

年齢階級ダミーのクロスダミーを入れた分析も行った。この結果、30歳階級を除いて女性の方が開業率が低く、年齢が上がるほどその効果が大きくなっていくことがわかった。ただし、70歳階級では若干その効果が小さくなる（表4参照）。

表4 推定結果2

| | 推定値 | <i>z</i> | <i>P-value</i> | <i>dy/dx</i> |
|-----------------|------------|----------|----------------|--------------|
| 女性ダミー | -0.0082911 | -0.13 | 0.893 | -0.0003264 |
| 30歳階級ダミー | 2.219712 | 28.18 | 0 | 0.2765069 |
| 40歳階級ダミー | 5.259109 | 63.11 | 0 | 0.9753057 |
| 50歳階級ダミー | 6.725664 | 77.99 | 0 | 0.9988733 |
| 60歳階級ダミー | 7.531429 | 86.17 | 0 | 0.9993887 |
| 70歳階級ダミー | 7.114135 | 79.65 | 0 | 0.9967735 |
| 女性・30歳階級ダミー | -0.033523 | -0.57 | 0.572 | -0.0013287 |
| 女性・40歳階級ダミー | -0.7366085 | -11.66 | 0 | -0.0291954 |
| 女性・50歳階級ダミー | -0.8043415 | -12.03 | 0 | -0.0318799 |
| 女性・60歳階級ダミー | -0.8770066 | -13.08 | 0 | -0.03476 |
| 女性・70歳階級ダミー | -0.693255 | -10.08 | 0 | -0.0274771 |
| 高齢化率 | 0.7038201 | 30.4 | 0 | 0.0278958 |
| 医師・人口比率 | -0.5001524 | -20.34 | 0 | -0.0198235 |
| 医療費成長率 | -2.78E-06 | -8.87 | 0 | -1.10E-07 |
| 定数項 | -6.37382 | -98.07 | 0 | |
| Number obs | 1808364 | | | |
| Log likelihood | -428328.08 | | | |
| $\ln\sigma_v^2$ | 1.831076 | | | |
| σ_v | 2.498119 | | | |
| ρ | 0.8618898 | | | |

V. 結語

本稿では医師・歯科医師・薬剤師調査の個票データを1986年度調査分から2000年度調査分までリンケージすることによって医師の立地選択及び開業行動について記述統計による実態把握と開業に関する意思決定のパネルデータによるprobit分析を行なった。

probit分析の結果、①女性医師は男性医師よりも開業する確率が低い。②医師・人口比率が高い地域ほど医師の開業開業確率が小さくなることから、医師が開業を

選択する場合に、他の診療所・医療機関との競争を考慮に入れていることが考えられる。③しかし、立地する地域の医療費の成長率については開業確率に対して負の効果を強く与えている④高齢化率については正の効果が示されている。高齢者の数が多いことによる所得稼得機会に応じて開業を選択していることを示唆しているかも知れない。⑤以上のような経済的な効果をコントロールしたとしても、限界効果を比較すると年齢の効果が支配的である。

本稿の分析の限界点としてはデータの利用可能性の限界から医師の開業の意思決定についてより詳細な分析が行えなかった点にある。医師の就労地に関する二次医療圏別の情報が観察可能な期間が現在よりも長期間とすることが可能となり、かつ、出身大学等の情報が付与することが可能となればより緻密に医師の就業行動についての分析が可能となろう。特にデータの観察期間の制約は厳しく、世代間の医師の就業行動の差異について分析するためにはより長期間の観察期間が必要とされる。この点は今後改善されるべき課題であろう。しかしながら、本稿で行った分析ですら一定程度の貢献があると考えられる。

本稿の成果は、医師が開業する場合に経済的な条件を考慮に入れて行動している可能性があることをしめしたことである。これは重要な成果である。これまで、医療制度に関わる政策については供給サイドの行動に対して短期的な影響を与えるために実施されてきたと言って良いであろう。しかしながら、長期的な意思決定問題である医師の開業行動も経済的な条件に影響を受けるのである。このため、短期的な効果を狙った政策が長期的な効果を与えてしまう可能性がある。つまり、医療費適正化策などの施策によって医師の開業行動が影響を受ける可能性が考えられる。医療費適正化策等を実施する場合には医療供給体制に対して長期的な効果をもたらす可能性を考慮に入れられねばならない。

参考文献

- 猪飼周平 (2001)「日本における医師のキャリア」『季刊社会保障研究』36 (2) :269-278
- 泉田信行 (2002)「医師の開業の実態と分析」平成 13 年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「個票データによる医療・介護サービスの需給に関する研究」報告書所収.
- 漆博雄 (1986)「我が国における医師の地理的分布について」『季刊社会保障研究』22 (1) :51-63.
- 尾形裕也・泉田信行 (1999)「我が国の医療供給の現状と展望」『季刊社会保障研究』35 (2) :180-191.
- 菅谷章 (1974)「インターン問題の史的考察」『季刊社会保障研究』10 (3) :24-33.
- 西三郎 (1977)「システムダイナミクスによる医師および看護婦数の動態分析」『日本公衆衛生雑誌』、pp.453-461.

- 西田在賢 (1995) 「わが国の医師数増大の経済分析」『医療経済研究』 vol.2.
- 方波見重兵衛・金子功 (1970) 「将来の医師数について」『公衆衛生院研究報告』 vol19(2) pp.128-136.
- 方波見重兵衛・金子功 (1980) 「ヘルスマンパワーの将来予測と調整—医師数について—」『日本公衆衛生雑誌』 vol27(6) pp.287-293.
- 方波見重兵衛・青柳精一 (1968) 「地域的に見た医師数の動向」『厚生指標』 vol15(8) pp.24-31.
- 方波見重兵衛・西三郎・橋本正巳・金子功 (1976) 「ヘルスマンパワーの開発と将来需給に関する研究(3)—各科別診療従事医師数の供給について—」『公衆衛生院研究報告』 vol25(1) pp.9-18.
- Gaynor, M. and M. V. Pauly, (1990) "Compensation and Productive Efficiency in Partnerships: Evidence from Medical Group Practice," *Journal of Political Economy*, vol98(3) pp. 544-573.
- Gruber, J., Adams, K. and J. P. Newhouse, (1997) "Physician Fee Policy and Medicaid Program Costs," *The Journal of Human Resources*, vol.32(4) pp.611-634.
- Hurley, J. E., (1989) "Physicians' Choice of Specialty, Location, and Mode: A Reexamination Within an Interdependent Decision Framework," *The Journal of Human Resources*, vol.24(1) pp.47-71.
- Kehrer, B. H., (1976) "Factors Affecting the Incomes of Men and Women Physicians: An Exploratory Analysis," *The Journal of Human Resources*, vol.11(4) pp.526-545.
- Reinhardt, U. E., (1972) "A Production Function for Physician Services," *Review of Economics and Statistics*, vol.54, pp.55-66.
- Thornton, J. and B. K. Eakin, (1997) "The Utility-Maximizing Self-Employed Physician," *Journal of Human Resources*, vol.32(1) pp. 98-128.
- Thurston, N. K. and A. M. Libby, (2000) "Taxes and Physicians' Use of Ancillary Health Labor," *The Journal of Human Resources*, vol.35(2) pp.259-278.

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究」

分担研究報告書

⑭ MRI、医療費、診療報酬に関する実証分析

分担研究者 宮里尚三 国立社会保障・人口問題研究所

近年、医療費抑制のための制度改正が盛んに議論されるようになった。医療費の増高要因には高齢化、医療保険の普及、所得の増加、医師の需要誘発効果、医療サービス部門の生産要素の生産性、医療における技術進歩、など様々な要因が考えられるが、Newhouse(1992, J.E.P)は医療における技術進歩が医療費の増高に最も影響をおよぼしていると指摘している。本稿では、まず、医療の技術進歩として具体的にMRI (Magnetic Resonance Imaging) を取り上げ、MRI が医療費をマクロ的にどの程度引き上げているかを検証した。次にMRI が及ぼす医療費の増加をMRI 使用に対する診療報酬の改定で抑えることが出来るかどうかについて、1日当たり医療費とMRIの使用回数との両方から分析を行った。

A. 研究目的

本稿では、まず医療の技術進歩として具体的にMRI (Magnetic Resonance Imaging) を取り上げ、MRI が医療費をどの程度引き上げているかを検証することを目的としている。MRI は医療費を増加させる技術進歩の典型例と考えられているからである。本稿では、まずMRI が医療費をマクロ的にどの程度引き上げているかを検証した。さらに、本稿では診療報酬の改定がMRI によってもたらされる医療費の増加やMRI の使用回数にどのように影響を与えるのかについて検証を行う。

B. 研究方法

厚生労働省『社会医療診療行為別調査報告』、『医療施設調査』のマイクロデータに基づきMRI と医療費、また診療報酬改定がMRI 使用による医療費の高騰をどの程度抑えられるかについて検証を行った。

(倫理面への配慮)

マイクロデータを使用の際には、個人が特定されないように十分留意するとともに、個人情報流出のないように細心の注意を払う。

C. 研究結果

研究結果を簡単にまとめると次のようになる。

- MRI を使用することで入院では1日当たり 4800 円程度引き上げるのに対し、入院外では1万4千円程度引き上げる。
- マクロ的に見た場合、MRI によって対国民医療費で 0.39%の医療費が引き上げられ、病院の入院医療費に限ると 1.63%の医療費が引き上げられていることになる。
- MRI 使用に対する診療報酬改定は入院に関して影響は見られないが、入院外では影響が見られた。
- しかし、MRI 使用に対する診療報酬の引き下げ改定の効果は 29%程度にとどまることが確認された。

F. 研究発表

- 1.論文発表
なし。
- 2.学会発表
なし。

G. 知的所有権の取得状況

- 1.特許取得
なし。
- 2.実用新案登録
なし。
- 3.その他
なし。

D. 考察

簡単な計算をすると、例えば 10%の MRI 使用に対する診療報酬の引き下げが行われたとしても、総額で見ると 0.96%程度の医療費の抑制効果しか持たないことになった。

E. 結論

出来高払いの償還方法をとっているわが国の制度のもとでは、Cost-increasing な医療の技術進歩が及ぼす医療費の増高を診療報酬の改定で抑えることは難しいと考えられる。

第14章 MRI、医療費、診療報酬改定に関する 実証分析¹

宮里尚三（国立社会保障・人口問題研究所）

要旨

医療費の増高要因には高齢化、医療保険の普及、所得の増加、医師の需要誘発効果、医療サービス部門の生産要素の生産性、医療における技術進歩、など様々な要因が考えられるが、Newhouse(1992)は医療における技術進歩が医療費の増高に最も影響をおよぼしていると指摘している。

本稿では、まず、医療の技術進歩として具体的にMRI(Magnetic Resonance Imaging)を取り上げ、MRIが医療費をマクロ的にどの程度引き上げているかを検証する。次にMRIが及ぼす医療費の増加をMRI使用に対する診療報酬の改定で抑えることが出来るかどうかについて、1日当たり医療費とMRIの使用回数との両方から分析を行う。

結果を簡単に述べると、MRIを使用することで1日当たりの医療費は入院で4800円程度引き上げるのに対し、入院外では1万4千円程度引き上げる。マクロ的に見た場合、MRIによって対国民医療費で0.39%の医療費が引き上げられ、病院の入院医療費に限ると1.63%の医療費が引き上げられていることになる。次にMRI使用に対する診療報酬改定の影響であるが、入院に関して影響は見られないが、入院外では影響が見られた。しかし、MRI使用に対する診療報酬の引き下げ改定の効果は29%程度にとどまることが確認された。さらにMRI使用に対する診療報酬の引き下げ改定はMRI使用回数を増加させることが確認された。また、弾力性は0.203となった。

I. はじめに

近年、医療費抑制のための制度改正が盛んに議論されるようになった。背景には本格的な少子高齢化を前に医療費の増高をできるだけ抑えたいという認識がある。わが国の医療費は国際的に見て相対的に低い²、1965年から2000年における1人あたりの実

¹ 本稿は、平成13-15年度の厚生科学研究費補助金政策科学推進事業『個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究』の成果の一部に基づくものである。なお、本稿は著者の個人的見解であり、所属機関を代表するものではない。

² 1998年時点の医療費の対GDP比は7.4%で、順位で見ると日本は18位となっている。1人あたりの医療費は29万43,478円で9位となっている。ちなみに、医療費の対GDP比の順位は、1位アメリカ、2位スイス、3位ドイツとなっている。1人あたりの医療費の順位は、1位アメリカ、2位スイス、3位ノルウェーとなっている。(OECD(2001)参照)

質医療費³は4.3倍増となっており(図1参照)、医療費は着実に増加している。医療費の増高要因には高齢化、医療保険の普及、所得の増加、医師の需要誘発効果、医療サービス部門の生産要素の生産性、医療における技術進歩、など様々な要因が考えられるが、Newhouse(1992)は医療における技術進歩が医療費の増高に最も影響をおよぼしている⁴と指摘している。Fuchs(1996)も同様な指摘を行っている。

そこで本稿では、まず、医療の技術進歩として具体的にMRI(Magnetic Resonance Imaging)を取り上げ、MRIが医療費をマクロ的にどの程度引き上げているかを検証する。MRIを取り上げる理由として、医療技術の進歩には医療費を減少させる技術進歩(cost-reducing)と医療費を増加させる技術進歩(cost-increasing)があるがMRIは医療費を増加させる技術進歩の典型例と考えられているからである⁴。

そして、次に本稿では診療報酬の改定でMRIによってもたらされる医療費の増加を抑制できるかどうかについて検証する。わが国の医療制度は出来高払いの償還方法が基本であるため、診療報酬の改定でMRIのような技術進歩が及ぼす医療費の増加を抑えることが出来るかは分からない。なぜなら、診療報酬の引き下げが行われても診療行為を増やしたりMRIの使用回数を増やしたりすることが可能だからである。特にMRIのような高度医療機器を用いた診断では、医療機器や診断についての知識が患者側に圧倒的に不足しており、医師誘発需要といった医師側のモラルハザードを容易に引き起こしやすいと考えられる。本稿では、MRIが及ぼす医療費の増加をMRI使用に対する診療報酬の改定で抑えることが出来るかどうかについて、1日当たり医療費とMRIの使用回数との両方から分析を行う。

わが国において、高度医療機器について分析した研究には久繁・飯沼・松本(1992)、河村・大石(1993)がある。久繁・飯沼・松本(1992)では、MRIは民間医療機関の中小病院を中心として普及していること、地域別の人口当たりMRI設置台数が最高と最低の間で5倍近く開いていることが認められている。またMRIの導入には医療機器の市場要因や診療報酬の点数等が影響を与えていると述べている。河村・大石(1993)では高度医療機器の配置状況の地域間格差やCTスキャンの導入にCTの価格や性能、病院の属性がどのように影響しているかを分析している。分析によると、まず高度医療機器⁵の設置密度には地域間格差が存在するが、地域間格差の大きな部分は疾病構造の違いによって説明できるとしている。またCTスキャンの導入や保有形態の選択に、CTスキャンの価格や性能、1日当たりのCTによる診断件数が影響を与えているとしている。このように、高度医療機器の導入や医療の技術進歩の伝播⁶について分析した研究はあるが、

³ 1人あたり実質医療費は1人あたり医療費を物価指数で実質化することで求めた。

⁴ 医療費を減少させる技術進歩として、血液自動分析装置があげられる(漆(1998)参照)。

⁵ 分析では超音波画像診断装置、上部消化管ファイバースコープ、頭部用CTスキャナー、全身用CTスキャナー、核磁気共鳴画像診断装置(MRI)を取り上げている。

⁶ 海外においてはMRIも含めて医療の技術進歩についての研究は多く行われている。医療の技術進歩と医療費についてはNewhouse(1992)がある。また、医療の技術進歩の伝播に関してはAnderson and Steinberg(1984)、Baker(1979)、Cutler and McClellan(1996)、Hillman and Schwartz(1985,1986)がある。また、医療保険制度と医療の技術進歩の伝播に関する研究にはBaker(2001)、Baker and Phibbs(2000)がある。

わが国において、MRI と医療費あるいは MRI のような高度医療機器に対する診療報酬の改定がその医療機器の使用にどのように影響を与えたかについて実証分析した研究は著者の知る限りほとんどない。本稿では『社会医療診療行為別調査』、『医療施設調査』、『病院報告』の個票データを用いて MRI が医療費をマクロ的にどの程度引き上げているか、診療報酬の改定が MRI によってもたらされる 1 日当たり医療費の増加や MRI の使用回数にどのように影響を与えるのかについて実証分析を行う。本稿の構成は以下の通りである。2 章で医療費や MRI 使用回数、診療報酬改定についての概観を行い、3 章で使用するデータについて述べる。4 章では推計モデルと推計方法について述べ、5 章で推計結果について述べる。そして 6 章でまとめを述べる。

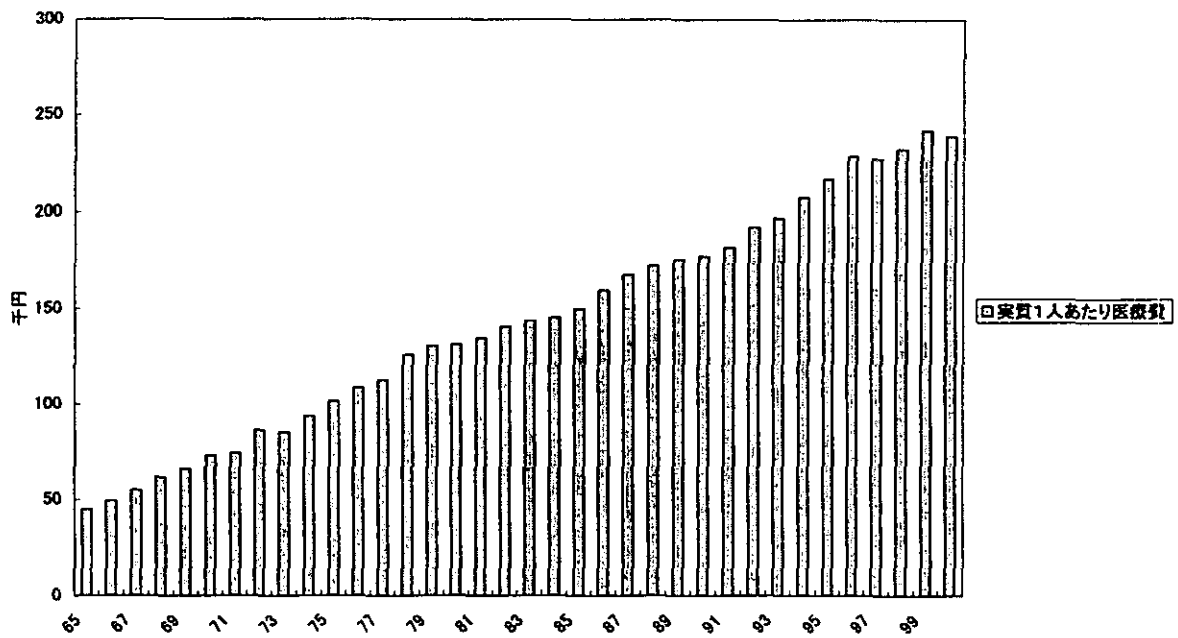
II. 1 人あたり医療費、MRI 使用回数、診療報酬改定の概観

ここで、分析に入る前に 1 人あたり医療費や MRI の使用回数、診療報酬の改定について概観しておく。まず、医療費についてであるが、1 人あたりの実質医療費を図 1 に示しておいた。図 1 には 1965 年から 2000 年までの 1 人あたり実質医療費が示されている。図 1 からは常に 1 人あたり実質医療費が上昇してきたことが分かる。近年、例えば 80 年以降を見ても 1 人あたり実質医療費の高騰が鈍化している兆候は見られない。80 年代後半は平成景気のため 1 人あたり所得が増え 1 人あたり実質医療費が増加したと考えられるが、90 年代は不景気のなか所得が伸びないにもかかわらず、1 人あたりの実質医療費は着実に高騰している。医療保険の範囲の拡大が医療費に与える影響を考えると、61 年に行われた皆保険の導入のような医療保険の範囲の大幅な拡大は 80 年代、90 年代にはなかった。また、73 年に老人保健が設立され老人医療費が無料化されたが、80 年代、90 年代には老人保健無料化のような大幅な自己負担の引き下げもみられなかった。医師による需要誘発効果が 1 人あたり実質医療費を高騰させたことも考えられるが、西村 (1987)、泉田・中西・漆 (1998) においては医師需要誘発効果が支持されている一方で鈴木 (1997)、岸田 (2001) では医師需要誘発効果が支持されておらず、はっきりとしたことは言えない。一方、高齢化の影響であるが、岩本 (2002) によると 80 年から 97 年における 1 人あたりの実質医療費の高騰に対する高齢化の影響は約 30% と程度である⁷。以上のことから、90 年代における 1 人あたり実質医療費の増高は高齢化の影響を低くない割合で受けているものの、残りの多くの部分に医療の技術進歩が影響を与えている可能性がある⁸。

⁷ 岩本 (2002) では厚生労働省が公表している『国民医療費』を利用して高齢化が医療費に与える影響を分析している。『国民医療費』では医療費増加率を、価格変化 (診療報酬改定及び薬価基準改正による影響)、人口増、人口の高齢化、その他の 4 要因に分解しているが、岩本 (2002) では医療費増加率から人口増、価格変化の要因を差し引いたものを国民 1 人あたり実質医療費としている。そして、国民 1 人あたり実質医療費の成長に占める高齢化要因の比重を高齢化による影響としている。

⁸ Newhouse (1992) ではその他に医療サービス部門の生産要素の生産性も医療費の増高要因としているが、Newhouse 自身が認めているに医療サービス部門の生産要素の生産性を測るのは難しい。そのため、ここでは医療サービス部門の生産要素の生産性については議論しないことにした。

図1 実質1人あたり医療費



さて、本稿では技術進歩として具体的に MRI を取り上げて医療費をどの程度引き上げているかについて検証するが、MRI の使用回数についての推移について見ておくことにする。MRI の使用回数についての推移は図 2 のようになっている。特徴的な点は 88 年以降、使用回数が急増している点が上げられる。88 年以前の MRI 使用回数については、85 年が 474 回、86 年が 2,130 回、87 が 1,850 回であったのに対し 88 年には 15,714 回となっている。理由としては、87 年までは MRI 使用に対する診療報酬が一連で 2,000 点であったのに対し、88 年には 2,300 点（ただし、同一月内に同一部位の 2 回目以降は 2,070 点）へ引き上げられたことが影響していると考えられる（表 1 参照）。88 年以降は 96 年を除いて前の年を 20% から 100% のペースで増加している。ここで、96 年に使用回数の増加のペースが低かった理由は分からない。

本稿におけるもう一つの目的は、MRI 使用の診療報酬の改定が MRI によってもたらされる医療費の増加や MRI の使用回数にどのように影響を与えるのかについて検証を行うことである。ここで MRI 使用に対する診療報酬の改定を表 1 にまとめてみた。MRI 使用に対する診療報酬の改定は 90 年の改正を境に診療報酬が断続的に引き下げられているのが分かる⁹。MRI 使用の診療報酬改定に関していくつか特徴的な点を挙げておくと、まず、88 年に点数が引き上げられた点があげられる。次に 94 年に同一部位の 2 回目以降が大幅に引き下げられた点も特徴的である。また、96 年においては頭部と頭部以外の点数が分けられ、98 年にはさらに頭部、躯幹、四肢で点数が分けられたのも特徴として挙げる事が出来る。

⁹ 厳密には、90 年の MRI 使用に対する診療報酬改定は同一部位の 2 回目以降に対しては 2,070 点から 2,100 点への診療報酬の引き上げが行われたことになる。

図2 MRI使用回数の推移

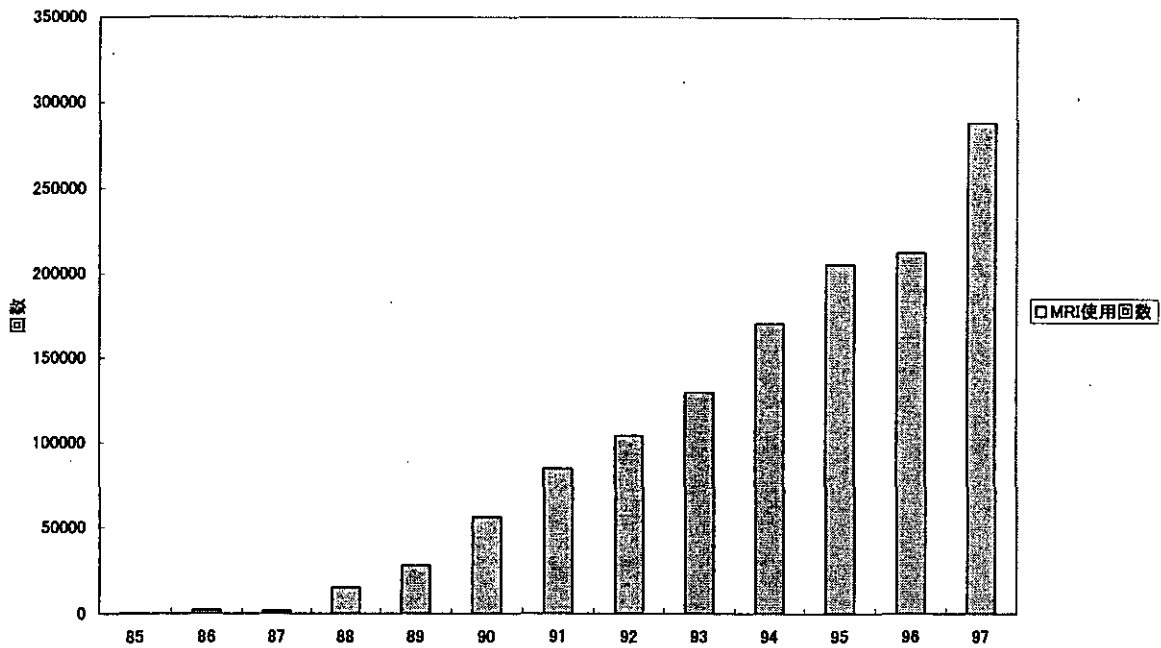


表1 MRI使用に対する診療報酬の改定

| | | |
|-------------|--|--|
| 1985年～1987年 | 2,000点 | 一連につき |
| 1988年～1989年 | 2,300点 2,070点 | 同一部位、2回目以降 |
| 1990年～1993年 | 2,100点 | 一連につき |
| 1994年～1995年 | 2,100点 1,050点 | 同一部位、2回目以降 |
| 1996年～1997年 | 1,900点 950点 2,000点 1,000点 | 頭部 1回目 頭部 2回目以降 頭部以外 1回目 頭部以外 2回目以降 |
| 1998年～1999年 | 1,680点 600点 1,800点 810点 1,710点 560点 | 頭部 1回目 頭部 2回目以降 躯幹 1回目 躯幹 2回目以降 四肢 1回目 四肢 2回目以降 |

出所：厚生労働省保健社会統計課『診療行為別符号表』
 注)1985年以前にはMRI使用に対する診療報酬点数の記載はない。

Ⅲ. 使用するデータについて

本稿で用いるデータは『社会医療診療行為別調査』、『医療施設調査』、『病院報告』である。『社会医療診療行為別調査』は診療報酬明細書について全国の医療機関から標本調

査を毎年行ったものである。『社会医療診療行為別調査』は保険者へ請求された点数が記載されているので医療費に関するデータを得ることが出来る。さらに、『社会医療診療行為別調査』には患者に対して行われた診療行為が記載されており、診療行為から MRI が使用されたかどうかの情報を得ることが出来る。そこで、1987年から1999年の『社会医療診療行為別調査』を用いて MRI の使用が医療費に与える影響を検証することにする。しかし、『社会医療診療行為別調査』を用いて分析する際には注意すべき点がある。それは、請求されたレセプトは月単位であるため二月にまたがって治療を受けている患者の医療費を適切に表したもとはなっていないということである¹⁰。そこで本稿ではレセプトに記載されている点数を実診療日数で割ってやることで一日あたりの点数を算出し、それを利用して分析を進めることにした。

また、本稿では診療報酬改定が MRI の使用回数に影響を与えたかどうかを分析するが、データは『医療施設調査』と『病院報告』を用いる。『医療施設調査』は3年毎に全国の医療機関に行う全数調査である。『医療施設調査』からは医療機関毎の MRI 使用回数や医療機関が MRI を保有しているかどうか、または医療機関の病床数といった医療機関の属性に関するデータを得ることが出来る。しかし、『医療施設調査』では医療機関に従事している医師数などのデータを得ることが出来ない。一方、毎年全国の医療機関に行う全数調査という形で行われている『病院報告』からは医療機関に従事している医師数のデータを得ることが出来る。そこで、診療報酬改定が MRI の使用回数に影響を与えたかどうかについては1993年、1996年、1999年の『医療施設調査』と『病院報告』をマッチングさせたデータを用いて分析することにする。『医療施設調査』も『病院報告』も全国の医療機関に行う全数調査であるので、MRI の診療報酬改訂が MRI の使用回数に与える影響の分析はパネルデータによる分析ということになる。

IV. 推計モデルと推計方法

IV-i. MRI と医療費について

本稿ではまず MRI が1日当たり医療費をどの程度引き上げているかについて検証を行うが、推計式は(1)式のような単純な線形式を推計することにする。Newhouse(1992)では医療の技術進歩が医療費に与える影響を検証するために、高齢化や所得の増加、医療保険の普及、医師の需要誘発効果等が医療費の増加に与える影響をまず算出し、それを医療費全体の成長から差し引く方法で医療技術が医療費の増加に与える影響を検証している。しかし、本稿では医療の技術進歩の一つとして具体的に MRI を取り上げているため、Newhouse(1992)の方法は適していない。そこで、単純であるが(1)式に示した線形式を推計することにする¹¹。

¹⁰ 極端な例をあげれば、ある患者が4月1日から5月1日まで入院し、5月1日以降は退院し治療を受けなかったとする。その時、この患者の5月のレセプトに記載される医療費は5月1日の一日だけである。

¹¹ 渡辺・大日(2002)では人工呼吸器の使用期間とその医療費に関する分析を行っている。渡辺・大日(2002)

$$HC_i = \alpha_1 + \alpha_2 MRI_i + \alpha_3 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで、 HC_i は1日あたりの医療費、 MRI_i はMRIの使用ダミー、 X_i は年齢、年齢の二乗、性別ダミー（女性ダミー）、傷病ダミー、都道府県ダミーである。また、 i は個人を現している。 MRI_i はMRIが使用された場合を1、使用されなかった場合を0とするダミー変数である¹²。性別ダミーは女性の場合を1、男性の場合を0とするダミー変数である。 X_i に傷病ダミー、都道府県ダミーを含めたのは、傷病や都道府県による医療費の違いをコントロールするためである。(1)式の推計はまずOLSで推計を行う。ここで分散が不均一の場合、OLSでは係数の標準誤差にバイアスが生じることが知られている。そこで(1)式の推計の際、OLS推計に加えホワイトのロバスト推計も同時に行う¹³。

(1)式の推計には87年から99年の『社会医療診療行為別調査』を用いる。また被説明変数の HC_i はレセプトの点数を実診療日数で割ったものを用いる。

IV-ii. 診療報酬改定と医療費について

次に、MRIによる1日当たり医療費の増加に診療報酬改定がどのように影響を与えるかについて分析するため、以下の式を推計する。

$$HC_i = \beta_1 + \beta_2 MRI_i + \beta_3 T + \beta_4 X_i + \beta_5 (MRI_i \times T) + \varepsilon_i \quad (2)$$

T はMRIの使用に対する診療報酬改定を現すダミー変数、 X_i は年齢、年齢の二乗、性別ダミー（女性ダミー）、傷病ダミー、都道府県ダミーである。MRIの使用に対する診療報酬改定は87年から99年の間に88年、90年、94年、96年、98年と5回行われている（表1参照）。したがって診療報酬改定ダミーは次の5つということになる。1)88年、89年であれば1、それ以外の年なら0となるダミー変数で88KAITEI、2)90年、91年、92年、93年であれば1、それ以外の年なら0となるダミー変数で90KAITEI、3)94年、95年であれば1、それ以外の年なら0となるダミー変数で94KAITEI、4)96年、97年であれば1、それ以外の年なら0となるダミー変数で96KAITEI、5)98年、99年であれば1、それ以外の年なら0となるダミー変数で98KAITEIの5つである¹⁴。診療報酬改定に関するコントロールグループは87年ということになる。したがって、MRIによる1日当たり医療費の増加に診療報酬改定がどのように影響を与えるかについては、MRIダミーに診療報酬改定を掛け合わせた項の係数の有意性を検証すればよいことになる。(2)式の推計も87年から99年の『社会医療診療行為別調査』を用いる。

においても線形の推計式を用いて人工呼吸の使用期間と医療費について分析を行っている。

¹² 分析では同じ月に2回以上MRIを使用しても1回使用してもMRIダミーは1とした。

¹³ White(1980)参照。

¹⁴ 診療報酬改定ダミー T を詳しく書くとすると $T = [88KAITEI, 90KAITEI, 94KAITEI, 96KAITEI, 98KAITEI]$ となる。また β_3, β_5 について詳しく書くとすると $\beta_3 = [\beta^{88_3}, \beta^{90_3}, \beta^{94_3}, \beta^{96_3}, \beta^{98_3}]$ 、 $\beta_5 = [\beta^{88_5}, \beta^{90_5}, \beta^{94_5}, \beta^{96_5}, \beta^{98_5}]$ ということになる。

IV-iii. 診療報酬改定とMRI使用回数について

さて、次にMRI使用に対する診療報酬改定がMRIの使用回数にどのように影響を与えたかを分析する。(2)式はMRIによる1日当たり医療費の増加に診療報酬改定がどのように影響を与えるかについての分析であったが、今度はMRI使用に対する診療報酬改定がMRIの使用回数に対してどのように影響を与えるかを分析する。ここで、MRI使用に対する診療報酬の点数は医師にとってはMRIを使用することによる収入を現すことになる。したがってMRI使用に対する診療報酬の改定は、医師の収入に影響を与えることによって、MRIの使用回数に影響を与えることが予想される。ここで、MRI使用の限界的な収入を次のように現すことにする。

$$RM_{i,t} = PT_t / ISI_{i,t} \quad (3)$$

ここで、 $RM_{i,t}$ は t 時点における i 病院における医師1人あたりのMRI使用の限界的な収入、 PT_t は t 時点のMRI使用に対する診療報酬の点数¹⁵、 $ISI_{i,t}$ は t 時点における i 病院に勤務する医師の数である。ここで、MRI使用に対する診療報酬の点数を病院に勤務する医師数で割ったのは、従事する医師数の大小によってMRIを使用することによって得られる限界的な収入が異なるという前提にたっているということになる。推計式は次のように特定化する。

$$\log(TM_{i,t}/TM_{i,t-1}) = \gamma_1 + \gamma_2 \log(RM_{i,t}/RM_{i,t-1}) + \gamma_3 \log X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$TM_{i,t}$ は t 時点における i 病院のMRI使用回数、 $RM_{i,t}$ は t 時点の i 病院における医師1人あたりのMRI使用の限界的な収入、 $X_{i,t}$ は t 時点における i 病院の病床数や外来患者総数、在院患者総数、MRI保有台数である。MRI使用回数の変化率 $\Delta TM_{i,t}/TM_{i,t-1}$ が $\log(TM_{i,t}/TM_{i,t-1})$ にMRI使用の限界的な収入の変化率 $\Delta RM_{i,t}/RM_{i,t-1}$ が $\log(RM_{i,t}/RM_{i,t-1})$ にほぼ等しいと考えると γ_2 にマイナスを掛け合わせた値は、MRI使用回数のMRI使用の限界低収入に対する弾力性ということになる。(4)式の推計には93年、96年、99年の『医療施設調査』と『病院報告』をマッチングさせたデータを用いる。『医療施設調査』も『病院報告』も全数調査でありパネルデータである。本稿では(4)式の推計を固定効果モデル、変量効果モデル、プールドモデルで推計することにする。

¹⁵ MRI使用に対する診療報酬の点数は、部位や回数によって異なっている。ここでは平均をとって診療報酬の点数とすることにした。例えば、96年におけるMRI使用に対する診療報酬の点数は、頭部1回目1900点、頭部2回目以降950点、頭部以外1回目2000点、頭部以外2回目以降1000点となっている。ここでは96年におけるMRI使用に対する診療報酬の点数は(1900点+950点+2000点+1000点)÷4=1462.5点とした。

V. 推計結果

表5には(1)式の推計結果が示されている。(1)式の推計式における被説明変数は1日当たり点数である。まず、表5における入院外の(1)の結果を見ることにする。結果であるが、MRIダミーの項がプラスで有意となっている。係数を見ると1418.593である。レセプトの1点は約10円であるから、MRIを使用することによって1日当たりの入院外の医療費を約14,186円程度押し上げていることになる。他の変数について見てみると、性別がマイナスで有意となっている。これは男性より女性の医療費が低いことを意味している。年齢に関しては、年齢、年齢の二乗の項がプラスで有意となっている。表5の(1)にはロバスト推計も示してある。というのも分散が不均一の場合、OLS推計では係数の標準誤差にバイアスが生じるからである。ロバスト推計を行っても係数の優位性は変わらなかった。

表2 記述統計1

| | 入院外 | | | |
|---------------------|----------|----------|----|--------|
| | 平均 | 標準偏差 | 最小 | 最大 |
| 総点数 | 1624.196 | 3709.652 | 3 | 368693 |
| 診療日数 | 2.706887 | 3.143029 | 1 | 31 |
| 一日あたり点数 | 654.7338 | 821.2083 | 3 | 195660 |
| 性別 | 0.588429 | 0.492118 | 0 | 1 |
| 年齢 | 53.94078 | 25.15904 | 0 | 98 |
| MRI使用 | 0.002574 | 0.050671 | 0 | 1 |
| 感染症及び寄生虫症 | 0.036076 | 0.18648 | 0 | 1 |
| 新生物 | 0.026845 | 0.16163 | 0 | 1 |
| 内分泌、栄養及び代謝疾患並びに免疫障害 | 0.045215 | 0.207776 | 0 | 1 |
| 血液及び造血器の疾患 | 0.003591 | 0.059821 | 0 | 1 |
| 精神障害 | 0.044011 | 0.205119 | 0 | 1 |
| 神経系及び感覚器の疾患 | 0.12566 | 0.331465 | 0 | 1 |
| 循環器系の疾患 | 0.172344 | 0.377679 | 0 | 1 |
| 呼吸器系の疾患 | 0.122639 | 0.328023 | 0 | 1 |
| 消化系の疾患 | 0.059586 | 0.236718 | 0 | 1 |
| 泌尿生殖系の疾患 | 0.049935 | 0.21781 | 0 | 1 |
| 妊娠、分娩及び産じょくの合併症 | 0.003368 | 0.057938 | 0 | 1 |
| 皮膚及び皮下組織の疾患 | 0.065342 | 0.247128 | 0 | 1 |
| 筋骨格系及び結合組織の疾患 | 0.109911 | 0.312779 | 0 | 1 |
| 先天異常 | 0.001481 | 0.038454 | 0 | 1 |
| 周産期に発生した主要病態 | 0.004133 | 0.064153 | 0 | 1 |
| 症状、徴候及び診断名不明確の状態 | 0.006426 | 0.079906 | 0 | 1 |
| 損傷及び中毒 | 0.031402 | 0.1744 | 0 | 1 |
| 歯科診療 | 0.092037 | 0.289078 | 0 | 1 |
| サンプル数 | 3157518 | | | |

注1)『社会医療診療行為別調査』の個票データより

注2)性別は男性が0、女性が1の変数。MRI使用はMRIを使用した場合が1、使用していない場合が0の変数。

注3)一日あたり点数は総日数を診療日数で割った値である。

注4)表2は87年から99年のデータをプールした値である。

表3 記述統計2

| | 入院 | | | |
|---------------------|----------|----------|----------|--------|
| | 平均 | 標準偏差 | 最小 | 最大 |
| 総点数 | 26676.73 | 24652.23 | 151 | 827302 |
| 診療日数 | 18.79492 | 11.80224 | 1 | 31 |
| 一日あたり点数 | 1921.003 | 2463.485 | 11.26667 | 266930 |
| 性別 | 0.539171 | 0.498464 | 0 | 1 |
| 年齢 | 58.86327 | 22.70533 | 0 | 98 |
| MRI使用 | 0.017364 | 0.130622 | 0 | 1 |
| 感染症及び寄生虫症 | 0.031357 | 0.17428 | 0 | 1 |
| 新生物 | 0.087301 | 0.282275 | 0 | 1 |
| 内分泌、栄養及び代謝疾患並びに免疫障害 | 0.034486 | 0.182474 | 0 | 1 |
| 血液及び造血器の疾患 | 0.003925 | 0.062523 | 0 | 1 |
| 精神障害 | 0.110145 | 0.313071 | 0 | 1 |
| 神経系及び感覚器の疾患 | 0.073974 | 0.261729 | 0 | 1 |
| 循環器系の疾患 | 0.232145 | 0.422202 | 0 | 1 |
| 呼吸器系の疾患 | 0.062189 | 0.241498 | 0 | 1 |
| 消化系の疾患 | 0.088147 | 0.283509 | 0 | 1 |
| 泌尿生殖系の疾患 | 0.054508 | 0.227018 | 0 | 1 |
| 妊娠、分娩及び産じよくの合併症 | 0.031782 | 0.175419 | 0 | 1 |
| 皮膚及び皮下組織の疾患 | 0.007606 | 0.086879 | 0 | 1 |
| 筋骨格系及び結合組織の疾患 | 0.070621 | 0.256192 | 0 | 1 |
| 先天異常 | 0.003412 | 0.058314 | 0 | 1 |
| 周産期に発生した主要病態 | 0.009809 | 0.098555 | 0 | 1 |
| 症状、徴候及び診断名不明確の状態 | 0.0096 | 0.097506 | 0 | 1 |
| 損傷及び中毒 | 0.068802 | 0.253117 | 0 | 1 |
| 歯科診療 | 0.020192 | 0.140658 | 0 | 1 |
| サンプル数 | 505541 | | | |

注1)『社会医療診療行為別調査』の個票データより

注2)性別は男性が0、女性が1の変数。MRI使用はMRIを使用した場合が1、使用していない場合が0の変数。

注3)一日あたり点数は総日数を診療日数で割った値である。

注4)表2は87年から99年のデータをプールした値である。

表4 記述統計3

| | 平均 | 標準偏差 | 最小 | 最大 |
|----------------|----------|----------|----------|----------|
| MRI使用回数 | 56.60611 | 82.49453 | 1 | 3866 |
| MRI使用回数増加比率 | 1.421649 | 2.602524 | 0.011218 | 113.7059 |
| MRI保有台数 | 1.139597 | 0.407188 | 1 | 4 |
| 病床数 | 316.618 | 248.163 | 22 | 1993 |
| 外来患者総数 | 3749.156 | 3315.793 | 0 | 45828 |
| 在院患者総数 | 263.3678 | 212.3227 | 0 | 1951 |
| 医師のMRI使用の限界収入 | 82.79331 | 90.78128 | 1.127883 | 1193.3 |
| MRI使用の限界収入増加比率 | 0.752436 | 0.638482 | 0.256579 | 36.44643 |
| サンプル数 | 3374 | | | |

注1)『医療施設調査』、『病院報告』の個票データより。

注2)MRI使用回数増加比率とはt期のMRI使用回数をt-1期のMRI使用回数で割った値である。

注3)医師のMRI使用の限界収入とはMRI使用の診療報酬の点数を病院に勤務する医師数で割った値である(本文の(3)式参照)。

注4)MRI使用の限界収入増加比率とはt期の医師のMRI使用の限界収入をt-1期の医師のMRI使用の限界収入で割った値である。

注5)MRI使用回数、病床数、患者総数、医師のMRI使用の限界収入の記述統計量は96年、99年のデータを用いたものである。

注6)MRI使用回数増加比率、MRI使用の限界収入増加比率の記述統計量は93年、96年、99年のデータを用いたものである。

注7)サンプルは93年、96年、99年と3時点ともにMRIを保有していた病院に限っている。

表5 MRIが1日当たり医療費に与える影響(87年~99年、入院外)

| | 係数 | 標準誤差 | 標準誤差(ロバスト推計) |
|-----------------|-----------|--------------|--------------|
| 性別 | -86.02151 | (0.899) *** | (0.994) *** |
| 年齢 | 2.066966 | (0.075) *** | (0.071) *** |
| 年齢 ² | 0.0031551 | (0.001) *** | (0.001) *** |
| MRI使用ダミー | 1418.593 | (8.673) *** | (13.578) *** |
| 感染症・寄生虫症ダミー | -868.0087 | (3.566) *** | (5.850) *** |
| 内分泌・栄養ダミー | -471.8336 | (3.382) *** | (7.091) *** |
| 血液・造血器ダミー | -520.8313 | (7.805) *** | (40.350) *** |
| 精神障害ダミー | -744.5351 | (3.406) *** | (5.713) *** |
| 神経系ダミー | -935.5453 | (2.962) *** | (5.652) *** |
| 循環器系ダミー | -642.4339 | (2.890) *** | (5.681) *** |
| 呼吸器系ダミー | -892.5657 | (3.036) *** | (5.737) *** |
| 消化系ダミー | -665.0737 | (3.230) *** | (5.801) *** |
| 泌尿生殖器ダミー | -371.099 | (3.325) *** | (6.522) *** |
| 妊娠・分娩ダミー | -765.0971 | (8.063) *** | (6.526) *** |
| 皮膚・皮下組織ダミー | -996.8072 | (3.209) *** | (5.642) *** |
| 筋骨格系・結合組織系ダミー | -940.4198 | (2.992) *** | (5.641) *** |
| 先天異常ダミー | -722.8684 | (11.734) *** | (25.052) *** |
| 周産期ダミー | -810.8444 | (7.347) *** | (9.743) *** |
| 症状・徴候・診断名不明確ダミー | -833.6834 | (6.115) *** | (7.103) *** |
| 損傷・中毒ダミー | -893.0691 | (3.675) *** | (5.814) *** |
| 歯科診療ダミー | -849.0293 | (3.062) *** | (5.682) *** |
| 99年ダミー | 132.3354 | (2.296) *** | (2.056) *** |
| 98年ダミー | 144.5476 | (2.422) *** | (2.301) *** |
| 97年ダミー | 121.326 | (2.415) *** | (2.125) *** |
| 96年ダミー | 132.2095 | (2.413) *** | (2.214) *** |
| 95年ダミー | 120.0821 | (2.434) *** | (2.387) *** |
| 94年ダミー | 109.4674 | (2.391) *** | (2.162) *** |
| 93年ダミー | 67.55057 | (2.345) *** | (1.912) *** |
| 92年ダミー | 86.79696 | (2.413) *** | (2.082) *** |
| 91年ダミー | 84.46809 | (2.418) *** | (2.038) *** |
| 90年ダミー | 67.99788 | (2.450) *** | (2.070) *** |
| 89年ダミー | 49.21476 | (2.471) *** | (2.074) *** |
| 88年ダミー | 29.68425 | (2.544) *** | (2.030) *** |
| 定数項 | 1205.412 | (3.924) *** | (6.346) *** |
| サンプル数 | 3157518 | | |

注1) ***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準である。

注2) 括弧内は標準誤差である。

注3) 推計結果は都道府県ダミーを含んだものであるが、紙幅の関係上から都道府県ダミーの値は示していない。

次に表6の入院の(1)の結果を見ることにする。入院についても入院外の結果と同様に、MRIダミーの項は有意となっている。係数を見ると481.4292である。したがって入院の場合、MRIを使用することによって1日当たりの入院外の医療費を約4,814円程度押し上げていることになる。他の変数では性別がマイナスで有意となっている。これは、入院外と同じく男性より女性の医療費が低いことを意味している。年齢に関しては、年齢の項がプラスで有意となる一方で年齢の二乗の項はマイナスで有意となっている。入院の場合、年齢の上昇とともに医療費の増加割合が低下することになる。入院の場合も入院外と同じくロバスト推計を行ったが結果は変わらなかった。

表6 MRIが1日当たり医療費に与える影響(87年~99年、入院)

| | 係数 | 標準誤差 | 標準誤差(ロバスト推計) |
|-----------------|------------|-------------|--------------|
| 性別 | -134.64 | (6.841)*** | (7.013)*** |
| 年齢 | 9.421647 | (0.627)*** | (0.592)*** |
| 年齢 ² | -0.1470143 | (0.006)*** | (0.006)*** |
| MRI使用ダミー | 481.4292 | (25.223)*** | (26.437)*** |
| 感染症・寄生虫症ダミー | -818.9553 | (21.730)*** | (14.385)*** |
| 内分泌・栄養ダミー | -893.1401 | (20.774)*** | (15.190)*** |
| 血液・造血器ダミー | -129.4303 | (53.268)** | (63.831)** |
| 精神障害ダミー | -1622.034 | (14.975)*** | (10.054)*** |
| 神経系ダミー | 1131.02 | (16.387)*** | (22.814)*** |
| 循環器系ダミー | -720.3979 | (13.182)*** | (14.314)*** |
| 呼吸器系ダミー | -656.2189 | (17.801)*** | (14.588)*** |
| 消化系ダミー | -647.9866 | (15.720)*** | (12.570)*** |
| 泌尿生殖器ダミー | -175.2602 | (17.897)*** | (16.191)*** |
| 妊娠・分娩ダミー | -527.1786 | (22.639)*** | (16.581)*** |
| 皮膚・皮下組織ダミー | -988.1333 | (39.059)*** | (20.137)*** |
| 筋骨格系・結合組織系ダミー | -1136.019 | (16.641)*** | (12.728)*** |
| 先天異常ダミー | 221.6821 | (57.501)*** | (82.152)*** |
| 周産期ダミー | -748.7048 | (36.191)*** | (38.360)*** |
| 症状・徴候・診断名不明確ダミー | -683.3854 | (36.098)*** | (25.289)*** |
| 損傷・中毒ダミー | -813.7939 | (16.784)*** | (14.716)*** |
| 歯科診療ダミー | 19.53572 | (25.695) | (19.489)*** |
| 99年ダミー | 936.4141 | (16.514)*** | (14.909)*** |
| 98年ダミー | 835.9891 | (17.266)*** | (16.649)*** |
| 97年ダミー | 848.647 | (17.319)*** | (16.505)*** |
| 96年ダミー | 776.6777 | (17.326)*** | (14.960)*** |
| 95年ダミー | 613.241 | (17.401)*** | (15.521)*** |
| 94年ダミー | 618.112 | (16.471)*** | (12.789)*** |
| 93年ダミー | 308.1257 | (18.538)*** | (13.283)*** |
| 92年ダミー | 363.7059 | (18.295)*** | (12.322)*** |
| 91年ダミー | 170.9365 | (18.119)*** | (11.971)*** |
| 90年ダミー | 162.0392 | (18.391)*** | (11.868)*** |
| 89年ダミー | 72.75423 | (17.786)*** | (10.993)*** |
| 88年ダミー | 50.94604 | (18.149)*** | (11.341)*** |
| 定数項 | 2413.68 | (27.141)*** | (24.633)*** |
| サンプル数 | 505541 | | |

注1) ***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準である。

注2) 括弧内は標準誤差である。

注3) 推計結果は都道府県ダミーを含んだものであるが、紙幅の関係上から都道府県ダミーの値は示していない。

ここで、MRIが医療費をマクロ的にどの程度引き上げているかを検証する。引き上げの程度を計算するためには、まずMRIを使用することによる1日当たり医療費の増加額(入院外では約14,186円、入院では約4,814円)と1ヶ月間のMRI使用診療件数を掛け合わせ、さらに12倍する。『社会医療診療行為別調査』集計データから平成12年度のMRI使用診療件数は入院外で397,042、入院で64,764であるから、値は入院外で約676億、入院で約37億となる。また平成12年度の『社会医療診療行為別調査』では標本抽出で補正すると18.37兆円の医療費にカバーしている。これは同じ年の国民医療費30.36兆円の60.5%に相当する。『社会医療診療行為別調査』に含まれていない患者

と含まれている患者の質的な差はないとすると、わが国全体で MRI が医療費を増加させている額は 676 億や 37 億を 0.605 で除した値がそれに当たることになる。入院外では約 1,117 億円、入院では約 62 億円ということになる。入院外と入院の値を足し合わせると約 1,179 億円となり、国民医療費総額で割ると 0.39% となった。また、MRI 使用診療件数は入院外の病院が圧倒的に多い。そこで医療費の増加額を入院外の病院に絞ると約 875 億円となり、国民医療費の入院外・病院の総額で割ると 1.63% となった（表 7 参照）。以上のことから平成 12 年では MRI によって対国民医療費で 0.39% の医療費が引き上げられていることになる。また、対象を入院外の病院に限ると 1.63% の医療費が引き上げられていることになる。この値が高いか低いかについては MRI の便益を考慮しなければいけず、高いか低いかの判断は非常に難しい。ただし、一つの医療機器の開発・導入によって入院外・病院の医療費が 1.63% 引き上がったことから考えると、医療の技術進歩が医療費に与えるインパクトはやはり大きいと言えよう。

表7 MRIによるマクロ的な医療費の増加額

| | MRIによる医療費 の増加額 | 12年国民医療費 | 比率 |
|--------|-------------------|----------|-------|
| 全体 | 1,179 | 303,583 | 0.39% |
| 入院外医療費 | 1,117 | 126,183 | 0.89% |
| 病院 | 875 | 53,547 | 1.63% |
| 診療所 | 242 | 72,636 | 0.33% |
| 入院医療 | 62 | 113,425 | 0.05% |
| 病院 | 60 | 109,033 | 0.05% |
| 診療所 | 2 | 4,391 | 0.04% |

注1)単位は億円。

注2)国民医療費は『平成12年度 国民医療費』より

さて、今度は診療報酬改定の効果を考察するために表 8 の MRI ダミー×診療報酬改定ダミーの項を見ることにする。この項は MRI ダミーとの差を表している。したがって MRI ダミー×診療報酬仮定ダミーの項の係数が優位となれば、コントロール・グループ¹⁶の MRI ダミーの係数と有意に異なることになる。まず、入院外の推計結果である。結果は MRI ダミー×診療報酬改定ダミーの項はいずれもプラスで有意となっている。この項がいずれもプラスで有意ということは、MRI 使用による医療費の増加をコントロール・グループである 87 年とくらべて抑えることができていることとなる¹⁷。しかし係数の大きさを見てみると、MRI ダミー×88 年診療報酬仮定ダミーが 1536.465、MRI ダミー×90 年診療報酬改定ダミーが 1517.511、MRI ダミー×94 年診療報酬改定ダミーが 1313.016、MRI ダミー×96 年診療報酬改定ダミーが 1315.8、MRI ダミー×98 年診

¹⁶ ここでのコントロール・グループは 87 年である。

¹⁷ コントロール・グループである 87 年における MRI ダミーの係数は 182.8363 と低い。その係数が低い理由は次のように考えることができる。87 年における MRI 使用に対する診療報酬の点数は一連につき 2000 点である。一方、CT スキャン使用に対する診療報酬の点数は頭部 1 回目 1600 点、頭部 2 回目以降 1000 点、躯幹 1 回目 1900 点、2 回目以降 1300 点となっている。1 回目の点数に関して言えば、MRI 使用に対する点数とそれほど変わらない。その結果、MRI 使用のレセプトデータと CT スキャン使用のレセプトデータとの医療費の違いがそれほど見られず、87 年における MRI ダミーの係数が低くなったと考えられる。

療報酬改定ダミーが 1252.204 となっており徐々に低下している。MRI×診療報酬ダミーの係数が徐々に低下しているということは、MRI 使用による医療費の増加の程度が 90 年以降の診療報酬改定のたびごとに低下しているということである。このことから、90 年以降の診療報酬改定は、MRI 使用による医療費の増加の程度を 87 年より低くすることはできなかったものの、MRI 使用による医療費の増加の程度を徐々に低下させたということができる。しかし、88 年と 98 年の MRI 使用に対する診療報酬は平均的には 992 点引き下げられているにもかかわらず¹⁸、88 年と 98 年の MRI を使用することによる医療費の増加の程度の差は 284 点分にとどまっていることには注意する必要がある。このことから、おおまかに言って MRI 使用に対する診療報酬の引き下げ改定の効果は 29%程度 (284 点÷992 点) にとどまるということになる。

次に入院の推計結果であるが、結果は MRI ダミー×診療報酬改定ダミーの項はいずれも有意となっていない。したがって入院の場合、診療報酬改定はとくに影響があったということは言えない。入院外、入院とのロバスト推計を行っても結果は変わらなかった。

表8 MRI使用の診療報酬改定が1日当たり医療費に与える影響(87年～99年、入院外、入院)

| | 入院外 | | | 入院 | | |
|-------------------|-----------|-------------|-----------------|------------|-------------|-----------------|
| | 係数 | 標準誤差 | 標準誤差 (ロバスト推) | 係数 | 標準誤差 | 標準誤差 (ロバスト推) |
| 性別 | -86.00545 | (0.899)*** | (0.994)*** | -134.4728 | (6.843)*** | (7.016)*** |
| 年齢 | 2.070707 | (0.075)*** | (0.071)*** | 9.381357 | (0.627)*** | (0.592)*** |
| 年齢 ² | 0.0030828 | (0.001)*** | (0.001)*** | -0.1461455 | (0.006)*** | (0.006)*** |
| MRI使用ダミー | 182.8363 | (31.651)*** | (15.836)*** | 468.2952 | (643.152) | (274.223)* |
| MRI使用ダミー×98年改定ダミー | 1252.204 | (35.139)*** | (29.005)*** | -66.39034 | (644.603) | (278.386) |
| MRI使用ダミー×96年改定ダミー | 1315.8 | (36.367)*** | (31.434)*** | -7.477897 | (644.841) | (279.499) |
| MRI使用ダミー×94年改定ダミー | 1313.016 | (37.939)*** | (35.227)*** | 50.81836 | (645.347) | (277.836) |
| MRI使用ダミー×90年改定ダミー | 1517.511 | (37.994)*** | (37.016)*** | 156.7257 | (646.985) | (280.806) |
| MRI使用ダミー×88年改定ダミー | 1536.465 | (61.343)*** | (67.676)*** | 349.6888 | (663.012) | (330.383) |
| 98年改定ダミー | 133.4231 | (2.115)*** | (1.816)*** | 894.3793 | (15.145)*** | (12.565)*** |
| 96年改定ダミー | 122.3565 | (2.149)*** | (1.834)*** | 813.5475 | (15.406)*** | (12.526)*** |
| 94年改定ダミー | 110.2759 | (2.146)*** | (1.896)*** | 615.1998 | (15.123)*** | (11.366)*** |
| 90年改定ダミー | 71.98892 | (1.989)*** | (1.580)*** | 248.877 | (14.554)*** | (9.088)*** |
| 88年改定ダミー | 35.75408 | (2.194)*** | (1.757)*** | 61.46896 | (15.699)*** | (9.575)*** |
| 定数項 | 1208.422 | (3.923)*** | (6.344)*** | 2412.178 | (27.148)*** | (24.621)*** |
| サンプル数 | 3157518 | | | 505541 | | |

注1)***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準である。

注2)括弧内は標準誤差である。

注3)(1)、(2)の推計結果はいずれにも都道府県ダミーを含んだものであるが、紙幅の関係上から都道府県ダミーの値は示していない。

次に MRI 使用に対する診療報酬の改定が MRI の使用回数に与えた影響については表 9 のような結果になった。ここで、 $\log(RM_{i,t}/RM_{i,t-1})$ の項の係数がマイナスとなれば MRI 使用に対する診療報酬のマイナス改定が MRI の使用を増加させたことになる。わが国の医療制度は出来高払いであるため、MRI 使用に対する診療報酬がマイナスに改定されたとしても MRI 使用の回数を増やすことでマイナス改定による収入の減少を相殺する

¹⁸ MRI 使用の診療報酬の平均値は 88 年で 2,185 点 $(=(2300+2070)/2)$ であるのに対し 98 年は 1,193 点 $(=(1680+600+1800+810+1710+560)/6)$ である。

ことが出来る。したがって、医師にとっては MRI 使用に対する診療報酬がマイナスに改定されたとしても MRI 使用の回数を増やす誘因を持つため、 $\log(RM_{i,t}/RM_{i,t-1})$ の項の係数はマイナスになることが予想される。推計結果は固定効果モデル、変量効果モデル、プールドモデルのいずれにおいても $\log(RM_{i,t}/RM_{i,t-1})$ の項はマイナスで有意となった。したがって、MRI 使用に対する診療報酬のマイナス改定は MRI の使用回数を増加させたということが確認された。ただし弾力性の値は3つのモデルで異なる。いずれのモデルを採択するかは F 検定とハウスマン検定をもとに行うことにする¹⁹。まず、変量効果モデルと固定効果モデルの選択の際にハウスマン検定が用いられるが、ハウスマン検定の結果からは固定効果モデルが採択されるという結果にはならなかった。一方、F 検定は固定効果も出るにおいてすべての定数項が等しいという帰無仮説の検定であるが、結果は帰無仮説を棄却できなかつた。以上のことから (4) 式の推計結果はプールドモデルを採択するほうが無難ということになる。プールドモデルの推計結果から弾力性は 0.203 となる。

表9 診療報酬改定がMRI使用回数に与える効果

| | 固定効果モデル | 変量効果モデル | プールドモデル (ロバスト推計) | |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|----------------|
| MRI使用の限界収入増 加比率の対数 | -0.33948 *** (0.077) | -0.26134 *** (0.040) | -0.20272 *** (0.050) | *** (0.055) |
| 病床数の対数 | -0.21364 (0.272) | 0.075848 * (0.045) | 0.071842 (0.046) | * (0.042) |
| 外来患者総数の対数 | 0.186426 *** (0.076) | 0.10529 *** (0.015) | 0.100246 *** (0.013) | *** (0.017) |
| 在院患者総数の対数 | -0.21849 * (0.124) | -0.10349 ** (0.043) | -0.08041 * (0.044) | * (0.042) |
| MRI保有台数の対数 | 0.556848 *** (0.115) | 0.362376 *** (0.044) | 0.291728 *** (0.042) | *** (0.039) |
| 定数項 | | -0.66769 *** (0.098) | -0.70773 *** (0.087) | *** (0.095) |
| F検定 (F値) | 0.79813 | | | |
| ハウスマン検定 (χ^2) | | 7.5687 | | |
| サンプル数 | | 3374 | | |

注1)***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準である。

注2)括弧内は標準誤差である。

注3)MRI保有台数の対数はMRI保有台数に0.01をプラスした値の対数を用いた。

注4)プールドモデルはホワイトのロバスト推計も同時に行った。

ここで、簡単な計算を行って、MRI の診療報酬改定によるマクロ的な医療費の抑制効果を考察することにする。いま 1000 人の患者が MRI の診療を行われたとする。また、MRI 使用に対する診療報酬は 1,193 点だとする。その時の総点数は 119.3 万点 (1,193 点×1000) である。ここで MRI 使用に対する診療報酬が 10%引き下げられたとする。診療報酬が 10%引き下げられると病院における MRI 使用回数は 2.03%増加する (弾力性が 0.203) ので MRI を使用する患者が 1020 に増えることになる。一方、MRI 使用に

¹⁹ Green(2000)参照。