

糖尿病入院治療を指標とする中国医療保険制度改革の医療費抑制効果に関する基礎的研究

— 遼寧省の3級総合病院における一考察 —

孟 開

■ 要約

中国の都市部において1998年に始まった医療保険制度改革の医療費抑制効果を評価することを目的として、改革前後における遼寧省の3級総合病院の糖尿病入院患者757名から保険の種類、性別、年齢、糖尿病の型、7種類の合併症の有無、入院時臨床検査データ、治療法、在院日数、入院医療費、薬剤費比率に関するデータを収集し、各変数の改革前後の差の検定および入院医療費を被説明変数とする回帰分析を行った。その結果、同改革には糖尿病入院医療費の抑制効果があることが判明した。また、改革に伴う患者一部負担の導入は入院時(治療前)の重症度の上昇、包括支払方式の導入は在院日数の短縮、薬剤費比率の低下および治療法の変化に関与していることが考えられ、前者は入院医療費の増加要因、後者はその減少要因として作用していることが示唆された。

■ キーワード

中国、医療保険制度、糖尿病、入院医療費、医療費抑制効果

I はじめに

中国では、都市部の被用者を対象とする2つの医療保険制度(公費医療制度と労保医療制度、以下、両者を合わせて「旧医療保険制度」という)が1950年代に創設され、その健康維持と社会経済の発展に重要な役割を果たしてきた。しかし、80年頃からの社会主義市場経済への移行につれて、旧医療保険制度には、受診抑制効果の欠如、過剰診療、医療サービスへのアクセスの不公平、医療費の急激な増加などの問題が浮上した(Yuanli, 2002)。中でも旧医療保険制度下で実施された患者負担の実質無料化は過剰受診を、同制度で採用されていた出来高払い方式は過剰診療を引き起こしたとされる(張, 2002; 劉, 2000; Gu, 1995; Yanrui, 1997)。旧医療保険制度は抜本的な改革に迫られ、中央政府は1998年、都市部被用者基本

医療保険制度(以下「新医療保険制度」)を策定するとともに、各地方政府は中央の政策に従い、医療保険制度改革を実行した(国務院, 1998)。ちなみに、遼寧省では中央政府による新医療保険制度策定から3年後の2001年末に、旧医療保険制度を廃止し、新たに省管掌の新医療保険制度を創設した(遼寧省人民政府, 2001)。

新医療保険制度は個人医療貯蓄口座と社会医療保険徴収基金とを結びつけたもので、医療費適正化を主要な目的とする。その特徴は受益者負担の観点に基づく患者の一部負担の導入と、過剰診療および医療費の抑制の観点に基づく診療報酬支払方式の改定である。具体的に、同制度の医療費負担は、外来については全額、入院については一定の免責額(「医療保険適用最低額」という)までは個人医療貯蓄口座からの支出、医療保険適用最低額を超え給付最高限度額までの入院医療費は社

会医療保険徴収基金から給付される(患者の一部負担を除く)¹⁾。他方、旧医療保険制度では患者の自己負担を除き、公費医療制度は全額公費負担、労保医療制度では企業の福利基金から給付されていた。なお、患者の自己負担は、公費医療制度および労保医療制度の被保険者本人は少額の初診料(遼寧省では1元=約15円)のみ、労保医療制度の扶養家族は約5割であった(國務院, 1998; 韓, 2000)。新医療保険制度の診療報酬支払方式は、遼寧省を含む多くの地方政府で包括支払方式の一種である一件定額払い方式が採用されている(遼寧省労働社会保障庁, 2001)。一方、旧医療保険制度、民間医療保険、および全額自己負担(以下「自費」という)においては、政府が決定した診療報酬に基づく出来高払い方式が採用されている。

医療保険制度改革に際して、都市部の旧医療保険制度の被保険者は原則新医療保険制度に移行した。そもそも旧医療保険制度では、政府機関、政府関係機関の被用者本人および退職者、大学生、二等乙級以上の傷痍軍人は公費医療制度、国有企業、都市部の一部の集団所有制企業の被用者本人、その扶養家族および退職者は労保医療制度の対象であった。なお、公費医療制度の対象は本人のみで、扶養家族は対象外であった。改革の際、公費医療制度の対象者はその大部分が、また、労保医療制度の対象のうち被用者本人および退職者は全員が、新医療保険制度に移行することとされた。ただし、労保医療制度の扶養家族は新医療保険制度の対象から外された。また、新医療保険制度は、制度上は強制加入となっているが、非加入に対する罰則規定がないため、保険料を払わない企業もあり、現在、すべての被用者が加入するには至っていない。衛生部(2003)の調査によると、2003年10月現在で都市部の新医療保険制度の加入率は30.4%となっている。新医療保険制度に非加入の被用者本人および、もともと新医療保険制度が適用されない被用者の家族、自営業者および

無職の者は、一部の富裕層が民間医療保険に加入している(路, 2004)が、大部分は何らの医療保険にも加入しておらず、受診に際しては自費患者となる。医療機関へのアクセスは、改革前の旧医療保険制度では、患者は保険者が指定した1つの医療機関しか利用することができなかったが、改革後の新医療保険制度では、患者は保険者が契約した複数の医療機関から任意の医療機関を自由に選択できるようになっている(韓, 2000)。また、民間医療保険および自費患者はすべての医療機関に自由にアクセスすることができる。

現在、新医療保険制度の医療費適正化に関する定量的評価が政策課題となっているが、先行研究および政府の公表資料によれば、同制度の実施以降、国民医療費は2年間で19%減少し、医療費抑制に有効であったことが報告されている(鈴木・李, 2002)。また、張(2003)は改革後における新医療保険制度の患者と、新医療保険制度の適用を受けていない民間医療保険および自費の患者とを同一疾患で比較して、両者の入院医療費に格差がなかったことを報告している。すなわち、改革前の旧医療保険制度の医療費は、民間医療保険および自費よりも明らかに高額であったが(尚, 1996)、改革後の新医療保険制度の医療費は、民間医療保険および自費並みに抑制されたわけである。さらに、Qingyue(2004)は、1997年に新医療保険制度が試行された江蘇省南通市の3病院と、同制度が試行されなかった山東省淄博市の3病院において、1995年と1999年との急性虫垂炎および正常分娩の医療費を比較し、非試行地域より試行地域における医療費の増加率が低いことを明らかにした。他方、一部負担の導入による過剰受診の抑制効果は、過度に発揮されれば必要な治療までも抑制して患者の症状を悪化させる懸念がある(Robyn and Hanley, 2001; Haim and Sheizafa, 2002; Soumerai, 1987)。しかし、先行研究には改革前後の医療費抑制効果を直接比較して論じたものがなく、一部負担の導入による

患者重症度の変化、包括支払方式の導入に伴う治療内容の変化に踏み込んだ研究も見当たらない。

そこで本研究では、中国の医療保険制度改革の医療費抑制効果を定量的に評価することを目的として、糖尿病の入院患者について一部負担および包括支払方式導入の経済分析を行った。なお、ここで糖尿病を取り上げた理由は、近年社会経済の発展とともに、中国でもその増加が目目されているからである。1996年に実施された糖尿病基礎調査報告によると、20～75歳人口のうち、糖尿病患者は3.5%で、1980～1995年に比べて5倍に増加した。また、耐糖能異常²⁾者率も4.76%にまで上昇しており、中国では明らかに糖尿病が急速に増加する傾向にある(向, 1998)。糖尿病は罹患率が高く、病期が長く、合併症も多いため、その治療は患者に重い経済負担をかける。許(2001)の推測によると、1999年の全国の糖尿病患者はおおよそ3000万人で、入院と外来医療費を合わせると少なくとも600億元に達する。驚くことに、これは同年度の衛生総費用³⁾の14.8%に相当する。糖尿病患者が年々増加しているため、糖尿病医療費の抑制は急務である。

II 研究対象および方法

1. データ

調査対象は、遼寧省の3級総合病院⁴⁾1施設における2001年末の医療保険制度改革の前後それぞれ2年間、すなわち2000年から2003年までの全糖尿病入院患者764名である。3級病院とは医学教育、医学研究、難病治療および高度医療の役割を担う大病院であるが、遼寧省では改革当初において糖尿病入院治療を行う保険指定医療機関は8施設のみであり、そのすべてが公立の3級総合病院であった。そのため、当該病院では重症患者のみならず、1級または2級病院で治療可能な軽症患者も扱っていた。なお、改革から1年後の2003年

には、糖尿病入院治療を行う2級総合病院2施設も保険指定医療機関に加えられた(遼寧省社会保険事業管理局, 2003)が、当該2病院の糖尿病病床数は計25床で、これは保険指定された3級総合病院8施設の糖尿病病床267床の9.36%に過ぎなかった。すなわち、2003年には一部の軽症患者が2級総合病院に入院したが、重症患者のすべてと軽症患者の大多数は、依然、3級総合病院に入院していたと考えられる。調査対象病院は、当該8施設の3級総合病院から中医学(漢方医学)病院を除いた、規模および機能面で平均的な病院である。

調査項目は保険の種類(公費医療制度、新医療保険制度、民間医療保険、自費)、合併症(糖尿病性腎症、糖尿病性網膜症、糖尿病性自律神経障害、虚血性心疾患、脳血管障害、糖尿病性壊疽、感染症)、治療法(インスリン治療法、経口薬治療法、併用療法⁵⁾、その他の飲食と運動療法)、性別、糖尿病の型(1型、2型)、年齢、在院日数、入院医療費、薬剤費比率(薬剤費が総医療費に占める比率)および入院時(治療前)臨床検査データ(BMI, FPG, OGTT, HbA1c)である(表1)。

ここで、入院医療費とは入院から退院までの検査料、画像診断料、投薬料、注射料、処置料、手術料の総計で、2000年基準の物価指数で調整した患者1人当たりの金額である。

保険の種類については、旧医療保険制度には公費医療制度と労保医療制度があったが、中小企業の労保医療制度はすでに今般の改革前に破綻状態に陥っていた。また、大企業の労保医療制度の患者を扱っていた企業病院は、改革当初はまだ新医療保険制度の指定外であった。したがって、調査対象者の保険種別は、改革前は公費医療制度、民間医療保険および自費の3種類、改革後は新医療保険制度、民間医療保険および自費の3種類となる。さらに、民間医療保険の加入者は一部の富裕層に限られ(路, 2004)、2003年における全国都市部の民間医療保険の加入率は5.6%に過ぎ

表1 変数一覧

カテゴリー変数	カテゴリーとスコア	
時間	0 = 改革前	1 = 改革後
保険種別	0 = 民間医療保険 + 自費	1 = 公費医療制度 + 新医療保険制度
保険の種類		
公費医療制度	0 = なし	1 = あり
新医療保険制度	0 = なし	1 = あり
民間医療保険	0 = なし	1 = あり
自費	0 = なし	1 = あり
合併症		
糖尿病性腎症	0 = なし	1 = あり
糖尿病性網膜症	0 = なし	1 = あり
糖尿病性自律神経障害	0 = なし	1 = あり
虚血性心疾患	0 = なし	1 = あり
脳血管障害	0 = なし	1 = あり
糖尿病性壊疽	0 = なし	1 = あり
感染症	0 = なし	1 = あり
治療法		
インスリン治療法	0 = なし	1 = あり
経口薬治療法	0 = なし	1 = あり
併用療法 ⁵⁾	0 = なし	1 = あり
その他 (飲食と運動療法)	0 = なし	1 = あり
性別	0 = 女	1 = 男
糖尿病の型	0 = 1型	1 = 2型
量的変数	単位および備考	
年齢	歳	
在院日数	日	
入院医療費	円	入院期間の総医療費用 1元 = 15円 (2002年)
薬剤費比率	%	薬剤費が総医療費に占める比率
入院時臨床検査データ		
BMI	kg/m ²	body mass index
FPG	mmol/L	fasting plasma glucose
OGTT	mmol/L	oral glucose tolerance test
HbA1c	%	hemoglobin A1c

なかった(衛生部, 2003)。すなわち、大多数の国民にとって民間医療保険は利用可能な制度ではなく、改革前の公費医療制度や改革後の新医療保険制度から民間医療保険に移行するインセンティブはほとんどなかったと考えられる。加えて、民間医療保険の加入者または自費の患者が新医療保険制度に任意加入する制度も設けられていなかった。そこで、本研究では改革時における公費医療制度から民間医療保険または自費への移行、民間

医療保険または自費から新医療保険制度への移行を捨象して、民間医療保険および自費を非対象群とし、改革前の公費医療制度、改革後の新医療保険制度を対象群として分析した。実際、本研究における改革後の新医療保険制度112名のうち自費から移行した患者はわずかに3名であり、109名は改革前の公費医療制度から移行した患者であった。また、改革後の民間医療保険23名と自費262名は、それぞれ全員が改革前から民間医療保

険または自費であった。

なお、本調査データは、病院長の同意の下、当該病院の内分泌科の医師らにより入院カルテからレトロスペクティブに収集された。また、入力済みデータは筆者が医師らから直接、受け取り、第三者の目に触れないように厳重に管理した。さらに、倫理上の配慮および個人情報保護の観点から、データは患者番号で処理し、氏名、生年月日、その他、個人を特定できる情報は一切収集していない。データを精査し、調査項目に漏れのあるデータは除いたため、最終的な分析対象者数は757名となった。

2. 分析方法

分析は次の3点から構成される。まず第一に、各変数の改革前後の差の検定である。ここで入院医療費と在院日数はデータの分布に正規性が認められなかったためMann-Whitney検定を、年齢、薬剤費比率、入院時臨床検査データについてはt検定を、カテゴリー変数である保険の種類、合併症、治療法、性別および糖尿病の型については χ^2 検定を行った。

第二に、医療保険制度別に各変数の改革前後の差を検定した。具体的には、量的変数である入院医療費、在院日数、薬剤費比率および入院時臨床検査データ(BMI, FPG, OGTT, HbA1c)については共分散分析で交絡する可能性のある因子を制御して検定した。制御したリスク因子は年齢、性別、糖尿病の型、合併症であり、入院医療費、在院日数、薬剤費比率の検定では、さらに入院時臨床検査データおよび治療法もリスク因子に加えている。なお、入院医療費および在院日数は対数正規分布に従っていたので、両変数は対数変換の上、分析した。一方、カテゴリー変数である入院時の合併症(糖尿病性腎症, 糖尿病性網膜症, 糖尿病性自律神経障害, 虚血性心疾患, 脳血管障害, 糖尿病性壊疽, 感染症)および治療法(インスリン治療法, 経口薬治療法, 併用療法, その他の治療

法)については χ^2 検定を行った。

第三に、改革が入院医療費に及ぼす影響を分析するため、次のモデルで回帰分析を行った。

$$\text{LogC} = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 I + \alpha_3 T \times I + X\beta + \varepsilon$$

ここで、Cは入院医療費、Tは改革前を0、改革後を1とする時間ダミー、Iは非対象群(民間医療保険または自費)を0、対象群(公費/新医療保険制度)を1とする保険種別ダミー、Xはその他の説明変数を表す行列、 β はその係数ベクトル、 ε は誤差項である。入院医療費Cは対数正規分布に従っているため、対数化してモデルに投入した。Xが表す具体的な説明変数は、合併症、治療法、性別、糖尿病の型、年齢、在院日数、薬剤費比率、および入院時臨床検査データであり、合併症と入院時臨床検査データは入院時(治療前)の重症度の代理変数である。また、交差項 $T \times I$ は、改革前後の民間医療保険、自費および改革前の公費医療制度で0、改革後の新医療保険制度で1をとるもので、その係数 α_3 は改革が入院医療費に及ぼす影響を直接反映すると考えられる。したがって、同改革に入院医療費の抑制効果がある場合には、係数 α_3 が負で有意となることが予想される。なお、治療法ダミーについては、その線形従属関係を考慮して4種のダミー(インスリン治療法ダミー, 経口薬治療法ダミー, 併用療法ダミー, その他の治療法ダミー)のうち、その他の治療法ダミーを除いて分析した。また、実際の分析にあたって、説明変数間に多重共線関係が認められたため、OGTTを分析から除外した。

なお、分析に使用したソフトウェアはSPSS11.0である。

III 結果

1. 記述統計および各変数の改革前後の比較

記述統計量および各変数の改革前後の差の検定結果を表2に示す。保険種別では公費医療制度、

表2 各変数の改革前後の比較

変数	全体 (N=757)	改革前 (N=360)	改革後 (N=397)	改革前後のP
カテゴリー変数	症例数 (%)	症例数 (%)	症例数 (%)	
保険の種類 ^{a,b}				0.000**
公費医療制度	38 (5.0)	38 (10.6)	0	
新医療保険制度	112 (14.8)	0	112 (28.2)	
民間医療保険	40 (5.3)	17 (4.7)	23 (5.8)	
自費	567 (74.9)	305 (84.7)	262 (66.0)	
合併症 ^{a,c}				
糖尿病性腎症	362 (47.8)	157 (43.6)	205 (51.6)	0.027*
糖尿病性網膜症	260 (34.3)	119 (33.1)	141 (35.5)	0.476
糖尿病性自律神経障害	401 (53.0)	198 (55.0)	203 (51.1)	0.287
虚血性心疾患	158 (20.9)	73 (20.3)	85 (21.4)	0.702
脳血管障害	173 (22.9)	83 (23.1)	90 (22.7)	0.900
糖尿病性壊疽	42 (5.5)	25 (6.9)	17 (4.3)	0.110
感染症	301 (39.8)	153 (42.5)	148 (37.3)	0.143
治療法 ^a				0.024*
インスリン治療法	387 (51.1)	205 (56.9)	182 (45.8)	
経口薬治療法	101 (13.3)	42 (11.7)	59 (14.9)	
併用療法	266 (35.1)	112 (31.1)	154 (38.8)	
その他	3 (0.4)	1 (0.3)	2 (0.5)	
性別 ^a				0.021*
女	395 (52.2)	172 (47.8)	223 (56.2)	
男	362 (47.8)	188 (52.2)	174 (43.8)	
糖尿病の型 ^a				0.024*
1型	62 (8.2)	38 (10.6)	24 (6.0)	
2型	695 (91.8)	322 (89.4)	373 (94.0)	
量的変数	平均値 ^f	平均値 ^f	平均値 ^f	
年齢 (歳) ^d	60.2	59.6	60.7	0.267
在院日数 ^e (日)	17.7	20.2	15.4	0.030*
入院医療費 ^e (元)	5667.5	5676.4	5659.4	0.909
薬剤費比率 ^d (%)	51.3	52.7	50.0	0.193
入院時臨床検査データ ^d				
BMI (kg/m ²)	23.99	23.87	24.09	0.607
FPG (mmol/L)	14.16	14.39	13.95	0.227
OGTT (mmol/L)	15.35	14.98	15.68	0.268
HbA1c (%)	7.45	7.19	7.69	0.194

注1 : a) χ^2 検定

b) 改革前の公費医療制度は改革後に新医療保険制度に移行した。

c) 複数の合併症に罹患する患者がいる。

d) t検定

e) Mann-Whitney 検定

f) 平均値は算術平均である。

2 : * : P<0.05 ** : P<0.01

新医療保険制度、民間医療保険、自費がそれぞれ改革前の10.6%、0%、4.7%、84.7%に対し、改革後は0%、28.2%、5.8%、66.0%で、改革前後に有意な差があった($P<0.05$, 以下同じ)。合併症のうち、統計的有意差があったのは糖尿病性腎症で、改革前は43.6%、改革後は51.6%であった。一方、治療法について見ると、インスリン治療法が改革前後でそれぞれ56.9%、45.8%、以下同じく経口薬治療法11.7%、14.9%、併用療法31.1%、38.8%、その他0.3%、0.5%であった。また、平均在院日数は改革前の20.2日に対し、改革後は15.4日で4.8日短縮していた(表2)。

2. 医療保険制度別の変化

入院医療費、在院日数、薬剤費比率の改革前後の変化を医療保険制度別に検定した結果、改革後の新医療保険制度では3変数のすべてが改革前の公費医療制度より有意に減少していた($P<0.05$) (表3)。一方、入院時(治療前)重症度の代理変数である各種臨床検査データおよび各種合併症については、改革後の新医療保険制度でHbA1cおよび糖尿病性腎症が改革前の公費医療制度より有意に増加していた($P<0.01$) (表4, 表5)。また、治療法は、改革後の新医療保険制度においてインスリン治療法が改革前の公費医療制度より有意に減少し、経口薬治療法および併用療法は有意に増加していた($P<0.05$) (表6)。民間医療保険および自費において何らの有意な変化が認められなかった。

表3 制度別における入院医療費、在院日数および薬剤費比率の改革前後の比較^a

変数	改革前 平均値 ^b	改革後 平均値 ^b	P値
公費/新医療保険制度			
入院医療費 ^c (元)	5144.4	5047.0	0.048*
在院日数 ^c (日)	21.5	13.7	0.037*
薬剤費比率 (%)	52.6	41.5	0.020*
民間医療保険			
入院医療費 ^c (元)	5243.9	4838.0	0.055
在院日数 ^c (日)	16.4	16.7	0.571
薬剤費比率 (%)	47.2	47.8	0.766
自費			
入院医療費 ^c (元)	5766.8	5993.2	0.340
在院日数 ^c (日)	20.3	16.0	0.075
薬剤費比率 (%)	53.0	53.9	0.391

注1 : a) 共分散分析によって、年齢、性別、糖尿病の型、合併症、入院時臨床検査データおよび治療法の影響を調整した。

b) 平均値は対数変換前の算術平均である。

c) 入院医療費および在院日数は対数正規分布に従うため、対数変換して分析した。

2 : * : $P<0.05$ ** : $P<0.01$

表4 制度別における入院時臨床検査データの改革前後の比較

変数	改革前 平均値	改革後 平均値	P 値
公費/新医療保険制度			
BMI (kg/m ²)	24.5	24.6	0.955
FPG (mmol/L)	11.8	14.4	0.086
OGTT (mmol/L)	15.5	16.9	0.671
HbA1c (%)	5.2	8.7	0.001**
民間医療保険			
BMI (kg/m ²)	25.6	26.0	0.559
FPG (mmol/L)	9.2	10.0	0.408
OGTT (mmol/L)	17.0	16.4	0.638
HbA1c (%)	7.9	8.3	0.372
自費			
BMI (kg/m ²)	23.7	23.7	0.982
FPG (mmol/L)	15.0	14.1	0.314
OGTT (mmol/L)	14.8	15.1	0.681
HbA1c (%)	7.4	7.2	0.697

注1：共分散分析によって、患者の年齢、性別、糖尿病の型および合併症を調整した。平均値は算術平均である。

2：*：P<0.05 **：P<0.01

表5 制度別における合併症の改革前後の比較

変数	改革前 症例数 (%)	改革後 症例数 (%)	P 値
公費/新医療保険制度			
糖尿病性腎症	10 (26.3)	78 (69.6)	0.001**
糖尿病性網膜症	9 (23.7)	44 (39.3)	0.082
糖尿病性自律神経障害	19 (50.0)	54 (48.2)	0.849
虚血性心疾患	14 (36.8)	37 (33.0)	0.192
脳血管障害	12 (31.6)	33 (29.5)	0.231
糖尿病性壊疽	4 (10.5)	4 (3.6)	0.089
感染症	20 (52.6)	52 (46.4)	0.776
民間医療保険			
糖尿病性腎症	9 (52.9)	14 (82.4)	0.076
糖尿病性網膜症	4 (23.5)	7 (30.4)	0.629
糖尿病性自律神経障害	9 (52.9)	10 (43.5)	0.554
虚血性心疾患	3 (17.6)	4 (17.4)	0.530
脳血管障害	2 (11.8)	3 (13.0)	0.904
糖尿病性壊疽	2 (11.8)	1 (4.3)	0.063
感染症	3 (17.6)	5 (21.7)	0.749
自費			
糖尿病性腎症	138 (45.2)	113 (43.2)	0.613
糖尿病性網膜症	106 (34.8)	90 (34.4)	0.920
糖尿病性自律神経障害	170 (55.7)	139 (53.1)	0.522
虚血性心疾患	56 (18.4)	44 (16.8)	0.265
脳血管障害	69 (22.6)	54 (20.6)	0.734
糖尿病性壊疽	19 (6.2)	12 (4.6)	0.658
感染症	130 (42.6)	91 (34.7)	0.622

注1： χ^2 検定

2：*：P<0.05 **：P<0.01

表6 制度別における治療法の改革前後の比較

変数	改革前 症例数 (%)	改革後 症例数 (%)	P 値
公費/新医療保険制度			
インスリン治療法	28 (73.7)	43 (38.4)	0.000**
経口薬治療法	0 (0)	17 (15.2)	0.011*
併用療法	10 (26.3)	52 (46.4)	0.030*
その他	—	—	—
民間医療保険			
インスリン治療法	7 (41.2)	6 (26.1)	0.314
経口薬治療法	7 (41.2)	7 (30.4)	0.481
併用療法	2 (11.8)	8 (34.8)	0.097
その他	1 (5.9)	2 (8.7)	0.738
自費			
インスリン治療法	170 (55.7)	133 (50.8)	0.236
経口薬治療法	35 (11.5)	35 (13.3)	0.497
併用療法	100 (32.8)	94 (35.9)	0.439
その他	—	—	—

注1: χ^2 検定

2: *: P<0.05 **: P<0.01

3. 入院医療費に影響する因子

回帰分析の結果を表7に示す。時間ダミーTの係数は正、保険種別ダミーIの係数は正であったが、両係数とも5%水準で有意ではなく、単に改革前後、または保険種別を比較しても入院医療費の変化は明確にはならなかった。しかし、交差項T×Iの係数は負で1%水準で有意であり、民間医療保険、自費および改革前の公費医療制度と比較して、改革後の新医療保険制度では入院医療費が低額であったことが判明した。これは、入院医療費の変化は改革前からの単なるトレンドや保険種別ごとの患者特性の相違によるものというよりは、同改革自体が医療費抑制効果を有することを示唆している。また、ほかの説明変数については、合併症ダミーの係数はいずれも正で、重症患者ほど高額な入院医療費を要している傾向がうかがわれる。これらのうち特に有意なのは糖尿病性腎症ダミーであった(P<0.01)。治療法ダミーは、インスリン治療法ダミーの係数が正で有意であり(P<0.01)、同治療法が入院医療費を押し上げる一要因であったことが示唆される。さらに、在院日数および

薬剤費比率の係数も正で有意であった(P<0.01)。自由度調整済み決定係数は0.916であった。

IV 考察

改革前の公費医療制度では患者負担がほとんどなく、出来高払い方式が採用されていたため、受診抑制が効きにくく過剰診療が助長されやすかったとされる(張, 2002; 劉, 2000; Gu, 1995; Yanrui, 1997)。そのため、患者の一部負担および包括支払方式を特徴とする新医療保険制度が導入され、医療費適正化が図られたわけだが、差の検定の結果、改革後の新医療保険制度では、入院医療費が改革前の公費医療制度と比べて有意に減少していることが判明した(表3)。重回帰分析の交差項T×Iの係数も、同改革に入院医療費の抑制効果があったことを示している(表7)。

さらに、医療保険制度別の差の検定結果を見ると、改革前の公費医療制度と比較して改革後の新医療保険制度では、HbA1c、糖尿病性腎症、経口薬治療法、併用療法は増加し(表4, 表5, 表6)、

表7 入院医療費の重回帰分析結果

説明変数	非標準化係数	標準化係数	P値
Log 入院医療費 (被説明変数)			
定数	6.480		0.000**
時間ダミー (T)	4.812×10^{-02}	0.014	0.763
保険種別ダミー (I)	7.390×10^{-02}	0.032	0.814
時間ダミー×保険種別ダミー (T×I)	-1.237	-0.527	0.001**
合併症			
糖尿病性腎症ダミー	0.729	0.167	0.001**
糖尿病性網膜症ダミー	0.188	0.082	0.078
糖尿病性自律神経障害ダミー	6.605×10^{-02}	0.031	0.476
虚血性心疾患ダミー	6.876×10^{-02}	0.026	0.606
脳血管障害ダミー	0.122	0.049	0.255
糖尿病性壊疽ダミー	5.595×10^{-02}	0.011	0.802
感染症ダミー	5.898×10^{-02}	0.027	0.535
治療法			
インスリン治療法ダミー	0.588	0.277	0.002**
経口薬治療法ダミー	0.156	0.068	0.204
併用療法ダミー	-0.166	-0.019	0.661
性別ダミー	-6.662×10^{-02}	-0.031	0.456
糖尿病の型ダミー	-0.176	-0.035	0.452
年齢	-7.998×10^{-04}	-0.010	0.842
在院日数	2.792×10^{-02}	0.263	0.000**
薬剤費比率	1.701	0.307	0.000**
入院時 (治療前) 臨床検査データ			
BMI	1.441×10^{-02}	0.051	0.260
FPG	-8.787×10^{-03}	-0.032	0.478
HbA1c	-1.855×10^{-02}	-0.049	0.278
自由度調整済みR ²	0.916		0.000

注：*：P<0.05 **：P<0.01

在院日数、薬剤費比率、インスリン治療法は減少していた(表3, 表6)。ここで、入院治療前のHbA1cおよび糖尿病性腎症の上昇は、改革前よりも患者が重症化してから受診している可能性を示唆している。一部負担の導入は一定の受診抑制効果を生み、通院回数や不必要な治療を減少させることが期待される(Rainer, 2004; Kathleen and Motheral, 2003; Lo Sasso, 2002; Bruce and Zacke, 1999)。しかし、その一方で受診開始を患者の我慢の限界まで遅らせ、必要な治療をも抑制する懸念もある(Robyn and Hanley, 2001; Haim and

Sheizafa, 2002; Soumerai, 1987)。本研究において、軽症患者の一部が2級病院にシフトしたことは否めず、結果の解釈には一定の留保が必要ではあるが、本改革においても、一部負担の導入が患者の受診開始を遅らせ、患者を重症化させるといふ、予期しない結果を招いたことが示唆される。

一方、在院日数、薬剤費比率および治療法(インスリン治療法、経口薬治療法、併用療法)は患者サイドの決定要因というより、医療提供サイドである病院または医師によって決定される要因であると考えられることから、当該要因の変化は包括支

払方式の導入に伴ったものと考えられる。そして、在院日数の短縮や薬剤費比率の低下のような期待された効果に加え、ここでも予期しない影響があったことがうかがわれる。具体的には、患者が重症化しているにもかかわらず高価なインスリンの使用が減少し、比較的安価な経口薬の使用が増加したことは、包括支払方式の下で医療提供サイドに医療原価削減の誘引が過度に働いたことを示唆するものである。

次いで、重回帰分析の結果を見ると、糖尿病性腎症の増加、すなわち患者の受診の遅れによる重症度の上昇は入院医療費の増加要因となっており、在院日数の短縮、薬剤費比率の低下、インスリン治療法の減少、すなわち医療提供サイドで管理可能な要因は入院医療費に対して抑制的に作用している。さらに、標準化係数の絶対値は糖尿病性腎症よりも在院日数、薬剤費比率、インスリン治療法のほうが大きい値を示しており(表7)、相対的に入院医療費に及ぼす影響が大きいことがわかる。以上を総括すると、医療保険制度改革において患者一部負担の導入に伴う重症度の上昇は入院医療費を増加させ、包括支払方式の導入に伴う在院日数の短縮、薬剤費比率の低下、治療法の変化は入院医療費を減少させる要因となったと考えられるが、前者よりも後者の方がより大きく影響しており、総じて入院医療費を抑制することが示唆された。

V 限界

本研究には3つの限界がある。まず第一に、患者一部負担および包括支払方式が同時かつ同一対象に導入されたため、両政策の効果を統計学的に識別することができなかった。第二に、外来データを入手できなかったため、入院医療費の抑制が外来医療費にどんな影響を与えたか、いわゆる「外来シフト」があったかどうかを分析すること

ができなかった。第三に、治療後の臨床検査データおよび予後に関するデータがなかったため、アウトカム評価ができず、改革が医療の質に与えた影響について検討できなかった。

VI 結論

中国の医療保険制度改革は、糖尿病入院医療費を減少させた。改革における患者一部負担の導入は入院医療費の増加要因、包括支払方式の導入は減少要因となったと考えられるが、前者よりも後者のほうが入院医療費に対してより大きく影響しており、総じて入院医療費は抑制された。

謝辞

本研究は資料収集の労をとり、御提供いただいた辛爽清氏(遼寧省人民病院の医師)の協力の賜物であり、同氏に深い感謝の意を表す。また、終始懇篤な指導をいただいた川淵孝一教授(東京医科歯科大学大学院医療経済学分野)および有益なコメントと日本語の校閲をいただいた五十嵐公先生(同)に心より感謝を表す。そして匿名のレフェリーからは貴重なコメントを頂戴した。ここに記して感謝申し上げたい。

投稿受理 (平成17年12月)

採用決定 (平成18年5月)

注

- 1) 中央政府は医療保険適用最低額を平均年収の約10%、給付最高限度額を地域被用者の平均年収の約4倍とすることを原則として定めているが、地方政府は中央の規準を尊重しながら、地域の実情に応じて保険料率や医療保険適用最低額、給付最高限度額、社会医療保険徴収基金と個人医療貯蓄口座の給付範囲などを定めることができる。
- 2) 耐糖能異常とは、経口糖負荷試験(OGTT)で正常値と糖尿病型の間属する糖代謝障害である。
- 3) 衛生総費用は日本の国民医療費に当たる概念であるが、範囲は傷病の治療費に限らず、公衆衛生、医学教育、医学研究および医療機関の建設費などを含ん

でいる。その財源は、政府による財政支出、民間投資および国民負担に大別される。

- 4) 中国の総合病院は病床数、医療設備、医療従事者、医療サービスなどを基準として1級、2級、3級の3階級に分けられ、このうち、3級が最上級である。3級総合病院とは病床数500以上、診療科25以上、1病床当たり看護師数が0.4人以上などの条件を満たす大規模な病院であり、難病の治療、高度医療の実施、医学教育の役割を担っている。他方、1級総合病院の病床数は20ないし99、2級総合病院は100ないし499である(衛生部、1994)。
- 5) 併用療法とはインスリン治療法と経口薬治療法を併用する治療方法である。

参考文献

- 国務院 1998年12月14日『都市部被用者の基本医療保険制度の整備に関する国務院決定』
- 韓良誠 2000『都市部被用者基本医療保険制度改革』中国人事出版社
- 遼寧省労働社会保障庁 2001年12月26日『遼寧省管掌被用者医療保険制度における診療報酬支払方式に関する通知』
- 遼寧省人民政府 2001年12月27日『遼寧省管掌被用者医療保険制度の実施案に関する通知』
- 遼寧省社会保険事業管理局 2003『遼寧省管掌被用者医療保険制度ハンドブック』
- 劉曉梅 2000「中国における医療保険制度改革」『海外社会保障研究』Spring 2000 No.130 pp.86-95
- 路薇 2004「民間医療保険を推進する必要性と可能性について」『中国衛生資源』第7巻第3号 pp.133-134
- 鈴木亘・李為民 2002「医療制度と医療費：都市職員・労働者の医療保険」大塚正修・日本経済研究センター編『中国社会保障改革の衝撃』勁草書房
- 尚磊・周鑫 1996「入院患者医療費の調査および相関因子の分析について」『中国病院統計』第3巻第2号 pp.75-77
- 衛生部 1994年9月2日『医療機関の基準(試行)』
- 衛生部 2003『全国における医療サービスに関する調査』
- 向紅丁 1998「全国糖尿病に関する調査報告書(1996年)」『中国糖尿病』第6巻第3号 pp.131-134
- 許樟榮・胡成炜・劉彦君・ほか 2001「1995年から1999年までの糖尿病入院医療費に関する分析」『中国糖尿病』第9巻第5号 pp.298-302
- 張茂松 2002「新旧医療保険制度に関する比較分析」『経

済経緯』第1巻 pp.35-38

- 張音・廖曉斌・劉輝 2003「医療保険と非医療保険患者の入院医療費に関する分析」『中国病院統計』第10巻第1号 pp.7-9
- Bruce Stuart, Christopher Zacke. 1999. "Who Bears the Burden of Medicaid Drug Copayment Policies?" *Health Affairs* 18 (2): 201-212.
- Gu Xin-Yuan, Tang Sheng-Lan. 1995. "Reform of the Chinese Health Care Financing System." *Health Policy* 32: 181-191.
- Haim Reuveni, Boaz Sheizafa. 2002. "The Effect of Drug Copayment Policy on the Purchase of Prescription Drugs for Children with Infections in the Community." *Health Policy* 62: 1-13.
- Kathleen A. Fairman, Brenda R. Motheral. 2003. "Retrospective, Long-Term Follow-Up Study of the Effect of a Three-Tier Prescription Drug Copayment System on Pharmaceutical and Other Medical Utilization and Costs." *Clinical Therapeutics* 25 (12): 3147-3161.
- Lo Sasso AT, Lyons JS. 2002. "The Effects of Copayments on Substance Abuse Treatment Expenditures and Treatment Reoccurrence." *Psychiatric Services* 3 (12): 1605-1611.
- Qingyue Meng, Clas Rehnberg, Ning Zhuang. 2004. "The Impact of Urban Health Insurance Reform on Hospital Charge: a Case Study From Two Cities in China." *Health Policy* 68: 197-209.
- Rainer Winkelmann. 2004. "Co-payments for Prescription Drugs and the Demand for Doctor Visits-Evidence from a Natural Experiment." *Health Economics* 13: 1081-1089.
- Robyn Tamblyn, Rejean Laprise, James A. Hanley. 2001. "Adverse Events Associated with Prescription Drug Cost-sharing Among Poor and Elderly Persons." *Journal of the American Medical Association* 285: 421-429.
- Soumerai SB, Avorn J, Rossdegnan D, et al. 1987. "Payment Restrictions for Prescription Drugs under Medicaid: Effects on Therapy, Cost, and Equity." *New England Journal of Medicine* 27 (8): 550-556.
- Yanrui Wu. 1997. "China's Health Care Sector in Transition: Resources, Demands and Reforms." *Health Policy* 39: 137-152.
- Yuanli Liu. 2002. "Reforming China's Urban Health Insurance System." *Health Policy* 60: 133-150.

(Kai Meng 東京医科歯科大学大学院博士課程)