといえる。このなかでの分析の多くは医療供給体制，疾病構造，人口構成などに着目したものとなっている。だが，医療費は伸び率で議論するほど指数関数的に増加してきているのであろうか。筆者はこの疑問に対して介護保険制度導入後の平成12年４月から令和２年３月までの20年間のデータについて素朴に回帰分析を行うことにより，これまでとは一風変わった結論を得た。意外にも潜在的な医療費は時系列的に線形的な伸び，つまり１月当たりの一定の増加速度を示しており，これに月別変動，月内の曜日構成などの暦的要素のほかに制度改正や診療報酬改定など影響を織り込むことで，実績医療費の月次変動のかなりの部分を説明できることがわかった。本稿はその結果を紹介するものである。

なお，本稿において意見の部分は個人による

*厚生労働省大臣官房国際課課長補佐

ものであり所属する組織とは関係がない。

Ⅱ 方　　法

以下の前提に基づき重回帰分析を行い諸係数を求めることで，医療費が時間的に強い線形性を有することを示す。

（1） 目的変数

e-Stat[1)]における「医療費の動向調査」にある「医療保険医療費データベース」の月次データの医療保険計（以下，医療費）を用いた。

平成12年４月から240月の変動の様子は**図１**のとおりであり，これに直線を当てはめ直線による推計値と実績値の解離の状況を示したものが**図２**である。この段階でも医療費が時の経過についてある程度の線形関係を持つことがみて取れる。本稿では，これにいくつかの要因による効果を織り込み，より強い線形関係を求めようとするものである。

図１　医療費の月次変動

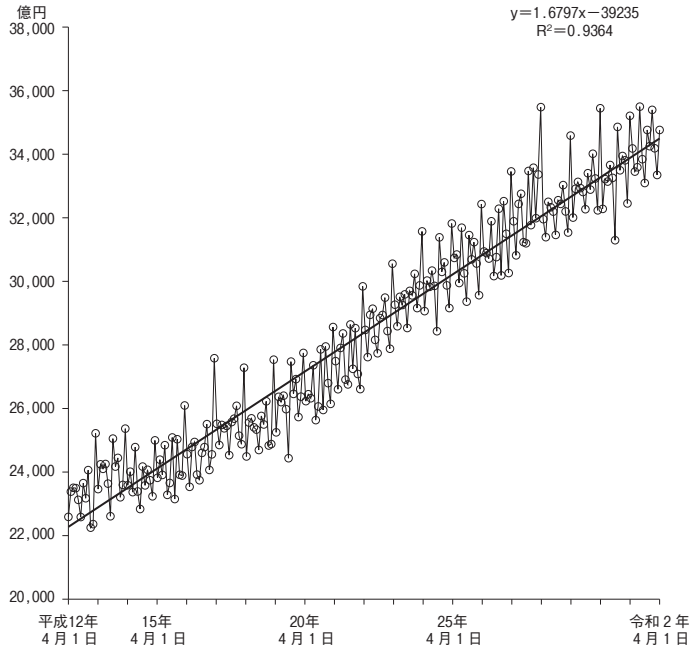
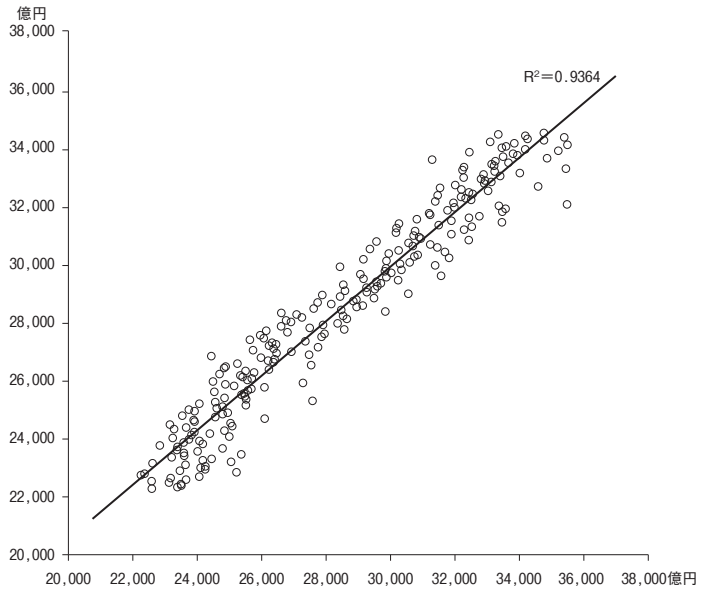


図２　重回帰前（横軸：実績値，縦軸：経過月数による単回帰後の値）



（2） 説明変数

以下のものを用いた。なお，診療報酬改定は２年ごとに行われているが，ここでは，求められた係数が統計的に有意（有意水準１％。以下同じ）とならなかった平成22年度は除外している。

（離散的変数）

①平成12年４月からの経過月数
②当月内の祝日でない月曜日の日数
③当月内の祝日でない火曜日の日数
④当月内の祝日でない水曜日の日数
⑤当月内の祝日でない木曜日の日数
⑥当月内の祝日でない金曜日の日数
⑦当月内の祝日でない土曜日の日数（日曜日が含まれていないことに注意）

（ダミー変数）
⑧当月が４月である
⑨当月が５月である
⑩当月が６月である
⑪当月が７月である
⑫当月が８月である
⑬当月が９月である
⑭当月が10月である

表１　新薬の影響月

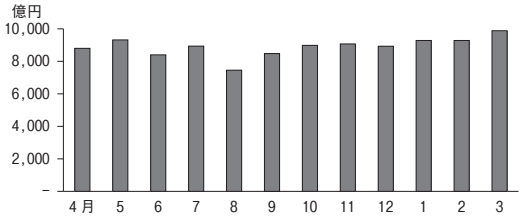
	⑳新薬
平成27年９月～平成28年２月	ハーボニー，ソバルディ

表２　回帰分析結果

説明変数等	係数	t 値	P 値
切片	9 881	8.59	2.03E-15
年月	71.55	31.11	1.39E-80
４月＃	△1 085	-10.86	4.17E-22
５月＃	△ 563	-4.44	1.44E-05
６月＃	△1 483	-16.66	2.75E-40
７月＃	△ 945	-10.41	1.01E-20
８月＃	△2 425	-25.41	5.64E-66
９月＃	△1 401	-10.68	1.52E-21
10月＃	△ 901	-9.90	3.26E-19
11月＃	△ 812	-6.66	2.32E-10
12月＃	△ 954	-10.99	1.74E-22
１月＃	△ 601	-4.01	8.35E-05
２月＃	△1 191	-7.92	1.39E-13
うるう年＃	450	3.00	3.03E-03
月曜日	629	11.14	6.14E-23
火	660	11.03	1.33E-22
水	571	10.54	3.88E-21
木	546	10.23	3.46E-20
金	613	11.04	1.23E-22
土	370	5.57	7.67E-08
平成15年改正＃	△ 549	-4.77	3.49E-06
平成14年度＃	△1 143	-10.89	3.61E-22
平成16＃	△ 326	-3.06	2.48E-03
平成18＃	△ 929	-9.65	1.83E-18
平成20＃	△ 284	-2.63	9.09E-03
平成24＃	△ 318	-2.94	3.66E-03
平成26＃	△ 362	-3.65	3.36E-04
平成28＃	△ 730	-6.98	3.75E-11
平成30＃	△ 556	-5.72	3.60E-08
新薬＃	403	3.02	2.82E-03

注　1）　＃が付いているものはダミー変数である。
　　2）　決定係数0.995（F 値1.67E-226）
　　3）　自由度調整済み決定係数0.994

図３　月次変動パターン



注　定数項に各月ダミーの係数を加えて作成したもの。月次増加分，曜日別日数分は含まれていない。

⑮当月が11月である
⑯当月が12月である
⑰当月が１月である
⑱当月が２月である（３月が含まれていないことに注意）
⑲当月がうるう年の２月である
⑳当月の変動に新薬（ハーボニー，ソバルディ）の影響がある
㉑当月以降に平成15年医療保険制度改正の影響がある
㉒当月以降に平成14年度診療報酬改定の影響がある
㉓当月以降に平成16年度診療報酬改定の影響がある
㉔当月以降に平成18年度診療報酬改定の影響がある
㉕当月以降に平成20年度診療報酬改定の影響がある
㉖当月以降に平成24年度診療報酬改定の影響がある
㉗当月以降に平成26年度診療報酬改定の影響がある
㉘当月以降に平成28年度診療報酬改定の影響がある
㉙当月以降に平成30年度診療報酬改定の影響がある

（３）　具体的方法

ダミー変数のうち，⑳新薬については**表１**のように与えた。

以上の前提の下で，エクセルの標準的な関数を用いて重回帰分析を行い諸係数を求めた。

（４）　倫理的配慮

今回使用したデータセットはオープンデータであり，倫理的配慮は必要としないものである。

Ⅲ　結　　果

回帰分析結果は**表２**のとおりである。

自由度調整済み決定係数は0.994であり全変動の99％以上を説明できている。定数項のほか，

各説明変数の係数のP値はいずれも１％を下回っており統計的に有意な結果となっている。

年月の係数は71.55であるが，これは潜在的な医療費が毎月71.55億円増加することを示している。これを12カ月分の医療費の合計を求める形で満年度化すると前年度と比較した場合に医療費は10,303億円（＝71.55×12×12）の増加となる。すなわち，他の要因がなければ潜在的な医療費は１年に約１兆円増加するということである。月ダミーには３月がなく，３月を基準として各月の変動が捉えられている。月変動だけを取り出すために月内の曜日別日数の部分を捨象して図示したものが**図３**である。毎月の増加額を除いて考えたとしても月別にみると実は年度内では３月が最も高いのである。また，月曜日から土曜日までの１日当たりの増加額は平日が600億円前後であり，土曜日は平日の約半分となっている。ただし，これらは変数の対象となっていない日曜日を基準としてどれだけ上回っているかを示すものであることに注意を要する。いずれにせよ，平日が多いほどその月の医療費が多くなるということに変わりはない。また，うるう年の２月についてはこれだけで450億円の効果がある。このほかに，新薬（ハーボニー，ソバルディ）は平成27年９月から平成28年２月にかけて１月当たり403億円医療費を押し上げる効果があった。平成15年の医療保険制度改正は被用者本人の自己負担割合およびその家族の入院の自己負担割合を２割から３割に引き上げるものであるが，これは医療費を１月当たり549億円押し下げる効果があったとされる。また，診療報酬改定については，２年ごとに行われているが，平成22年度は統計的に係数が有意とされなかったので除外しているが，いずれも医療費を押し下げる効果があったと出ている。

この結果による各月の推計値と実績値の関係をプロットしたものが**図４**である。**図２**と比較してかなり直線周りに集中していることがみて取れ，今回の回帰式で相当部分をカバーできていることがわかる。

図４　重回帰後（横軸：実績値，縦軸：各説明変数による重回帰後の値）

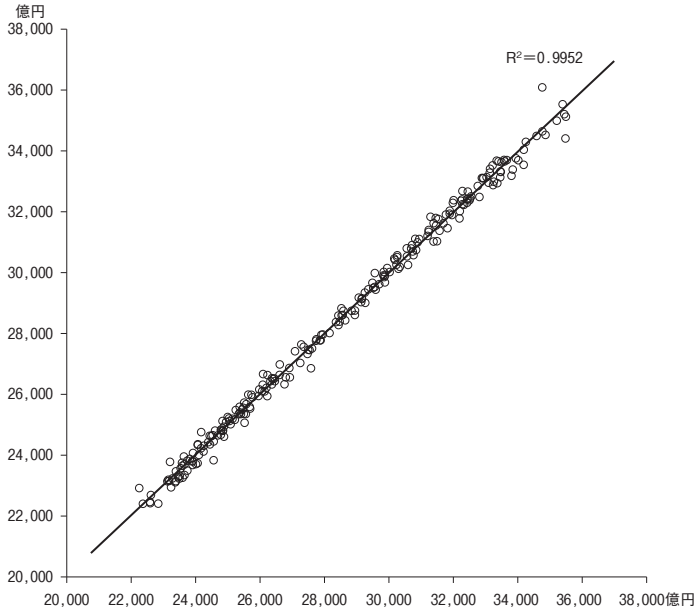


表３　回帰分析結果に基づく滞在的な医療費とその伸び率

	潜在的な医療費（億円）	伸び率（％）
平成12年度	278 803	
13	288 708	3.6
14	299 473	3.7
15	311 362	4.0
16	320 267	2.9
17	330 555	3.2
18	340 609	3.0
19	351 329	3.1
20	360 951	2.7
21	371 096	2.8
22	382 084	3.0
23	393 192	2.9
24	401 997	2.2
25	412 544	2.6
26	423 010	2.5
27	433 908	2.6
28	443 438	2.2
29	453 326	2.2
30	463 209	2.2
令和元	472 405	2.0

Ⅳ　考　　察

今回の結果により，平成12年４月からの20年間の実績医療費は時間の経過とともに潜在的に

一定額で増加しているところへ種々の改正等により増減が起きていることがわかった。そこで，制度改正等の影響を排除し説明変数のうち①～⑲の暦的要素の係数だけを用いて各月の潜在的な医療費を推計（各月医療費＝9881＋71.55×経過月数＋その月の月変動係数＋Σ（曜日別係数×その月の曜日別日数））し，これを年度ごとにまとめたうえで前年度からの伸び率を求めたものが**表3**である。これをみてみると，平成13年度の3.6%（278,803億円→288,708億円）から令和元年度の2.0%（463,209億円→472,405億円）まで1.6ポイント逓減していることがわかる。制度改正や診療報酬改定がなければ一定額で伸び続けるということは分母が増加していくことにより伸び率が自然に低下するということを意味している。

曜日別の日数については，日曜日のウェートを求めることができないので大胆な比較となるが，土曜日のウェートが月曜日から金曜日の平日の約半分であるということで土曜日の午後は休診というイメージにあったものとなっている。また，うるう年の影響は本来曜日別の日数の中に含まれるはずで，実際に各うるう年で日曜日が増加したのは平成16年のみである。しかしながら，このダミー変数の係数は統計的に有意でありかつ決定係数を増加させていることから，うるう年に固有の要因があることが示唆される。新薬（ハーボニー，ソバルディ）はダミー変数が立っているのは平成27年9月から平成28年2月までの6カ月間だけであるが，これに1月当たりの額を乗じると約2,420億円になる。報道によるとハーボーニー，ソバルディの平成27年度中の売上高は4,200億円[2]となっているので，このうちの約6割が医療費の月変動に大きな影響を与えたといえる。平成28年3月以降もハーボニーとソバルディは使用されていたはずであるが，医療費の月変動に大きな影響を与えるほどではなかったということである。

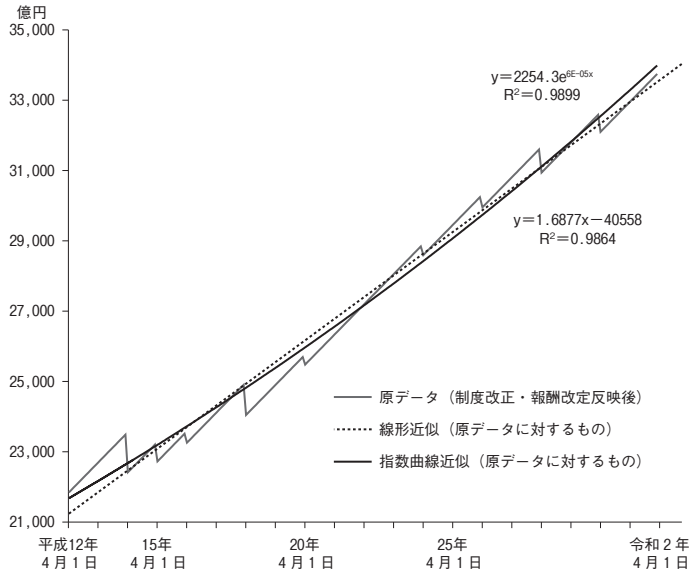
制度改正等に関しては，診療報酬改定については改定率が公表されているので，今回の重回帰分析の係数を用いた推計から求められる年度間医療費に対する検出された診療報酬改定影響額の割合と比較したものを**表4**で示した。改定率と今回求めた効果割合はおおむね似た値となっているとみることができると思うが，有意な係数が求められなかった平成22年度から平成26年度にかけては正負が逆転していることが目に付く。平成24

表4　診療報酬改定率の比較

	改定率（%）			推計に基づく試算		
		本体	薬価	医療費（億円）	月額効果額（億円）	割合（%）
平成14年度	△2.7	△1.3	△1.4	285 754	△1 143	△4.8
16	△1.0	0.0	△1.0	296 056	△ 326	△1.3
18	△3.16	△1.36	△1.8	305 251	△ 929	△3.7
20	△0.82	0.38	△1.2	322 191	△ 284	△1.1
22	0.19	1.55	△1.36	·	·	·
24	0.004	1.379	△1.375	359 423	△ 318	△1.1
26	0.1	0.73	△0.63	376 093	△ 368	△1.2
28	△0.84	0.49	△1.33	387 764	△ 730	△2.3
30	△1.19	0.55	△1.74	400 866	△ 556	△1.7

注　医療費は当年度のものである。

図5　原データ（制度改正・診療報酬改定反映後）に対する線形近似と指数曲線近似との比較



年度の診療報酬改定では後発医薬品を積極的に使用する体制評価の見直し[3]が行われていることから，より安価な医薬品の使用が浸透することがその後の診療報酬改定での効果をマイナスとして捉えられたものと考えられる。平成22年度の診療報酬改定の影響額は今回の重回帰分析では有意なものを得ることができなかった。公表されている改定率が１％に満たない小さなものであったことから，その影響は誤差の範囲を超えないと評価されたのであろう。

最後に，指数曲線の当てはめとの比較に言及しておきたい。医療費の原数値（実績）に直線と指数曲線を当てはめた場合，指数曲線の方が決定係数がわずかに大きくなる。これについて，直線当てはめの結果から，次のように説明することができる。今回の直線当てはめから月変動部分を除外するために，月変動係数と曜日別変動係数を12月の平均を用いて，制度改正と診療報酬改定の影響だけが現れるようにしたもの（細線）に，指数曲線（太線）と直線（破線）を当てはめたものが**図５**である。指数曲線を直線が横切るような形となっており，何度も段差を設けながら増加していくものに対しては確かに指数曲線の方が決定係数が大きくなっていてあてはまりがよくなっている。しかしながら，これまでみたように，実績医療費の変動は暦的要素と制度改正や診療報酬改定などによりその99％以上を説明できており，医療費を押し下げる制度改正や診療報酬改定が多かったため，グラフの形状が下に凸に近いものとなっていることが指数曲線の方があてはまりよくみせていると考えられる。したがって，原数値へのあてはまりがよいことをもって医療費の変動モデルが指数関数的であるといえるとは筆者は考えない。

Ⅴ おわりに

今回の推計では，診療行為の中身に立ち入るようなミクロ的分析を一切行わず，時系列データと外生的なダミー変数だけで重回帰分析することにより医療費の変動をどこまで説明できるかを示した。今回の説明変数以外にも医療費に影響を与えるものはあるはずだが，説明変数を入れ替えた際に潜在的な医療費の１月当たりの増加額がどのように変化するのかが今後の医療費の増加要因を調べていく上で重要な要素となるものと思われる。また，潜在的な医療費が１月に約70億円増加する原因は高齢化など人口構成要因のほか，いわゆる自然増が考えられるが，これについても詳しく分析していく必要があろう。

文　献

１）政府統計の総合窓口（e-stat）.「医療費の動向」調査.（https://www.e-stat.go.jp/）2024.2.15.
２）株式会社クイック．AnswersNews.（https://answers.ten-navi.com/pharmanews/6971/）2024.3.5.
３）厚生労働省．ジェネリック医薬品（後発医薬品）の使用促進について.（https://www.mhlw.go.jp/seisaku/2012/03/01.html）2024.4.12.