

## 研究論文

# 医療保険市場におけるスピルオーバー効果についての考察 ーニューヨーク州のメディケイドを対象としてー

西 川 浩 平

## Econometric Analysis of Spill-over Effect in Health Insurance Market -Evidence from Medicaid in the State of New York-

Kohei Nishikawa

### 要 旨

本稿では、ニューヨーク州のメディケイド市場を対象とし、HMOの普及がFFSの支出額を低下させるという、スピルオーバー効果について実証的に分析した。分析結果より、ニューヨーク州のメディケイド市場では、HMOが低価格で販売されているカウンティほど、FFSへの支出額も低下していることが明らかになった。したがって、Baker and Corts (1996) が提唱している、HMOの活動水準が高まることでFFSの価格も低下するという、スピルオーバー仮説は支持されたといえ、HMOの普及が医療費支出の適正化効果を促す効果が確認された。

## 1. はじめに

アメリカの国民1人あたりへの医療費支出額は2005年時点で、OECD加盟国中最大の6,401ドルに達している。国内総生産に占める医療費支出の割合も15.3%と、同加盟国中第2位のスイス(11.4%)と比較してもずば抜けて高い数字を示している<sup>1 2</sup>。

このようにアメリカは世界最大の医療費支出国だが、これまで何の対策も講じてこなかったわけではない。むしろ、支出の増大が指摘され始めた1960年代後半より、積極的に医療費支出の適正化政策を展開してきており、医療費支出増大への対応が喫緊の政策課題となっている諸外国に対して、良い意味でも悪い意味でも多くの示唆を提供している。なかでも最も注目を集めたのは、1973年HMO法の制定以降積極的に普及が進められてきたHMO(Health Maintenance Organization)に関わる諸政策である。

HMOの最大の特徴は、医師への医療費の償還方法に定額前払い制を採用している点にある。保険会社は医師に対して、前もって患者1人当たりを設定した金額を人数分支払うだけで、実際に提供した医療サービスごとの支払いは原則として認めていない。そのため、医師は医療サービスを提供すればするほど、自身の収入が減少することになるので、自ら効率的に医療サービスを提供するよう行動する。また、HMOへの加入者は、保険加入と同時にかかりつけ医を選択し、かかりつけ医の指示に従って医療サービスを提供されることになる。このかかりつけ医は保険会社が契約している医師の中から選択する必要があるため、保険会社は契約している医師へのモニタリングを強化することで、医療サービスの過剰供給や過少供給をコントロールすることができる。

前述のように、1973年にHMOの普及を目的としたHMO法が施行されたが、しばらくは普及が進まなかった。しかし、1980年代より急速に普及が進み、Miller and Luft(1994)により、HMO加入者への1人当たり医療費支出は出来高払い制に基づくFFS(Fee-for-Service)加入者よりも低い水準にあることが示された。この分析結果もあり、1990年代には、HMOの普及は医療費支出の適正化に大きく寄与すると期待されていた<sup>3</sup>。

しかし、Miller and Luft(1994)とは対照的に、HMOへの加入については「セレクション・バイアス<sup>4</sup>」が働くため、HMO普及による医療費適正化は「見せかけ」に過ぎないという見解も示されている。HMOでは定額前払い制が導入されているため、加入者のリスク管理が非常に重要になってくる。そのため、HMOを提供する保険会社はリスク管理を行いやすい、健康状態の良い人間が集まるよう、保険で保障するサービスの範囲を操作している可能性がある。

---

<sup>1</sup> OECD(2007)を参照。

<sup>2</sup> 加えて、アメリカは国民皆保険制度が確立されていない唯一の先進国であり、何らの医療保険にも加入していない国民は2005年時点で18.0%に達している。

<sup>3</sup> HMOへの加入者は1980年時点で910万人だったが、1994年には4,618万人にまで増加していた。

<sup>4</sup> 「セレクション・バイアス」については、Feldman et al.(1989)が実証的な分析を行って以来、この効果を支持する研究が数多く発表されている。「セレクション・バイアス」に関する先行研究については、Batata(2004)を参照するとよい。

実際に、健康状態の良い人間が HMO を選択し、健康状態の悪い人間が FFS に残っているならば、HMO 加入者への医療費支出が FFS 加入者よりも低い水準にあるのは当然である。そして、多くの先行研究において「セレクション・バイアス」の存在を支持する結果が得られており、HMO 普及による医療費支出適正化の効果は限定的という見解が多数を占めている。

HMO 普及の効果については、このように対照的な見解が示されているが、Baker and Corts (1996) はこれらとは異なった視点を提供している。Baker and Corts (1996) は、HMO が普及し、その活動水準が高まることで、従来から提供されてきた FFS の医療費支出も適正化される可能性があるとし、その理由として HMO を提供する企業の活動が高まることで市場の競争水準が増し、医療保険全体の価格が低下する可能性を指摘している。

HMO が提供されるまでの医療保険市場の競争は、FFS を提供する保険会社間のみで行われていた。しかし、HMO の活動水準が高まることで、FFS を販売する保険会社と HMO を販売する保険会社との競争が生じることになる。そのため、FFS を提供していた保険会社は保険料を適正化させることで、保険加入者が HMO へ移行することを阻止すると考えられる。

Baker and Corts (1996) は HMO の活動水準の上昇が FFS の支出額に与える影響をスピルオーバー効果と称している。このスピルオーバー効果が実際に働いているならば、たとえ HMO の普及によって、FFS に健康状態の悪い患者が残ったとしても、FFS 加入者にも効率的に医療サービスが提供されるため、医療費全体としては低い水準を実現することになる。

そこで本稿では、Baker and Corts (1996) が提示した、医療保険市場におけるスピルオーバー効果に着目し、HMO が普及することによって、実際に FFS の支出額が低下しているか実証的な分析を行う。本稿の構成は以下の通りである。第 2 節で先行研究を概観し、本稿の意義について述べる。第 3 節で推定モデルを提示し、第 4 節で推定結果の解釈を行う。第 5 節ではまとめを行う。

## 2. 先行研究と本稿の意義

前述の通り、HMO と FFS の関係を分析した先行研究の目的は、主に HMO において「セレクション・バイアス」が発生しているかを検証することにあった。そのため、実際にスピルオーバー効果に着目し、HMO の活動水準の高まりが FFS の支出額に与える影響を分析した研究というのは、Feldman et al. (1993)、Feldstein et al. (1995)、Baker and Corts (1996)、Baker (1997) と限られている。

Feldman et al. (1993) はミネソタ州の企業データを用いて、HMO を提供している企業と HMO を提供していない企業の平均保険料を比較している。分析の結果、HMO を提供している企業の平均保険料のほうが上昇していることが示され、HMO の提供が医療費支出の適正化にはつながっていないとしている。

それに対して、Feldstein et al. (1993) は単一の保険会社から HMO と FFS を購入している 95 社のデータを用いて、HMO の活動水準が FFS の価格に与える影響を分析している。HMO の活動水準を示す説明変数として企業内の HMO 加入率を用いており、HMO 加入率の高い企業ほど FFS の価格が低下していることを示している。

Baker and Corts (1996) は全米 1,061 社の企業データとカウンティ・レベルでの市場データをマッチングさせ、HMO の活動水準と FFS の保険料率の関係を分析している。この研究においても、HMO の活動水準には各カウンティの HMO 加入率が用いられており、HMO 加入率が 14% までは FFS の保険料は低下していくが、それ以降は FFS の保険料は上昇していることを示している。

Baker (1997) はアメリカの 65 歳以上の高齢者および障害者に提供されているメディケア<sup>5</sup> 受給者を対象として、HMO の活動水準が各カウンティのメディア支出額に与える影響について分析し、HMO 加入率が増加するほど FFS への支出額が低下していることを示している。

HMO の活動水準が FFS の価格に与える影響について、これら先行研究からは統一した見解が得られておらず、対象とする市場によって影響が異なっている。したがって、HMO の活動水準が FFS の価格に与える影響については市場ごとに分析する必要がある。加えて、先行研究では、下記に記す理由により、HMO の活動水準を示す代理変数について適切に処理しているとはいえない。

HMO の活動水準を示す代理変数について、先行研究では HMO の活動水準を示す説明変数として HMO 普及率が用いられていた。しかし、Schlesinger et al. (1986) や Wholey et al. (1995) が示しているように、市場内において、HMO を提供する保険会社間の競争が激しい地域ほど、低い保険料で HMO が販売されている。低い保険料で同質の HMO が販売されているとするならば、その地域の HMO はより効率的な診断・治療方法を導入していると考えられ、FFS の支出額に与える影響も大きいはずである。HMO 普及率では、こういった市場の競争関係を的確に反映していない。

そこで、本稿では分析対象を HMO 市場の活動水準を示す代理変数として、よりの確に HMO の活動水準を反映していると考えられる HMO の保険料率を用いて分析を行う。ただし、分析対象についてはアメリカ全土ではなく、ニューヨーク州のメディケイド<sup>6</sup> 市場に限定する。分析対象をニューヨーク州のメディケイド市場に設定したのは次の理由からである。ニューヨーク州は 1997 年にメディケイド改革を行い、メディケイドへの HMO の普及を促進させてきた。その際に、保険会社間の競争を通じた HMO の普及を目指し、保険会社を認定する際に保険料を重視した制度を設立してきている。そのため、ニューヨーク州のメディケイドにおける HMO

<sup>5</sup> メディケアとは、1965 年に高齢者向けの医療保障として成立したプログラムである。運営は連邦政府が行っており、財源には勤労者の社会保障税が用いられている。1972 年に対象者を障害者・盲目者に広げている。

<sup>6</sup> メディケイドとは、1965 年に貧困者・貧困家庭向けの医療扶助として成立したプログラムである。運営は州政府が行っているが、財源は州政府によるものと連邦政府からの補助金によって賄われている。

市場では、価格を含めた競争が活発に行われており、本稿の分析に適しているといえる<sup>7</sup>。また、アメリカでは州ごとに医療法が制定されているため、州によって HMO への規制も異なっている。そのため、複数の州を対象にするよりも 1 つの州に限定した方が、より簡潔で適切な分析が行えるという利点もある。

ただし、ニューヨーク州のメディケイドでは、FFS 以外の医療保険プランは MMC (Medicaid Managed Care) とされており、HMO 以外の PPO や POS といった医療保険プランが混在している。そのため、本稿の分析結果は「HMO が普及することによって、実際に FFS の支出額が低下しているか」ではなく、「MMC が普及することによって、実際に FFS の支出額が低下しているか」を示すことになる。しかし、ニューヨーク州の MMC への支出額の 9 割近くが HMO への支払額であるため、MMC 加入者の多くは HMO に加入し、医療サービスを提供されていると考えられる。左記の理由により、以下ニューヨーク州の MMC は HMO を代理しているとみなして分析を進める。

### 3. 推定モデルの定式化

本節では、HMO の保険料が FFS への支出額に与える影響を定量的に分析するための推定式の定式化を行う。推定モデルについては、本稿と同様に、メディケア市場を対象としたマクロデータを用いた Baker (1997) に従って以下とする。

$$\ln(E_{it}^{ffs} / Enrollment_{it}^{ffs}) = \alpha_0 + \alpha_1 \times \ln(Premium_{it}^{mmc}) + \alpha_2 \times (X_{it}) + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)の  $E_{it}^{ffs}$ 、 $Enrollment_{it}^{ffs}$  はカウンティ  $i$  の  $t$  期における FFS への支出額、加入者数をそれぞれ示している。したがって、 $\ln(E_{it}^{ffs} / Enrollment_{it}^{ffs})$  は FFS 加入者 1 人あたりへの支出額対数値となる。 $Premium_{it}^{mmc}$  はカウンティ  $i$  の  $t$  期における HMO の保険料を示しており、 $\ln(Premium_{it}^{mmc})$  はその対数値となる。 $X_{it}$  は  $k \times 1$  のベクトルでありコントロール変数となっている。また、 $\gamma$  は時間をカウンティ固有の固定効果、 $\delta$  は時間効果、 $\varepsilon$  は誤差項をそれぞれ示している。

ただし、ニューヨーク州のメディケイドでは、州政府が購入した MMC の価格は公表されていないため、 $Premium_{it}^{mmc}$  を直接把握することができない。そのため、本稿では  $Premium_{it}^{mmc}$  の代わりに、 $E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc}$  を用いて分析を行う。

前述の通り、ニューヨーク州の MMC の大半は HMO によるものであるため、州政府が MMC に支払った金額を MMC 加入者で除することで、HMO の価格の近似値が得られる。

<sup>7</sup> 保険会社が州政府から認定を受ける際には、価格の要件に加え、一定水準以上の医療サービスの質を確保していることも要求される。したがって、ニューヨーク州のメディケイド市場では質を含めた価格競争が働いているため、単純な価格競争が行われているわけではないという特徴もある。

したがって、カウンティ  $i$  の  $t$  期における MMC への支出額を MMC 加入者数で除した、 $E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc}$  を価格の代理変数として用いても問題はないと考えられる。ただし、実際の分析には、 $E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc}$  の対数値である  $\ln(E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc})$  を用いる。

推定方法としては、(1)式に対して通常のパネルデータ分析の手法を用いる。しかし、Baker and Corts (1996) が指摘しているように、MMC と FFS が競争関係にあるならば、MMC の価格が FFS の支出額に影響を与えると同時に、FFS の支出額が MMC の価格にも影響を与えており、MMC の価格と FFS の支出額は同時に決定されている可能性がある。

そのため、 $(E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc})$  は内生変数の疑いがあり、通常のパネルデータ分析の手法を用いて推定を行っても一致推定量が得られない。この点を確認するため、Durbin-Wu-Hausman 検定を行なった。Durbin-Wu-Hausman 検定では、第1段階として、内生変数の疑いのある  $(E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc})$  を外生変数で回帰させ、得られた残差を(1)式に加えて推定を行う。そして、残差の係数に対して  $t$  検定を行い、係数が 0 であるという帰無仮説が棄却されたならば、 $(E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc})$  は内生変数、棄却されなければ外生変数となる<sup>8</sup>。

Durbin-Wu-Hausman 検定を行った結果、残差の係数は 0.03、分散は 0.014 となり、 $t$  値 (2.17) は 5%水準で有意な数値となっている。したがって、残差の係数が 0 という帰無仮説は棄却されたため、 $(E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc})$  は内生変数として処理する必要がある。

そのため、本稿では  $(E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc})$  に関して、MMC 保険料関数として MMC の保険料の決定に影響を与えていると考えられる説明変数で回帰させ、式(1)の  $(E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc})$  に、MMC 保険料関数で得られた予測値を用いる、操作変数法にて推定を行う。

ただし、MMC 保険料関数の推定については、MMC を提供していないカウンティでは観測できないため、0 で censoring されているという問題がある。このような問題への対処法として、MMC を提供していないカウンティを分析対象から除くことが考えられるが、意図的にサンプルを除去することでサンプル・セレクション・バイアスが生じる可能性がある。そのため、本稿ではサンプル・セレクションの問題に対応するタイプ II のトービットモデルを用いて MMC 保険料関数の推定を行う<sup>9</sup>。

Two-Step Estimator で用いる変数は次の通りである。第1段階における被説明変数はカウンティ内で MMC を提供しているか否かを示しており、MMC を提供している場合は 1、提供していない場合は 0 となる。説明変数については、カウンティ・レベルでの MMC 加入対象者の対数値<sup>10</sup>、MMC 加入対象者の対数値の二乗、MMC 加入率、MMC を提供する保険会社数を用いた。第2段階における被説明変数には 1 人当たりの MMC 保険料の対数値、説明変数には MMC 加入者数の対数値、MMC 加入者数の対数値の二乗、ハーフィンダール・インデックス、

<sup>8</sup> MMC 加入者がゼロ人のカウンティがニューヨーク州内に存在している。これらカウンティにおいては、保険料の代理変数を計算できない。本稿では、これらカウンティの保険料を便宜的に 0.001 と設定し、Durbin-Wu-Hausman 検定を行った。

<sup>9</sup> タイプ II のトービットモデルの尤度関数を含む詳細については、Amemiya (1985) を参照。

<sup>10</sup> MMC を提供していないカウンティについては、便宜的に 0.001 を入れ対数値の計算を行った。以降、対数をとる変数のうち、MMC を提供していないカウンティではゼロとなる場合は同様の処理を行った。

医療保険市場におけるスピルオーバー効果についての考察

1人当たりの平均所得を用いた。ここで求められた MMC 保険料の予測値を、式(1)の操作変数として用いた<sup>11</sup>。

その他にも、FFS への支出額に影響を与えている要因があると考えられるため、コントロール変数( $X$ )として、FFS 加入者の属性を示す変数（18歳未満比率，高齢者比率，障害者・盲目者比率，SNA 比率，SSI 比率）<sup>12</sup>，1人あたり平均所得，を説明変数に加えた。また，本稿では先行研究において HMO の活動水準を示す変数として用いられていた HMO 加入率についても，「セレクション・バイアス」の影響をコントロールするため，MMC 加入率として推定式に加えている。説明変数の詳細については表 1 に示している。

表1 変数の詳細

変数	定義	データ出典
premium_ffs	ニューヨーク州政府が各カウンティのFFS加入者1人当たりに支払った支出額	①、②の加工データ
premium_mmc	ニューヨーク州政府が各カウンティのMMC加入者1人当たりに支払った支出額	①、②の加工データ
eligible_mmc	各カウンティのMMC加入対象者数	①
enroll_mmc	各カウンティのMMC加入者数	①
pene_county	カウンティ全体のMC加入率	①
company_county	各カウンティでMCを販売している企業数	①
pene_mmc	各カウンティのMMC加入率	①
medi_only	各カウンティのFFS加入者におけるメディケイドのみを受給している人の割合	①、②の加工データ
child	各カウンティのFFS加入者に占める18歳以下の子供の割合	①、②の加工データ
adult	各カウンティのFFS加入者に占める18歳以上64歳以下の大人の割合	①、②の加工データ
aged	各カウンティのFFS加入者に占める65歳以上の高齢者の割合	①、②の加工データ
bd	各カウンティのFFS加入者に占める障害者の割合	①、②の加工データ
tanf	各カウンティのFFS加入者に占めるTANF受給者の割合	①、②の加工データ
snet	各カウンティのFFS加入者に占めるSNET受給者の割合	①、②の加工データ
ssi	各カウンティのFFS加入者に占めるSSI受給者の割合	①、②の加工データ
income	各カウンティの1人あたりの平均所得	③
hi	各カウンティのMMC市場におけるハーフィンダール指数	②の加工データ
imills	逆ミルズ比	-
cons	定数項	-

注) データ出典の①はMonthly Medicaid Managed Care Enrollment Report、②はMedicaid Eligible and Expenditures by County Report、③はCounty Personal Income Dataを示す。

データは，ニューヨーク州保健省から公表されている *Medicaid Eligible and Expenditures by County Report*，*Monthly Medicaid Managed Care Enrollment Report*，ニューヨーク州

<sup>11</sup> Two-Step Estimator の推定に用い説明変数は全て外生変数と仮定する。

<sup>12</sup> メディケイドには TANF，SNA，SSI というカテゴリーが存在している。各カテゴリーの詳細については，ニューヨーク州保健省が公表している *Medicaid Reference Manual* を参照するとよい。また，TANF と SSI は相関係数が 0.9 以上と非常に高い数値を示していたので，TANF は説明変数から除外した。

データセンターから公表されている *County Personal Income Data* を用いた。

*Monthly Medicaid Managed Care Enrollment Report* には、MMC の加入対象者数および加入者数が記載されている。加えて、各カテゴリーに属する MMC 加入者の人数等が記載されているため、上記の *Medicaid Eligible and Expenditures by County Report* に記載されているメディケイド受給者が加入しているカテゴリーの人数から、MMC 加入者の各カテゴリーに属する人数をマイナスすることで、FFS 加入者が属する各カテゴリーの人数を把握することができる。各カウンティの1人あたり所得については、ニューヨーク州データセンターが公表している *County Personal Income Data* を用いた。ただし、1人あたりの所得のみ四半期データが公表されていないため、年次データを用いた。

また、ニューヨーク州から公表されているメディケイドへの支出額や1人あたりの平均所得は名目値のため、本稿では、アメリカ労働省 (U.S. Department of Labor) が毎月公表しているニューヨーク州の CPI (Consumer Price Index : 消費者物価指数) を用いて、これらの金額を調整した実質値を用いた。

以上より、本稿では上記のニューヨーク州のデータを用いて分析を行うのだが、分析の対象期間は、上記のデータが全て獲得できた 2001 年第 1 四半期から 2004 年第 4 四半期までとする。

#### 4. 推定結果

表 2 に記述統計量、表 3 には  $(E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc})$  を他の変数で回帰させた MMC 保険料関数の推定結果、表 4 には  $(E_{it}^{mmc} / Enrollment_{it}^{mmc})$  の予測値を用いてパネルデータ分析を行った結果を示している<sup>13</sup>。ただし、表 3, 4 にある推定式 1-4 は MMC 保険料関数の推定方法を示している。推定式 1 は MMC を提供していないカウンティを除いて推定を行なった結果 (カウンティダミー、四半期ダミーあり)、推定式 2 はタイプ II のトービットモデルを Two-Step Estimator の手法で推定した結果 (カウンティダミー、四半期ダミーなし)、推定式 3 はタイプ II のトービットモデルを Two-Step Estimator の手法で推定した結果 (カウンティダミー、四半期ダミーあり)、推定式 4 はタイプ II のトービットモデルを FIML (Full Information Maximum Likelihood: 完全情報最尤法) の手法で推定した結果 (カウンティダミー、四半期ダミーなし) を示している。

<sup>13</sup> 表 3, 4 には、F 検定、ハウスマン検定の各統計量を 5%水準で採択したモデルの推定結果を示している。全てのモデルで固定効果モデルが採択された。



表2 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
cost_mmc (MMCに支払った総額)	484.975	1657.830	47	35250
acost_ffs (FFSに支払った総額)	756.730	250.743	299	1766
eligible_mmc	13451.110	18729.280	169	101741
enroll_mmc	6497.564	12479.640	0	73556
pene_mmc	0.312	0.274	0.000	0.880
hi	0.680	0.270	0.160	1.000
child	0.419	0.037	0.246	0.532
adult	0.181	0.024	0.112	0.265
aged	0.111	0.030	0.042	0.220
bd	0.249	0.047	0.109	0.401
tanf	0.534	0.050	0.309	0.652
snet	0.067	0.038	0.025	0.499
ssi	0.360	0.070	0.194	0.619
medi_only	0.605	0.067	0.308	0.728
income	26531.910	6864.400	17562	58952
pene_county	0.318	0.173	0.024	0.717
company_county	12.538	4.253	5	25

表3 推定結果\_1

	推定式1		推定式2		推定式3		推定式4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
第1段階								
eligible_mmc (対数値)			0.805	(0.535)	2.489	(4.345)	0.799	(0.561)
eligible_mmc (対数値) の2乗			-0.020	(0.032)	-0.048	(0.255)	-0.016	(0.033)
pene_county			2.693	(0.270) ***	5.947	(2.301) ***	2.661	(0.276) ***
company_county			0.049	(0.014) ***	0.009	(0.068)	0.045	(0.014) ***
cons			-6.025	(2.266) ***	-17.466	(18.759) ***	-6.152	(2.379) ***
第2段階								
enroll_mmc (対数値)	-1.293	(0.064) ***	-1.538	(0.041) ***	-1.154	(0.050) ***	-1.508	(0.042) ***
enroll_mmc (対数値) の2乗	0.064	(0.005) ***	0.079	(0.003) ***	0.039	(0.004) ***	0.078	(0.003) ***
hi	-0.076	(0.082)	0.141	(0.065) **	-0.218	(0.060) ***	0.107	(0.065) *
income (対数値)	3.706	(0.206) ***	0.719	(0.065) ***	-0.138	(0.270)	0.763	(0.062) ***
cons	-26.131	(2.119) ***	5.223	(0.695) ***	13.345	(2.740) ***	4.546	(0.668) ***
imlls	-		-0.347	(0.061) ***	-0.923	(0.123) ***	-0.296	(0.100) ***
observations					1058			

※\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意をあらわしている。

※推定式1-4は、固定効果モデルの結果を示している。

表4 推定結果\_2

	推定式1		推定式2		推定式3		推定式4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
premium_mmc（予測値の対数）	0.007	(0.009)	0.009	(0.007)	0.016	(0.008) **	0.039	(0.012) ***
pene_mmc	0.791	(0.024) ***	0.796	(0.023) ***	0.811	(0.025) ***	0.835	(0.026) ***
child	0.953	(0.146) ***	0.890	(0.151) ***	0.908	(0.151) ***	0.893	(0.150) ***
aged	5.171	(3.888)	2.883	(3.679)	2.960	(3.675)	2.850	(3.661)
bd	4.487	(3.900)	3.461	(3.688)	3.453	(3.684)	3.262	(3.670)
snet	-0.324	(0.069) ***	-0.309	(0.066) ***	-0.300	(0.066) ***	-0.288	(0.066) ***
ssi	-2.914	(3.890)	-1.694	(3.676)	-1.691	(3.671)	-1.499	(3.658)
medi_only	-0.318	(0.078) ***	-0.100	(0.090)	-0.116	(0.090)	-0.155	(0.091) *
income（対数値）	0.264	(0.054) ***	-0.247	(0.066) ***	-0.254	(0.065) ***	-0.311	(0.068) ***
cons	2.821	(0.532) ***	7.949	(0.668) ***	7.975	(0.666) ***	8.427	(0.682) ***
F統計量	61.44***		61.25***		61.70***		62.28***	
Hausman統計量	157.74***		158.41***		157.85***		155.73***	
修正済み決定係数	0.617		0.640		0.641		0.644	
observations	1058							

※\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意をあらわしている。

※全推定式において固定効果モデルが支持された。

表5 推定結果\_3

	推定式1		推定式2		推定式3			推定式4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
premium_mmc（予測値の対数）	0.000	0.025	0.011	0.016	0.034	0.017 **	0.087	0.032 ***	
pene_mmc	0.798	0.027 ***	0.805	0.025 ***	0.832	0.029 ***	0.854	0.031 ***	
child	0.925	0.159 ***	0.932	0.158 ***	0.960	0.159 ***	0.938	0.157 ***	
aged	5.817	3.814	5.823	3.813	5.822	3.805	5.611	3.798	
bd	6.191	3.824	6.128	3.824	5.904	3.818	5.575	3.814	
snet	-0.318	0.066 ***	-0.311	0.066 ***	-0.297	0.066 ***	-0.291	0.066 ***	
ssi	-4.464	3.809	-4.418	3.808	-4.237	3.802	-3.932	3.798	
medi_only	-0.111	0.094	-0.132	0.098	-0.176	0.099 *	-0.209	0.100 **	
income（対数値）	-0.207	0.098 **	-0.218	0.071 ***	-0.249	0.072 ***	-0.325	0.081 ***	
cons	7.589	0.920 ***	7.650	0.720 ***	7.826	0.722 ***	8.321	0.760 ***	
F統計量	50.840***		50.630***		51.410***			51.670***	
Hausman統計量	148.050***		136.640***		122.850***			100.760***	
修正済み決定係数	0.635		0.635		0.636			0.638	
observations	952								

※\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意をあらわしている。

※全推定式において固定効果モデルが支持された。

推定式 2, 3, 4 において、逆ミルズ比を示す *imlls* に注目すると、全推定式でマイナスの符号で統計的にも有意な数値が得られている。したがって、MMC を提供しているかないかを示す推定式と MMC の保険料を示す推定式とは関連しているといえ、MMC を提供していないカウンティを分析対象から除くことはサンプル・セレクション・バイアスを引き起こすことにつながる。そのため、MMC を提供していないカウンティをサンプルから除いて推定を行った推定式 1 は適切とはいえないので、以下では推定式 2, 3, 4 について推定結果の解釈を行っていく。

まず、カウンティにおいて MMC が提供されているかどうかを示す、第 1 段階の推定結果についてみていくと、全推定式において、*pene\_county* がプラスの符号で統計的にも有意な数値が得られている。この結果は、カウンティ内で MC が普及しているカウンティほど、MMC が提供されている確率が高くなっていることを示している。また、カウンティ内の MMC 市場の規模を示す *eligible\_mmc* については、プラスの符号は得られているが、統計的にも有意な数値が得られた推定式はなかった。したがって、MMC 市場規模がカウンティで MMC が提供されるかどうかに与える影響というのは限定的といえる。これらの結果より、カウンティ内で MMC が提供されているかどうかは、カウンティ内の MMC 市場の規模よりも、カウンティ内における MC の普及状況が大きく影響しているといえる。

次に、MMC が提供されているカウンティにおいて、MMC の保険料に影響を与えている要因を推定した、第 2 段階の推定結果についてみていくと、推定式 2, 3, 4 において、*eligible\_mmc* はプラスの符号で統計的にも有意な数値が得られている。また、*eligible\_mmc* の二乗についても、全推定式においてマイナスの符号で統計的にも有意な数値が得られている。したがって、ニューヨーク州の MMC 市場においては、MMC 加入者が増加するほど MMC の保険料は低下し、その効果は逓減していることが示されている。この結果は、HMO 市場における保険料と市場規模の関係について分析を行った *Wholey et al. (1996)* と同様の結果であり、ニューヨーク州の MMC 市場においても、「規模の経済性」が働いていることを示唆している。

また、カウンティ内の保険会社間の競争状況を示すハーフィンダールインデックス (*hi*) については、全推定式で統計的にも有意な数値が得られている。しかし、推定式 2, 4 ではプラスの符号であるのに対して、推定式 3 ではマイナスの符号と符号が反対になっている。このような結果となった理由として、ニューヨーク州の MMC 市場において、市場内の競争水準が変化していないカウンティが多く存在していることが影響していると考えられる。特に独占的に MMC が提供されているカウンティの多くにおいて *hi* は変化していないため、パネルデータ推定を行うことで、カウンティ固有の効果として吸収された可能性がある。このことが影響して符号が変化したと考えられる。

最後に、本稿の目的である、カウンティ内での MMC の活動水準が FFS の支出額に与える影響を分析した表 4 についてみていく<sup>14</sup>。F 統計量およびハウスマン統計量に注目すると、全

<sup>14</sup> 推定式 1 については、推定式 2 から推定式 4 の *imlls* の値より、本稿の分析において適切ではないと判断されたが、参考までに表 4 には推定式 1 の結果も示している。

推定式において統計的に 1%水準で有意な数値が得られている。したがって、本稿においては固定効果モデルが採択される。

まず、カウンティの MMC 加入率を示した `pene_mmc` についてみていくと、推定式 2, 3, 4 において係数の符号は正で統計的にも有意な数値が得られており、MMC 加入率が高いカウンティほど、FFS 加入者 1 人あたりの支出額が増加していることが示されている。この推定結果はニューヨーク州の MMC 市場において、セレクション・バイアスが発生していることを示唆している。

次に、各推定式の `premium_mmc` に注目すると、全推定式で係数の値は正になっており、推定式 3, 4 では 1%水準で統計的にも有意な数値が得られている。この結果は、MMC 加入者 1 人あたりに支払った金額（保険料）が高いカウンティほど、FFS 加入者 1 人あたりに支払った金額も高くなっていることを示している。したがって、MMC の保険料が低額なカウンティほど、FFS 加入者 1 人あたりへの支出額も低額になっているため、MMC 保険料の低下は FFS 加入者 1 人あたりへの支出額を低下させていることになる。具体的な数字でいうと、推定式 3 では MMC の保険料が 1%低下すると、FFS 加入者 1 人あたりへの支出額は 1.6%ポイント、推定式 4 では MMC 保険料が 1%低下すると、FFS 加入者 1 人あたりへの支出額は 3.9%ポイント低下しており、ニューヨーク州のメディケイド市場においては、Baker and Corts(1996)が指摘したスピルオーバー効果仮説を支持する結果が得られた。

ただし、表 2 の記述統計量からも確認できるように、ニューヨーク州の MMC 市場における各カウンティの MMC 加入者 1 人あたりに支払った保険料には大きなばらつきがある。そのため、この最大値付近のサンプルが異常値となり、推定結果にバイアスをもたらしている可能性がある。この点について推定結果の頑健性を確認するため、MMC を提供しているカウンティを対象として、保険料上位・下位 5%の観測値を除いて分析を行った<sup>15</sup>。推定結果は表 5 に示している。推定式 2-4 の `premium_mmc` に注目すると、全推定式で正の値となっており、推定式 3, 4 では統計的にも有意な数値が得られている。この結果は、全サンプルを用いた推定結果とほぼ同じとなっているが、弾性値となる係数の値に注目すると、推定式 3 では 0.034、推定式 4 では 0.087 となっている。したがって、MMC の保険料が 1%低下すると、FFS 加入者 1 人あたりへの支出額は、それぞれ 3.4%ポイント、8.7%ポイント低下しており、全サンプルを用いた推定結果の約 2 倍の数値になっている。

## 5. まとめ

本稿の分析結果より、ニューヨーク州のメディケイド市場において、MMC 保険料関数の推定法において Panel Two-Step Estimator, FIML の手法を用いて予測値を計算した場合には、MMC の保険料が低額のカウンティほど、FFS 加入者 1 人あたりへの支出額も低下しているこ

<sup>15</sup> MMC を提供していないカウンティについては、下位 5%の対象に含まれていない。

とが示された。また、ニューヨーク州のメディケイド市場においては、セレクション・バイアスが発生しており、医療費支出の低額な受給者が MMC を選択し、医療費支出が高額な受給者が FFS に残る傾向にあることを示唆する結果も得られた。

これらの推定結果より、ニューヨーク州では包括払い制に基づく MMC が普及したことで、セレクション・バイアスが発生している可能性はあるが、同時に市場内の競争水準が高まることで、従来の FFS への支出額は減少しており、Baker and Corts (1996) が提示したスピルオーバー効果の存在を支持する結果となった。加えて、ニューヨーク州ではカウンティ内での保険会社の活動水準がスピルオーバー効果に対して重要な役割を果たしていることも明らかとなった。

最後に本稿の課題について述べる。本稿の分析においては、提供されている医療サービスの質について全く考慮していない。上記のとおり、ニューヨーク州では保険会社の認定の際に医療サービスの質も考慮されているため、一定水準の質は保証されていると考えられる。しかし、高い質の医療サービスが提供されているカウンティと中程度の質の医療サービスが同価格で提供されているならば、FFS に与える影響も大きく異なると考えられる。したがって、医療サービスの質を含めた推定を行う必要がある。また、本稿ではカウンティ・レベルでの分析を行ったため、MMC を提供している企業形態等が保険料にどのような影響を及ぼしているかについても十分に検討されていない。したがって、これらを含めた分析については今後の課題としたい。

## 参考文献

- 井伊雅子・大日康史 (2002), 『医療サービス需要の経済分析』, 日本経済新聞社。
- 北村行伸 (2005), 『パネルデータ分析』, 岩波書店。
- 西川浩平 (2007), 「アメリカの医療保険市場におけるマネージドケアの普及とその現状」『産業学会研究年報』第 22 号。
- 広井良典 (1999), 『医療改革とマネージドケア—選択と競争原理の導入—』, 東洋経済新報社。
- Amemiya, T. (1985) *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Arrow, K. (1963), “Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care,” *American Economics Review*, Vol.53, pp.940-973.
- Baker, L. (1997), “The Effect of HMOs on fee-for-service Health Care Expenditure: Evidence from Medicare,” *Journal of Health Economics*, Vol.16, pp.453-481.
- Baker, L. and Corts, K. (1996), “HMO Penetration and the Cost of Health Care: Market Discipline or Market Segmentation,” *American Economics Review*, Vol.86, pp.389-394.
- Batata, A. (2004), “The Effect of HMOs on fee-for-service Health Care Expenditure: Evidence from Medicare Revisited,” *Journal of Health Economics*, Vol.23, pp.951-963.

- Cameron, A.C. and P. K. Trivedi (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Feldman, R. and Dowd, B. (1991), "Must Adverse Selection Cause Premium Spirals?," *Journal of Health Economics*, Vol.10, pp.350-357.
- Feldman, R., Dowd, B. and G. Gifford (1993), "The Effect of HMOs on Premiums in Employment-Based Health Plans," *Health Services Research*, Vol.27, pp.779-811.
- Feldstein, P. and Wickizer, T. (1995), "Analysis of Private Health Insurance Premium Growth Rates" *Inquiry*, Vol.33, pp.1035-1050.
- Hellinger, F. (1995), "Selection Bias in HMOs and PPOs: A Review of the Evidence," *inquiry*, Vol.32, pp.135-142.
- Hsiao, C. (2002), *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- Miller, R. and Luft, H. (1994), "Managed Care Plan Performance Since 1980. A Literature Analysis," *Journal of American Medical Association*, Vol.271, pp.1512-1519.
- New York State Data Center,  
[http://www.empire.state.ny.us/NYS\\_Home\\_To\\_Business/default.asp](http://www.empire.state.ny.us/NYS_Home_To_Business/default.asp)
- New York State Department of Health, <http://www.health.state.ny.us/>
- New York State Department of Health Office of Managed Care, *Medicaid Eligible and Expenditures by County Report*.
- New York State Department of Health Office of Managed Care, *Monthly Medicaid Managed Care Enrollment Report*.
- New York State Department of Health Office of Managed Care, *New York's Operational Protocol for the Partnership Plan*.
- OECD, *OECD Health Data 2007 - Country Notes and press releases*,  
[http://www.oecd.org/document/46/0,2340,en\\_2649\\_37407\\_34971438\\_1\\_1\\_1\\_37407,00.html](http://www.oecd.org/document/46/0,2340,en_2649_37407_34971438_1_1_1_37407,00.html)
- Phelps, C. E. (1992), "Diffusion of Information in Medical Care," *Journal of Economic Perspective*, Vol.82, pp.23-42.
- Schlesinger, M., Blumenthal, D. and E. Schlesinger (1986), "Profits under Pressure: The Economic Performance of Investor-Owned and Nonprofit HMO," *Medical Care*, Vol.24, pp.615-627.
- Wholey, D. R., Feldman, R. and J. Christianson (1995), "The Effect Market Structure on HMO Premiums," *Journal of Health Economics*, Vol.14, pp.81-105.
- Wholey, D. R., Feldman, R., Christianson, J. and J. Engberg (1996), "Scale and Scope economics among Health Maintenance Organization," *Journal of Health Economics*, Vol.15, pp.657-684.