

#### 4.4 考察

さて、以上の結果を3.3に示した諸仮説に即して考えてゆきたい。糖尿病において、外来通院確率、入院確率が自己負担率改定後下がった一方、その後の入院確率や入院点数が増加したという結果は、まさに日本医師会などが主張している受診抑制による医療費増加説と整合的な結果である。ただし、 $\ln(\text{総点数})$ の「トレンド×改定後×本人」が有意ではないことをみると、自己負担率引上げによる医療費抑制効果を完全に中立化するほどのインパクトはないようである。仮に、推定7の係数を元に計算すると元の水準に戻るためには7.5年ほどの時間がかかることになる ( $0.14602/0.001616=90.36$ )。それでは、もうひとつの可能性である高額療養費制度影響説と、受診抑制による医療費増加説のどちらのメカニズムが働いたと判断できるのであるか。

表10は、改正前後の外来通院確率とその後の入院確率の変化の相関係数を取ったものである。すなわち、最初の行は、改正前後の6ヶ月における通院確率の変化とその後の入院確率の変化の相関係数が並べられている。改正前後の6ヶ月における通院確率の変化は、改正前の6ヶ月(97年3月から97年8月)と改正後の6ヶ月(97年9月から98年2月)の平均通院確率の差を取ったものである。一方、入院確率差1から4とは、改正直後6ヶ月の入院確率(97年9月から98年2月)とその後の6ヶ月期間(入院確率差1は98年3月から97年8月、2は98年9月から99年2月、3は99年3月から99年8月)の入院確率の差をとった。これらの相関は、もし受診抑制による医療費増加説が正しいのであれば、受診確率が改正前後で下がったほどその後の入院確率の増加が大きいはずであるから、負の相関係数となるはずであり、一定期間後に効果が現れるはずである。第一行の結果はまさにそのような結果となっており、1の期間で正の相関であったものが2の期間以降は負の相関となっており、受診抑制による医療費増加説を裏付けている。一方、高額療養費制度が影響しているのであれば、そもそも改正前にある程度高い外来医療費や外来頻度が高い患者がそのまま入院に移行するはずであり、したがって表10の2行目、3行目の改正前6ヶ月の外来確率や外来点数が高いほど、その後の入院確率の増加を生み出すことから正の相関が想定される。しかしながら、相関係数は全て負であり、高額療養費制度影響説は糖尿病の場合には当てはまらないのではないかと考えられる。

さらに、表11は所得階層別に、糖尿病入院点数の推定結果を見たものである。3.1の仮説によれば、流動性制約によって引き起こされる受診抑制の効果であるならば、低所得者ほど後の医療費増がもたらされるのではないかとこの予想が成り立つ。低所得と入っても健保組合の加入者であるからそれほど大きな差異はないが、それでも表11の結果をみるように、低所得、中所得については「トレンド×改定後×本人」が有意であり、低所得の方がその係数が高く、また、「改定後×本人」の入院抑制も有意であるが、高所得については「トレンド×改定後×本人」

表10 改正前後の外来状況とその後の入院状況(糖尿病)

	入院確率差1	入院確率差2	入院確率差3	入院確率差4
	改正後6ヶ月-改正前6ヶ月	改正後6~12ヶ月-改正直後6ヶ月	改正後12~18ヶ月-改正直後6ヶ月	改正後18~24ヶ月-改正直後6ヶ月
外来通院確率差(改正後6ヶ月-改正前6ヶ月)	0.0213	-0.0148	-0.0239	-0.0157
改正前6ヶ月外来通院確率	-0.0497	-0.0339	-0.034	-0.0287
改正前6ヶ月外来点数	-0.0306	-0.0412	-0.0354	-0.0351

表11 所得階層別の糖尿病入院点数の推定結果

	推定 (49) 低所得 (40万以下) ln (入院点数) RE-GLS		推定 (50) 中所得 (40~60万) ln (入院点数) RE-GLS		推定 (51) 高所得 (60万以上) ln (入院点数) RE-GLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
	改正後	0.080217 **	0.036217	-0.04257 *	0.023352	0.021893
本人×改正後	-0.13343 ***	0.039558	-0.02779	0.027072	-0.01516	0.035737
本人	-0.09835 ***	0.025661	-0.03081	0.025622	0.009857	0.042989
トレンド	0.000698	0.001802	0.003585 ***	0.00123	0.003467 **	0.001676
トレンド×改正後	-0.00205	0.002052	-0.00113	0.001377	-0.00361 *	0.001853
トレンド×改正後×本人	0.004717 **	0.002251	0.003885 ***	0.001595	0.003087	0.002154
トレンド×本人	-0.00097	0.001979	-0.00425 ***	0.001425	-0.00253	0.001946
性別	0.039637 ***	0.013608	0.019488	0.019958	-0.02312	0.036072
年齢	-0.00694 ***	0.002524	-0.00685 ***	0.002175	-0.02084 ***	0.003744
年齢 <sup>2乗</sup>	0.000132 ***	2.92E-05	0.00012 ***	2.54E-05	0.000266 ***	4.16E-05
ln (標準報酬月額)	-0.0217	0.01726	-0.04526	0.027679	0.067082 *	0.035559
定数項	-1.98345 ***	0.10324	-1.85852 ***	0.173349	-2.29745 ***	0.251746
$\rho$	0.109531		0.107694		0.135157	
Numberofobs	267588		355671		179904	
Numberofgroups	7569		10575		5321	

注) \*\*\*は1%基準, \*\*は5%基準, \*は10%基準で有意。

が有意とはなっていない。これは、まさに、流動性制約を通じた受診抑制による医療費増仮説を裏付ける結果と解釈できる。

次に、高血圧について、「トレンド×改正後×本人」が負で有意という結果はどのように解釈できるのでしょうか。これについても、糖尿病とは一見逆の結果であるが、メカニズムとしては表裏一体の関係ではないかと想像される。すなわち、自己負担率上げによって通院確率がむしろ増したことにより、早期に高血圧の治療ができ、その結果として合併症や症状が進行することなく、医療費がトレンドとして抑制され続けているという解釈である。こうした動態的な医療費抑制効果が予想される場合には、自己負担率上げによって通院確率がむしろ増加することは合理的であり、むしろ自然である。また、高血圧の治療自体は医療費が低いこともあり、流動性制約による受診抑制も働かなかった可能性が高い。

## 5. 結語

本稿は、政策的に重要性が高い自己負担率上げ後の医療費の動態的な変化に着目し、慢性疾患の中から糖尿病と高血圧性疾患を取り上げて分析を行った。具体的には、111健保組合のレセプトデータの個票から6種類のエピソードデータをつくり、それを水準とトレンドの両方に差分の差 (DID) を設定するモデリングで推定を行った。その結果、糖尿病については自己負担率上げ後に受診率が抑制されたものの、その後、入院確率、入院医療費が増加したことを主因に医療費の回復効果があることが分かった。すなわち、日本医師会などが主張する「受診抑制による医療費増」というメカニズムが働いた可能性があるが、医療費が完全にもとの水準に戻るほどのインパクトではない。こうした現象について、高額療養費の影響仮説、医師誘発需要、他の制度の影響の諸仮説も検討したが、「受診抑制による医療費増」がもっとも妥当すると考えられ、受診抑制には低所得による流動性制約も関連していることが示唆された。

一方、高血圧性疾患については、自己負担率上げによってむしろ受診率が上がり、治療が進んだことから医療費は抑制され、その後も医療費は持続的に下がっていることが分かった。これも裏を返せば、「受診増加による医療費減」ということで、同じメカニズムが働いていると思われる。

さて、こうした結論からどのような政策的インプリケーションが導かれるであろうか。まず、第一にいえることは、自己負担率引上げについては疾病によっては受診抑制による医療費増をもたらすようなものがあるということであり、注意が必要である。このような場合には、低所得者に対する救済措置や、患者への教育・リスク情報の流布などの補足的な措置が必要なかもしれない。また、第二にいえることは、疾病ごとに自己負担率引上げの効果が異なるということに政策的な配慮が必要であるということである。現在、2002年改正によって老人以外の自己負担率は3割に統一され、そのときの附帯決議によって、全体としてこれ以上の負担率引上げはなされないことが決定されている。しかしながら、2006年改正で議論された免責や、現在進みつつある特定療養費の拡大、混合診療の解禁、高額療養費制度の改正は、達観してみれば自己負担率増加であり、しかも、疾病ごとに異なる自己負担率を導入していることに他ならない。こうした効果についても、事前に、疾病ごとの価格弾力性や動態的效果を計測することによって、思わぬ副作用が出ないように計画的に行う必要があると思われる。しかしながら、学術研究においてわが国で疾病ごとの弾力性を求めている研究はわずかに Ii and Ohkusa (2002), 井伊・大日 (2002a, b), 鈴木 (2005) があるに過ぎず、動態的效果については本稿がはじめてのものであると思われる。早急に、各疾病ごとの弾力性、動態的效果の計測を行い、基礎的知見を蓄積する必要があると思われる。