







---

---

# 医療の質と外科手術の技術集積性に関する研究

---

---

## 1. 目的

本研究の目指すところは、日本において初めて医療の質の評価を、系統的に試みることにある。

そのため「経験」「影響要因」、そして「医療の質」の相互関係の基本モデルを想定した。本研究では、医療の質は手術死亡率、経験は手術の量、そして、個別の手術患者の死亡に影響を与える要因として、地域レベル、施設レベル、個人レベルという3つのレベルの因子群を想定した(図1)。

従って本研究の目的は医療の質の評価のために、この基本モデルに基づき、以下の2つの作業仮説を検証することである。

作業仮説1: 手術死亡率は施設によってばらつきがある。

作業仮説2: 手術死亡率は施設当たり手術件数と負の相関がある。

まず、作業仮説1の検証のために記述疫学的な手法を用いて、各施設毎に診療の量(この場合、手術件数)と結果(この場合、手術死亡率)にばらつきがあることを示すこと、作業仮説2の検証のために各種の影響要因を調整した上で、手術量と診療結果に負の相関があることを統計的手法を用いて証明することを目的としている。

## 2. 方法

### (1) 研究対象

#### 1) 対象データベース

本研究では、厚生労働省(旧厚生省)による患者調査データベースを用いて分析した。患者調査は国の法定指定統計で、日本の医療施設における患者の実態を把握し、行政の政策決定や診療状況の研究のために用いる調査である(資料1(1)患者調査の概要参照)。医療施設における外来・入院・退院患者を個々の特徴、すなわち診断や年齢・性、診療行為等について、患者毎に調査し、データベース化したものである。施設は地域レベルで無作為に抽出され、日本国全体の現状を把握するには、これ以上代表性のある調査は存在しない。

患者調査は1948年に予備調査が行われ、1953年から毎年定期的に行われてきた。1984年以降、調査対象施設を増やし、頻度を3年毎に減らして今日に至っている。1983年以前は病院の退院患者の場合、5~7%の抽出サンプル数で国全体の階層化のみ可能であったが、1984年以降は抽出サンプル数が約20%に増加し、県別での層別化が可能になっている。さらに1993年からは抽出サンプル数が約70%に増加し、二次医療圏単位での推計も可能となった。患者調査の中でも退院個票は、入院時の診療行為や退院時の転帰が掌握され、手術を含む診療行為や軽快・死亡などの転帰が記載され、診療行為の結果を分析するには最適なデータベースである(資料1、用語の定義参照)。手術に関しては、1993年まではその施行の有無のみが調査されていたが、1996年と1999年の2カ年に関しては手術の経路、即ち開頭・開胸・開腹など詳細な過程が追加され、さらに手術日が調査されている。

本研究では日本全国の現状を把握するため、この患者調査の1996年と1999年の2年のデータベースから病院票の退院個票を用いて分析した。また、診療の結果が繰り返し同じ傾向を示すかどうかの検証も試みた。

## 2) 対象疾患と対象手術

まず、1996年と1999年の患者調査病院票の退院患者票から以下の20疾患を抽出した。各疾患毎にICD-10のコードは表1の通りである。対象疾患としては、がんと血管系の2つのグループの中から手術治療を必要とする主要な疾患を選出した。がんの中では食道・胃・結腸・直腸の消化管がん、肝・膵などの消化器臓器がん、膀胱・前立腺・腎などの泌尿器がん、咽頭・肺・乳などのその他のがん、の12疾患である。血管系の中では虚血性心疾患、心奇形、心臓弁膜症などの心疾患、胸部大動脈瘤、腹部大動脈瘤などの大動脈瘤と、くも膜下出血、脳内出血、脳梗塞からなる脳卒中8疾患を対象としている。また泌尿器がんと心疾患、大動脈瘤、脳卒中についてはそれぞれ疾患群をまとめた再掲群4つを分析対象とした。各疾患毎に手術経路を特定した(資料1(2)用語の定義参照)。消化管・消化器臓器・泌尿器のがんでは開腹、喉頭咽頭・乳がんではその他、肺がんでは開胸、心疾患では開胸、大動脈瘤では開腹と開胸、脳卒中では開頭の手術に限って抽出した。従って、分析対象症例は、1996年9月1日～30日の1カ月間に全国の7481件の医療施設を退院した648760症例のうち、がん、血管系の手術療法が必要とされる20疾患を有し、かつ開胸・開腹手術・開頭手術のいずれかを2087施設で受けた16868症例と、1999年9月1日～30日の1カ月間に全国の7164件の医療施設を退院した799944症例のうち2291施設で受けた22718症例である。

## (2) 記述疫学的分析

### 1) 分析の単位

月間に同一件数手術を施行している施設群毎に退院患者を集積し、それぞれの月間手術件数を分析の単位とした。

### 2) 疾病別死亡退院率分析

上述の疾病毎に取扱病院数、症例数、30日、60日、90日死亡退院数を集計し、90日死亡退院率と、それが全死亡退院に占める割合を計算した。死亡率は年齢調整した。年齢調整は年齢階級毎(～39、40～44、45～49、50～54、55～59、60～64、65～69、70～74、75～79、80～84、85～)に死亡率を計算した。県別に手術件数の多い胃がんと結腸がんの2手術について年齢調整をした人口10万対の手術件数を算出し、そのばらつきを分析した。

### 3) 手術件数対死亡率相関分析

1996年と1999年の患者調査退院票を用い、20疾病4再掲グループについて、施設当たり手術件数をX軸に、術後90日死亡率をY軸にとって散布図による記述疫学的分析を行った。なお死亡率は、1985年の日本標準人口に合わせて調整した。相関を定量的に分析するため疾患毎に対数近似による回帰式と最少2乗法による決定係数( $R^2$ )を計算した。さらに回帰式との残差を対数で算出し、2標準偏差以上の値を同定し、これらの値を除いた回帰式を計算した。

## (3) 多重ロジスティック回帰分析

### 1) 分析の単位

退院患者個人の個票レベルで、手術量やその他の影響可能性のある変数を各個票にリンクしたものを分析の単位とした。

### 2) 被説明変数

被説明変数としては、術後90日以内死亡か否かを用いた。

### 3) 説明変数

#### ①手術量

手術件数は施設当たりの月間手術件数の連続変数を用いた。さらに高量並びに低量の2区分をカテゴリー変数として用いた。高量は月間2件以上、低量は月間1件以下とした。

#### ②他の影響可能性のある変数

地域レベルのアクセスの指標として、「県別人口10万人当たりの病院数」、アクセス以外の要因として、地方性そのもの、即ち日本を北海道・東北、関東・北陸・信越・東海、近畿・中国・四国、九州の4地方(資料1(3)追加の定義参照)に分けたダミー変数、施設レベルとしては病院の急性病院度の指標として、病院全体の「平均在院日数」と規模を表す「病床規模」の5分類(資料1(3)追加の定義参照)のダミー変数、個人レベルとしては患者の性・年齢及び入院までの「経路」として自院の外来かそれ以外に分けたダミー変数を選んだ(表2)。

#### 4) 統計手法

統計分析は個票レベルで、術後90日の生死と手術量の関係を種々の上記の影響要因を調整した上で検定した。統計的検定手法としては、多重ロジスティック回帰分析を行い、手術量は連続変数を用いて強制投入した上で残りの諸要因について尤度比変数減少法を用いた。P<0.1を統計的に有意の関連とした。統計ソフトにはSPSS10.0Jバージョンを用いた。

先行研究と比較するために手術量はカテゴリー変数を用い、低量を月間1件、高量を月間2件以上とし、単回帰分析によって相対危険を求めた。

### 3. 結果

#### (1) 記述疫学的分析結果

##### 1) 死亡退院分析

各疾患毎の手術を実施している病院数、手術の症例数、死亡数の1996年と1999年の手術結果は表3の通りである。がんの中で、最も手術実施病院数並びに症例数が多いのは胃がんで、1996年で1406病院と1455症例、1999年で1956病院2468症例であった。最も少ないのは前立腺がんで、1996年103病院142症例、1999年181病院278症例であった。血管系の最多は、脳卒中で1996年625病院1801症例、1999年762病院2243症例であった。最少は胸部大動脈瘤で、1996年104病院170症例、1999年では脳梗塞135病院197例であった。1施設当たりの月間平均症例数をみると、1999年で胃がんが3.76、乳がんが3.11の順で最も多く、膵がんが1.4と最も少なかった。血管系では虚血性心疾患が最も多く、3.79で、脳梗塞が1.46で最も少なかった。死亡患者のうち術後90日以内の占める割合は、1996年、1999年共に血管系が比較的多く、がんが少ない傾向が認められた。術後90日以内死亡の占める割合は1999年で咽頭喉頭がんが45%と最も少なかったが、がんでは大半の疾患で70%を超え、血管系では多くが80%を超えていた。術後90日死亡率は1996年、1999年は双方でほぼ類似しており、同様の傾向が認められた。がんでは最も少ないのが乳がんの0.7%、最も高いのは膵がんの17.2%であった。血管系で最も少ないのは心奇形3.4%、最も多いのは胸部大動脈瘤15.8%であった。死亡率への順位は1996年と1999年でほぼ同様である(表3)。

県別の胃がんと結腸がんの人口10万対年齢調整手術数にはばらつきがあり、胃がんの最少は1996年で山梨県の34、最多は宮城県の122で3.53倍の差、1999年では最少は沖縄県の35、最多は富山県の112で3.24倍の差があった。結腸がんの最少は1996年で奈良県の21、最多は香川県の66で3.11倍の差、1999年では最少は滋賀県の23、最多は青森県の62で2.65倍の差があった。

## 2) 手術件数対死亡率相関分析

### ①消化管がん 開腹手術

食道・胃・結腸・直腸ともに1996年、1999年両方で負の相関が認められた(図2, 3, 4, 5)。

### ②消化器臓器がん 開腹手術

肝がんでは、1996年、1999年両方で死亡率と手術件数の間に負の相関が認められたが、膵がんでは1999年に正の相関を示し、月間4例の手術件数で10%以上の高い死亡率が認められた(図6, 7)。

### ③泌尿器がん 開腹手術

前立腺がんで月5例以上、腎臓がんで4例以上、膀胱がんで3例以上では死亡を認めず、全泌尿器がんで6例以下に限られ、一般に死亡は低量施設に限られていることが明らかとなった(図8, 9, 10, 11)。1996年、1999年両方で負の相関が認められた。

### ④その他のがん 開腹手術及びその他の手術

咽頭がん、肺がん、乳がん共に1996年、1999年両方で死亡率と手術件数は負の相関を示した。ただ、肺がんの月間12例の施行施設、乳がんの13例の施行施設では、他の件数に比して高い死亡率が認められた(図12, 13, 14)。

### ⑤心疾患 開胸手術

全般に死亡率と手術件数には1996年、1999年両方で負の相関が認められた。特に、虚血性心疾患と心奇形については決定係数 $R^2=0.593$ と $0.501$ で高い相関が認められたが、心臓弁膜症では月間11例の手術施行施設で相対的に高い死亡率が認められ、決定係数は $R^2=0.131$ と低い相関であった。虚血性心疾患、心奇形、心臓弁膜症を合わせた全心疾患の開胸手術では、決定係数 $R^2=0.353$ と比較的高い負の相関が認められた(図15, 16, 17, 18)。

### ⑥大動脈瘤 開胸手術

胸部大動脈では手術死亡と手術件数の間に継続的に下降する負の相関が認められたが、腹部大動脈では1999年に手術件数5件の施設で60%という極めて高い死亡率が認められ、そのために相関は正となっている(図19, 20)。腹部と胸部を合わせた全大動脈瘤でも、月間手術件数7件の施設で30%を超える高い死亡率が認められ、死亡率と手術件数の相関は決定係数 $R^2=0.056$ と示されるがごとくほとんど認められなかった(図21)。

### ⑦脳卒中 開頭手術

くも膜下出血では1999年に手術件数13の施設で60%を超える極めて高い死亡率があるために、負の相関は認められなかった(図22)。一方、脳内出血、脳梗塞では死亡率と手術件数に負の相関が認められた。全脳内出血ではくも膜下出血に引張られ、月間手術件数20例の施設で死亡率が高く、負の相関は認められなかった(図23, 24, 25)。

### ⑧消化器がん 開腹手術、統計的はずれ値を除く

胃がんで1996年と1999年に2点、結腸がんと直腸がんで1996年と1999年にそれぞれ1点の統計的はずれ値が同定された(表5)。これらを除いた近似式では手術量と死亡率の負の相関は不変であった(図26, 27, 28)。

### ⑨肝がん 開腹手術、統計的はずれ値を除く

1996年に1点、統計的はずれ値が認められ、これを除いた結果、決定係数は0.018から0.759に増加された(表5)(図29)。

### ⑩泌尿器がん 開腹手術、統計的はずれ値を除く

腎臓がんの1999年で1点、全泌尿器がんでは1996年と1999年にそれぞれ1点、統計的はずれ値が認めら

れ、これらを除いても負の相関は変わらなかった（表5）（図30,31）。

⑪その他のがん、統計的はずれ値を除く

咽頭喉頭がんでは1996年に1点、肺がん、乳がんでは1996年と1999年にそれぞれ1点、統計的はずれ値が認められ、これらを除いても負の相関は変わらなかった（表5）（図32,33,34）。

⑫心疾患、統計的はずれ値を除く

虚血性心疾患は1996年と1999年に1点ずつ、心奇形と全心疾患では1996年にそれぞれ1点ずつ、統計的はずれ値が認められ、これらを除いても負の相関は変わらなかった（表5）（図35,36,37）。

⑬大動脈瘤、統計的はずれ値を除く

腹部大動脈瘤と全動脈瘤では1999年にそれぞれ1点ずつ、統計的はずれ値が認められ、これらを除くと正の相関が負の相関に転じた（表5）（図38,39）。

⑭脳卒中、統計的はずれ値を除く

くも膜下出血と全脳卒中では1999年にそれぞれ1点ずつ、統計的はずれ値が認められ、これらを除くと、くも膜下出血では手術量の死亡が正の相関であったものが、負の相関に転じた。全脳卒中では負の相関は不変であった（表5）（図40,41）。

## （2）多重ロジスティック回帰分析結果

連続変数としての手術件数を強制投入し、すべての影響可能な要因を変数として投入した結果、統計的に有意の関連が認められたのは1996年で7疾患1再掲グループ、1999年では8疾患2再掲グループであった（ $P < 0.10$ ）（表6-1）。特に胃がん、肝がん、膀胱がん、虚血性心疾患、くも膜下出血では1996年、1999年共に有意の相関が認められた。結腸がん、腎がん、全泌尿器がん合計、咽頭喉頭がん、肺がん、心奇形、心疾患合計、脳卒中合計では1996年か1999年のいずれかに有意の相関が認められた。いずれの年にも有意な相関が認められなかったのは、10疾患1再掲グループで、食道がん、直腸がん、膵臓がん、前立腺がん、乳がん、心臓弁膜症、胸部・腹部大動脈瘤、大動脈瘤合計、脳出血、脳梗塞であった。特に直腸がん、膵臓がん、腹部大動脈瘤、脳出血の4疾患では1以上のオッズ比が認められた。統計的関連が認められたオッズ比は大半が0.9台で、肝がんの1996年と1999年、くも膜下出血の1996年では0.8台を示し、大きな影響が認められた。その他の影響要因を尤度比減少法によって検定した結果、有意な相関を示した変数では、1996年、1999年とも年齢が最も多く、1996年で9、1999年で10と最も多かった。次いで自院の外来数では、1996年で7、1999年で5、自院の外来数と人口当たり施設数が1996年と1999年で5と6と有意な相関を示し、次いで影響の多い変数であった（表6-2,6-3）。病床規模と平均在院日数ではあまり影響度は大きくなく、地方別の影響は1999年では4疾患5再掲グループに認められた。

## 4. 考察

### (1) データベースの特徴

患者調査は無作為抽出サンプルによる全国一斉の共通の調査法に基づく調査で、全国の患者の現状を分析するには代表性の観点から最良のデータベースである(資料1(1)概要)。また特に退院個票は個人の特徴、性・年齢や診断、診療行為、転帰が調査されており、診療の現状を系統的に評価するにも最良のデータベースといえよう(資料1(2)用語の定義)。しかし一方、退院個票は9月1ヶ月間に限られ、特に稀な疾患の場合、個々の施設毎に手術死亡率等の分析を行うことはサンプル数が少ないという制約がある。本研究においては、分析手法として手術施行件数毎に診療施設の症例をプールして分析するか、あるいは各患者の個票に施設レベルや地方レベルの特徴を追加して使用するという工夫によりこの課題を解決した。

患者調査退院票のデータベースの構造では、9月1ヶ月間に退院した患者がかつて手術を受けたかどうか、そして退院時に死亡していたか否かが把握されている。手術死亡率の算定には、手術を受けた患者の集団を追跡し、その予後を判定することが望ましい。しかし、患者に対する手術施行率と退院患者数の定常状態(steady state)を想定すれば、9月1ヶ月間に退院した患者の手術既往と予後は、手術を施行した患者の追跡とほぼ同様とみなすことができる。定常状態を想定した場合の唯一の問題は、長期に退院する比較的数の少ない症例では、統計的ばらつきの生じる可能性があることである。しかしこの場合、手術死亡を90日と1ヶ月間の観察期間に比して、比較的短期に想定しており、統計的偏りが生じることは可能性が少ない。もう一つの問題点は、患者の予後が退院時までしか把握されておらず、退院後に死亡した場合を把握することはできない。これも日本では比較的患者を長期に入院させ、患者が自立(self care)できるまで入院させておくことが多いことから、退院時の予後がほぼ手術に関連した予後と考えることができる。

疾患毎の集計データによると、前立腺がんや胸部大動脈瘤など症例数が約100そこそこの稀な疾患から、胃がんや結腸がんなどのように数千を越す手術が行われている疾患まで変化に富んでいる。また術後90日死亡率も乳がんのように1%を切る低い疾患から膵臓がんや大動脈瘤のように20%近くの高い致死率を持つ疾患まで存在している(表3)。そして、1996年以降、新たに付け加えられた開頭・開腹等の手術の経路の情報によって、疾患毎でも変化に富む手術の幅を絞り込むことが可能となり、本研究での分析が可能となったといえよう(資料1(1)概要)。

術後死亡率は古典的にはこれまで術後30日以内死亡とされてきた。しかし近年の術後ケアの発展と共に手術が直接原因で30日以内に死亡する例は珍しくなり、また一方3ヶ月以上の入院ではいわゆる長期ケアに移行し、その他の合併症によって入院が長期化し、手術とは関係ない原因で死亡する可能性が高まる。本研究では診療の結果、すなわち手術死亡率を術後90日以内の死亡と定義し、分析を行った。がん疾患では血管系と比べて相対的に90日以内死亡の数は低く、疾患そのものの特性を示唆している。術後90日死亡率は1996年から1999年の3年間ではあまり大きな変化はなく、順位も最上位の膵臓がん、大動脈瘤、最下位の乳がんとその順位は変わらなかった(表3)。

### (2) 外科手術の技術集積性

外科手術の技術集積性、即ち臨床経験と診療結果の相関をみるために、手術件数と術後死亡率の関係を散布図によって図示し、記述疫学的分析を行った。データは月間施設当たり件数が同一の施設の患者をプールし、月間手術件数毎に術後90日死亡率を計算した。診療の質の評価にはそれに影響する要因、リスクの調整が重要とされている<sup>24</sup>。これまで判明している影響要因、即ち性・年齢階級で調整することにより、手術件数毎のグループ毎のリスクの調整が可能となった。術後90日以内死亡率と手術件数の相関分析では、1996

年の脳内出血、1999年の膵臓がん、腹部大動脈瘤、くも膜下出血の手術を除いて、1996年と1999年の2回にわたって16疾患4再掲グループにおいて負の相関が認められた(表5)。しかし正の相関が認められた4疾患においても、1996年か1999年のいずれか1時点では負の相関を示している。対数化した死亡率を最小自乗による対数一次回帰分析を行って、その残差のうち、2標準偏差以上を示す値を調べた結果、胃がん、結腸がん、直腸がん、肝がん、腎臓がん、全泌尿器がん、咽頭喉頭がん、肺がん、乳がん、虚血性心疾患、心奇形、心臓弁膜症、全心疾患、腹部大動脈瘤、全大動脈瘤、くも膜下出血、全脳卒中の12疾患4再掲グループに統計的はずれ値を認めた(表5)。このうち腹部大動脈瘤の1999年と、くも膜下出血の1999年は術後90日以内死亡率と手術件数に正の相関を認めており、はずれ値を除くと負の相関に転換したことは、この統計的はずれ値が相関に影響を与えていた可能性がある。しかし正の相関を示した残りの2疾患、すなわち膵臓がんと脳内出血では統計的にははずれ値は存在せず、従って一定の統計的はずれ値によって、負の相関が正の相関を示しているという現象は認められなかった。これらの記述疫学的分析からは、一部の例外的な事例を除いて、全体的には負の相関を示しており、経験と診療結果の負の相関、即ち外科手術の技術集積性が示唆される。しかし性・年齢以外に手術死亡に影響を与える要因も存在し、記述疫学的な手法に加えて詳細な統計的分析が望ましい。

そこで個票レベルで種々の影響要因を調整し、関連の有意性を検定するための統計手法として、多重ロジスティック回帰分析を用いることにした。多数の変数の関連を同時に分析する手法としては、多変量解析などが知られているが、このうち多重ロジスティック回帰分析は、以下の点で有用と考えられたので選択した。

まず、被説明変数が生か死かという2区分となっており、ロジット変換が有用である。次いで、質的変数と量的変数を説明変数として同時に扱うことができ、臨床経験と診療結果のように種々の質的、量的な要因が影響を及ぼす場合には特に有用と考えられる。さらに影響度をオッズ比で示すことができ、定量的な影響度の表現が可能などの理由である。

分析の手法としては尤度比変数減少法を選んだ。手法としてはその他ワルド法などが存在するが、類似の結果であることや尤度比変数減少法は鋭敏であるので有用と考えられた<sup>25</sup>。

ロジスティック回帰分析の結果は、10疾患3再掲グループに少なくとも1996年か1999年で統計的に有意の関連を認めた(表5)。その他、影響を及ぼしうる要因の中では、年齢が最も多く相関を認め、次いで自院外来からの入院や、人口当たりの施設数、すなわち施設への近接性(accessability)が多くの疾患に認められ、次いで地方の特性が、1999年では多く統計的に有意の関係を認めた。病床規模や平均在院日数では有意な相関は、多くの疾患ではあまり認められなかった。これらの統計結果からは手術件数が最も多く、術後90日以内死亡率に影響しているといえよう(表6-2, 6-3)。また多数想定される影響要因の中でも、年齢が重要と考えられる。統計的に有意の関連を示した10疾患3再掲グループのうち、胃がん、肝がん、膀胱がん、虚血性心疾患、くも膜下出血の5疾患では2回にわたってその関連が統計的に有意に認められ、手術件数の強い影響が示唆される。事実、肝がんや膀胱がんの手術には、複雑な手技が要求され、また虚血性心疾患やくも膜下出血はそれぞれ高度な技術を有する開心手術や開頭手術の典型例と考えられきた。胃がんはこれらの手術の中でも圧倒的に手術件数が多く、統計的観点からも関連が検証されやすいといえよう。一方、有意な関連を認められなかった10疾患1再掲グループのうち、食道がん、前立腺がん、胸部大動脈瘤、脳梗塞はいずれも件数が300以下であること、そして乳がんでは手術症例は多いが術後の死亡率が低いといった統計的背景から、有意性が示されない可能性が考えられる(表3)。他の疾患については、重症度やここで取り扱わなかった施設特性が影響を及ぼしていることは否定できない。

多重ロジスティック回帰分析の結果、10疾患1再掲グループで、手術件数と術後死亡率の間に種々の影響

因子を調整しても、有意な関連があることが明らかとなったことから、関連があった10疾患3再掲グループの手術ではその技術集積性の存在が記述疫学の手法のみならず、厳密な統計的分析によってさらに強く示唆されたといえよう。

### (3) 先行研究結果との比較

日本には残念ながら手術の技術集積性に関する先行研究はない。従って、これまで行われてきた欧米の文献を中心に、本研究結果と先行研究の結果とを比較した<sup>22</sup>。食道がん、胃がん、大腸がん、肝がん、膵臓がん、肺がん、冠動脈バイパス術、小児心臓外科疾患、腹部大動脈疾患の9疾患については、IOM報告書に文献レビューがまとめられている。まず、その文献レビューと本研究の結果の比較を行った。研究の数とそれらの研究での手術量と手術死亡の相関、高量の定義、低量の高量に対する相対危険(Relative Risk)、すなわちオッズ比の逆数、そして本研究の結果から日本の場合の相対危険について比較した。日本の場合は月間手術件数2件以上を高量としているので、年間に換算すると12例以上が高量となり、12例未満と24例以上の比較となる。日本の相対危険はロジスティック回帰分析で手術量が死亡率と有意な関連を示したもののみを採択し、カテゴリ変数のオッズ比の逆数をとった(表7)。

食道がんは米国での先行研究が3例存在し、それぞれ手術量と手術死亡との負の相関が認められている(資料2(1))<sup>26,27,28</sup>。高量は年間10、11、31以上に設定され、相対危険2.8~5.1倍であった。日本では統計的に有意な関連は示されなかった。

胃がんは米国では発生が少なく、2つの文献レビューがされているのみである(資料2(2))<sup>26,29</sup>。逆に日本では胃がんの発生が多く、相対危険も1996年に1.77、1999年に2.21であった(資料2(2))。

肝がんは2例の文献がレビューがされており、高量は11以上、相対危険は4.7と報告されているが、日本では1996年に2.19、1999年に1.52であった<sup>29,30</sup>。

大腸がんの場合、5例の文献レビューがなされている<sup>26,29,31,32,33</sup>。高量は年間10、22、30、40、254であり、相対危険は1.2~1.8となっている(資料2(3))。日本の結腸がんでは1999年に1.66であった。

膵臓がんの技術的難易度は高く、特に膵頭十二指腸切除術であるウィップルの手術は難易度が高く、長年研究者の興味を集めてきたせいも、11の研究がレビューされている(資料2(4))<sup>26,27,30,34,35,36,37,38,39,40,41</sup>。高量は年間6、11、21、26、51と研究により定義がまちまちだが、結果も1.45~19.3倍とまちまちの相対危険が報告されている。日本では統計的に有意な関連が示されなかった。

肺がんも3研究レビューされており、高量は年間6、9、38と定義され、相対危険は1.7(モデル2 1996年、モデル4 1996年、1999年)であった(資料2(5))<sup>27,29,42</sup>。日本の肺がん手術の相対危険は1999年に2.45であった。

血管系の疾患は米国では多く発生し、多くの研究がなされている。IOMの報告書では、冠動脈バイパス手術だけで10の論文がレビューされている(資料2(6))<sup>43,44,45,46,47,48,49,50,51</sup>。これらの論文のすべてにおいて手術の量と手術死亡との負の相関が認められた。高量の定義は年間101、151、351、651、850と極めて高いが、相対危険は1.2から1.96で比較的低い。日本の虚血性心疾患開胸手術では、相対危険は1996年に2.00、1999年に2.66であった。

小児心臓外科疾患は3つの研究のレビューがなされ、高量施設は年間100、301以上と定義されている(資料2(5))<sup>45,50,54,55,56,57,58,59,60,61,62,63</sup>。1.49から6.17となっている。日本の心奇形手術の相対危険は、手術量を連続変数で検定すると統計的に有意の関連を示したが、月間1例を扱っている施設の死亡率が低く、1以下の0.71であった。

腹部大動脈瘤は手術死亡が高く、米国に多い疾患であるせいも極めて多くの研究がされている(資料2(8))。IOM報告書でも13の研究がレビューされており、高量施設は10、14.7、19、21、31、36、50と定義されて

おり、相対危険も 1.06 から 2.7 と比較的差は少ない。日本の場合は、統計的に有意な関係は示されなかった<sup>46, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60, 61, 62, 63</sup>。

くも膜下出血の手術については IOM 報告書に記載されていない。文献検索によって 1 論文のみが把握できた<sup>64, 65</sup>。6 以上を高量として、相対危険度は 1.14 であった。日本の場合は、1996 年に 1.46、1999 年に 1.20 であった。

日米の研究で手術量と診療結果と共に負の相関が認められたが、高量、低量での相対リスクの値は異なっている。米国の研究でも高量低量の定義は異なり、相対リスクにはばらつきがあり、国や制度が異なる日本と米国との研究を量的側面で比較するには限界があると考えられる。

日本では前述のごとく技術集積性に関する先行研究はないが、診療の結果のばらつきについては、1993 年の厚生省「卵巣がん手術術式の標準化のための prospective study 及び総括研究」治療結果と、1999 年の胃がん学会の第 71 回学術総会の際に胃がん手術成績について報告された 2 研究がある<sup>66, 67</sup>。前者は、国立がんセンターや大学病院など日本を代表する 21 がん診療施設の生存率を比較したものであり、手術死亡の分析はない。FIGO 分類Ⅲ型の卵巣がんの 4 年生存率は 5~52% に分布し、トップクラスの施設間でも治療成績が大きくばらついていることが初めて判明した<sup>66</sup>。後者は、日本の胃がん診療をリードする 18 の施設の手術死亡率と 5 年生存率を調査し、分析したものである。トップクラスの病院間であるにもかかわらず 5 年生存率以外に手術死亡率にも大きなばらつきがあることが明らかとなった<sup>67</sup>。これらの研究はマスメディアを騒がせ、医療の標準化が必要という認識のもとに近年のガイドライン作成の動きにつながったといわれている。

#### (4) 限界

患者調査は全国を対象とした無作為抽出データであり、代表性、サンプル数の観点から今日考えられるデータとしては最良のデータベースである。従ってこのデータベースによる分析は、現時点では日本全体の現状理解には大きな意義を持つと考えられる。しかし医療の質の分析という観点からは、まだ限界を持っている。以下の 5 つの側面からそれを検討したい。

##### ① サンプル数の限界

「サンプル数が少ない」か、また「季節変動性のある」疾患の場合、9 月 1 カ月のみの分析での限界がある。特に 1 年 12 回以下手術を施行している施設はこのデータベースでは把握できないことになる。

##### ② 診断に関する限界

施設による自己申告制の診断名を用いており、また主病名と副病名それぞれ一つずつしかないので、その診断の範囲や精度に問題点がある可能性がある。しかし、患者調査の退院個票については社会診療調査別報告や国民生活基礎調査とのメタ分析においても、疾病頻度に類似の傾向を持ち、入院している患者の診断は比較的精度が高いと考えられる。

##### ③ データベースの構造上の問題

手術死亡率を算出するのは手術を受けた集団を追跡し、その予後を判定するのが理想である。患者調査のデータベースでは、前述のように 1 ヶ月間の退院患者の側から逆に手術既往を追跡していることや、退院後の患者の予後が追跡されていないという構造上の限界がある。

##### ④ 影響因子となる詳細情報の欠如

本研究では死亡率に影響を及ぼす種々の因子（リスク）については現有のデータを用いて調整し、多重ロジスティック回帰分析で行った。しかし、術式やその他の合併症、疾患、ステージなど影響を及ぼしうるデータについて情報が得られず、本研究の限界と考えられる。

##### ⑤ 施設と術者の関係

基本モデルに示したように、手術成績は術者の技術と施設全体の診療の能力との二つの要素によってその結果が得られると考えられる（図1）。患者調査は患者と一部の施設の特性しか捉えることができず、術者に対する情報はない。分析を行うには2つの要素データが含まれ、かつサンプル数が十分なデータベースが必要と考えられる。

#### ⑥政策への応用に関する情報

今回の研究で全体的な傾向として、手術件数と死亡率等に負の関係があることが認められたが、政策として展開する場合、どれくらいの手術件数が望ましいかを示すことが必要である。一般にこのような客観的、記述的研究からは理想の件数を示すことは難しい。理想は患者の価値観によって左右される。例えば、手術件数を少数の施設に集中させると、手術死亡率は下がるかもしれないが、施設数が減少し、受診距離が遠くなる。つまり近接性と手術死亡率改善の間には得失（trade off）関係がある。従って、死亡リスクの低下を目指すことによって生じる個人の便益の低下についてその許容範囲を測定する必要がある。今回使用したデータベースにはその情報は含まれていない。

## 5. 結論

(1) 20 疾患 4 再掲グループではそれぞれ施設や地域における手術件数、また施設による死亡率が異なっており、診療の結果にばらつきがあることが示された。

(2) 散布図分析によると、20 疾患 4 再掲グループのうち膵臓がん、腹部大動脈瘤、くも膜下出血、脳出血を除く 16 疾患 3 再掲グループで、手術件数毎の年齢調整術後 90 日死亡率は 1996 年と 1999 年の 2 回にわたって負の相関を示した。正の相関を示した 4 疾患でも、1996 年か 1999 年のいずれかでは負の相関を示しており、全体的に見ると手術件数が多いほど死亡率の低い傾向が認められた。

(3) 尤度比変数減少法による多重ロジスティック回帰分析では、地方、施設、個人レベルでの影響要因を統計的に調整しても、胃がん、肝がん、膀胱がん、虚血性心疾患、くも膜下出血の 5 疾患で手術数と手術死亡率に負の関連があることが 2 カ年のデータベースで繰り返し検証された。さらに、結腸がん、腎がん、泌尿器がん合計、咽頭喉頭がん、肺がん、心奇形、心疾患合計、脳卒中合計の 5 疾患 3 再掲グループで、いずれかの年で統計的に有意な負の関連が認められた。負の関連がいずれの年にも認められなかったのは、食道がん、直腸がん、膵臓がん、前立腺がん、乳がん、脳出血、脳梗塞、心臓弁膜症、胸・腹部大動脈、大動脈合計の 10 疾患 1 再掲グループであった。これらの統計的分析結果から、特定の疾患の外科手術は技術集積性を有することが強く示唆された。

(4) 患者調査は、日本全体の診療の傾向の分析に有効な資料であるが、医療技術の技術集積性を詳細に分析するには、診療結果に影響を及ぼしうる諸要因を含む、さらに詳細なデータベースの分析が望ましいと考えられる。

文献

22. IOM, Hewitt M, Interpreting the Volume Outcome Relationship in the Context of Health Care Quality: Workshop Summary, National Academy Press, Washington DC ; 2000.
23. Halm EA, Lee C, Chassin MR. How is volume related to quality in health care? A systematic review of the research literature. Prepared for National Academy of Sciences, Interpreting the volume-outcome relationship in the context of health care quality workshop. Washington, 2000.
24. Iezzoni LI, Shwartz M, Ash AS, Mackiernan Y, Hotchkin EK. Risk adjustment for measuring health care outcomes. *Am J Med Qual.* 1994;9:43-48.
25. Greene WH. *Econometric Analysis*, 4ed. Prentice-Hall International; 2000.
26. Gordon TA, Bowman HM, Bass EB, Lillemoe KD, Yeo CJ, Heitmiller RF, et al. Complex gastrointestinal surgery: Impact of provider experience on clinical and economic outcomes. *J Am Coll Surg.* 1999;189:4656.
27. Begg CB, Cramer LD, Hoskins WJ, Brennan MF. Impact of hospital volume on operative mortality for major cancer surgery. *JAMA.* 1998;280:1747-1751.
28. Patti MG, Corvera CU, Glasgow RE, Way LW. A hospital's annual rate of esophagectomy influences the operative mortality rate. *J Gastrointest Surg.* 1998;2:186-192.
29. Hannan EL, Randzyner M, Rubin D, Dougherty J, Brennan MF. The influence of hospital and surgeon volume on in-hospital mortality for colectomy, gastrectomy, and lung lobectomy in patients with cancer. *Surgery.* 2002;131:6-15.
30. Glasgow RE, Mulvihill SJ. Hospital volume influences outcome in patients undergoing pancreatic resection for cancer. *West J Med.* 1996;165:294-300.
31. Harmon JW, Tang DG, Gordon TA, Bowman HM, Choti MA, Kaufman HS, et al. Hospital volume can serve as a surrogate for surgeon volume for achieving excellent outcomes in colorectal re-section. *Ann Surg.* 1999;230:404-411.
32. Parry JM, Collins S, Mathers J, Scott NA, Woodman CB. Influence of volume of work on the outcome of treatment for patients with colorectal cancer. *Br J Surg.* 1999;86:475-481.
33. Porter GA, Soskolne CL, Yakimets WW, Newman SC. Surgeon-related factors and outcome in rectal cancer. *Ann Surg.* 1998;227:157-167.
34. Birkmeyer JD, Finlayson SR, Tosteson AN, Sharp SM, Warshaw AL, Fisher ES. Effect of hospital volume on in-hospital mortality with pancreaticoduodenectomy. *Surgery.* 1999;125:250-256.
35. Birkmeyer JD, Warshaw AL, Finlayson SR, Grove MR, Tosteson AN. Relation-ship between hospital volume and late survival after pancreaticoduodenectomy. *Surgery.* 1999;126:178-183.
36. Sosa JA, Bowman HM, Gordon TA, Bass EB, Yeo CJ, Lillemoe KD, et al. Importance of hospital volume in the overall management of pancreatic cancer. *Ann Surg.* 1998;228:429-438.
37. Simunovic M, To T, Theriault M, Langer B. Relation between hospital surgical volume and outcome for pancreatic resection for neoplasm in a publicly funded health care system. *CMAJ.* 1999;160:643-648.
38. Imperato PJ, Nenner RP, Starr HA, Will TO, Rosenberg CR, Dearie MB. The effects of regionalization on clinical outcomes for a high risk surgical procedure: A study of the Whipple procedure in New York State. *Am J Med Qual.* 1996;11:193-197.
39. Wade TP, Halaby IA, Stapleton DR, Virgo KS, Johnson FE. Population-based analysis of treatment of pancreatic cancer and Whipple resection: Department of Defense hospitals, 1989-1994. *Surgery.* 1996;120:680-685.

40. Lieberman MD, Kilburn H, Lindsey M, Brennan MF. Relation of preoperative deaths to hospital volume among patients undergoing pancreatic resection for malignancy. *Ann Surg.* 1995;222:638-645.
41. Gordon TA, Burleyson GP, Tielsch JM, Cameron JL. The effects of regionalization on cost and outcome for one general high-risk surgical procedure. *Ann Surgery.* 1995;221:43-49.
42. Romano PS, Mark DH. Patient and hospital characteristics related to in-hospital mortality after lung cancer resection. *Chest.* 1992;101:1332-1337.
43. Riley G, Lubitz J. Outcomes of surgery among the Medicare aged: surgical volume and mortality. *Health Care Financ Rev.* 1985;7:37-47.
44. Showstack JA, Rosenfeld KE, Garnick DW, Luft HS, Schaffarzick RW, Fowles J. Association of volume with outcome of coronary artery bypass graft surgery. Scheduled vs nonscheduled operations. *JAMA.* 1987;257:785-789.
45. Hannan EL, O'Donnell JF, Kilburn H Jr, Bernard HR, Yazici A. Investigation of the relationship between volume and mortality for surgical procedures performed in New York State hospitals. *JAMA.* 1989;262:503-510.
46. Hannan EL, Kilburn H Jr, Bernard H, O'Donnell JF, Lukacik G, Shields EP. Coronary artery bypass surgery: the relationship between inhospital mortality rate and surgical volume after controlling for clinical risk factors. *Med Care.* 1991;29:1094-1107.
47. Farley DE, Ozminkowski RJ. Volume-outcome relationships and in-hospital mortality: the effect of changes in volume over time. *Med Care.* 1992;30:77-94.
48. Grumbach K, Anderson GM, Luft HS, Roos LL, Brook R. Regionalization of cardiac surgery in the United States and Canada. Geographic access, choice, and outcomes. *JAMA.* 1995;274:1282-1288.
49. Hannan EL, Sui AL, Kumber D, Kilburn H Jr, Chassin MR. The decline in coronary artery bypass graft surgery mortality in New York State: The role of surgeon volume. *JAMA.* 1995;273:209-213.
50. Shroyer AL, Marshall G, Warner BA, Johnson RR, Guo W, Grover FL, et al. No continuous relationship between Veterans Affairs hospital coronary artery bypass grafting surgical volume and operative mortality. *Ann Thorac Surg.* 1996;61:17-20.
51. Sollano JA, Gelijns AC, Moskowitz AJ, Heitjan DF, Cullinane S, Saha T, et al. Volume-outcome relationships in cardiovascular operations: New York State, 1990-1995. *J Thorac Cardiovasc Surg.* 1999;117:419-428.
52. Jenkins KJ, Newburger JW, Lock JE, Davis RB, Coffman GA, Iezzoni LI. Inhospital mortality for surgical repair of congenital heart defects: preliminary observations of variation by hospital caseload. *Pediatrics.* 1995;95:323-330.
53. Hannan EL, Racz M, Kavey RE, Quaegebeur JM, Williams R. Pediatric cardiac surgery: the effect of hospital and surgeon volume on in-hospital mortality. *Pediatrics.* 1998;101:963-969.
54. Amundsen S, Skjaerven R, Trippestad A, Soreide O. Abdominal aortic aneurysms. Is there an association between surgical volume, surgical experience, hospital type and operative mortality? Members of the Norwegian Abdominal Aortic Aneurysm Trial. *Acta Chir Scand.* 1990;156:323-327.
55. Hannan EL, Kilburn H Jr, O'Donnell JF, Bernard HR, Shields EP, Lindsey ML, et al. A longitudinal analysis of the relationship between in-hospital mortality in New York State and the volume of abdominal aortic aneurysm surgeries performed. *Health Serv Res.* 1992; 27:517-542.
56. Katz DJ, Stanley JC, Zelenock GB. Operative mortality rates for intact and ruptured abdominal aortic aneurysms in Michigan: an eleven-year statewide experience. *J Vasc Surg.* 1994;19:804-815.

57. Kazmers A, Jacobs L, Perkins A, Lindenauer SM, Bates E. Abdominal aortic aneurysm repair in Veterans Affairs medical centers. *J Vasc Surg.* 1996;23:191-200.
58. Wen SW, Simunovic M, Williams JI, Johnston KW, Naylor CD. Hospital volume, calendar age, and short term outcomes in patients undergoing repair of abdominal aortic aneurysms: the Ontario experience, 1988-92. *J Epidemiol Community Health.* 1996;50:207-213.
59. Rutledge R, Oller DW, Meyer AA, Johnson GJ Jr, A statewide, population-based time-series analysis of the outcome of ruptured abdominal aortic aneurysm, *Ann Surg.* 1996;223:492-502.
60. Dardik A, Burleyson GP, Bowman H, Gordon TA, Williams GW, Webb TH, et al. Surgical repair of ruptured abdominal aortic aneurysms in the state of Maryland: factors influencing outcome among 527 recent cases. *J Vasc Surg.* 1998;28:413-420.
61. Manheim LM, Sohn MW, Feinglass J, Ujiki M, Parker MA, Pearce WH. Hospital vascular surgery volume and procedures mortality rates in California, 1982-1994. *J Vasc Surg.* 1998; 28:45-56.
62. Pronovost PJ, Jenckes MW, Dorman T, Garrett E, Breslow MJ, Rosenfeld BA, et al. Organizational characteristics of intensive care units related to outcomes of abdominal aortic surgery. *JAMA.* 1999;281:1310-1317.
63. Khuri SF, Daley J, Henderson W, Hur K, Hossain M, Soybel D, et al. Relation of surgical volume to outcome in eight common operations: results from the VA National Surgical Quality Improvement Program. *Ann Surg.* 1999;230:414-429.
64. Taylor CL, Yuan Z, Selman WR, Ratcheson RA, Rimm AA. Mortality rates, hospital length of stay, and the cost of treating subarachnoid hemorrhage in order patients: institutional and geotraphicccl differences. *J Neurosurg.* 1997;86:583-588.
65. Johnston SC. Effect of endovascular services and hospital volume on cerebral aneurysm treatment outcomes. *Stroke* 31:111-117.,2000
66. Terashima Y, Sasaki H, Yokoyama S, Ochiai K, Ueda K, Yoshikawa H, et al. One multicentral studies on prognosis of advanced ovarian cancer: Focused on correlation between primary surgical procedure following adjuvant chemotherapies and 4 years survival rates. *Acta Obst Gynaec JPN.* 1993; 45:363-370 (in Japanese).
67. Hujii M. State of art in the treatment of gastric cancer: from the 71<sup>st</sup> Japanese Gastric Cancer Congress. *Gastric Cancer.* 1999; 2:151-157.

表

表 1 抽出疾患と手術経路

疾患名		ICD-10 コード										手術経路		
がん	食道がん	C150	C151	C154	C159								開胸	
	胃がん	C160	C161	C162	C163	C164	C165	C168	C169				開腹	
	結腸がん	C180	C181	C182	C183	C184	C186	C187	C188	C189				
	直腸がん	C19	C20											
	肝がん	C220	C221	C222	C224	C229								
	膵がん	C250	C251	C252	C254	C258	C259							
	前立腺がん	C61												
	膀胱がん	C677	C679											
	腎がん	C64	C65											
	泌尿器管がん 全合計	C61	C64	C65	C677	C679								
	咽頭喉頭がん	C000	C001	C009	C01	C021	C028	C029	C030	C031				その他
		C039	C049	C050	C051	C059	C060	C061	C062	C069				
		C07	C080	C081	C099	C109	C119	C139	C140	C148				
		C320	C329											
肺がん	C33	C340	C341	C342	C343	C349						開胸		
乳がん	C500	C502	C504	C509								その他		
血管系	虚血性心疾患	I200	I201	I208	I209	I211	I212	I219	I248	I251		開胸		
		I252	I254	I255	I259									
	心奇形	Q200	Q201	Q203	Q204	Q205	Q208	Q210	Q211	Q212				
		Q213	Q214	Q218	Q220	Q221	Q224	Q225	Q230	Q231				
		Q232	Q233	Q234	Q238	Q240	Q242	Q245	Q246	Q248				
		Q249												
	心臓弁膜症	I050	I051	I052	I058	I071	I080	I081	I083	I089				
		I340	I341	I349	I350	I351	I352	I358	I359	I370				
		I38												
	心疾患全合計	I050	I051	I052	I058	I071	I080	I081	I083	I089				
		I200	I201	I208	I209	I211	I212	I219	I248	I251				
		I252	I254	I255	I259	I340	I341	I349	I350	I351				
		I352	I358	I359	I370	I38	Q200	Q201	Q203	Q204				
		Q205	Q208	Q210	Q211	Q212	Q213	Q214	Q218	Q220				
		Q221	Q224	Q225	Q230	Q231	Q232	Q233	Q234	Q238				
		Q240	Q242	Q245	Q246	Q248	Q249							
	胸部大動脈瘤	I710	I711	I712	I713	I714	I715	I716	I718	I719				
	腹部大動脈瘤	I710	I712	I713	I714	I716	I718	I719				開腹		
	大動脈瘤全合計	I710	I711	I712	I713	I714	I715	I716	I718	I719		開胸 開腹		
	くも膜下出血	I600	I601	I602	I603	I604	I605	I606	I607	I608		開頭		
I609		I690												
脳出血	I610	I611	I613	I614	I615	I619	I691							
脳梗塞	I632	I633	I635	I638	I639	I693								
全脳卒中	I600	I601	I602	I603	I604	I605	I606	I607	I608					
	I609	I610	I611	I613	I614	I615	I619	I620	I629					
	I632	I633	I635	I638	I639	I652	I660	I664	I669					
	I671	I675	I678	I679	I690	I691	I693							

表 2 影響要因の定義と計算法

	定義	指標	計算法	変数種別
地域レベル	地域特性	4地方に分割	0, 1によるダミー変数	質的
	アクセス	人口当たり施設数	県別病院数/県別人口	連続
施設レベル	急性期病院か否か	平均在院日数	施設毎全退院患者算術平均	連続
	病床規模	5段階のグループ化	0, 1によるダミー変数	質的
個人レベル	性	男女	0, 1によるダミー変数	質的
	年齢変化	年齢	年齢数	連続
	紹介	入院前の受診経験	自院外来とその他 0, 1によるダミー変数	質的

表 3 分析対象疾患別集計

疾患	1996										1999									
	手術実 施病院 数	手術症 例数	術後 30日 死亡 者数	術後 60日 死亡 者数	術後 90日 死亡 者数	全死 亡者 数	術後9 0日死 亡率	90日 死亡 の占 める 割合	手術実 施病院 数	手術症 例数	術後 30日 死亡 者数	術後 60日 死亡 者数	術後 90日 死亡 者数	全死 亡者 数	術後90 日死亡 率	90日 死亡 の占 める 割合				
がん	食道	164	252	9	17	21	35	8.3%	60%	180	280	11	20	25	30	8.9%	83%			
	胃	1406	4554	108	202	262	338	5.8%	78%	1456	5468	123	218	277	360	5.1%	77%			
	結腸	1137	2502	63	104	121	142	4.8%	85%	1262	3262	63	111	146	193	4.5%	76%			
	直腸	782	1433	34	50	67	101	4.7%	66%	892	1892	138	61	84	107	4.4%	79%			
	肝	223	393	20	30	32	36	8.1%	89%	280	546	14	29	33	37	6.0%	89%			
	膵	255	309	27	44	52	67	16.8%	78%	286	407	25	52	70	92	17.2%	76%			
	前立腺	103	142	2	3	3	5	2.1%	60%	181	278	5	7	8	9	2.9%	89%			
	膀胱	161	237	3	7	9	20	3.8%	45%	205	353	5	8	13	18	3.7%	72%			
	腎	178	248	2	7	10	15	4.0%	67%	229	368	3	8	10	12	2.7%	83%			
	泌尿器がん 全合計	323	627	7	17	22	40	3.5%	55%	455	999	13	23	31	39	3.1%	79%			
	咽頭喉頭	237	636	16	20	28	41	4.4%	68%	282	770	8	12	17	38	2.2%	45%			
	肺	399	986	24	34	50	66	5.1%	76%	498	1451	22	45	49	69	3.4%	71%			
乳	651	1812	8	9	17	29	0.9%	59%	703	2187	6	14	15	24	0.7%	63%				
血管系	虚血性 心疾患	219	660	30	38	43	50	6.5%	86%	319	1208	53	55	62	69	5.1%	90%			
	心奇形	121	361	13	17	17	17	4.7%	100%	135	467	13	14	16	20	3.4%	80%			
	心臓弁膜症	158	329	14	14	15	17	4.6%	88%	218	555	18	25	25	27	4.5%	93%			
	心疾患 全合計	283	1350	57	69	75	84	5.6%	89%	374	2230	84	94	103	116	4.6%	89%			
	胸部大動脈瘤	114	170	32	34	36	45	21.2%	80%	152	285	36	41	45	53	15.8%	85%			
	腹部大動脈瘤	170	273	23	27	28	30	10.3%	93%	211	415	27	32	32	36	7.7%	89%			
	大動脈瘤 全合計	182	443	55	61	64	75	14.4%	85%	298	700	63	73	77	89	11.0%	87%			
	くも膜下出血	415	817	121	141	151	173	18.5%	87%	537	1051	124	140	145	166	13.8%	87%			
	脳出血	312	466	67	74	81	96	17.4%	84%	352	525	48	56	63	80	12.0%	79%			
	脳梗塞	150	182	11	14	16	23	8.8%	70%	135	197	16	19	21	27	10.7%	78%			
	全脳卒中	625	1801	205	235	254	299	14.1%	85%	762	2243	200	227	241	287	10.7%	84%			

下線は再掲。

表4 県別年間手術件数(10万人当)

いずれも性年齢調整済み

都道府県	胃がん		結腸がん	
	96年	99年	96年	99年
北海道	60	67	48	47
青森県	78	77	52	62
岩手県	64	64	37	55
宮城県	122	65	58	51
秋田県	87	83	63	56
山形県	117	87	56	34
福島県	93	96	37	49
茨城県	61	55	38	39
栃木県	80	82	32	40
群馬県	71	72	43	38
埼玉県	55	59	35	32
千葉県	73	51	34	36
東京都	89	71	53	51
神奈川県	56	53	47	37
新潟県	98	79	39	36
富山県	96	112	44	46
石川県	93	86	49	54
福井県	50	67	42	32
山梨県	34	51	33	31
長野県	75	65	54	52
岐阜県	84	63	51	42
静岡県	74	54	49	45
愛知県	80	65	48	45
三重県	77	77	44	45
滋賀県	85	57	41	23
京都府	80	72	49	53
大阪府	86	78	44	52
兵庫県	72	76	40	47
奈良県	81	79	21	47
和歌山県	66	61	33	48
鳥取県	67	67	62	52
島根県	86	92	43	32
岡山県	79	82	36	47
広島県	64	69	41	50
山口県	86	84	46	58
徳島県	85	62	23	50
香川県	62	81	66	44
愛媛県	76	78	28	32
高知県	65	73	32	31
福岡県	87	64	49	48
佐賀県	65	58	28	48
長崎県	52	53	30	31
熊本県	72	47	59	25
大分県	75	54	43	37
宮崎県	50	67	48	57
鹿児島県	73	76	43	45
沖縄県	35	35	45	37