

## 医療の質の変化を反映した価格の把握手法に関する研究 —死亡関数を用いた医療の質の統計学的計測—

今井健太郎、大里隆也、菊川康彬、村舘靖之、石橋尚人

February 2021



内閣府経済社会総合研究所  
Economic and Social Research Institute  
Cabinet Office  
Tokyo, Japan

ESRI Research Note は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません（問い合わせ先：<https://form.cao.go.jp/esri/opinion-0002.html>）。

ESRI リサーチ・ノート・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所内の議論の一端を公開するために取りまとめられた資料であり、学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

資料は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

The views expressed in “ESRI Research Note” are those of the authors and not those of the Economic and Social Research Institute, the Cabinet Office, or the Government of Japan.

## 医療の質の変化を反映した価格の把握手法に関する研究 ―死亡関数を用いた医療の質の統計学的計測―\*

今井健太郎、大里隆也、菊川康彬、村舘靖之、石橋尚人\*\*

### 概要

内閣府経済社会総合研究所では、GDP 統計の推計の精度向上を図ることを目的に、医療の質の変化を反映した価格の把握手法について研究している。本稿は、患者の入院中の死亡を医療サービスの品質指標とみなし、わが国の医療データを利用して推定することにより、質の変化を測るとともに、アウトプット指数に質の変化を反映させることを試みた。

推定にあたっては、「匿名レセプト情報・匿名特定健診等情報データベース（NDB）」のDPC 入院及び医科入院の 2011 年から 2015 年までのサンプリングデータセットを用いて、基準年とその前年の 2 か年を比較するデータセットをそれぞれ作成し、患者の性別、年齢、主傷病の分類、チャールソン併存疾患指数を説明変数、死亡確率のオッズ比を被説明変数とする死亡関数を推定した。そして、基準年に付した時点（年）のダミー変数に、その時点に特有の医療サービスの変化、すなわち技術革新等による質の変化が反映されると仮定した。

推定の結果、DPC 入院では、時点ダミーの係数はいずれも有意にマイナスの値であった。これはすなわち、医療サービスの質の向上が示唆されるということである。そしてさらに、2011 年を基準に、2012 年に 0.15%、2013 年に 0.10%、2014 年に 0.17%、2015 年に 0.13% の割合でアウトプット指数を向上させる効果があると試算した。一方の医科入院では、2012 年から 2013 年の係数が有意にプラスの値であり、アウトプット指数には 0.06% の減少効果、2013 年から 2014 年の係数が有意にマイナスの値であり、アウトプット指数を 0.07% 向上させる効果があると試算した。なお、2011 年から 2012 年、そして 2014 年から 2015 年までの期間では、有意な推定結果は得られなかった。

なお本稿は、年ごとの死亡確率の減少が、医療サービスの質の向上を表しているとは仮定しているが、医療サービスの品質の考え方や推定の方法、そしてアウトプット指数への反映の方法には、データの可用性などの様々な課題が挙げられる。したがって、データソースの拡充や、方法論の進化などの将来的な議論の進展に期待しつつ、選択可能な指標を示すことができるよう研究を続けていく必要がある。

\* 本稿の執筆にご協力いただいた皆様にこの場で御礼を申し上げたい。なお本稿は、杉原茂日本大学教授のご指導を基礎に、筆者が行った研究や推定作業の内容を整理したものである。また、本稿の内容は、筆者が属する組織の公式の見解を示すものではなく、あり得べき誤り等に関するすべての責任は筆者にある。

\*\* 今井健太郎 : 内閣府経済社会総合研究所 研究協力者  
大里隆也 : 内閣府経済社会総合研究所 研究協力者  
菊川康彬 : 内閣府経済社会総合研究所 研究協力者  
村舘靖之 : 内閣府経済社会総合研究所 研究官  
石橋尚人 : 内閣府経済社会総合研究所 政策調査員

## 目次

|                         |    |
|-------------------------|----|
| 1. はじめに .....           | 3  |
| 2. 先行研究 .....           | 4  |
| 2.1. 品質調整の方法 .....      | 4  |
| 2.2. 品質指標の推定 .....      | 7  |
| 3. 推定に使用するデータ .....     | 10 |
| 3.1. データの概要 .....       | 10 |
| 3.2. データの項目 .....       | 11 |
| 3.3. チャールソン併存疾患指数 ..... | 15 |
| 4. 記述統計 .....           | 16 |
| 4.1. DPC レセプト .....     | 16 |
| 4.2. 医科入院レセプト .....     | 18 |
| 5. 傷病分類別の死亡関数の推定 .....  | 21 |
| 5.1. DPC レセプト .....     | 21 |
| 5.2. 医科入院レセプト .....     | 22 |
| 6. 包括的な死亡関数の推定 .....    | 23 |
| 6.1. DPC レセプト .....     | 23 |
| 6.2. 医科入院レセプト .....     | 25 |
| 7. アウトプット指数と品質調整 .....  | 26 |
| 8. 結論と今後の展望 .....       | 27 |
| 参考文献 .....              | 30 |

## 1. はじめに

経済社会総合研究所では、「統計改革の基本方針」（平成 28 年 12 月 21 日経済財政諮問会議決定）、及び「公的統計の整備に関する基本的な計画」（平成 30 年 3 月 6 日閣議決定）などに基づき、国民経済計算（System of national accounts、以下「SNA」という。）の推計の精度向上を目的とした取組みの一つとして、関係府省と連携し、医療の質の変化を反映した価格の把握手法について研究を行っている。

財やサービスの価格の研究については、Boskin et al.（1996）が物価指数全般についてそのバイアスなどを指摘し、各種の研究が盛んに行われてきた。特に医療分野については、米 National Bureau of Economic Research (NBER) の Cutler などの研究者らによって、医療サービスの品質と価格の関係にかかる研究が進められている。さらにイギリスでは、公的医療保障制度によって医療サービスが無料で提供されるため、価格の情報によらず、アウトプットの数量の変化を直接計測するアプローチや、そのアウトプットの品質変化を計測しようとする試みが行われている。

本稿は、研究の一環として、諸外国で進められるこれらの先行研究などを参考にして、品質の変化が反映された価格<sup>1</sup>を計測することを最終的な目標としつつ、厚生労働省の「匿名レセプト情報・匿名特定健診等情報データベース（NDB）」を利用して、入院中の患者の死亡について、属性や傷病を考慮に入れてその変化を詳細に分析したものである。なお本稿のように、患者の生存や死亡などのアウトカムを品質の代理指標としたうえで、指標の変化に応じて価格（又は数量）を調整するアプローチを明示的な品質調整というが、その基本的な考え方や論点などは石橋ほか（2020）を参照されたい。

本稿の構成は以下の通りである。

まず第 2 章では先行研究、特にイギリスにおけるアウトプット数量指数の直接推計や明示的な品質調整、そして死亡関数を推定するために参考とした研究について紹介する。次に第 3 章では、NDB のデータの概要や項目などについて記載する。また第 4 章では、同じく NDB のデータの記述統計の結果を概観する。そして第 5 章では、DPC 入院及び医科入院のレセプトによる、それぞれ傷病分類別の死亡関数の推定とその結果を報告し、第 6 章ではそれぞれの包括的な死亡関数の推定と結果を報告していく。また、第 7 章では推定した品質指標を用いて行う、アウトプットの調整やその試算の結果について述べる。最後に、第 8 章は結論と今後の展望である。

---

<sup>1</sup> 後述するように、正確には、本稿は品質の変化が反映されたアウトプットの数量の変化を計測するものであって、価格の変化は、名目値（すなわち、その時点の現行価格で表示された合計金額）の変化を数量の変化で除すことによって、事後的に計算される。

## 2. 先行研究

### 2.1. 品質調整の方法

本節では、イギリスの先行研究を例に、医療サービスのアウトプットの計測やその品質調整の方法について紹介する。イギリスにおいては、公費負担で国民保健サービス (NHS) が提供されるため、市場における観測可能な価格が存在しないとみなされ、また需要量が消費者の評価を必ずしも反映していないと考えられる。この理由から、特にイギリスでは医療サービスの価格、すなわちデフレーターを算出するのではなく、アウトプットの数量指数を直接計算することで、実質値を推計するというアプローチ（以下、このアプローチを産出数量法<sup>2</sup>という。）が採用され、品質の変化を反映すべく研究が行われている。

なお、イギリスでは医療費が公費負担であるため、医療費の増大に社会的な関心が高く、例えば医療費削減のためにサービスが抑制された際には、入院待ちや手術待ちの患者が問題化したように、国民の税負担とのバランスのなかで、いかにして医療サービスの品質を図っていくかが重大なテーマであると思われる。例えば、参考指標として推計の結果が公表される生産性に関する報告書（the Healthcare Productivity articles）においては、アウトプットの数量指数に、短期生存率、治療後の健康増進、待ち時間、プライマリーケアの結果、そして患者調査（National Patient Survey）の5つの指標が反映されている。

また、産出数量法による推計に転換して数年を経て公表された Atkinson (2005) では、政府部門のアウトプットや生産性の計測に関する勧告が行われ、医療分野においては、特に品質の変化の計測に取り組むよう推奨された。そして、この課題への回答として、Department of Health (2005) や Dawson et al. (2005) は、幾つかの推計方法の雛形を示している。

例えば Dawson et al. (2005) は、Cost Weighted Output Index (CWOI) と呼ばれる、患者数等のアウトプット $j$ の数量 $x_j$ の変化を、単位コスト $c_j$ で加重平均することで求める産出数量法の指数算式を示している。ただし、アウトプットをその単位コストで評価するために、非市場産出の価値が必ずしも生産費用とは同一ではないとする立場からすれば、品質の変化に応じた調整を加える必要があるとされる。

$$I_{ct}^x = \frac{\sum_j x_{jt+1} c_{jt}}{\sum_j x_{jt} c_{jt}} \quad (1)$$

<sup>2</sup> 非市場サービスにおいては、一般的に観測可能な市場価格が存在していないことから、実質値を求める際には、デフレーターを算出して用いるのではなく、インプット法と呼ばれる手法が国際的な慣行である。しかしインプット法では、労働などの生産費用の変化と、それによって得られる実質値との整合性が変化しないと仮定されているため、生産性の変化を十分に反映しないと考えられることから、昨今では産出数量法の考えを採用する国が多く、2008SNA でもこのアプローチが推奨されている。

そこで Dawson et al. (2005) は、医療サービスの品質を考慮した数量指数を得るには、以下の、Value Weighted Output Index (VWOI) を推計するのが理想であるとしている。

$$I_{yt}^{xq} = \frac{\sum_j x_{jt+1} \sum_k \pi_{kt} q_{kjt+1}}{\sum_j x_{jt} \sum_k \pi_{kt} q_{kjt}} \quad (2)$$

これはつまり、CWOI のように治療の単なる相対的なコストではなく、相対的な価値、つまり健康の増進度合いを件数に反映すべきであるという考え方に基づくものであり、具体的には、アウトプット  $j$  の一単位あたりのアウトカム  $k$  の量  $q_{kj}$  や、そのアウトカム  $k$  の限界価値  $\pi_k$  によって評価することで求められるとされるが、医療サービス全体についてこれらのデータを入手することは難しい。

また Dawson et al. (2005) は、以下の Health Adjusted Cost Weighted Output Index の算式を挙げて、最適な資源配分などのある一定の経済学的な仮定が成立する場合には、これが上述の (2) 式に等しいと述べている。

$$I_{ct}^{xq} = \sum_j \left( \frac{x_{jt+1}}{x_{jt}} \frac{q_{jt+1}}{q_{jt}} \frac{c_{jt} x_{jt}}{\sum_j c_{jt} x_{jt}} \right) = \frac{\sum_j x_{jt+1} \left( \frac{q_{jt+1}}{q_{jt}} \right) c_{jt}}{\sum_j x_{jt} c_{jt}} \quad (3)$$

なおアウトカム  $q_j$  の比は、入院後 30 日死亡率を  $m_j$  とし、 $(1 - m_j)$  の式によって求める生存率  $a_j$  と質調整生存年 (QALY)  $q_j$  の組み合わせのよって、以下のように計算される。なお、 $q_{jt}^*$  は治療をした場合の質調整生存年、 $q_{jt}^0$  は治療をしなかった場合の質調整生存年であるが、 $q_{jt}^*$ 、 $q_{jt}^0$  のように治療の有無を比較したデータは一般には存在しない。

$$\frac{q_{jt+1}}{q_{jt}} = \frac{a_{jt+1} q_{jt+1}^* - q_{jt+1}^0}{a_{jt} q_{jt}^* - q_{jt}^0} \quad (4)$$

したがって本稿では、利用可能なデータの存在を前提に、より簡便な計測手段として、生存率  $a_j$  の変化の比率を用いた以下の Survival adjusted cost weighted output index を参考に、医療サービスの品質の変化が反映された数量指数を検討していくこととする。

$$I_{ct}^{xa} = \frac{\sum_j x_{j,t+1} \left( \frac{a_{j,t+1}}{a_{jt}} \right) c_{j,t}}{\sum_j x_{j,t} c_{j,t}} \quad (5)$$

当然ながら、医療サービスの品質とは、生存率  $a_j$  のみをもって計測できるとは限らない。また、医療サービスの品質の計測方法のみならず、数量指数への反映の在り方についても上述の (5) 式は様々な前提が必要とされるものであり、検討すべき課題が少なくない。これらの課題の詳細については、追って第 8 章で論述することとするが、当面のところ、上式を基礎に検討していくことが次善の策と考えられる。

なお、わが国においても、先述の（５）式の手法を参考にした数量指数の計測について試みられたものがある。例えば藤澤（2012, 2013）は、厚生労働省の『患者調査』の統計から患者の数、『国民医療費』の統計から平均費用を傷病ごとに把握して集計することでCWOIを推計し、次に、国立がんセンターの『５年生存率』のデータを品質の指標として使用することで、品質調整済みの数量指数を作成している。

$$I_{qact}^x = \frac{\sum_j x_{jt+n} \left[ \frac{q_{jt+n}}{q_{jt}} \right] c_{jt}}{\sum_j x_{jt} c_{jt}} \quad (6)$$

$x_j$ はがんの患者数、 $q_j$ は品質指標である『５年生存率』、 $c_j$ は患者一人当たりの医療費、そして $j$ は傷病の種別であり、胃や結腸を始めとするがんの分類である。この推定の結果、藤澤（2012, 2013）は、品質調整を行わないCWOIよりも、生存率の変化を反映させたSurvival adjusted cost weighted output indexの方が、観測されるアウトプットが増加したとしている。

しかしながら、同氏が課題として挙げているように、この推定に用いられた品質指標は加工統計をもとにしていることから、傷病群の一部であるがんに限定をしていることや、１サンプルごとの患者の属性や罹患の個別性を考慮することなどの検討の余地が残る。そして本稿では、「匿名レセプト情報・匿名特定健診等情報データベース（NDB）」から、患者の属性や傷病などが詳細に記録されたレセプトのデータセットを利用することで、統計学的な手法により、死亡という事象の発生を詳細に分析するものである。

また、品質指標の推定について述べる前に、数量指数の算出全般について幾つか補足をしておきたい。はじめに、そもそも数量の変化を求める医療サービスのアウトプットとは、国際機関などで共有される認識<sup>3</sup>と同じように、ある傷病を完治させるために必要とする、すべての医療機関で受けた医療行為の全体を一つの計測単位として定義される。つまり、数量の変化とは、平たくいえば、ある一時点の患者ごとの（あるいは傷病の分類ごとの）医療費で加重平均をした、患者数の変化であるといつて差し支えない。

次に、ウェイトに用いられる単位コストとは、患者一人の特定の傷病を治療するために要した初診から治癒までの医療費の合計であるとする。ただし、わが国において医療は、公定価格ではあるが、診療報酬という価格体系のもと市場生産者として扱われるため、イギリスの例のように、生産費用をもってアウトプットの重みを評価した数量指数と、必ずしも同じことを意味するとは言いきれない。市場価格による評価が反映されない生産費用という、品質調整のアプローチの背景にある課題認識が、わが国の医療サービスの計測においても当てはまるとは限らないことに留意しておく必要があるだろう。

<sup>3</sup> OECD, Eurostat, WHO. (2017). A System of Health Accounts 2011. Revised edition. Paris, OECD Publishing.など



## 2.2. 品質指標の推定

本節では、先述した（5）式における生存率 $a_j$ の変化( $a_{jt+1}/a_{jt}$ )に対応する品質指標の推定方法について、先行研究とその検討内容を述べる。

はじめにこの研究では、死亡を1、生存を0とするロジスティック回帰分析を用い、ICD-10<sup>4</sup>の中分類 $j$ ごとに、性別、年齢、併存疾患、時点（年）を説明変数、死亡確率のオッズ比を被説明変数とした以下の（7）式によって、死亡関数をそれぞれ推定する。

$$\begin{aligned} \ln \frac{p_i(death)}{1-p_i(death)} = & \alpha + \beta \cdot mandummy_i \\ & + \sum_k \delta_k \cdot Nenreikaisodummy_{ki} \\ & + \varepsilon \cdot CharlsonIndex_i \\ & + \epsilon \cdot yeardummy \end{aligned} \quad (7)$$

具体的には、 $mandummy_i$ は患者の性別（男性）のダミー変数、 $Nenreikaisodummy_{ki}$ は5歳刻みの年齢階層のダミー変数、 $CharlsonIndex_i$ は後述するチャールソン併存疾患指数（Charlson Comorbidity Index）、そして $yeardummy$ は時点（年）のダミー変数である。なお、連続する2時点（2か年）の死亡の変化を比較する方法で推定するため、例えば2011年と2012年のサンプルであれば、 $yeardummy$ は2012年のダミー変数とする。

次に、推定された時点ダミーが時点の変化による死亡の減少効果を表すと仮定して、その平均限界効果にマイナスを乗じることで、医療サービスの質の向上を推定する。

$$-\frac{\partial p(death)}{\partial yeardummy} = \hat{a}_t \quad (8)$$

さらに最終的には、先述した（5）式に倣い、産出数量法によるアウトプットの指数にアウトプット $j$ ごとの品質の変化( $1 + \hat{a}_{jt}$ )を乗じることで、品質の変化が反映された数量指数を得ることを目標にする。

$$I = \frac{\sum_j x_{jt} (1 + \hat{a}_{jt}) c_{jt-1}}{\sum_j x_{jt-1} c_{jt-1}} \quad (9)$$

<sup>4</sup> 世界保健機関（WHO）によって作成された疾病及び関連保健問題の国際統計分類（International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems）の第10回改訂版（ICD-10）による疾病分類であり、その中分類数は147である。

まず、例えば死亡率を推計する際に、単純に死亡者数を入院患者数等で割った粗死亡率を用いた場合には、高齢化による年齢構造の変化や、罹患した疾病の種類や重症度の違いの影響を受ける可能性がある。したがって、死亡関数の推定においても、これを考慮したリスク調整モデルを検討する必要がある。

そこで Hayashida et al. (2007) は急性心筋梗塞、Krumholz et al. (2006) は心不全、Uematsu et al. (2014) は市中肺炎、Jang et al. (2013) は結腸がんについて、死亡を推定するためのリスク調整方法の開発を検討している。これらの個別の疾患の研究では、年齢や性別などの個人の属性のほか、併存疾患あるいはチャールソン併存疾患指数 (Charlson Comorbidity Index) <sup>5</sup>が説明変数の一つとして検討されている。

また Matsui et al. (2015) は脳卒中について、DPC<sup>6</sup>のデータベースから、患者の年齢、性別、脳卒中の種類、Japan Coma Scale<sup>7</sup>、modified Rankin Scale<sup>8</sup>などの変数を用いた多変量ロジスティック回帰モデルによってリスク調整を行い、死亡の推定に影響する病院レベルの因子との関連を調査するために Cox 回帰分析 <sup>9</sup>を行っている。

そして Miyata et al. (2008) は、先に同じく日本の DPC のデータベースを利用して、患者の年齢、性別、入院時の救急車の使用、入院状態（緊急的または選択的）、入院期間、主傷病の分類、および併存疾患を説明変数とする多変量ロジスティック回帰モデルによって、死亡の推定を行っている。なお、この研究は、上述の事例のように個別の疾患を対象とするのではなく、主傷病の分類の違いを考慮した、包括的な死亡率を推定しているところが特徴的である。また主傷病の分類は、DPC 分類の主要な 16 の傷病分類のうち、死亡率の低い分類を除外または統合することで計 6 つの分類とし、さらに併存疾患は、Quan et al. (2005) の方法 <sup>10</sup>をもとに、記録された傷病名をチャールソン併存疾患指数に変換している。

<sup>5</sup> チャールソン併存疾患指数 (Charlson Comorbidity Index) とは、1987 年に Charlson らによって発表された併存疾患の評価指標であり、死亡に寄与する併存疾患を点数化し、その点数の合計をもって、患者の短期的な死亡リスクを予測するものである。

<sup>6</sup> DPC (Diagnosis Procedure Combination) とは、臨床的に同質性のある患者群に対し、傷病名と診療行為の組み合わせによって決定する患者分類 (診断群分類) のことであり、またこの分類に応じた診療報酬の包括評価を行う制度を DPC 制度という。

<sup>7</sup> Japan Coma Scale とは、日本で主に使用される意識障害の深度分類であり、覚醒または昏睡の度合いに応じて 1 桁、2 桁または 3 桁の点数で表現される。

<sup>8</sup> modified Rankin Scale とは、脳卒中発症後の生活自立度の尺度であり、身体障害の程度に応じて 0 (無症候) ~ 5 (重度の障害) までの 6 段階の評価が設定されている。

<sup>9</sup> Cox 回帰分析とは、患者の生存や死亡などのイベントが発生するまでの期間を分析する複数の説明変数に基づいた生存時間分析モデルのこと。

<sup>10</sup> Quan et al (2005) は、レセプトデータ等に記録される ICD-10 による傷病名コードをチャールソン併存疾患指数に変換するためのアルゴリズムを、先行する ICD-9 の研究をもとに開発している。

次に、ある一時点の推定ではなく、時点の変化による死亡への影響について先行研究を概観する。

まず Cutler (1995) は、医療費の支払い方式が、出来高払いから DRG 分類<sup>11</sup>に基づく包括払いの方式に置き換えられることによって、追加的な治療行為に係る費用に対して医療機関が費用を負担する必要があることや、患者ごとに医療機関が受け取る平均価格が変更されることで、死亡率や再入院率にどのような影響を与えるのかを分析している。この分析では、患者の年齢、性別、再入院、地域、入院の種類のほか、年のダミー変数を考慮に加えて死亡や再入院の分析を行っている。

また Rogers et al. (2017) は、小児先天性心疾患の手術後 30 日死亡について、リスク調整推定モデルを改善するべく研究をしている。ここでは、2009 年から 2015 年までの手術のデータについて、年齢、体重、治療法 15 グループ、診断 11 グループ、先天性・後天性併存疾患、病気の重症度などのほか、2012 年以前の手術をレファレンスグループとした 2013 年以降の手術をダミー変数として説明変数として加えている。なお、ここで用いた推定モデルは、検証データセットにおいて C 統計量<sup>12</sup>が 0.86 であることが示されており、優れたパフォーマンスであることが確認されている。

さらに、死亡の推定等の医療分野に関する論文ではないが、Noguchi (2009) は、労働組合の既婚の組合員とその配偶者に関する調査のデータを使用して、ワークライフバランスの施策と職場の柔軟性が、女性が出産後に復職する選択やタイミングに及ぼす影響について研究している。このなかでは、労働市場のマクロレベルの要因の固定効果をコントロールするために、1991 年から 2007 年までのそれぞれの年を示したダミー変数を加えて、育児介護休業法 (1991 年施行) などの情勢による影響を観察している。

これらの研究では、時点 (年) のダミー変数を加えることで、主に、その時点 (年) に固有の効果をコントロールしたうえで、あるイベントが起こりやすいか否かを統計学的に推定している。本稿ではこれらを参考に、患者の入院中の死亡というイベントに関して、時点 (年) のダミー変数に、その時点に特有の医療サービスの変化、すなわち技術革新等による質の変化が反映されると仮定したうえで、その時点 (年) ダミーの平均限界効果がどうであるかを求めていくこととする。

---

<sup>11</sup> DRG (Diagnosis Related Groups) とは、アメリカで開発された診断群分類のこと。

<sup>12</sup> C 統計量とは、2 値変数に対する判別の正誤によって求めるモデルの適合度を表す指標であり、最小値は 0.5、最大値は 1.0 であり、0.7 以上であれば予測性能が高いとされる。

### 3. 推定に使用するデータ

#### 3.1. データの概要

厚生労働省の「匿名レセプト情報・匿名特定健診等情報データベース（NDB）」から、サンプリングデータセットの第三者提供を受け、医科入院レセプト及びDPCレセプトの入院患者のデータを使用して推定する。なお、サンプリングデータセットの対象期間は2011年から2015年までであり、各年の1月、4月、7月及び10月の診療分のデータによって構成され、件数は下表の通り、抽出率は全体の10%の水準である（図表1）。

| ＜図表1＞ レセプトデータのサンプル総数 |           |           | (単位：件) |
|----------------------|-----------|-----------|--------|
| 診療年                  | 医科入院      | DPC 入院    |        |
| 2011 年               | 524,387   | 350,688   |        |
| 2012 年               | 512,974   | 367,803   |        |
| 2013 年               | 513,593   | 378,247   |        |
| 2014 年               | 522,291   | 370,244   |        |
| 2015 年               | 529,699   | 374,941   |        |
| 総数                   | 2,602,944 | 1,841,923 |        |

まずDPCレセプトは、DPC分類による医療費の包括支払い制度の対象となる入院にかかるレセプトであり、これは主に急性期入院医療を対象としているほか、DPC制度の対象病院になるためには一定の基準を満たす必要があることに特徴がある。そして医科入院レセプトは、DPCレセプト以外のレセプトであり、DPC制度の対象とならない種類の傷病の治療をはじめ、療養病床や精神病床などの区分の患者のデータが含まれている。

なお、レセプトは本来保険請求に使用することを目的として設計されていることから、分析が容易な構造となっていないと言われている。さらに、NDBに格納される際には、レセプトの情報が複数のテーブルに分けて格納されるほか、患者や医療機関などの情報に匿名化の処理が行われる。したがって、利用するデータの特徴や限界について十分に理解したうえで、作業を進める必要がある。

特に、レセプトは、保険医療機関等ごとに、1患者ごと、入院・入院外別、月単位で作成されることとなっているため、特定の患者の治療を時系列で追跡して観察するためには、患者の情報を基礎に生成された「ID」をもとにデータを連結する、名寄せの手法が必要とされる。ただし今回の推定では、断続的、かつサンプリングされたデータセットを使用するため、特定の患者の治癒または死亡等のアウトカムやその要因を長期にわたり分析することは難しい。これらの課題については、追って解説したい。

### 3.2. データの項目

推定に使用するデータ項目やその概要は下表のとおりである。

なお、NDB ではレセプトの情報が複数のテーブルに分けて格納されていることから、「レセプト識別情報」等の項目を用いて同一のレセプトを識別することが必要であるが、これらの構造は石橋ほか（2020）で説明されているため、本稿では詳細は論じない。

＜図表 2＞主なレコード一覧及びデータ項目 (○：主に使用する項目)

| 主なレコード識別名  | 主なデータ項目名 | 医科            | DPC   |
|------------|----------|---------------|-------|
| レセプト管理レコード | MN       | (省略)          |       |
| 医療機関情報レコード | IR       | (省略)          |       |
| レセプト共通レコード | RE       | 診療年月          | ○     |
|            |          | 男女区分          | ○     |
|            |          | 入院年月日         |       |
|            |          | 病棟区分          | ○     |
|            |          | レセプト総括区分      | ○     |
|            |          | 明細情報数         |       |
|            |          | 年齢階層コード 1     |       |
|            |          | 年齢階層コード 2     |       |
|            |          | 満年齢階層コード 1    |       |
|            |          | 満年齢階層コード 2    | ○     |
|            |          | など            |       |
| 公費レコード     | KO       | (省略)          |       |
| 保険者レコード    | HO       | (省略)          |       |
| 診断群分類レコード  | BU       | 診断群分類番号       |       |
|            |          | 今回入院年月日       | ○     |
|            |          | 今回退院年月日       |       |
|            |          | D P C 転帰区分    | ○     |
|            |          | など            |       |
| 傷病レコード     | SB       | 傷病名コード        |       |
|            |          | I C D 1 0 コード | ○     |
|            |          | 傷病名区分         | ○     |
|            |          | 主傷病決定フラグ      | ○     |
|            |          | など            |       |
| 傷病名レコード    | SY       | 傷病名コード        | ○ (○) |
|            |          | 診療開始日         |       |
|            |          | 転帰区分          | ○ (○) |
|            |          | 主傷病           |       |
|            |          | 主傷病決定フラグ      | ○     |
|            |          | など            |       |

(以下、省略)

(注) この他、同一のレセプトの情報を取得するために、レセプトを一意に識別するためのキーとして、各レコードに記録されたレコード識別情報を使用する。

(1) 診療年月

診療年月が西暦で記録される。年のダミー変数 (*yeardummy*) は、この「診療年月」の診療年を基準に作成する。

(2) 男女区分

男性“1”、女性“2”の区分が記録される。性別のダミー変数 (*mandummy<sub>i</sub>*) には、この「男女区分」の男性を“1”に、女性を“0”に変換する。

<図表 3> 男女区分コード

| コード名    | コード | 内容 |
|---------|-----|----|
| 男女区分コード | 1   | 男性 |
|         | 2   | 女性 |

(3) 病棟区分

病棟区分が下表の通り記録される。なお、DPC レセプトにおいては、後述の総括対象医科入院レセプトにおいて必要な場合に記録される。

<図表 4> 病棟区分コード

| コード名    | コード | 内容        |
|---------|-----|-----------|
| 病棟区分コード | 01  | 精神 (精神病棟) |
|         | 02  | 結核 (結核病棟) |
|         | 07  | 療養 (療養病棟) |

(4) レセプト総括区分

同一月内に1回のDPC入院を行った場合に限り、DPCレセプトが1件作成されるが、同一月内に複数回のDPC入院がある場合や、同一月の途中でDPC入院からDPC以外(出来高払い方式)の入院へ移行した場合、もしくはDPC以外の入院からDPC入院へ移行した場合には、DPC入院レセプト及びDPC以外の入院レセプトの総括表となる総括レセプトが作成される。この場合、総括レセプトによって総括される明細情報であるDPCレセプトまたは医科入院レセプトは、それぞれ総括対象DPCレセプトまたは総括対象医科入院レセプトという。

<図表 5> レセプト総括区分コード

| コード名        | コード | 内容            |
|-------------|-----|---------------|
| レセプト総括区分コード | 0   | DPC レセプト      |
|             | 1   | 総括レセプト        |
|             | 2   | 総括対象 DPC レセプト |
|             | 3   | 総括対象医科入院レセプト  |

例えば、1回のDPC入院であれば、対応する「診断群分類レコード」は1つであるが、2回のDPC入院であれば、その総括表となる総括レセプトには、その明細情報として複数の「診断群分類レコード」が記録されている場合がある。この場合に、後記（6）の「DPC転帰区分」は、「今回入院年月日」が最新のレコードを参照する。

#### （5）満年齢階層コード2

満年齢をもとに階級化したコードが格納される。5歳刻みの年齢階層のダミー変数（ $Nenreikaisodummy_{ki}$ ）は、この「満年齢階層コード2」を基準に作成する。

＜図表6＞ 満年齢階層コード2

| コード：年齢階層 |    |      |        |
|----------|----|------|--------|
| 200：     | 0歳 | 207： | 7歳     |
| 201：     | 1歳 | 208： | 8歳     |
| 202：     | 2歳 | 209： | 9歳     |
| 203：     | 3歳 | 210： | 10～14歳 |
| 204：     | 4歳 | 211： | 15～19歳 |
| 205：     | 5歳 | 212： | 20～24歳 |
| 206：     | 6歳 | 213： | 25～29歳 |
|          |    | 214： | 30～34歳 |
|          |    | 215： | 35～39歳 |
|          |    | 216： | 40～44歳 |
|          |    | 217： | 45～49歳 |
|          |    | 218： | 50～54歳 |
|          |    | 219： | 55～59歳 |
|          |    | 220： | 60～64歳 |
|          |    | 221： | 65～69歳 |
|          |    | 222： | 70～74歳 |
|          |    | 223： | 75～79歳 |
|          |    | 224： | 80～84歳 |
|          |    | 225： | 85～89歳 |
|          |    | 226： | 90～94歳 |
|          |    | 227： | 95～99歳 |
|          |    | 228： | 100歳～  |

#### （6）DPC転帰区分

退院時又は診断群分類の対象外に切り替わる場合には、DPC転帰区分が記録される。この推定では、死亡“6”及び外死亡“7”を死亡とみなし、それ以外を生存とみなす。なお、医療資源を最も投入した傷病による治療の場合が死亡“6”であり、その傷病以外による死亡の場合が外死亡“7”である。

＜図表7＞ DPC転帰区分コード

| コード名        | コード | 内容  |
|-------------|-----|-----|
| DPC 転帰区分コード | 1   | 治癒  |
|             | 2   | 軽快  |
|             | 3   | 寛解  |
|             | 4   | 不変  |
|             | 5   | 増悪  |
|             | 6   | 死亡  |
|             | 7   | 外死亡 |
|             | 9   | その他 |

#### （7）ICD10コード

DPCレセプトの場合は、医師の診断により最大5桁のICD-10コードが記録される。なお、ICD-10コードに対応する疾病分類表の中分類を別に付与する。

## (8) 傷病名区分コード

DPC レセプトの場合は、その傷病名に対応する下表の傷病名区分コードが記録される。なお、一つの傷病名が複数の傷病名区分に該当する場合、傷病名区分ごとに傷病レコードが記録される。

&lt;図表 8&gt; 傷病名区分コード

| コード名     | コード | 内容                  |
|----------|-----|---------------------|
| 傷病名区分コード | 01  | 傷病名（医療資源を最も投入した傷病名） |
|          | 02  | 副傷病名                |
|          | 11  | 主傷病名                |
|          | 21  | 入院の契機となった傷病名        |
|          | 31  | 医療資源を2番目に投入した傷病名    |
|          | 41  | 入院時併存傷病名（1）         |
|          | 42  | 入院時併存傷病名（2）         |
|          | 43  | 入院時併存傷病名（3）         |
|          | 44  | 入院時併存傷病名（4）         |
|          | 51  | 入院後発症傷病名（1）         |
|          | 52  | 入院後発症傷病名（2）         |
|          | 53  | 入院後発症傷病名（3）         |
|          | 54  | 入院後発症傷病名（4）         |

## (9) 主傷病決定フラグ

電子レセプトのうえでは、「主傷病フラグ」<sup>13</sup>は複数の傷病名に付与してよいとされ、また主傷病フラグのある傷病名の間で、医療資源の重み付けもされていないことから、NDB では、所定の条件<sup>14</sup>で主傷病と判定された傷病に「主傷病決定フラグ」（値“1”）が別途格納されている。

## (10) 傷病名コード

診療報酬請求に使用する7桁の傷病名コードが記録される。なお、医科入院レセプトには、前記（7）の ICD-10 コードが記録されないため、「傷病名コード」に対応する ICD-10 コードを別に付与する必要がある<sup>15</sup>。

<sup>13</sup> DPC 及び医科入院レセプトの傷病名レコード（SY）には「主傷病フラグ」（値“01”）が格納されるが、この推定では使用しない。

<sup>14</sup> 医科入院レセプトでは主傷病フラグが付された傷病名レコード（SY）が複数ある場合、基本的に診療開始日が最新であるレコードが選択される。また一方のDPC レセプトでは、傷病名区分が「医療資源を最も投入した傷病名」（値“01”）である傷病レコード（SB）のなかで、入院年月日が最新であるレコードが選択される。

<sup>15</sup> ICD-10 コードの付与の作業は、厚生労働省が運営する診療情報提供サービスのホームページ（<https://shinryohoshu.mhlw.go.jp/>）、または社会保険診療報酬支払基金のホームページ（<https://www.ssk.or.jp/>）から「傷病名マスター」と「旧傷病名管理ファイル」



## (11) 転帰区分

以下の転帰区分の情報が記録される。なお、医科入院レセプトの推定では、死亡“3”を死亡とみなし、それ以外を生存とみなす。

<図表 9> 転帰区分コード

| コード名    | コード | 内容         |
|---------|-----|------------|
| 転帰区分コード | 1   | 治ゆ、死亡、中止以外 |
|         | 2   | 治ゆ         |
|         | 3   | 死亡         |
|         | 4   | 中止（転医）     |

### 3.3. チャールソン併存疾患指数

チャールソン併存疾患指数（以下、CCI スコアという。）とは、Charlson et al. (1987) によって提唱された、死亡に寄与する併存疾患を評価し、そのスコアの合計を点数にした指標であり、短期的な死亡リスク等の診療結果と相関があるといわれるものである。

具体的には下表の通りスコアが定められ、例えば慢性肺疾患とリンパ腫の患者は3点のスコアである（図表 10）。なおこの推定では、NDB データから導出した併存疾患<sup>16</sup>の ICD-10 の分類を用いて、Quan et al. (2005) のコード表からそれぞれの点数を求めた。

<図表 10> CCI スコア<sup>17</sup>

| スコア | 疾患                                                                  |
|-----|---------------------------------------------------------------------|
| 1   | 心筋梗塞、うっ血性心不全、末梢動脈疾患、脳血管疾患、認知症、慢性肺疾患、結合組織疾患、潰瘍性疾患、軽度の肝疾患、合併症を伴わない糖尿病 |
| 2   | 合併症を伴う糖尿病、片麻痺・対麻痺、中等度～重度の腎疾患、悪性腫瘍（リンパ腫、白血病を含む）                      |
| 3   | 中等度～重度の肝疾患                                                          |
| 6   | 転移性充実性腫瘍、AIDS                                                       |

をダウンロードして行う。また、付与された ICD-10 コードに対し、前記（7）と同様に疾病分類表の中分類を付与する。

<sup>16</sup> DPC レセプトでは、「傷病名区分コード」が 11（主傷病名）と 41,42,43,44（入院時併存傷病名）から、「主傷病決定フラグ」の傷病と同一の ICD-10 の傷病を除いたものとした。また医科入院レセプトでは、「主傷病決定フラグ」が付された傷病名以外の傷病名から、同じく主傷病と同一分類の ICD-10 の傷病を除いたものを併存疾患とした。

<sup>17</sup> 合併症を伴わない糖尿病と合併症を伴う糖尿病、軽度の肝疾患と中等度～重度の肝疾患、そして悪性腫瘍（リンパ腫、白血病を含む）と転移性充実性腫瘍は、相互に排他的である（Quan et al., 2011）ため、これらが併記される場合には、それぞれの点数を合計せず、いずれかスコアの高い方を採用する。

## 4. 記述統計

### 4.1. DPC レセプト

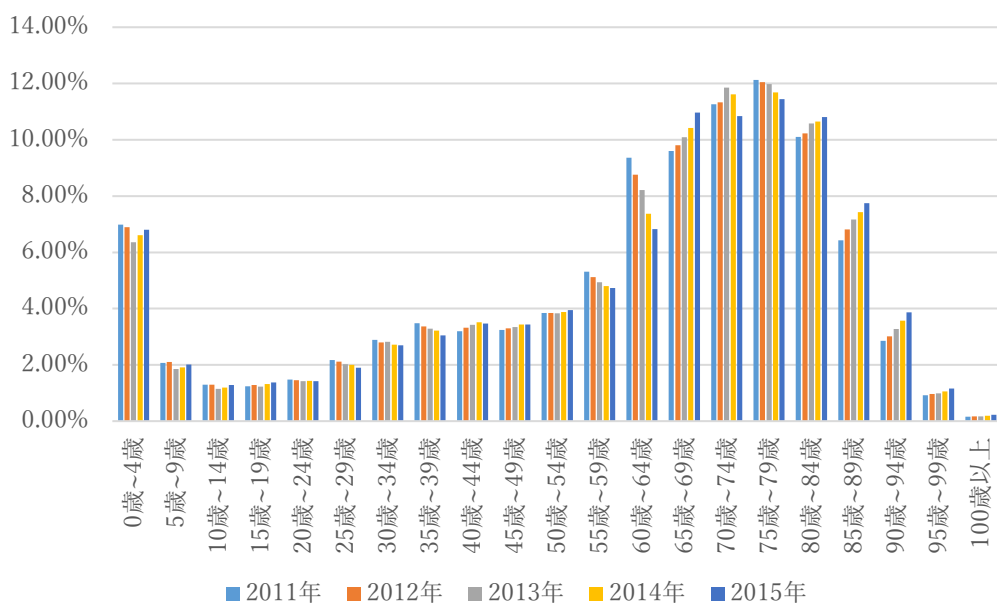
まず、次の〈図表 11〉が DPC レセプトのデータにおけるレセプトの件数、死亡件数、および死亡割合である。なおレセプトの件数は、サンプルに一部含まれる精神病床および療養病床の患者のレセプトを除いたものである。また死亡件数は、DPC 転帰区分が「死亡」または「外死亡」と記録されたものの件数であり、区分が「その他」のものや不明（欠損）であるレセプトデータはサンプルから除外した。

〈図表 11〉 DPC レセプトのレセプト件数および死亡件数

| 診療年  | レセプト件数    | 死亡件数   | 死亡割合  |
|------|-----------|--------|-------|
| 2011 | 210,074   | 7,601  | 3.62% |
| 2012 | 217,486   | 7,811  | 3.59% |
| 2013 | 223,631   | 8,015  | 3.58% |
| 2014 | 216,692   | 7,767  | 3.58% |
| 2015 | 221,073   | 7,931  | 3.59% |
| 全体   | 1,088,956 | 39,125 | 3.59% |

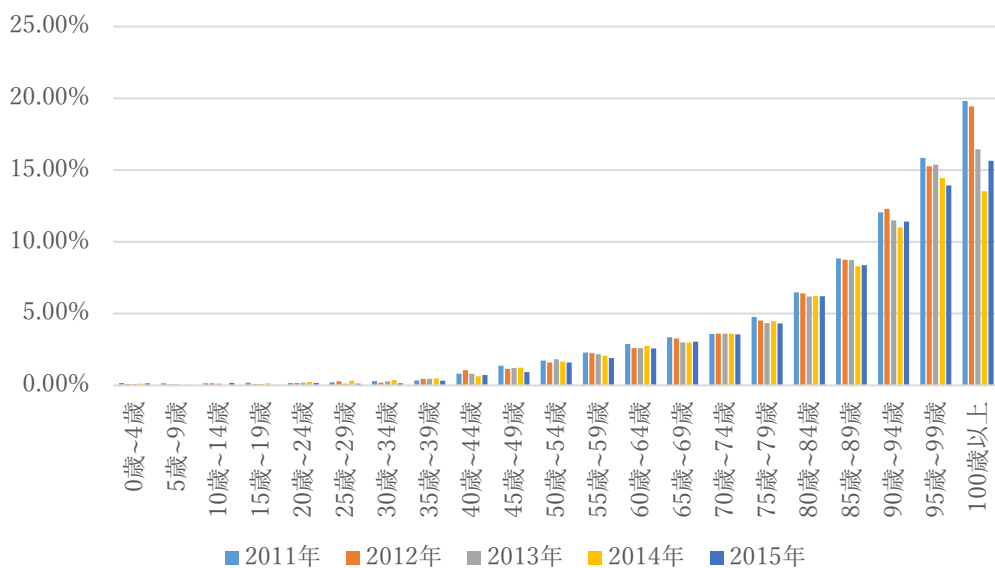
次に、各診療年のレセプト総数に占める年齢階層別のレセプト件数の割合を集計した。以下の〈図表 12〉の通り、新生児や乳幼児を除き、若年層から中年層にかけて罹患率が低い傾向にあるものの、60 歳以上から高齢になるにつれ罹患率が上昇し、80 歳以上から DPC 入院にかかる患者数が減少している傾向がみてとれる。

〈図表 12〉 DPC レセプトの年齢階層別のレセプト件数



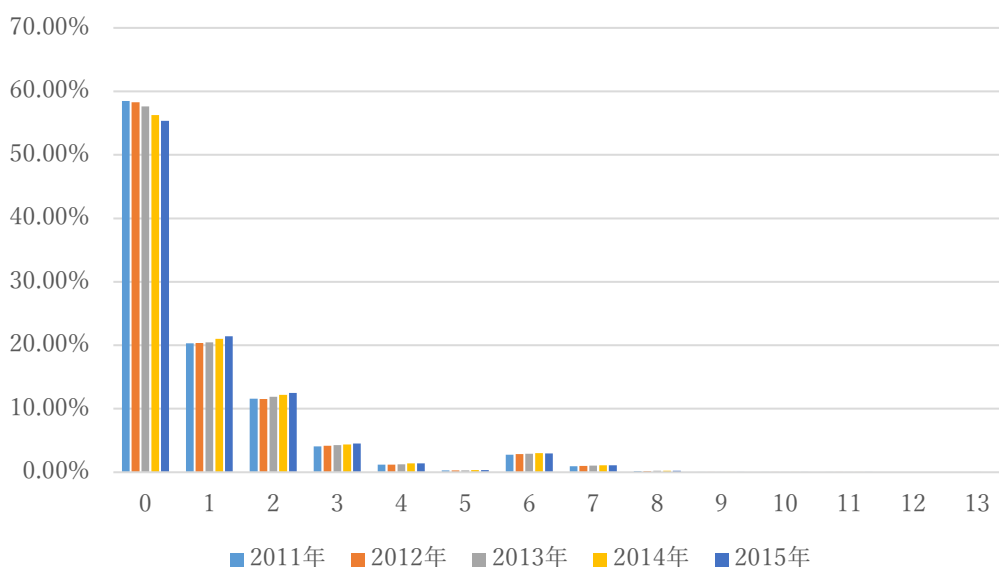
また、80 歳以上の年齢階層では、その診療年に占めるレセプト件数の比率が毎年上昇している点には特に留意する必要がある。以下の〈図表 13〉の通り、高齢であるほど、レセプト件数に占める死亡の割合が高いことから、死亡の年次の変化を計測する際には、高齢化による影響を医療サービスの品質の変化と区別するために、高齢化による患者の構造変化を考慮しなければならない。

〈図表 13〉 DPC レセプトの年齢階層別の死亡割合



さらに、CCI スコア別に各診療年のレセプトに占める割合を集計した（図表 14）。

〈図表 14〉 DPC レセプトの CCI スコア別のレセプト件数



CCI スコアに関しては、いずれの年もスコア 0 の件数が最も多く、スコアが上昇するにつれサンプルの件数が減少していった。ただし、スコアが 6 になると件数が増加する<sup>18</sup>傾向がみられた。この理由には、CCI スコアの構成が、1 点、2 点、3 点、6 点そしてその合計によることとされ、またスコアが 6 点である転移がんと HIV のうち、転移がんに罹患したサンプルが一定数存在しているためと考えられる。

また時系列でスコアを比較した場合、スコア 0 の比率は毎年若干減少していく一方で、スコア 1 以上の比率が若干上昇していく傾向がみられる。レセプトデータに記録された併存疾患の正確性が担保されていると仮定すれば、このことは併存疾患の罹患状況が、2011 年から 2015 年にかけて毎年悪化していることを示唆するものである。したがって、併存疾患の罹患状況の悪化に起因する死亡を、医療サービスの品質の変化と捉えることがないように、年齢構造の変化と同様に、患者の併存疾患の重さを考慮する必要があるといえる。

#### 4.2. 医科入院レセプト

次に、医科入院レセプトのデータにおけるレセプトの件数、死亡件数、および死亡割合を集計した（図表 15）。なお死亡件数は、転帰区分が「死亡」と記録されたものの件数であり、さらに医科入院レセプトの場合、ICD-10 による傷病分類は傷病名コードをもとにしているため、主傷病が不明なものや主傷病の傷病名コードが不明なレセプトデータはサンプルから除外した。死亡割合の変動の度合いは、DPC レセプトの場合よりわずかに大きいようである。

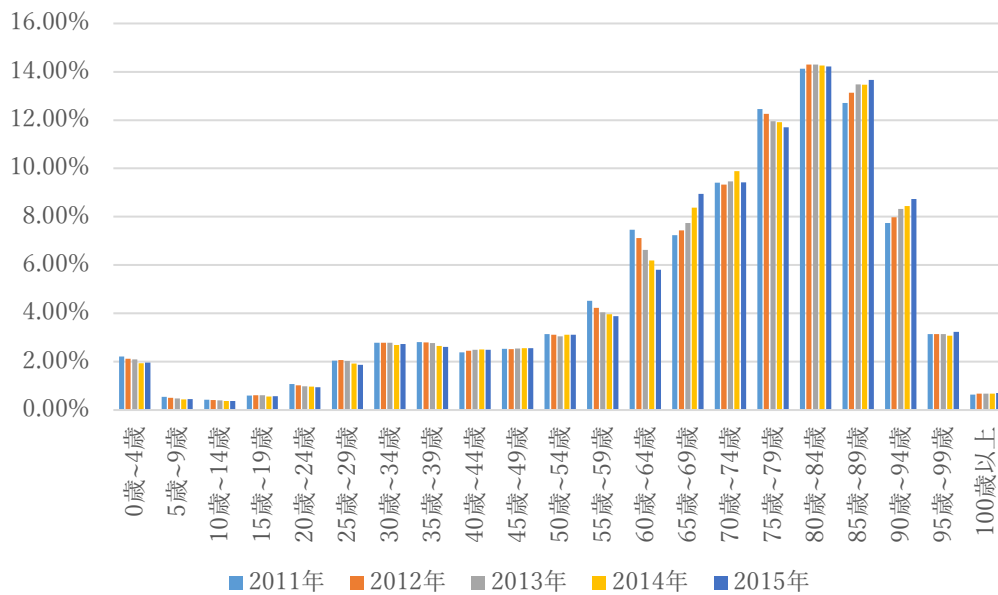
<図表 15> 医科入院レセプトのレセプト件数および死亡件数

| 診療年  | レセプト件数    | 死亡件数   | 死亡割合  |
|------|-----------|--------|-------|
| 2011 | 474,066   | 16,304 | 3.44% |
| 2012 | 471,235   | 16,418 | 3.48% |
| 2013 | 477,128   | 17,043 | 3.57% |
| 2014 | 490,972   | 17,042 | 3.47% |
| 2015 | 502,214   | 17,831 | 3.55% |
| 全体   | 2,415,615 | 84,638 | 3.50% |

また、各診療年のレセプト総数に占める年齢階層別のレセプト件数の割合を同様に集計した（図表 16）。医科入院レセプトについても年齢階層別の患者数は概ね同じように分布しているが、DPC レセプトが 75～79 歳までを境に減少していくのに対して、医科入院レセプトでは 80～84 歳までの階層の件数が最も多かった。

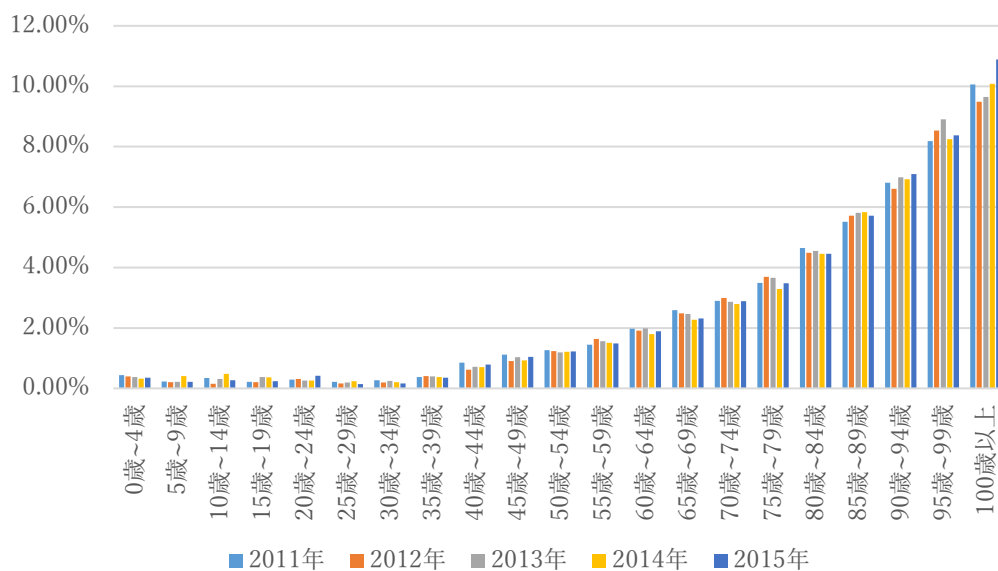
<sup>18</sup> 全体では、スコア 5 の割合が 0.32%であるのに対し、スコア 6 の割合は 2.90%である。

&lt;図表 16&gt; 医科入院レセプトの年齢階層別のレセプト件数



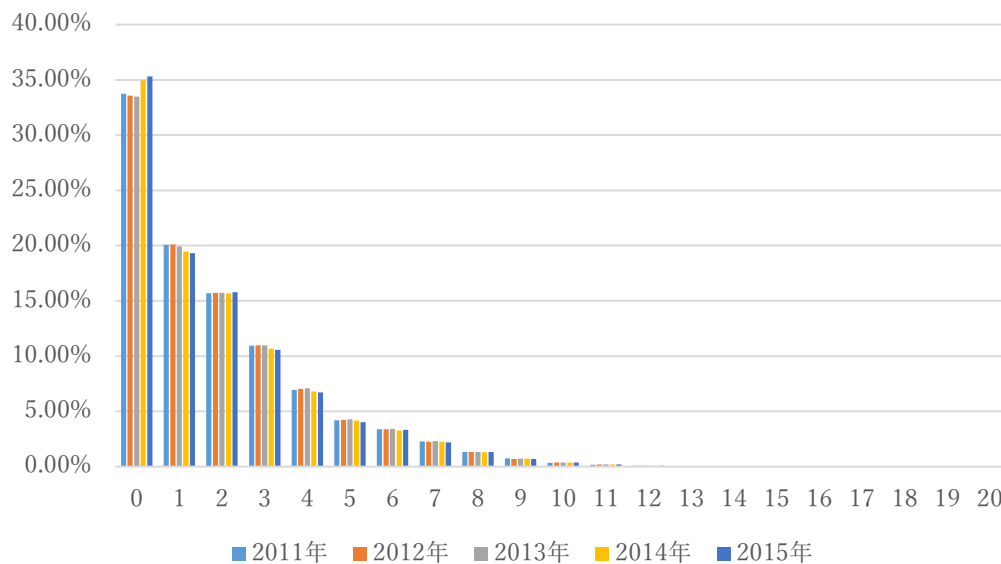
さらに、年齢階層別の死亡割合については、高齢であるほど、レセプトの件数に占める死亡の割合が高い傾向は、DPC レセプトの場合と概ね同様であった（図表 17）。ただし、死亡の割合そのものは、DPC 入院の場合よりもわずかに低いようであり、対象とされる疾患の種類や病床の機能が反映されているものと思われる。

&lt;図表 17&gt; 医科入院レセプトの年齢階層別の死亡割合



最後に、CCI スコア別に各診療年のレセプトに占める割合を集計した（図表 18）。DPC レセプトにおける CCI スコアの最大は 13（1 件）であったが、医科入院レセプトの CCI スコアの最大は 20（6 件）であり、グラフの形状も医科入院レセプトはスコアが上昇するにつれて、件数がなだらかに減少するようになった。この理由の一つとして、DPC レセプトにおいては、レセプト 1 件に併存疾患が最大で 4 つまでしか記録できない一方で、医科入院レセプトにおいては、最大で 99 レコードまで記録できることから、より多くの疾病が CCI スコアに反映され、スコア別の傾向が収束したことが考えられる。しかしながら、これが医科入院レセプトの方が患者の併存疾患を正確に反映されていることを示しているとは限らないことに留意しておく必要があるだろう<sup>19</sup>。

<図表 18> 医科入院レセプトの CCI スコア別のレセプト件数



なお、医科入院レセプトの場合も同様に、CCI スコアは 0 の件数が最も多く、スコアが上昇するほど件数は減少していく傾向がある。ただし、時系列でスコアを比較した場合、CCI スコアが 0 の件数は、2011 年（33.74%）から、2012 年（33.58%）、2013 年（33.48%）まで減少する一方で、2014 年（34.96%）や 2015 年（35.32%）は上昇に転じるように、併存疾患の罹患状況が継続的に良化又は悪化しているというような傾向はみられない。

<sup>19</sup> レセプトは診療報酬請求に最適化するために設計されてきた経緯から、傷病名の分析に困難な課題あると指摘されている。例えば、医科レセプトのほとんどは複数の傷病名が記録されており、DPC のように医療資源を最も投入した傷病名等の重み付けがない。また、「レセプト病名」と呼ばれる請求のために付与される傷病名や、既に治癒し現在は治療実態がない過去の傷病名がレセプトから削除されずに残り続ける場合があることが指摘されている。

## 5. 傷病分類別の死亡関数の推定

### 5.1. DPC レセプト

傷病分類別の死亡関数は、ICD-10 の中分類 $j$ ごとに、先述の(7)式によって推定する。本章ではまず、時点の変化による死亡の減少を表す時点ダミー (*yeardummy*) を推定し、有意な結果がみられるかを確認する。

なお、ICD-10 の中分類 $j$ は、サンプルの件数が多く、なおかつ死亡割合の高い傷病を、それぞれ上位 30 位以内の条件をいずれも満たす傷病を選定した。選定された傷病の分類及び時点ダミーの係数の推定結果の概要は下表の通りである (図表 19)。

<図表 19> DPC レセプトの傷病分類別の死亡関数の推定

| 傷病分類                    | 時点ダミーの係数   |            |           |           |
|-------------------------|------------|------------|-----------|-----------|
|                         | 2012       | 2013       | 2014      | 2015      |
| 胃の悪性新生物                 |            |            | -0.216**  |           |
| 肝及び肝内胆管の悪性<br>新生物       |            |            | -0.2582** |           |
| 結腸の悪性新生物                |            |            |           |           |
| 直腸S状結腸移行部及び<br>直腸の悪性新生物 |            |            |           |           |
| 気管・気管支及び肺の悪性<br>新生物     |            |            |           | -0.1298*  |
| その他の悪性新生物               | -0.1316*** |            | -0.0906** | -0.146*** |
| 腎不全                     |            |            |           |           |
| 脳梗塞                     | -0.1682**  |            |           |           |
| 肺炎                      |            |            |           |           |
| その他の呼吸器系の疾患             | -0.105**   | -0.1506*** |           |           |
| その他の循環器系の疾患             |            |            | 0.2478*   |           |
| その他の神経系の疾患              |            |            |           |           |
| その他の心疾患                 | 0.1446**   | 0.1106*    | -0.1116** |           |
| その他の内分泌栄養及び<br>代謝疾患     | -0.374*    |            |           |           |

\*\*\*1%で有意、\*\*5%で有意、\*10%で有意

注) 時点ダミーの年とその前年の連続する2時点(2か年)の比較で推定を行うため、係数のマイナスはその前年と比した死亡の減少効果を示している。

## 5.2. 医科入院レセプト

医科入院レセプトについては、DPC レセプトと同様の条件で下表の傷病を選定した。また、時点ダミーの係数の推定結果の概要も下表の通りである（図表 20）。

<図表 20> 医科入院レセプトの傷病分類別の死亡関数の推定

| 傷病分類            | 時点ダミーの係数 |          |           |           |
|-----------------|----------|----------|-----------|-----------|
|                 | 2012     | 2013     | 2014      | 2015      |
| 肺炎              |          |          |           |           |
| その他の皮膚及び皮下組織の疾患 | 0.1871*  |          |           |           |
| その他の内分泌栄養及び代謝障害 |          |          |           |           |
| その他の心疾患         |          | 0.0771** |           |           |
| その他の呼吸器系の疾患     |          |          |           | -0.0847** |
| その他の悪性新生物       | 0.0736*  |          | -0.1057** |           |
| 腎不全             |          |          | -0.1304*  |           |
| 虚血性心疾患          |          |          |           | 0.1349*   |

\*\*\*1%で有意、\*\*5%で有意、\*10%で有意

注) 時点ダミーの年とその前年の連続する2時点（2か年）の比較で推定を行うため、係数のマイナスはその前年と比した死亡の減少効果を示している。

DPC レセプトと同様に、比較的サンプル数が多く、観察される死亡割合の多い疾病であっても、統計学的に有意といえる係数を十分に見出すことができなかった。例えば、「その他の～」の分類名称に挙げられるように、傷病の分類が治療内容の観点から十分に均質でない可能性があることから、さらに分類を細分化することで、推定精度を改善することができるかもしれない。しかしながら、分類の細かさと利用可能なサンプルの件数や死亡の件数はトレードオフの関係にあるため、どの程度の分類を用いるかを定めることは容易でないように思われる。

また、医療機関がレセプトを記録する際の傷病名、主傷病や併存疾患の区分、転帰情報などが必ずしも正確でない可能性が指摘される。これらの課題については、第8章にてまとめて考察を行うこととする。



## 6. 包括的な死亡関数の推定

### 6.1. DPC レセプト

本章では、Miyata et al. (2008) の死亡の推定方法から着想を得て、主傷病の分類をコントロール変数に加えた以下の推定式 (10) により、主傷病の分類の違いを考慮した、包括的な死亡関数を推定する。

$$\begin{aligned} \ln \frac{p_i(\text{death})}{1 - p_i(\text{death})} = & \alpha + \beta \cdot \text{mandummy}_i \\ & + \sum_k \delta_k \cdot \text{Nenreikaisodummy}_{ki} \\ & + \sum_j \gamma_j \cdot \text{Syushippeidummy}_{ji} \\ & + \varepsilon \cdot \text{CharlsonIndex}_i \\ & + \epsilon \cdot \text{yeardummy} \end{aligned} \quad (10)$$

式 (7) の変数に加えて、 $\text{Syushippeidummy}_{ji}$  は ICD-10 の中分類  $j$  ごとの傷病のダミー変数である。患者の傷病をコントロールすることで、その診療年ごとに異なる疾病構造、すなわち対象とした患者の傷病の違いに起因する死亡への影響を考慮することができる。患者の傷病が異なるのであれば、患者の死亡への影響も異なると考えるのが自然であり、疾病構造の変化を医療サービスの品質の変化と捉えてはならない。

なお、連続する 2 時点（2 か年）の入院患者の死亡を比較する方法は同様であり、 $\text{yeardummy}$  は、例えば 2011 年と 2012 年サンプルの場合、2012 年がダミー変数となる。本章でもまず、時点の変化による死亡の減少を表す時点ダミー ( $\text{yeardummy}$ ) を推定し、有意な結果がみられるかを確認する。

またさらに、以下の (8) 式の通り、推定された時点ダミーの平均限界効果にマイナスを乗じることで、時点の変化による死亡の減少効果、すなわちその年の前年と比較した、医療サービスの品質の向上を推定する。

$$-\frac{\partial p(\text{death})}{\partial \text{yeardummy}} = \hat{a}_t \quad (\text{再掲})$$

まず、2011 年－2012 年、2012 年－2013 年、2013 年－2014 年、2014 年－2015 年のそれぞれの DPC レセプトの死亡関数の推定結果が次表の通りである（図表 21）。なお、分析に用いた主傷病ダミーと年齢階層ダミーの推定結果は、係数等が多量であるため、表中に掲載することを割愛した。

&lt;図表 21&gt; DPC レセプトの包括的な死亡関数の推定

| データセット             | 2011-2012   | 2012-2013  | 2013-2014  | 2014-2015 |
|--------------------|-------------|------------|------------|-----------|
| 時点ダミーの係数           |             |            |            |           |
| 2012 年ダミー          | -0.0462 *** |            |            |           |
| 2013 年ダミー          |             | -0.0328*   |            |           |
| 2014 年ダミー          |             |            | -0.0574*** |           |
| 2015 年ダミー          |             |            |            | -0.0398** |
| 性別ダミーの係数           |             |            |            |           |
| 男性ダミー              | 0.1316 ***  | 0.1454 *** | 0.1478***  | 0.1424*** |
| 年齢階層ダミーの係数<br>(省略) |             |            |            |           |
| 主傷病ダミーの係数<br>(省略)  |             |            |            |           |
| CCI スコアの係数         | 0.2445***   | 0.2438***  | 0.2424***  | 0.2374*** |
| サンプル数              | 427,560     | 441,117    | 440,323    | 437,765   |
| 2011 年             | 210,074     |            |            |           |
| 2012 年             | 217,486     | 217,486    |            |           |
| 2013 年             |             | 223,631    | 223,631    |           |
| 2014 年             |             |            | 216,692    | 216,692   |
| 2015 年             |             |            |            | 221,073   |
| C 統計量              | 0.878       | 0.876      | 0.868      | 0.863     |

\*\*\*1%で有意、\*\*5%で有意、\*10%で有意

データセットの期間ごとに、いずれの時点ダミーも有意にマイナスの係数が得られた。また、男性ダミーや CCI スコアの係数はすべて有意にプラスであった。これらの結果は、比較的男性の方が、そして併存疾患が重度になる方が、死亡への影響が強くなる可能性を示唆している。

また、式（8）による医療サービスの品質指数は、下表の通りとなった（図表 22）。

<図表 22> 医療サービスの品質指数<sup>20</sup>

| データセット               | 2011-2012 | 2012-2013 | 2013-2014 | 2014-2015 |
|----------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| $\widehat{a}_{2012}$ | 0.00142   |           |           |           |
| $\widehat{a}_{2013}$ |           | 0.00101   |           |           |
| $\widehat{a}_{2014}$ |           |           | 0.00177   |           |
| $\widehat{a}_{2015}$ |           |           |           | 0.00124   |

<sup>20</sup> 平均限界効果は説明変数の平均値で評価した限界効果である。例えば、Stata を用いた場合には、コマンドは margins, dydx（説明変数）となる。

## 6.2. 医科入院レセプト

前節と同様に、医科入院レセプトを対象に死亡関数を推定した（図表 23）。

＜図表 23＞ 医科入院レセプトの包括的な死亡関数の推定

| データセット             | 2011-2012 | 2012-2013 | 2013-2014 | 2014-2015 |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 時点ダミーの係数           |           |           |           |           |
| 2012 年ダミー          | 0.0135    |           |           |           |
| 2013 年ダミー          |           | 0.0194*   |           |           |
| 2014 年ダミー          |           |           | -0.0221*  |           |
| 2015 年ダミー          |           |           |           | 0.0102    |
| 性別ダミーの係数           |           |           |           |           |
| 男性ダミー              | 0.3581*** | 0.3694*** | 0.3471*** | 0.3334*** |
| 年齢階層ダミーの係数<br>(省略) |           |           |           |           |
| 主傷病ダミーの係数<br>(省略)  |           |           |           |           |
| CCI スコアの係数         | 0.1145*** | 0.1077*** | 0.1087*** | 0.1101*** |
| サンプル数              | 945,301   | 948,363   | 968,100   | 993,186   |
| 2011 年             | 474,066   |           |           |           |
| 2012 年             | 471,235   | 471,235   |           |           |
| 2013 年             |           | 477,128   | 477,128   |           |
| 2014 年             |           |           | 490,972   | 490,972   |
| 2015 年             |           |           |           | 502,214   |
| C 統計量              | 0.828     | 0.828     | 0.829     | 0.829     |

\*\*\*1%で有意、\*\*5%で有意、\*10%で有意

医科入院レセプトでは、時点ダミーは2つのデータセットでしか有意な結果にならず、また、2012 年－2013 年のデータセットでは、期待に反して係数がプラスの値となった。なお、医療サービスの品質指数は、下表の通りである（図表 24）。

＜図表 24＞ 医療サービスの品質指数

| データセット               | 2011-2012  | 2012-2013 | 2013-2014 | 2014-2015  |
|----------------------|------------|-----------|-----------|------------|
| $\widehat{a}_{2012}$ | (-0.00042) |           |           |            |
| $\widehat{a}_{2013}$ |            | -0.00062  |           |            |
| $\widehat{a}_{2014}$ |            |           | 0.00070   |            |
| $\widehat{a}_{2015}$ |            |           |           | (-0.00032) |

注) 当該期間の時点ダミーの推定結果が有意でないため、括弧は参考値。

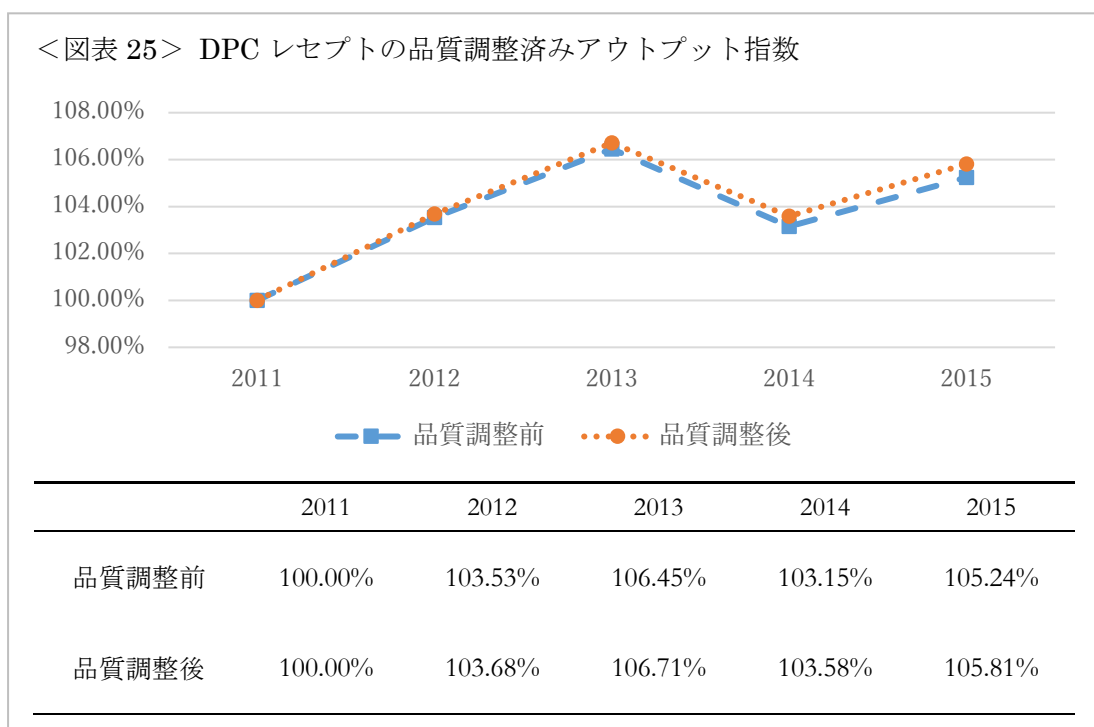
## 7. アウトプット指数と品質調整

本章では、死亡関数の推定によって得られた品質指標を用い、品質の変化が反映された数量指数を試算する。この試算方法については、第2章の式(9)に、産出数量法によるアウトプット指数にアウトプット $j$ ごとの品質の変化 $(1 + \hat{a}_{jt})$ を乗じることを述べた。しかしながら、傷病分類別の死亡関数の推定では、有意な結果が一部に過ぎなかったことや、サンプリングデータセットでは単位コスト $c_j$ の情報を十分に得られないこと<sup>21</sup>から、代わりに以下の式(11)により試算することとする。

$$I = \frac{x_t(1 + \hat{a}_t)}{x_{t-1}} \quad (11)$$

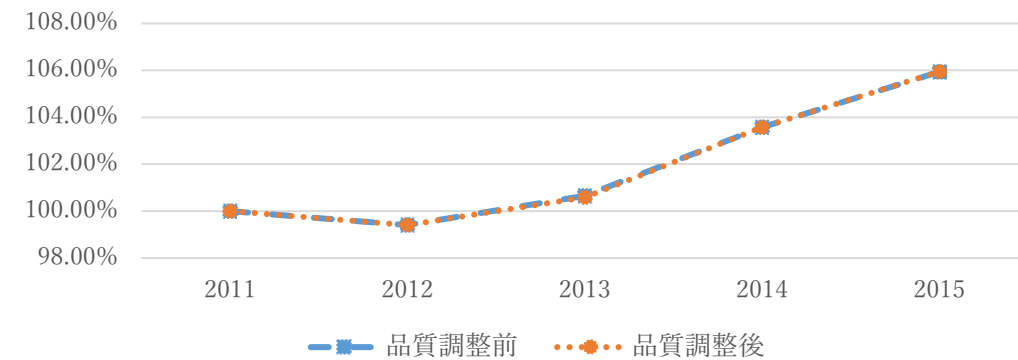
$x_t$ は $t$ 期のレセプトの件数であり、 $(1 + \hat{a}_t)$ は包括的な死亡関数の推定から得られた $t$ 期の医療サービスの品質指数である。つまり、おおまかにはレセプトの件数と患者数が一定の関係にあると仮定し、その数量の変化に対し品質の変化を反映させた指数である。ただし、それぞれのレセプトは、そのレセプトに係る単位コストで重み付けをしないため、本来は異なる傷病の治療について、その伸びを同等に評価している点には課題がある。

試算の結果は、DPC レセプトおよび内科入院レセプトについて、それぞれ下表の通りとなった(図表25、図表26)。



<sup>21</sup> NDB のサンプリングデータセットは、入手できるデータ項目があらかじめ規定され、DPC レセプトに係る保険者レコード(HO)の「合計点数」等が含まれない。

&lt;図表 26&gt; 医科入院レセプトの品質調整済みアウトプット指数



|       | 2011    | 2012     | 2013    | 2014    | 2015      |
|-------|---------|----------|---------|---------|-----------|
| 品質調整前 | 100.00% | 99.40%   | 100.65% | 103.57% | 105.94%   |
| 品質調整後 | 100.00% | (99.40%) | 100.58% | 103.58% | (105.95%) |

注) 品質指数が参考値であるため、アウトプット指数への反映も括弧は参考値。  
 なお、2013 年及び 2014 年の品質調整後の指数は、参考値を反映していない。

## 8. 結論と今後の展望

本稿の死亡関数の推定では、まず、先行研究に倣い傷病分類別の品質指標を得るべく、ICD-10 の中分類ごとに主要な傷病に限って推定を行ったが、2011 年から 2015 年までの対象期間を通じて、時点（年）ダミーの係数の多くは統計学的に有意な結果にならなかったことから、現状ではこの手法には限界があると考えた。

次に、すべての傷病分類を対象とし、主傷病の分類を変数に加えた包括的な死亡関数の推定では、DPC においてはすべての時点（年）ダミーの係数が有意にマイナスになり、2011 年から 2012 年にかけて 0.15%、2012 年から 2013 年にかけて 0.10%、2013 年から 2014 年にかけて 0.17%、2014 年から 2015 年にかけて 0.13%の割合で、医療サービスのアウトプット指数を向上させる効果があると試算した。一方で、医科入院レセプトでは、2012 年から 2013 年にかけて係数が有意にプラスの値であり、アウトプット指数には 0.06%の減少効果、そして 2013 年から 2014 年にかけて係数が有意にマイナスの値であり、アウトプット指数には 0.07%の向上の効果があると試算した。なお 2011 年から 2012 年、そして 2014 年から 2015 年までの期間では、有意な推定結果は得られなかった。

ただし、これらの結果から DPC の対象となる治療では医療サービスの品質が向上し、一方で医科入院の対象となる治療では必ずしもそうではない、と結論づけるのは早計であろう。本稿の最後では、今回の試みで確認された課題を整理して締めくくりたい。

## (1) レセプトデータの情報

レセプトは本来、保険請求に使用することを目的として設計されていることから、患者の傷病や状態を分析する際には、必ずしも正確な情報を提供するとは限らないことがしばしば指摘されている<sup>22</sup>。第4章においてDPCレセプトと医科入院レセプトの間でCCIスコアの分布が異なっていたように、主傷病の判定や併存疾患のスコアリングは、レセプトの記録条件や記録内容に依存するものであり、公的統計に活用しうるか否かは検討が必要であるように思われる。また、特に死亡等の情報が記録された転帰の情報は、その記録がどの程度入院中の死亡を補足できているのか必ずしも定かでないことから、その情報の精度が死亡関数の推定結果に影響している可能性が否めない。

しかしながら、こうした困難は、保険請求という本来の目的外の使用であることから、レセプトを利用した研究全般に共通していえることであり、国や推計の目的を問わず、医療費等の分析を行う際の一つの大きな課題である。例えば、患者に投じられた診療行為の内容などの詳細な診療記録や、死亡の届出や戸籍上の死亡の情報など、様々な情報からより正確に分析するような別のアプローチも期待されるところであり、データの匿名性などに留意しつつ、長期的な課題として発展していくことが期待される。

## (2) 死亡関数の推定

本稿は、詳細なレセプトデータを使用することで、患者それぞれの年齢や性別の属性や傷病の違いを考慮した、患者の死亡を統計学的に分析した点に特に意義があるといえる。そしてC統計量等の推定の結果から、比較的妥当な変数によるモデルを選択することができたとも考えられる。

しかしながら、サンプリングデータセットの制約のため、特定の患者の治療を時系列で追跡して観察することができず、DPCと医科入院の別に、レセプトを単位にした推定を行わざるをえなかった。これはつまり、死亡した患者の死亡した月を死亡とみなす一方で、生存している期間に発行されていたレセプトも、生存して退院した患者と同様に扱って推定していることになる。さらに、DPCと医科入院の対象となる治療では、その目的や機能が異なることに留意しなければならない。仮に、これらの機能分化が進行することで、急性期の治療を完了した患者が一般病床のある医科入院に転棟する傾向が増していると仮定した場合、この傾向をDPCレセプトにおける死亡の減少として捉えている可能性も指摘しうる。これらの理由から、すべての診療月を対象にしたデータセットを利用して、患者の情報を基礎に生成された「ID」をもとにデータを連結することで患者の単位とし、分析方法を改善させる余地がある。

<sup>22</sup> 例えば、健康保険組合連合会(2014)「政策立案に資するレセプト分析に関する調査研究：最終報告書」はデータ分析を行うにあたって問題となる特徴・仕様を解説している。

### (3) 品質調整の方法

本稿では、利用可能なデータや推定結果から、比較的簡便な方法でアウトプット指数を計算せざるをえなかったが、より詳細なデータが利用可能であれば、第2章の式(9)のように、傷病分類ごとの単位コストと品質指標を用いた推定が可能になるだろう。

しかしながら、先行研究に記した詳細な推計が可能であったとしても、それが意味するものについては熟慮が必要であり、公的な統計に適合しうるためには議論を重ねていく必要があるだろう。本稿は、死亡関数の推定における時点ダミーの説明変数、すなわち年ごとの死亡確率の減少が、医療サービスの質の変化を示していると解釈しているが、その解釈が適切かも含めて精査が必要であろう。また明示的な品質調整と呼ばれる手法については、石橋ほか(2020)が論じるように、その必要性を示唆する個別の研究はありながらも、方法論としてコンセンサスを形成するに至っていないのが現状である。

まず、医療サービスの品質指標については、**Quality of life (QOL)**のように、生存か死亡かだけではなく、治療後の生活の質を考慮すべきことが広く提唱されている。また、計測された品質指標、すなわち、多くの場合は結果として観察される健康状態の変化は、必ずしもすべてが医療サービスの成果とは限らず、社会や行動、環境や個人などの要因によって左右されることが考えられる。ただし本稿では、品質指標を“入院患者”の死亡に限定していることから、他の要因に左右される余地は比較的少ないと思われる。

そして、価格(本稿においては数量)に対して品質調整を行うアプローチである。本稿においては、**Dawson et al. (2005)**らの推定モデルを応用して品質の変化が反映された数量指数を得ることを目的としたが、医療サービスが無償で提供されるイギリスとは、そもそも計測方法が異なることから、その対処方法をそのまま共有されるとは限らない。また藤澤(2012)の推定モデルでは、数量と品質の変化を同等に扱われているが、数量の指数に品質の指標をリンクさせるための客観的な基準を見い出すことは難しい。つまり、どの程度の患者が入院治療を受けるかと、その患者のどの程度が死亡せず退院するかを、イコールであるとする理由はほとんどないだろう。

また、医療サービスの質を計測し**GDP**統計に反映させようとすることは、ともすると「生命の価値」を金銭に置き換えて評価するということでもあり、その重大さや複雑さのため、公的な国際比較に利用しうるほどの水準に昇華させることは容易ではないだろう。しかしながら、**GDP**に占めている国民医療費の割合は決して小さくなく、拡大していく社会保障費の一方で、技術革新も相まって国民に豊かな生活をもたらす医療サービスの価値をより正確に理解することは、適切な施策を講じていくために重要なテーマである。現時点では様々な前提条件を設ける必要があるものの、より精度の高いデフレーター計測に向けて、国際的な議論の進展を見据えつつ、研究に臨んでいくこととしたい。

## 参考文献

- Ahmed, A., Aronow, W. S., & Fleg, J. L. (2006). Higher New York Heart Association classes and increased mortality and hospitalization in patients with heart failure and preserved left ventricular function. *American heart journal*, 151(2), 444-450.
- Atkinson, A. B. (2005). *Atkinson Review: Final Report. Measurement of Government Output and Productivity for the National Accounts*, Basingstoke, Palgrave Macmillan.
- Boskin, M. J., Dulberger, E., Gordon, R., Griliches, Z., & Jorgenson, D. (1996). *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, Final Report to the Senate Finance Committee, December 4.
- Charlson, M. E., Pompei, P., Ales, K. L., & MacKenzie, C. R. (1987). A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. *Journal of Clinical Epidemiology*, 40(5), 373-383.
- Cutler, D. M. (1995). The incidence of adverse medical outcomes under prospective payments. *Econometrica*, Vol. 63, No. 1. (Jan., 1995), pp. 29-50.
- Dawson, D., Gravelle, H., O'Mahony, M., Street, A., Weale, M., Castelli, A. Jacobs, R. Kind, P., Loveridge, P., Martin, S., Stevens, P., & Stokes, L. (2005). *Developing new approaches to measuring NHS outputs and productivity, Final Report to the Department of Health*, Centre for Health Economics (York) and National Institute of Economic and Social Research.
- Department of Health. (2005). *Healthcare Output and Productivity: Accounting for Quality Change*. London: Department of Health.
- Eurostat. (2001). *Handbook on Price and Volume Measures in National Accounts*. Luxembourg. Office for Official Publications of the European Communities.
- Eurostat. (2016). *Handbook on prices and volume measures in national accounts*. Luxembourg: Publications Office of the European Union,
- Eurostat. (2018). *Final Report of the Task Force "Price and Volume Measures for Service Activities"*.
- Hayashida, K., Imanaka, Y., Sekimoto, M., Kobuse, H., & Fukuda, H. (2007). Evaluation of acute myocardial infarction in-hospital mortality using a risk-adjustment model based on Japanese administrative data. *Journal of International Medical Research*, 35(5), 590-596.
- Jang, W. M., Park, J. H., Park, J. H., Oh, J. H., & Kim, Y. (2013). Improving the performance of risk-adjusted mortality modeling for colorectal cancer surgery by combining claims data and clinical data. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 46(2), 74.



- Katzan, I. L., Spertus, J., Bettger, J. P., Bravata, D. M., Reeves, M. J., Smith, E. E., ... & Howard, G. (2014). Risk adjustment of ischemic stroke outcomes for comparing hospital performance: a statement for healthcare professionals from the American Heart Association/American Stroke Association. *Stroke*, 45(3), 918-944.
- Krumholz HM, Wang Y, Mattera JA, et al. (2006). An administrative claims model suitable for profiling hospital performance based on 30-day mortality rates among patients with heart failure. *Circulation*. 113(13):1693-170116549636
- Miyata, H., Hashimoto, H., Horiguchi, H., Matsuda, S., Motomura, N., & Takamoto, S. (2008). Performance of in-hospital mortality prediction models for acute hospitalization: hospital standardized mortality ratio in Japan. *BMC health services research*, 8(1), 229.
- Matsui, H., Fushimi, K., & Yasunaga, H. (2015). Variation in risk-standardized mortality of stroke among hospitals in Japan. *PLoS One*, 10(10), e0139216.
- Noguchi, H. (2009). Do Work-Life Balance Measures and Workplace Flexibility Matter?. *The Japanese Journal of Social Security Policy*, 8(1), 1-19.
- OECD, Eurostat, WHO. (2017). *A System of Health Accounts 2011. Revised edition*. Paris, OECD Publishing.
- Quan, H., Sundararajan, V., Halfon, P., Fong, A., Burnand, B., Luthi, J. C., ... & Ghali, W. A. (2005). Coding algorithms for defining comorbidities in ICD-9-CM and ICD-10 administrative data. *Medical care*, 1130-1139.
- Quan, H., Li, B., Couris, C. M., Fushimi, K., Graham, P., Hider, P., ... & Sundararajan, V. (2011). Updating and validating the Charlson comorbidity index and score for risk adjustment in hospital discharge abstracts using data from 6 countries. *American journal of epidemiology*, 173(6), 676-682.
- Rogers, L., Brown, K. L., Franklin, R. C., Ambler, G., Anderson, D., Barron, D. J., ... & Tsang, V. (2017). Improving risk adjustment for mortality after pediatric cardiac surgery: the UK PRAiS2 model. *The Annals of Thoracic Surgery*, 104(1), 211-219.
- Schreyer, P. (2010). Towards Measuring the Volume Output of Education and Health Services: A Handbook. *OECD Statistics Working Papers*, vol. 2. Paris, OECD.
- Uematsu, H., Kunisawa, S., Sasaki, N., Ikai, H., & Imanaka, Y. (2014). Development of a risk-adjusted in-hospital mortality prediction model for community-acquired pneumonia: a retrospective analysis using a Japanese administrative database. *BMC pulmonary medicine*, 14(1), 203.
- 石橋尚人, 丸山雅章, 桑原進, 石井達也, 川崎暁, 西崎寿美, 村舘靖之, 大里隆也, 菊川康彬 (2020). 「医療の質の変化を反映した価格の把握手法に関する研究 ―推計法の検討とレセプトデータによる試算―」 ESRI Research Note No.56

- 健康保険組合連合会 (2014). 「政策立案に資するレセプト分析に関する調査研究：最終報告書」健康保険組合連合会
- 杉原茂, 川渕孝一, 池本靖子, 今村育未 (2017). 「Measuring Health Care Output」 ESRI Research Note No.33
- 杉原茂, 市川恭子, 今井健太郎, 野口良平, 岡崎康平, 小池健太 (2018). 「医療の質の変化を反映した実質アウトプット・価格の把握～方法論の整理～」 ESRI Research Note No.36
- 野口良平, 市川恭子, 藤森裕美, 岡崎康平, 小池健太, 石橋尚人 (2019). 「諸外国における医療・介護の質の変化を反映した価格・実質アウトプットの把握手法～各国ヒアリングの結果～」 ESRI Research Note No.48
- 藤澤美恵子 (2012). 「国民経済計算における医療のアウトプット計測についての考察」『季刊国民経済計算』, (149), pp. 39-65.
- 藤澤美恵子 (2013). 「産出量法を用いた医療の国民経済計算推計に関する考察」 Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 287.