

論文

選定療養（時間外診療）導入が 一自治体病院の救急外来受療率に与えた影響

稲田 晴彦*¹ 小林 廉毅*² 富田 守*³ 太田 信隆*⁴

抄 録

本論文では、地域の基幹病院の二次救急外来（救外）において、軽症患者を対象とする特別料金を導入すると、重症患者も含めた患者の救外受療率にどのような影響があるか、中部地方の一自治体病院における実証データを用いて考察した。

この病院では、時間外の救外に集中する軽症患者の受診を減らし、重症患者の治療に専念することを目的として、2008年4月から、診療報酬の時間外・深夜・休日加算を選定療養の時間外診療に変更し、患者負担を3割から10割にすることで、患者負担額を増やした。救外を受診した患者数を従属変数とするポアソン回帰モデルを作成することで、その特別料金導入前後における、重症患者（救急車で来院した患者と、受診後に入院した患者）と軽症患者（救急車以外の手段で来院した患者と、受診後に入院しなかった患者）の受療率を、受診時間帯、性、年齢、健康保険の種類別の受療率とあわせて求めた。

その結果、特別料金導入前後で、重症患者の受療率はほとんど変化がなかったが、軽症患者の受療率は6割程度に減少していた。この特別料金導入に先立って行われた、住民に対する救外適正利用の呼びかけが救外患者数に与えた影響は限定的であったが、特別料金導入後に見られた受療率の減少は、特別料金が請求されない時間内においても、時間外とほぼ同様であった。

軽症患者が集中し、重症患者の診療に支障を来している高次救急医療機関において、住民に対して救外適正利用を呼びかけるとともに軽症患者を対象とする特別料金を導入することで、軽症患者の数を選択的に減らせる可能性が示唆された。特別料金導入に伴って生じる受診の遅れや差し控えによる患者の健康に対する影響を検討することは、今後の課題である。

キーワード：救急外来、時間外診療、患者負担額、選定療養、保険外併用療養費

1. はじめに

近年我が国では、地域の基幹病院の二次・三次救急外来（救外）において、時間外診療を選定療養として係る費用（特別料金）を患者に請求する

動きが広がっている。特別料金を課す対象やその金額は病院により異なるが、時間外に受診した主に軽症の患者に、数百円から数千円（診療報酬の時間外・休日・深夜加算が目安）を通常の費用に加えて請求するものである。この特別料金が診療報酬の時間外・休日・深夜加算と同額だとしても、負担割合が3割から10割になるため、病院の窓口で患者が支払う費用（患者負担額）は増える。特別料金導入の目的は、救外利用を適正化し救急医療が必要な重症患者の治療に専念するため^{注1}とされ、救外を適正に利用するよう住民への呼びかけも行われている場合もある。江原（2009）¹の

* 1 筑波大学医学医療系福祉医療学分野助教：
hinada-tky@umin.ac.jp

* 2 東京大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野教授：
yasukik@m.u-tokyo.ac.jp

* 3 焼津市立総合病院救急室長：
m.tomida@hospital.yaizu.shizuoka.jp

* 4 焼津市立総合病院院長：
nobutaka.oota@hospital.yaizu.shizuoka.jp

報告によれば、2008年10月から11月の時点で、国内の病床数200床以上の病院（総数は2008年10月1日時点で2709施設²⁾）のうち39施設（1.4%）がこの特別料金を請求していた。

救外における患者負担額増加が患者の受療行動や健康に与える影響について、主に米国で複数の実証研究が行われている。RAND医療保険研究では、患者負担がない群は、他の群と比べて救外受診率や入院率が高く、特に緊急性の低い傷病での受診が多かったが、患者負担割合が25%の群と50%の群の間の救外受診率や入院率の差はほとんどなかった³⁾。他、いくつかの観察研究の結果をまとめると、救外の患者負担額が数十ドル増加した際、主に軽症患者の数が大きく減少し、重症患者の数や健康アウトカムに対する影響はほとんど観察されていない⁴⁻⁶⁾。

我が国でこの特別料金の影響を検討した研究でも米国の先行研究に近い結果が示唆されている^{7, 8)}が、どちらも患者数の集計データを用いた分析であり、特別料金の影響と救外適正利用を呼びかけた影響とを分けた検討や、性・年齢や社会経済因子が異なる患者に対してそれらが与える影響の検討、救外患者数に影響を与える他の要因の調整などは行われていない。そこで、この特別料金と呼びかけが一自治体病院の救外患者数に与えた影響を、患者個票データを用いて分析し、救外利用適正化の推進に資するために、今回研究を行った。

2. 対象と方法

(1) 研究対象地域における特別料金導入の背景

中部地方のA地域（二次医療圏）にあるB市立総合病院（B病院）は、主にB市の住民約14万人をカバーする、病床数約500（すべて一般病床）の二次救急医療機関である。B病院は、2008年3月まで救外で請求していた診療報酬の時間外・休

日・深夜加算と同額（受診時間帯により初診で850円から4800円）の特別料金を、同年4月より導入した。請求対象は、緊急性・重篤性のない時間外患者であり、6歳未満、生活保護受給、医師の指示による受診、紹介状持参、救外受診後入院など、一定条件の患者は対象外である。特別料金の導入とその金額や請求対象はB市広報に掲載され⁹⁾、また、患者負担額が引き上げられたことの説明もB病院救外受付で来院患者に対して行われた。

導入に先立つ2007年6月にはA地域の救急医療研究会（医師、看護師、救急救命士、救急隊員で構成）が、個人の利便性のために救急車や救外を利用することを控えるよう緊急アピールを行い¹⁰⁾、同年11月以降はB市広報でも同様の呼びかけが繰り返し行われた¹¹⁻¹³⁾が、影響は限定的であった。A地域にあるB病院以外の全3自治体病院も、2008年5月から6月に同様の特別料金を相次いで導入した。A地域内の二次救急医療機関は、B病院を含む4自治体病院とB市内の1施設のみであり、三次救急医療機関は存在しない。B病院、B市、A地域における特別料金導入前後の出来事と、次節で述べるデータ②を抽出した時期を、表1にまとめた。

A地域では、19時から23時30分までは地域の医師会が運営する地域救急医療センターが一次救急患者を特別料金なしで診療している。同センターの患者数は、2007年度から2008年度にかけて1日平均8人から11人に増加したが、B市外（隣接するC市）に位置していることもあり、患者のうちB市民は4分の1にとどまっている。また、B市内には前述した通り二次救急医療機関がもう1施設あるが、同院の救外受診患者数は2007年度から2008年度にかけて変化しておらず、1日平均5人と少ない。さらに、A地域外でB市に隣接するD市は県庁所在地であり複数の二次・三次救急医療機関があるが、いずれもB市中心部から車で30分

表1 2007年度から2008年度のB病院および周辺地域の出来事

年 月	B市、B病院の出来事	A地域の出来事	データ② ^a
2007 4 6	B病院の病床数が601から572に減少	A地域の救急医療研究会が二次救急医療機関の不要・不急の受診を避けるよう緊急アピール	○
10		C市の自治体病院の保険医療機関指定取り消し ^b	○
11	B市が広報でA地域の救急医療研究会の緊急アピールに準じた内容を掲載し始める		
2008 3	B病院循環器科が患者受け入れ停止、市外への救急搬送開始		
4 5~6	B病院が特別料金導入	B病院以外のA地域内の3自治体病院が特別料金導入	○
10			○
11	旧B市が隣町と合併し新B市 ^c となる		

- a. データ②の列は、データを抽出した月を表す。
 b. 翌月に再指定されるまでの1ヶ月間も、同院の救急診療は継続した。
 c. 本論文中のB市は、合併後の新B市を指す。

以上かかり、B市民の受診は少ない。つまり、時間外に医療機関を受診するB市民の多くは、B病院の救外を受診している。

なお、特別料金導入とほぼ同時に起こった大きな変化として、B病院の循環器内科が休止した（常勤医が不在となった）。そのため、同科外来に通院していた患者は、B病院内の他科や他院の外来に紹介された。また、2008年3月以降、虚血性心疾患、不整脈、心不全などの循環器疾患が疑われる患者がB市内で救急車を要請して病院に搬送される場合、独自の搬送基準^{註2}に従って近隣の二次救急医療機関が輪番で受け入れることになり、B病院救外を受診する循環器疾患患者数は大きく減少した。加えて、2008年4月から、B病院救外の看護師による、住民からの電話相談対応（電話トリアージ）も開始された。一般外来や夜間急患センターが開いている時間帯の問い合わせであれば、救外を受診する必要性が低いと思われる場合にはB病院救外以外の医療機関を受診するように勧められるが、それ以外の時間外の問い合わせに対しては、救外を受診する必要性が低いと思われる場合でも、本人や家族が心配ならばB病院救外を受診するように伝えているのが現状である。

（2）データセット

データは2種類あり、①2005年4月から2010年3月までにB病院の救外を受診した全ての患者（のべ141,676人）の月別患者数の集計データと、②2007年4月・10月と2008年4月・10月の各月3週間^{註3}にB病院の救外を受診した全ての患者（のべ5,893人）の個票データである。

データ①は、各月の時間内・時間外^{註4}に受診した、全ての患者の数、そのうち救急車で来院した患者（救急車患者、のべ19,551人）の数、救外受診後入院した患者（入院患者、のべ21,467人）の数を、B病院が集計したものである。全ての患者の数から救急車患者数を減じた数を非救急車患者数、同じく入院患者数を減じた数を非入院患者数とした。

データ②は今回研究のために抽出したデータで、患者の救外受診日時、性、年齢、居住地、受診の時に使用した健康保険の種類、救急車利用の有無、他院からの紹介状の有無、救外における診療科、診断名、救外受診後の転帰などの項目に加えて、受診後入院した患者については、入院の主病棟と主診療科、主傷病名、退院時転帰などの項

目も電子診療端末データベースから得て、B病院患者IDと受診日時によって外来・入院データを連結した上で匿名化した。それぞれの変数の値が欠損していた場合や電子診療端末から抽出できなかった場合は、紙媒体の診療録を確認した。後述のオフセット項の算出に必要な、B市の性・年齢階級別の、人口および国民健康保険（国保）被保険者数は、B市から提供を受けた。

なお、4月と10月のデータを抽出した理由は、後に示すようにデータ①で年度毎の患者数のばらつきが両月で小さいこと、インフルエンザやノロウイルス感染症などの感染症が一般的に流行する時期でないこと、各月が半年離れており一時的な流行の影響を最小化できると考えたこと、さらに、2007年11月以降、救外利用適正化がB市広報などで本格的に呼びかけられたこと、である。

(3) 統計解析

データ①では、月別の患者数（入院患者数、非入院患者数、救急車患者数、非救急車患者数）をそれぞれ従属変数とするポアソン回帰モデル^{注5}を作成した。特別料金、月、受診時間帯を独立変数とし、当該月の受診時間帯別の時間数をオフセット項とした。独立変数のうち、特別料金（2007年度までは導入前、2008年度以降は導入後）と受診時間帯（時間内、時間外）は2値、月は12値のカテゴリカル変数とし、二次の交互作用項（特別料金・導入後×受診時間帯・時間外）も検討した。この交互作用項を検討した理由は、2008年度以降の時間外に受診した患者のみ、特別料金を請求される可能性があったためである。独立変数のうち、特別料金は強制投入し、他の変数と交互作用項は、赤池情報量規準（Akaike Information Criteria: AIC）によってモデル選択を行った。また、受診時間帯による層別解析も行った。

データ②の解析では、B市外に居住の患者（の

べ1,003人）、受診の時に使用した健康保険が国保、被用者保険（社保）以外であった患者（のべ398人）、救外を予約受診（医師の指示により受診）した患者（のべ173人）、他院からの紹介状を持参した患者（のべ118人）、循環器疾患患者（救外受診後に循環器内科の病棟に入院し、主傷病名が虚血性心疾患、心不全、不整脈、大動脈解離などの循環器疾患であった患者およびB病院救外受診時に循環器疾患が疑われたためB病院救外から他院に搬送された患者、42人）を解析から除外し、解析対象者はのべ4,159人となった。

データ②では、3週間あたりの患者数を従属変数としたポアソン回帰モデルを作成した。患者の分類はデータ①と同様に行ったが、救外受診後に外来で死亡した患者は重症と考え、入院患者に分類した。特別料金、月、受診時間帯、性、年齢を独立変数とし、3週間の受診時間帯別の時間数と当該月におけるB市の性・年齢階級別人口との積をオフセット項とした。そのため、データ②の解析では、1人時あたりの患者数（受療率）を求めることが可能となった。独立変数のうち、特別料金（2007年度は導入前、2008年度は導入後）、受診時間帯（時間内、時間外）、月（4月、10月）、性（男、女）は2値、年齢（0～5歳、6～17歳、18～44歳、45～64歳、65～74歳、75歳以上）は6値のカテゴリカル変数とし、二次の交互作用項（特別料金・導入後×受診時間帯・時間外、特別料金・導入後×年齢・0～5歳、性・女×年齢18～44歳）も検討した。後二者の交互作用項を検討した理由は、6歳未満は特別料金の請求対象外であったためと、患者調査によると若年においては女性の受療率が男性よりも明らかに高く、他の年齢と異なるパターンを示しているため¹⁴⁾である。独立変数のうち、特別料金は強制投入し、モデル選択や、受診時間帯による層別解析は、データ①と同様に行った。また、解析対象者を65歳未

図1 集計データ（データ①）によるB病院救外を受診した入院患者数（1a）、非入院患者数（1b）、救急車患者数（1c）、非救急車患者数（1d）の2005年度から2009年度の月別の推移

図1a 入院患者数

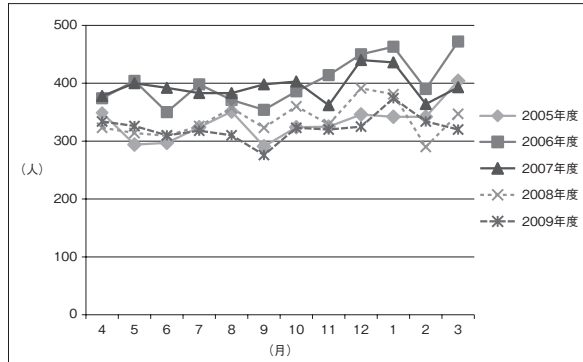


図1b 非入院患者数

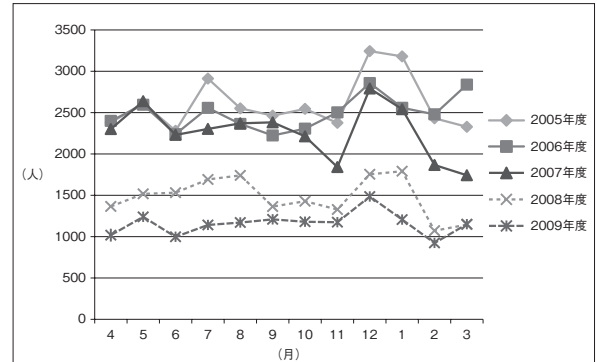


図1c 救急車患者数

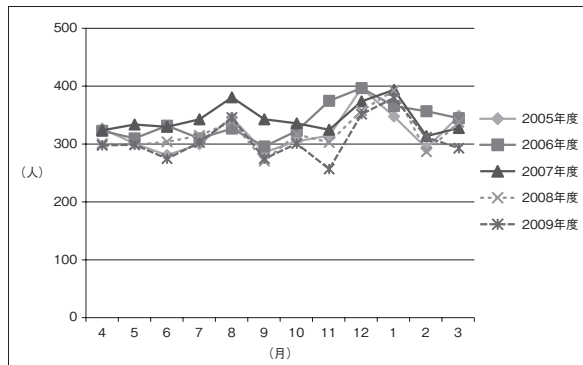
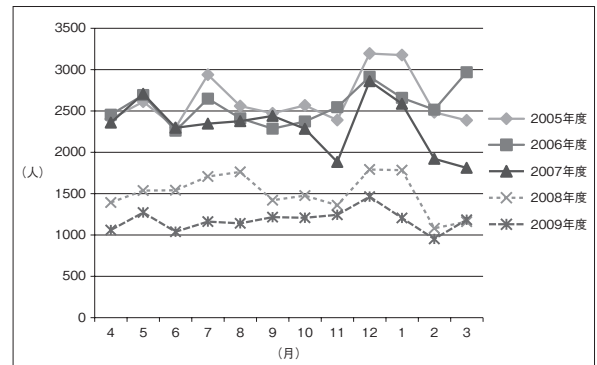


図1d 非救急車患者数



満に限って、特別料金と健康保険（国保、社保の2値）を独立変数として強制投入し、特別料金との交互作用項（特別料金・導入後×健康保険・国保）を検討した解析も行った。この場合、性・年齢階級別人口ではなく、性・年齢階級の国保被保険者数または人口からそれを減じた数（社保被保険者数）と、受診時間帯別の時間数との積を、オフセット項とした。

解析にはSAS version 9.2 (SAS Institute Inc, Cary, NC, USA) を用いた。

(4) 倫理的配慮

本研究は、東京大学大学院医学系研究科・医学部倫理委員会およびB病院倫理委員会の承認を得た上で行った。B病院の外でデータ②を扱う場合

は、患者個人単位で名寄せした上で匿名化（患者氏名、生年月日、住所、B病院患者IDを含まない）されたものを使用した。

3. 結果

(1) データ①の解析結果

年度・月別の各患者数を図1に示す。特別料金導入前後にかかわらず、入院患者数と救急車患者数は、毎月のべ300人から400人であった。一方、非入院患者数と非救急車患者数は、導入前は毎月のべ2,000人から3,000人、導入後は毎月のべ1,000人から1,500人であり、導入後に減少していた。

ポアソン回帰モデルを作成したところ、いずれの患者数を従属変数とした時でも、独立変数とし

表2 集計データ（データ①）を用いた特別料金導入前後の1時間当たり患者数の変化

独立変数	従属変数（救外患者数）				
	入院	非入院	救急車	非救急車	
特別料金 導入前 導入後	0.83 (0.79-0.87)	0.49 (0.47-0.51)	1 (基準)	0.90 (0.85-0.94)	0.49 (0.47-0.51)
受診時間帯 時間内 時間外	0.61 (0.59-0.64)	1.87 (1.84-1.91)	1 (基準)	0.67 (0.65-0.70)	1.79 (1.75-1.82)
導入後×時間外	1.09 (0.97-1.15)	1.11 (1.07-1.16)		1.07 (1.00-1.14)	1.11 (1.07-1.15)

数字はexp(β)。切片と月は省略した。丸括弧内は95%信頼区間。

表3 個票データ（データ②）における独立変数、従属変数、解析除外条件毎の各年度の患者数

独立変数	2007年度	2008年度
月		
4月	1259	785
10月	1209	906
受診時間帯		
時間内	407	275
時間外	2061	1416
性		
男	1246	875
女	1222	816
年齢		
0～5歳	617	371
6～17歳	308	209
18～44歳	498	315
45～64歳	383	240
65～74歳	270	239
75歳～	392	317
健康保険		
国保	1036	833
社保	1432	858

(人)

従属変数	2007年度	2008年度
入院患者 (うち救外で死亡)	365 (7)	356 (13)
非入院患者	2103	1335
救急車患者	255	278
非救急車患者	2213	1413

(人)

解析除外条件	2007年度	2008年度
B市外に居住地	618	385
国保、社保以外	198	200
予約受診	114	59
紹介状持参	56	62
循環器疾患で入院	40	2

(人)

て特別料金、月、受診時間帯、および交互作用項（特別料金と受診時間帯）を入れたモデルが選択された（表2）。交互作用項はいずれの従属変数の場合も1よりもやや大きく、特別料金が請求されない時間内の方が、時間外よりも、特別料金導入による1時間あたりの患者数の減少割合が大きかった。受診時間帯による層別解析の結果、特別料金導入後に時間外の患者数は、入院患者数は

0.90（95%信頼区間 0.87-0.94）倍、非入院患者数は0.55（同0.54-0.55）倍、救急車患者数は0.96（同0.93-0.99）倍、非救急車患者数は0.54（同0.54-0.55）倍に減少していた（層別解析の結果の表は省略）。

時間内と時間外の1時間あたりの患者数の比は、入院患者と救急車患者で0.6から0.7、非入院患者と非救急車患者で1.8から1.9であった。

（2）データ②の解析結果

各年度の患者数を、独立変数、従属変数、解析除外条件毎に、表3に示す。解析対象となったのは、2007年度がのべ2,468人、2008年度がのべ1,691人であった。ただし、健康保険を独立変数として用いた解析では、65歳以上の患者を除外したため、それぞれのべ1,806人とべ1,135人である。2008年度に受診した1,691人のうち、特別料金を請求されたのは818人（48.4%）であった。

各患者数を従属変数としてポアソン回帰モデルを作成した結果を表4に示す。数値が空欄となっている独立変数や交互作用項は、モデルで選択されなかった変数である。

入院患者、非入院患者、救急車患者、非救急車患者の受療率は、特別料金導入後それぞれ0.96（同0.83-1.11）倍、0.66（同0.61-0.71）倍、1.07（同0.90-1.27）倍、0.64（同0.60-0.68）倍になっており、非入院患者と非救急車患者の受療率は大きく減少していたが、入院患者と救急車患者の受療率は減少を認めなかった。受診時間帯による層別解析でも同様の結果であった。

表4 個票データ（データ②）を用いた特別料金導入前後の受療率の変化

独立変数	従属変数（救外患者数）				
	入院	非入院	救急車	非救急車	
特別料金			1（基準）		
導入前					
導入後	0.96 (0.83-1.11)	0.66 (0.61-0.71)	1.07 (0.90-1.27)	0.64 (0.60-0.68)	
受診時間帯			1（基準）		
時間内					
時間外	0.61 (0.52-0.71)	2.38 (2.15-2.63)	0.81 (0.67-0.98)	1.98 (1.81-2.17)	
性			1（基準）		
男					
女	0.69 (0.59-0.81)	0.89 (0.83-0.96)	0.85 (0.72-1.01)	0.85 (0.79-0.92)	
年齢					
0～5歳	3.24 (2.44-4.32)	9.76 (8.63-11.0)	2.02 (1.17-3.47)	9.00 (8.10-10.0)	
6～17歳	0.63 (0.43-0.93)	2.29 (2.02-2.60)	0.80 (0.52-1.23)	2.15 (1.90-2.43)	
18～44歳	0.37 (0.25-0.55)	1.05 (0.91-1.21)	0.56 (0.40-0.79)	0.97 (0.85-1.12)	
45～64歳			1（基準）		
65～74歳	2.90 (2.28-3.68)	1.67 (1.46-1.91)	3.36 (2.54-4.45)	1.68 (1.48-1.92)	
75歳～	6.76 (5.45-8.39)	2.56 (2.25-2.90)	7.54 (5.84-9.72)	2.70 (2.39-3.05)	
導入後×0～5歳	-	0.86 (0.74-1.01)	-	-	
女×18～44歳	1.94 (1.19-3.15)	1.36 (1.05-1.44)	-	1.45 (1.23-1.70)	

数字はexp(β)。切片は省略した。丸括弧内は95%信頼区間。

表5 個票データ（データ②）を用いた65歳未満の者の特別料金導入前後の受療率の変化

独立変数	従属変数（救外患者数）				
	入院	非入院	救急車	非救急車	
特別料金			1（基準）		
導入前					
導入後	1.05 (0.84-1.32)	0.60 (0.55-0.65)	0.92 (0.70-1.22)	0.62 (0.57-0.67)	
受診時間帯					
時間内		1（基準）	-	1（基準）	
時間外	0.82 (0.64-1.05)	3.23 (2.83-3.68)	-	2.86 (2.53-3.23)	
性					
男		1（基準）	-	1（基準）	
女	0.68 (0.52-0.89)	0.86 (0.79-0.95)	-	0.84 (0.77-0.92)	
年齢					
0～5歳	3.35 (2.51-4.48)	9.45 (8.47-10.6)	2.08 (1.38-3.14)	9.22 (9.29-10.3)	
6～17歳	0.65 (0.44-0.96)	2.35 (2.07-2.66)	0.85 (0.55-1.31)	2.20 (1.95-2.49)	
18～44歳	0.38 (0.25-0.56)	1.06 (0.92-1.22)	0.59 (0.42-0.83)	0.99 (0.86-1.14)	
45～64歳			1（基準）		
健康保険					
国保	1.20 (0.93-1.53)	1.15 (1.05-1.25)	1.34 (1.00-1.80)	1.14 (1.05-1.24)	
社保			1（基準）		
女×18～44歳	1.96 (1.15-3.34)	1.40 (1.18-1.67)	-	1.46 (1.24-1.73)	

数字はexp(β)。切片は省略した。丸括弧内は95%信頼区間。
表4のモデルの独立変数に健康保険の種類を加えた。

時間内と時間外の受療率の比は、データ①の解析における時間内と時間外の1時間あたりの患者数の比と近い結果が得られた。女性は男性よりも受療率が低かったが、18～44歳では男性よりも女性の受療率が特に入院で高かった。年齢別の受療率では、18～44歳が概ね最も低く、乳幼児や高齢者では高くなっていった。乳幼児は非入院や非救急車の受療率が特に高く、75歳以上の高齢者は入院や救急車の受療率が特に高かった。0～5歳は特別料金の請求対象外であったが、他の年齢階級とはほぼ同様に受療率は減少しており、非入院患者のみ

で見られた特別料金との交互作用も小さかった。

さらに、解析対象者を65歳未満に限って、健康保険を独立変数に加えた解析の結果を表5に示す。国保の被保険者の受療率は、社保の被保険者と比べて、一貫して高く、特に救急車の受療率が高かった。交互作用項（特別料金・導入後×健康保険・国保）はいずれの患者数を従属変数としたモデルでも選択されず、健康保険の種類による受療率の変化の違いは見られなかった。

4. 考察

データ①の解析結果では、特別料金導入による影響は、比較的軽症と考えられる非入院患者と非救急車患者で特に大きかった。データ②の解析結果でも比較的重症と考えられる入院患者と救急車患者の受療率は減少を認めず、2007年度に救外受診後に循環器疾患で循環器内科病棟に入院した患者の数は入院した全ての患者の9.0% (48/536) であったことから、入院患者数の10%程度の減少は、循環器内科が休止したことではほぼ説明されると考えられる。時間内と時間外の1時間あたりの患者数の比は、入院患者や救急車患者で小さかったが、非入院患者や非救急車患者では逆に高くなっており、時間内と比べて、時間外の救外では、軽症患者の割合が大きくなっていることが裏付けられた。

データ②の解析結果において、特別料金導入前後における各患者の受療率の変化に関しては、概ねデータ①の患者数の変化と一致する結果が得られた。また、男性の受療率が女性よりもやや高かったこと、各患者の年齢別の受療率が乳幼児と高齢者で高くU字型カーブを描いていることは、患者調査の結果と一致していた。なお、人口から国保被保険者数を減じた数を社保被保険者数としたことから、社保のオフセット項に医療扶助受給者も含まれ、社保被保険者の受療率は過小推計となっているが、2007年から2008年にB市人口に占める医療扶助受給者の割合は0.2%台であり、その影響は小さいと考えられる。

データ①の解析で、特別料金を請求される可能性がある時間外よりも、その可能性がない時間内の方が、患者数が大きく減っていたのは、意外な結果であった。その理由として、特に、電話トリアージの影響もあり時間内は一般外来や他院に患

者が誘導されたこと、受診時間帯による特別料金の有無を患者が十分に理解していないことが考えられ、また、重症患者が朝まで待たずに救外を受診するようになったこと、特別料金さえ払えば時間外でも受診して良いと患者が考えたこと、受診しても料金を支払うつもりがない患者が増えたことなどが可能性として考えられるが、いずれも推測の域を出ない。また、受診時間帯による特別料金の影響の差が小さかったことから、特別料金による経済的な障壁よりも、住民に対する救外適正利用の呼びかけの方が、患者数や受療率に与える影響が大きかったとも考えられるが、データ①では、呼びかけのみ行われた間（2007年7月から2008年3月）は、時間内の非入院患者と非救急車患者を除いて、大きな変化は見られなかったため、呼びかけと特別料金と組み合わせることで、大きな影響が出たと言える。自治体病院が、患者負担額を上げてでも救外への軽症患者の集中を減らしたいという意思を示して、初めて住民が受療行動を変化させたのかも知れない。本研究において、特別料金と呼びかけの影響を完全に分けて考えることは、以下の理由から困難である。すなわち、呼びかけのみ行われた期間が短く、B市民における周知の度合いも呼びかけが始められてから経過した時間によって異なるであろうこと、時間内は一般外来や他院が利用できるため呼びかけや電話トリアージの影響が時間外よりも大きいと考えられるが、その受診時間帯間の差が不明であること、である。

本研究の大きな限界として、救外を受診しなかった患者がどのような代替行動を取ったのかは不明であること、前後比較であり特別料金導入以外の変化による影響を否定できないこと、一自治体病院のデータであり一般化可能性には注意が必要であること、救外受診が適正であったか否かを判定する標準的指標がないこと、が挙げられる。

救外受診を考えたB市民が取り得る行動としては、特別料金を払うつもりで受診する、重症であり入院が必要と考え特別料金を払わないつもりで受診する、受診を遅らせる（家庭でケア）、地域救急医療センターを受診する、一般外来を早めに受診する、特別料金がかからない病院や域外病院を受診する、B病院救外を受診するが料金を支払わない、などが考えられるが、今回用いたデータではそれぞれが実際にどのくらいあったかは分からない。米国の先行研究⁴⁻⁶⁾のように保険者が持つデータを用いたり、B市民に対する質問票調査を行うなどすれば、一部は明らかになるだろう。

受診の遅れまたは差し控えたために重症化したケースが増加したのか否かは今後の研究課題である。米国の先行研究⁴⁻⁶⁾では健康アウトカムへの影響はほとんど見られず、救外における患者負担額増加による急性心筋梗塞の患者の受診の遅れは見られなかったとする研究¹⁵⁾もあるが、我が国ではこれまでに報告がない。なお、地域で同様の取り組みが行われた病院の報告によれば、特別料金導入後に、地域の夜間急患センターや診療所の患者数が増加したり、必要な受診を控えたために重症化し救急搬送されたりしたケースはなかったとされている¹⁶⁾。

特別料金導入とほぼ同時期に起きた重要な変化として、B病院循環器内科休止があったため、その影響は今回調整した。また、2007年10月の1ヶ月間はB市と隣接するC市にある自治体病院で保険診療が行えず同院の患者数が大幅に減少したが、それがB病院救外患者数に与えた影響は小さく（図1）、さらにデータ②の解析で対象をB市民にしぼってもいることから、結果に大きな影響を与えていないと考える。救外患者数に影響しそうなその他の変化の存在や、それによる影響は不明である。しかし、特別料金導入前3年間と導入後2年間の患者数の変化はそれぞれ小さく（図

1）、2008年3月までと4月以降ほどの変化は他の時期には観察されていないため、特別料金導入による影響は概ね正しく推定できたと考える。

データ①・②はどちらも一病院で得たデータであり、一般化可能性は限られている。しかし、B病院が特殊な条件下にあると考える理由もないし、前述したように特別料金導入以外の変化の影響は可能な限り調整されている。また、重症患者の数や受療率は大きな変化がなく、軽症患者は大幅に減少するという、国内外の先行研究²⁻⁷⁾と矛盾しない結果が得られている。

救外受診が適正であったか否かを判定する指標は、先行研究により異なっている。Selbyら（1996）⁴⁾、Wharamら（2007）⁶⁾は、両者異なる方法で診断名から重症度を4分類し、それぞれの分類に当てはまる救外受診率・入院率を見た。Hsuら（2006）⁵⁾は、入院率、ICU入院率、死亡率以外に、一部の重症疾患にしぼった入院率・ICU入院率を見た。吉田ら（2010）⁸⁾は、本研究のデータ①と同様に、入院・救急車患者数を検討した。本研究では、吉田らと同様、救外に救急車で来院したか否か、救外受診後に入院したか否かを用いた。

その他の限界として、データ②の解析で、救外受診後に入院しなかった循環器疾患患者を除外しなかったため、入院患者以外の受療率の変化は推計が過大になっている可能性がある。また、救外を利用する確率が住民一人一人異なること、感染症に代表される一部の疾患が救外受診の理由となること、時間外でも時刻によって特別料金の金額や他に利用可能な外来医療施設の有無が異なることは、均質性の仮定（homogeneity assumption）を満たしていないが、それにより結果が大きく変わると思われぬ。

5. 結論

一自治体病院の救外で特別料金を導入したところ、入院患者および救急車患者の受療率はほとんど変化がない一方、非入院患者および非救急車患者の受療率は6割程度に減少していた。救外適正利用を住民に呼びかけただけでは患者数に与える影響は限られていたが、特別料金と呼びかけを組み合わせることで大きな影響が見られた。軽症患者が集中し、重症患者の診療に支障を来している高次救急医療機関において、住民に対して救外適正利用を呼びかけるとともに軽症患者を対象とする特別料金を導入することで、軽症患者数を選択的に減らせる可能性が示唆された。特別料金導入に伴って生じうる受診の遅れや差し控えによる患者の健康に対する影響を検討することは、今後の課題である。

本論文のさらに詳細な考察は、東京大学学術機関レポジトリ<<http://repository.dl.itc.u-tokyo.ac.jp/>>において、学位論文（稲田晴彦：時間外診療の特別料金導入が一自治体病院の救急外来受療率に与えた影響）として、一般公開される予定である。

注

- 1 目的は病院により異なるが、特別料金を導入しているいくつかの病院のウェブサイトの情報をまとめると、このようになる。この特別料金を請求すると、診療報酬の時間外・休日・深夜加算は算定できなくなるため、病院の収入は減少する可能性が高い。実際に、吉田らの報告によれば、特別料金導入後、徳島赤十字病院の時間外外来診療収入は大きく減少した⁸⁾。
- 2 B市外への循環器疾患疑い患者搬送基準は以下の通り。①胸痛または呼吸困難を訴える35歳以上85

歳未満で体温37.5度以下の患者、または、②心拍数40/分未満または140/分以上または過去に発作性不整脈の診断を受けた患者が同様の症状を訴える場合。ただし、上記基準に該当しても、行旅人、心肺停止、寝たきり、重度の認知症、施設入所中の患者は市外搬送対象外。

- 3 正確な年月日と曜日は、2007年4月9日（月）から29日（日）、2007年10月8日（月）から28日（日）、2008年4月7日（月）から27日（日）、2008年10月6日（月）から26日（日）である。
- 4 時間内は平日8時30分から17時14分、時間外はそれ以外のすべての時間である。
- 5 ポアソン回帰モデルは、

$$\log(Y_i) = \alpha_i + \sum_j \beta_j X_{ij} + \log(a_i)$$

で表される。ただし、 Y は従属変数、 α は切片、 β は偏回帰係数、 X は独立変数、 $\log(a)$ はオフセット項である。従属変数である救外患者数はカウントデータ（0以上の整数値を取る）であり、救外受診は十分に稀な事象である（約14万人いるB市民のうち任意の1時間にB病院救外を受診する割合は小さい）ため、救外患者数はポアソン分布に従うと考えられる。 Y を救外患者数、 a を時間（または救外を受診する可能性がある母集団の人口と時間との積）とすることで、 Y/a で表される1時間あたりの患者数（または1人時あたりの患者数、受療率）を、独立変数に回帰している。

謝辞

本研究は財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構より第13回（2009年度）研究助成を受けて行われた。また、調査に協力してくださった病院と住民の皆様には深甚なる感謝の意を表す。

参考文献

- 1) 江原朗. 時間外受診における保険外負担（選定療養）徴収について：都道府県、病床規模、徴収開始時期別の解析. 日本医師会雑誌2009；138：1160-1162
- 2) 厚生労働省. 平成20年（2008）医療施設（静態・動態）調査・病院報告の概況. <http://www.mhlw>.

- go.jp/toukei/saikin/hw/iryosd/08/index.html
(2010年8月3日アクセス)
- 3) O' Grady, K.F., et al. The impact of cost sharing on emergency department use. *New England Journal of Medicine* 1985; 313: 484-490
 - 4) Selby, J.V., Fireman, B.H., Swain, B.E. Effect of a copayment on use of the emergency department in a health maintenance organization. *New England Journal of Medicine* 1996; 334: 635-641
 - 5) Hsu, J., et al. Cost-sharing for emergency care and unfavorable clinical events: findings from the safety and financial ramifications on ED copayment study. *Health Services Research* 2006; 41: 1801-1820
 - 6) Wharam, J.F., et al. Emergency department use and subsequent hospitalizations among members of a high-deductible health plan. *Journal of American Medical Association* 2007; 297: 1093-1102
 - 7) 江原朗. 選定療養導入による時間外受診への影響について. *日本臨床救急医学会雑誌*2009; 12: 516-519
 - 8) 吉田哲也, 他. 時間外診療における選定療養徴収の小児救急医療への影響. *日本小児科学会雑誌* 2010; 114: 91-94
 - 9) 焼津市. 広報やいづ2008年4月1日号. 市立総合病院 時間外加算などの診療費請求のお願い. http://www.city.yaizu.lg.jp/koho/2008/documents/02-03_12.pdf (2010年8月11日アクセス)
 - 10) 藤枝市立総合病院. 志太榛原救急医療研究会からの緊急アピール. <http://www.hospital.fujieda.shizuoka.jp/topics/20070814.html> (2010年8月11日アクセス)
 - 11) 焼津市. 広報やいづ2007年11月15日号. 市立総合病院の役割. 夜間の発病は、志太・榛原地域救急医療センターへ. <http://www.city.yaizu.lg.jp/koho/2007/documents/06-07.pdf> (2010年8月11日アクセス)
 - 12) 焼津市. 広報やいづ2008年2月1日号. 地域医療をなくさないために、病院診療へご理解・ご協力を. http://www.city.yaizu.lg.jp/koho/2008/documents/p008_009_2.pdf (2010年8月11日アクセス)
 - 13) 焼津市. 広報やいづ2008年3月1日号. 良質な医療を確保するために. http://www.city.yaizu.lg.jp/koho/2008/documents/p002_003.pdf (2010年8月11日アクセス)
 - 14) 厚生労働省. 平成20年(2008)患者調査の概況.
 - 15) Magid, D.J., et al. Absence of association between insurance copayments and delays in seeking emergency care among patients with myocardial infarction. *New England Journal of Medicine* 1997; 336: 1722-1729
 - 16) 市立島田市民病院. ちょうしんき第30号(平成20年8月15日). 救急医療の崩壊を防ぐために. <http://www.municipal-hospital.shimada.shizuoka.jp/030-kakushu-annai/050-kouhousi/chousinki/chousinki30.pdf> (2011年7月22日アクセス)

著者連絡先

筑波大学医学医療系福祉医療学分野助教
稲田 晴彦
〒305-8577 茨城県つくば市天王台1-1-1
筑波大学総合研究棟D525
TEL : 029-853-2971
FAX : 029-853-2971
E-mail : hinada-tky@umin.ac.jp

Effects of Increased Copayment on the Use of the Emergency Department at a Hospital

Haruhiko Inada^{*1} Yasuki Kobayashi^{*2} Mamoru Tomida^{*3} Nobutaka Ota^{*4}

Abstract

In the past few years, dozens of large hospitals across Japan have increased the after-hours copayment for their emergency services to discourage the patients with non-urgent conditions and focus on the care of patients with urgent conditions. We studied the effect of the copayment at the emergency department of a large suburban hospital by examining the number of patients before and after the increase in the copayment in April 2008.

We collected data on patients who visited its emergency department before (April and October 2007) and after (April and October 2008) the increase in the copayment. The copayment was set at the minimum of ¥850 to the maximum of ¥4800 according to the time of the visit, but it was waived if the visit was deemed necessary by a physician (e.g., hospitalized after the visit, referred to the emergency department, and visit after a traffic or industrial accident), the patient was 6 years old or younger, or the patient received public medical assistance. We classified patients by their presumed urgency status into two groups: patients who arrived by ambulances (urgent) versus by other means (non-urgent); and patients who were hospitalized after the visit (urgent) versus those who were sent home (non-urgent). We employed Poisson regression analysis to model the number of patients of each status as dependent variables, with the amount of copayment, age, sex, and time of visit as independent variables and person-hours as control variables. Models were selected by Akaike information criteria.

After the increase in the copayment, emergency department use declined by approximately 35% among patients with non-urgent conditions but remained unchanged among patients with urgent conditions. The change was almost consistent across subgroups. Our results suggest that the number of patients with non-urgent conditions could be selectively reduced by increasing the size of copayment.

Further research to examine the possible adverse health effects among the discouraged patients is warranted.

[**Keywords**] emergency department, after-hours outpatient care, copayment, *sentei-ryoyo*, specified medical care coverage (*hokengai-heiyo-ryoyohi*)

* 1 Assistant Professor, Department of Medical Science and Welfare, Faculty of Medicine, University of Tsukuba
* 2 Professor, Department of Public Health, Graduate School of Medicine, University of Tokyo
* 3 Department of Emergency Medicine, Yaizu Municipal Hospital
* 4 Director, Yaizu Municipal Hospital