

# 薬価制度回りの分析と 医療費の増加要因分析

2017年4月6日

慶應義塾大学総合政策学部 教授  
(医療経済研究機構 研究部長)  
印南 一路

※組織の見解を示すものではありません

## I 薬価制度回りの分析

### (ア) 「薬漬け医療」に関するエビデンス

- 医薬品取引量の薬価差に関する弾力性を実取引データを用いて測定した結果、全体として0.3%未満
- 診療所のみ1.5%に至るものがあり、差益による処方増大・歪みを観察（90年代と同じレベル）
- 医薬分業は「薬漬け医療」の防止に役立っており、診療所を中心に促進を継続すべき

### (イ) 医薬分業以外の調剤医療費増加要因

- 2001～14年の都道府県別データで、一人当たり調剤医療費の増加要因をパネルデータ分析
- 調剤医療費増加の最大の要因は医薬分業であるが、薬剤師数（薬局数）、医師数も副次的増加要因
- 増加する薬剤師数・薬局数の経営維持の機能を果たすような（過剰な）調剤報酬は再考すべき

## II 一人当たり国保・老人医療費の増加要因分析

### (ア) 医師数に関する政策の必要性（誘導需要）

- 1983～2012年の都道府県別データで、一人当たり医療費の増加要因をパネルデータ分析
- 医師数が最大の増加要因、しかし、いずれの要因も弾力性は1を超えない（「魔法の杖」はない）
- 医療費の3要素の要因分析から、医師誘導需要を支持する結果あり
- 医師数は医療費増加の基礎圧力（政策に対する対策）であり、医学部定員削減等の政策が必要

### (イ) 病床規制、平均在院日数に対する政策について

- 病床規制は有効なので継続すべき
- 平均在院日数の短縮化は、老人入院医療費を除いて医療費増加要因
- その政策効果には都道府県別の跛行性があり、また病床種別の目標設定が必要

# I 薬価制度回りの分析

## (ア) 「薬漬け医療」に関するエビデンス

### 1. 医薬分業の目的

- ① 医師と薬剤師の二重チェックによる医療安全の確保（限界あり）
- ② 歴史的実態からみると、「物と技術の分離」と「薬漬け医療」の防止

### 2. 医薬分業の推進(処方箋発行権と調剤権の分離)と薬価差問題

- 医療機関の経営原資として薬価差を追求する行動がもともと存在
- 薬価差益が処方量の増加（過剰投与・歪み）に繋がっているとの批判が存在
- 1970年代から90年代にかけて日本の薬剤費比率は約30%（先進諸国と比べ大）
- 1973年に日本医師会が分業支持に方向転換（1974年、処方箋料の大幅値上げ）
- 1992年の薬価制度改革、DPC支払制度の普及で医薬分業が進展
- 医薬分業率は1990年頃の約10%から2016年までに約70%に増加
- 調整幅（公定薬価差）は、1991年の15%から2001年の2%にまで段階的に縮小
- 同時期の乖離率（私的薬価差）は、23.1%(薬価差益総額は約1.5兆)から7.1%（5000億円）まで縮小
- 近年の乖離率は8~9%で安定

### 3. 問題

- 医薬分業の目的は近時、医療安全が強調されている。
- しかし、制度的には薬剤師が医師の処方を変更するのは困難
- 分業のための規制については、患者の利便性の観点から疑問が出されている（「第二薬局問題」との関連がある）
- 分業推進のための診療報酬上の（過剰な）インセンティブ付与にも疑問あり
- 分業率70%を達成した現在でも、医薬分業を推進する必要があるか否か
- 分業の進展によって「薬漬け医療」が防止されているか否かが判断基準の一つ

### 4. 先行研究

- 多くの先行研究が医師の「薬価差益追求行動」（薬価差と処方量の正の相関）を実証  
日本製薬工業協会(1991)、南部(1993, 1997)、南部・島田(2000)、姉川(1999, 2002)、恩田・佐藤(2002)、高橋(2005)
- 医師の処方選択が高薬価（差益）の医薬品にシフトすることを実証  
医療経済研究機構(1996)、小椋・萩野(2002)、Ogura・Hagino(2003)、Iizuka(2007)
- 最近の研究は後発品の普及要因の実証分析や政策評価に主眼  
Iizuka(2009, 2012)、Iizuka and Kubo(2011)、菅原・南部(2014)

先行研究の使用データは80～90年代に限定される  
2000年以降のデータを使用した医薬品需要に関する研究は存在しない  
(薬価差益縮小や医薬分業の定量的な政策評価が行われてこなかった)

## 推定モデル

$$\ln Q_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln(P_{i,t} - P_{i,t}^w) + \phi_i + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

$Q_{i,t}$  : 取引量

$P_{i,t}$  : 薬価基準(100)

$P_{i,t}^w$  : 納入価格

$\phi_i$  : 各医療機関属性ダミー

$\eta_i$  : 200床病院 or グループ薬局ダミー

$\lambda_t$  : 年次ダミー (薬価改定等を調整)

$\varepsilon_{i,t}$  : 誤差項  $\beta_0$  : 定数項

- $\beta_1$ は薬価差益に対する需要弾力性として解釈される
- 固定効果モデルにより個別効果を除去⇒医療機関規模（購入量）が薬価差益に与える影響（逆の因果関係）を調整

## データ

- 大手医薬品卸企業から提供された実取引パネルデータ
- ①～⑤の医薬品の2011年度～2015年度の5年間の上半期（4月～9月）、下半期（10月～3月）別データ（T=10）
- 納入先医療機関は「病院」「診療所」「薬局」「その他（購入代理会社等）」

## 結果

薬価差益に対する需要（納入）量の弾性値： $\beta_1$

薬効名	全体	病院	診療所	調剤薬局	モデル
① アレルギー薬	0.251	0.142	0.327	0.260	固定効果モデル
② 糖尿病薬	0.274	0.161	0.868	0.262	固定効果モデル
③ 抗がん剤	0.151	0.133	*	0.132	固定効果モデル
④ 血圧降下剤（ARB系）	0.190	0.518	1.462	0.042	固定効果モデル
⑤ 消化性潰瘍用剤（胃腸薬）	0.134	*	*	*	GMM

\*標本数の関係で推定できず

出典：能登・印南（2017）未定稿につき取扱い注意

- 全体では0.13～0.27、医療機関属性別では診療所が大きい
- 薬価差益に対する納入量の弾力性は、（80～90年代と比較すると）大幅に縮小していると考えられる
- 医療機関別の弾力性は診療所が一番大きく、診療所の糖尿病薬、血圧降下剤では90年代並みの大きさとなっている

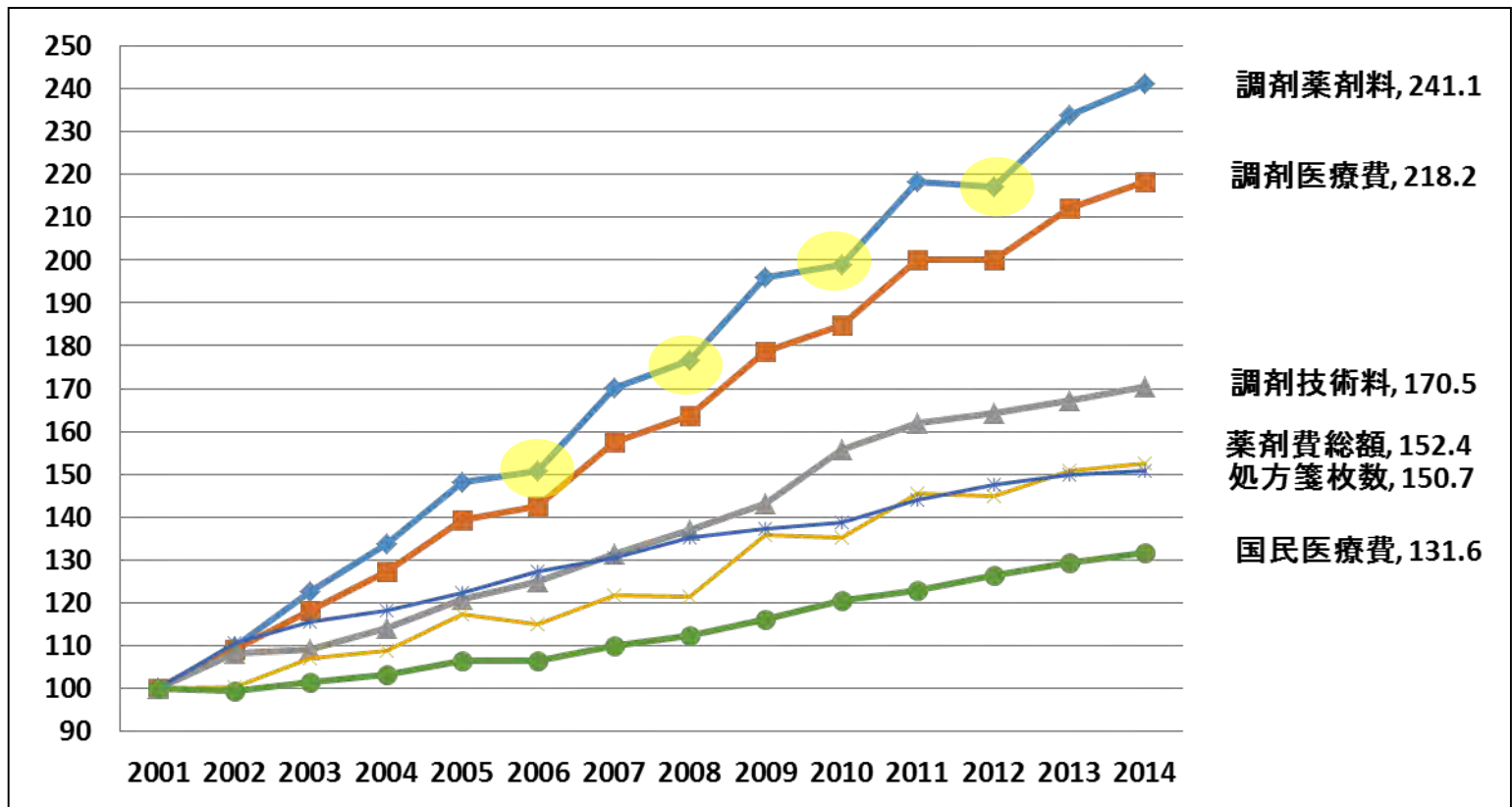
□ 医薬分業の推進と薬価差益の縮小は、「薬漬け医療（処方量の増加と処方選択の歪み）」を防止している可能性がある

- 薬価差益の追求行動自体は、薬価制度が予定しており（引き下げの原動力）、問題は過剰な処方量の増加と処方選択の歪み
- 医薬分業の推進によって処方量と薬価差益の関係が希薄化
- 病院と診療所の弾力性を比較すると病院の弾力性が低い⇒DPC包括払いの推進も要因として考えられる
- 診療所の医薬分業率は相対的に低いため、差益がまだ重要な収入源になっている可能性がある（「薬漬け医療」が残存？）
- 診療所を中心に医薬分業を進める必要性がまだある

# I 薬価制度回りの分析

## (イ) 調剤医療費増加の要因分析

### 1. 調剤費の増加ぶりが著しい





2. 医薬分業が進めば、入院外薬剤費が調剤費に付け変わるので、調剤費が増えるのは当然
3. 本来、薬剤費の増加要因分析を行うべきであるが、データ上困難
4. 医薬分業の進展以外に調剤費の増加要因はないか？

## 分析モデル

$$y_{it} = \alpha + \sum_1^j \beta_j x_{it}^j + \sum_2^t \gamma_t D_t + e$$

水準モデル

$$\ln y_{it} = \alpha + \underbrace{\sum_1^j \beta_j \ln x_{it}^j}_{\text{静的決定構造}} + \underbrace{\sum_2^t \gamma_t D_t}_{\text{年次効果}} + e$$

水準対数モデル

$$\left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right) = \alpha + \sum_1^j \beta_j \left(\frac{x_{it}}{x_{it-1}}\right) + \sum_2^t \gamma_t D_t + e$$

増加率モデル

$$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right) = \alpha + \sum_1^j \beta_j \ln\left(\frac{x_{it}}{x_{it-1}}\right) + \sum_2^t \gamma_t D_t + e$$

増加率対数モデル

モデルの詳細は、一人当たり国保・老人医療費の増加要因分析で説明する

## 結果

### 総合効果と直接効果（水準弾力性）（2001～2012年）調剤金額の分析

説明変数	一人当り調剤金額				一人当り処方箋発行枚数			
	総合効果	R <sup>2</sup>	直接効果1	直接効果2	総合効果	R <sup>2</sup>	直接効果1	直接効果2
医薬分業率	1.76	0.69	1.17	0.99	1.01	0.83	1.02	1.10
薬剤師数(人口当たり)	2.77	0.04	0.67	0.15	1.43	0.00	-	-
高齢化率（65歳以上）	2.89	0.35	0.27	0.21	1.46	0.14	0.21	0.18
医師数（人口当り）	3.91	0.04	0.39	0.25	2.25	0.01	0.24	0.49
平均在院日数	▲ 3.47	0.02	▲ 0.21	-	▲ 1.86	0.00	0.33	0.20
悪性新生物死亡数（人口当たり）	3.83	0.30	0.24	0.27	2.02	0.15	▲ 0.12	-
老人入院外受診率	0.93	0.04	0.11	-	0.36	0.11	0.14	0.28
1人当り県民所得	▲ 1.55	0.03	-	-	▲ 0.70	0.05	0.08	-
年次ダミー				省略				省略
直接効果のモデルの決定係数			0.847	0.949			0.912	0.918
選択されたモデル			固定効果	変量効果			変量効果	固定効果

※総合効果は、各説明変数を単独で投入した時のパネル回帰係数である

※直接効果1は、年次ダミーを除く全説明変数投入時のパネル偏回帰係数である（5%レベルで有意なもののみ記載）

※直接効果2は、年次ダミーを含む全説明変数投入時のパネル偏回帰係数である（5%レベルで有意なもののみ記載）

※全ての分析で固定効果モデルが支持された（観察数は564）

**薬剤師数（薬局数）**の増加が、第2の増加要因である  
**医師数**の増加が、第3の要因

## 含意

### 1. 医薬分業に対して（「薬漬け医療」の実証分析と合わせて）

- 医薬分業その他の政策の推進によって、薬価差益と処方量との関係が希薄化し、「薬漬け医療（薬価差益の追求に処方量の増加、歪み）」の防止に役立っている
- 診療所の薬価差納入量弾力性は高止まりしているので、診療所については引き続き分業を推進する必要がある
- 医療安全に対する医薬分業の効果は、調剤報酬との関係で考察すべき

### 2. 薬剤費に対して

- **薬剤師数、医師数の増加が調剤費の増加の副次的要因**
- 薬剤費全体の増加要因については、価格・数量の両面について、定性的なものも含めて分析・考察すべき
- 薬価制度自体に薬価が高止まりする構造が存在する

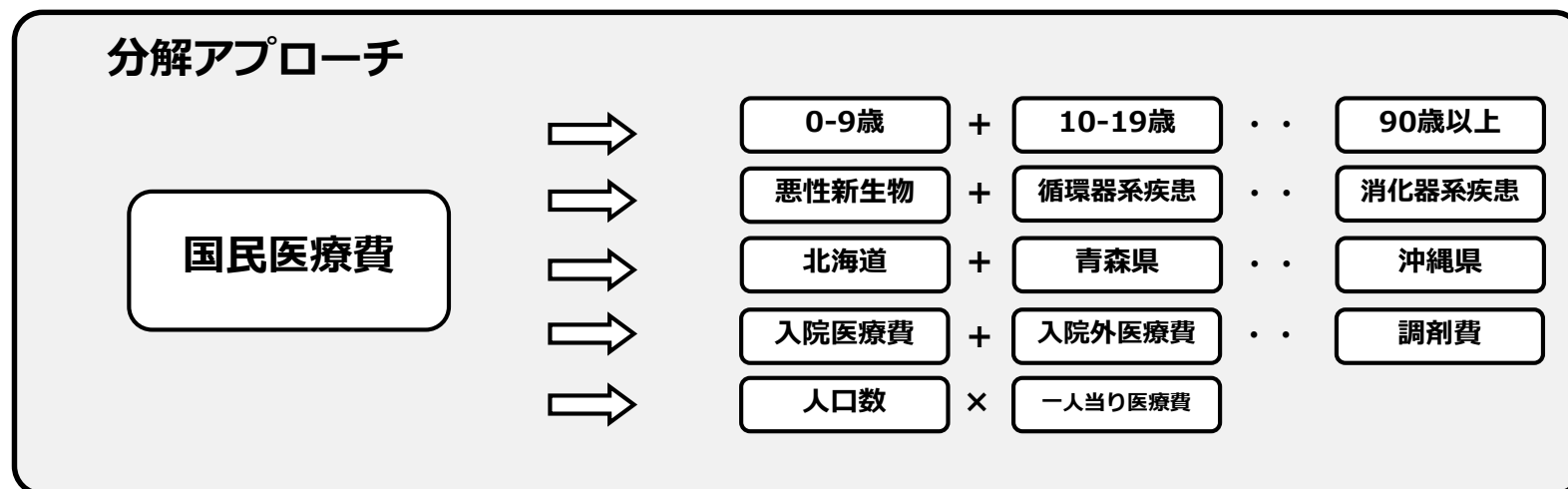
## Ⅱ 一人当たり国保医療費・老人医療の増加要因分析

(ア) 医師数に関する政策の必要性（誘導需要）

(イ) 病床規制、平均在院日数に対する政策

### □ 分解アプローチから政策要因分析へ

- 分解アプローチは抑制すべきターゲットを見つけるには適している
- 国民に説明しやすい
- しかし、増えている部分ができるだけで、なぜ増えるのかは分からない
- ターゲットは判明しても、対策は限定的になる
- 政策要因分析は、政策要因に迫れる（国民に説明しにくい）

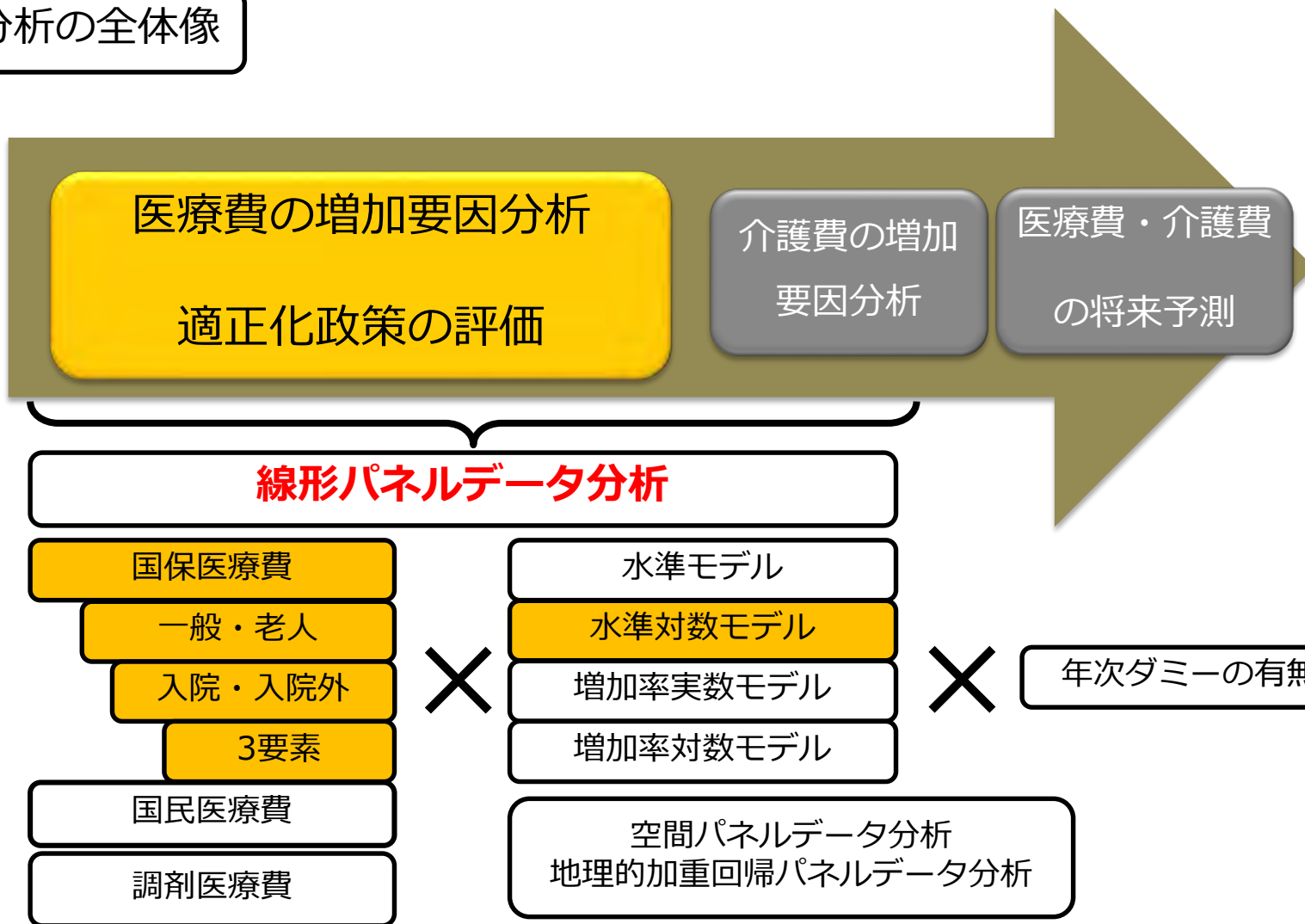


## □ 学術的な政策要因分析は限定的・部分的

- 既存研究の結論は意外に曖昧（社会保障国民会議での指摘）
  - ✓ クロスセクション研究は、病床数を重視（多重共線性問題で医師数入れず）、所得を要因として抽出できない。
  - ✓ 時系列研究は、所得ないし医療技術の進歩を主要因とみる（国際的にはこれが通説）。海外研究の類推が多い。国民皆保険、公定価格制度を取る日本で、この通説が当てはまるか不明。国内データによる分析が必要
  - ✓ 主体（都道府県等）の個別性を考慮していない
  - ✓ 共変関係（相関）の確認にとどまり、因果関係に迫っていない
  - ✓ 空間的相関を考慮していない
  
- 間接効果を考慮した上で、要因間の相対的重要度をみる必要がある
  - ✓ レッドヘリング（高齢化を主因とし、他の要因を看過しているという）仮説の検証
  - ✓ 政策的に重要な変数の発見が必要(人口の増減、高齢化、所得は与件)
  - ✓ 供給誘導需要に関する検証（目標所得、A J 仮説）
  - ✓ 過去の政策の評価（病床規制、平均在院日数短縮化等）

**政策的・包括的な研究が必要**

# 分析の全体像



分析したモデル数は、分解アプローチと組み合わせたため約2000

## モデル

$$y_{it} = \alpha + \sum_1^j \beta_j x_{it}^j + \sum_2^t \gamma_t D_t + e$$

水準モデル

$$\ln y_{it} = \alpha + \sum_1^j \beta_j \ln x_{it}^j + \sum_2^t \gamma_t D_t + e$$

水準対数モデル

静的決定構造 年次効果

$$\left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right) = \alpha + \sum_1^j \beta_j \left(\frac{x_{it}}{x_{it-1}}\right) + \sum_2^t \gamma_t D_t + e$$

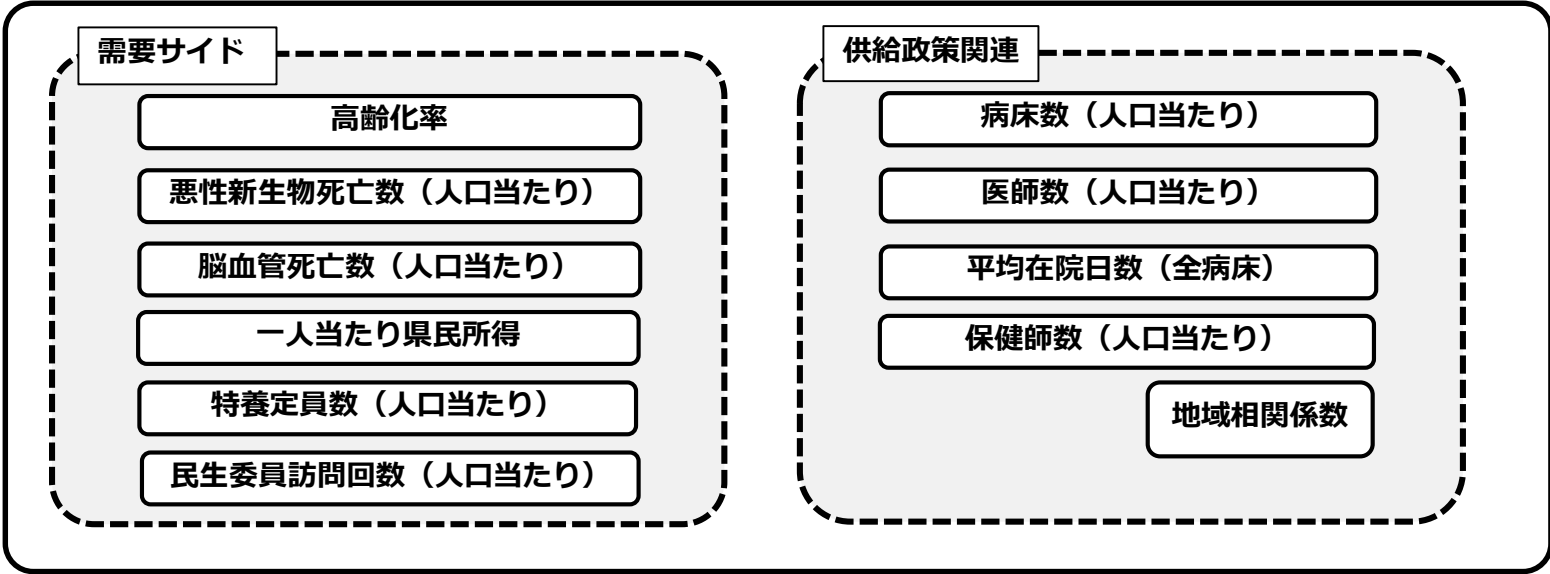
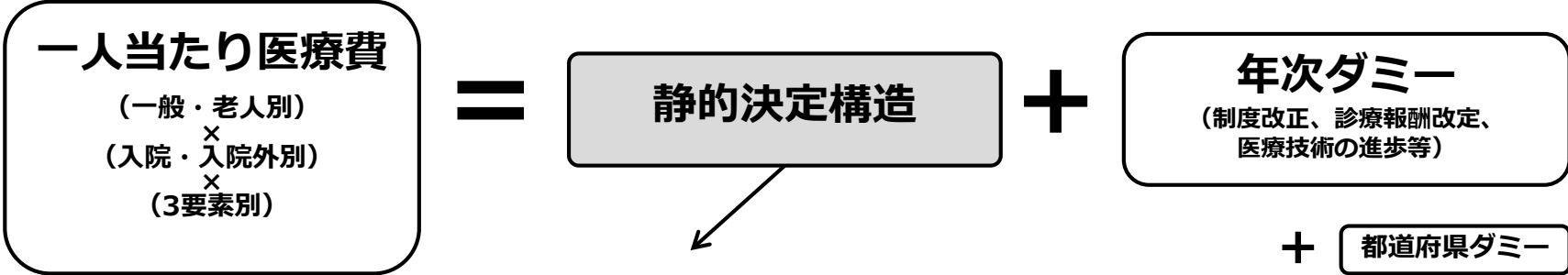
増加率モデル

$$\ln \left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right) = \alpha + \sum_1^j \beta_j \ln \left(\frac{x_{it}}{x_{it-1}}\right) + \sum_2^t \gamma_t D_t + e$$

増加率対数モデル

- $y_{it}$ は都道府県*i*の*t*年における国保医療費を表す。
- $x_{it}$ は医療費の増加要因の変数で $\beta$ はそれらの係数（意味は、寄与度、水準弾力性、増加率寄与度、増加率弾力性を表す。
- $D_t$ は年次ダミーそれぞれ該当年以降を1、それ以外を0とし、 $\gamma$ はその係数。
- $\alpha$ は定数項を表す。
- $e$ は誤差項を表す。

- 予め単位根検定（Levin, Lin and Chu検定、Im, Pesaran and Shin検定、ADF-Fisher検定、PP-Fisher検定）を実施して、**被説明変数、説明変数の定常性を確認**した。 ⇒見せかけの回帰の問題を回避
- 分析は最小二乗法によるパネル分析とし、それぞれについてプールOLS、固定効果モデル、変量効果モデルの3種類を実施した。



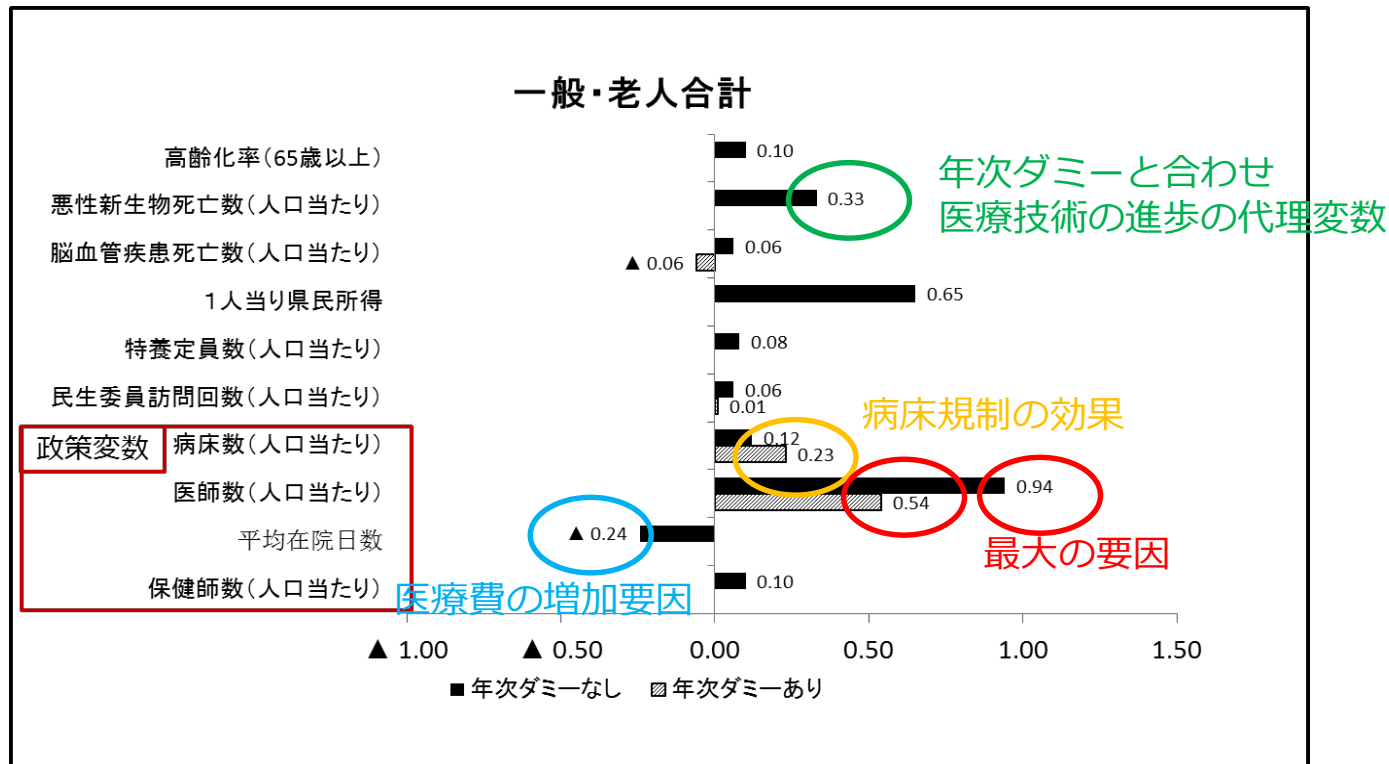


## 結論

0. 一人当り国保・老人医療費の原因には  
30年間不変の構造が存在する（都道府県の個別性を考慮した上で）
1. 医療費増加の最大の要因は医師数だった（結果はかなり頑健）
2. 病床規制の重要性は不変
3. 平均在院日数の短縮化は医療費抑制全体には有効ではない（ターゲティングが必要）
4. 社会の高齢化は主因ではない（レッドヘリング仮説を一部支持）
5. 悪性新生物の死亡数の影響は大
6. 保健活動や社会関係資本の効果はあいまい
7. 現在、所得は医療費増加の主因ではない
8. 供給誘導需要が存在する（1日当り医療費の伸び）
9. やはり魔法の杖はない

# ポイント

## 1. 医療費増加の最大の要因は医師数だった

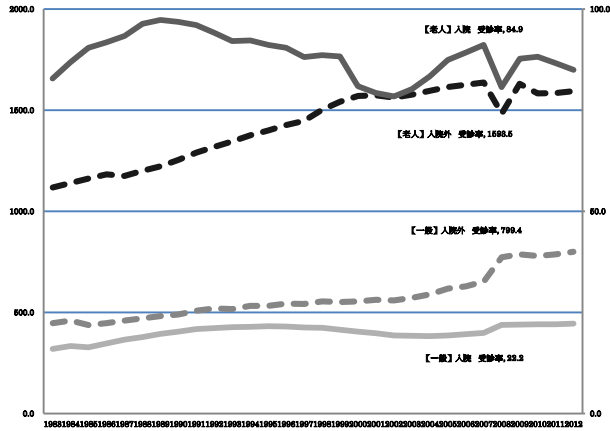


病床数と同時投入しての結果であることに意義がある  
県民所得が第2の要因（しかし、所得自体は伸びていない）  
医師数だけ入れると、係数は2.6（かなり弾力的）  
しかし、見せかけの効果を含む（医師数が増加すると病床維持もできる）

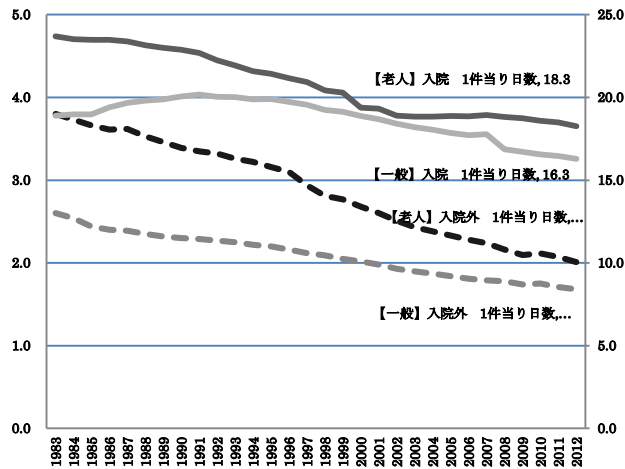
# 医師誘導需要について

## 医療費の3要素

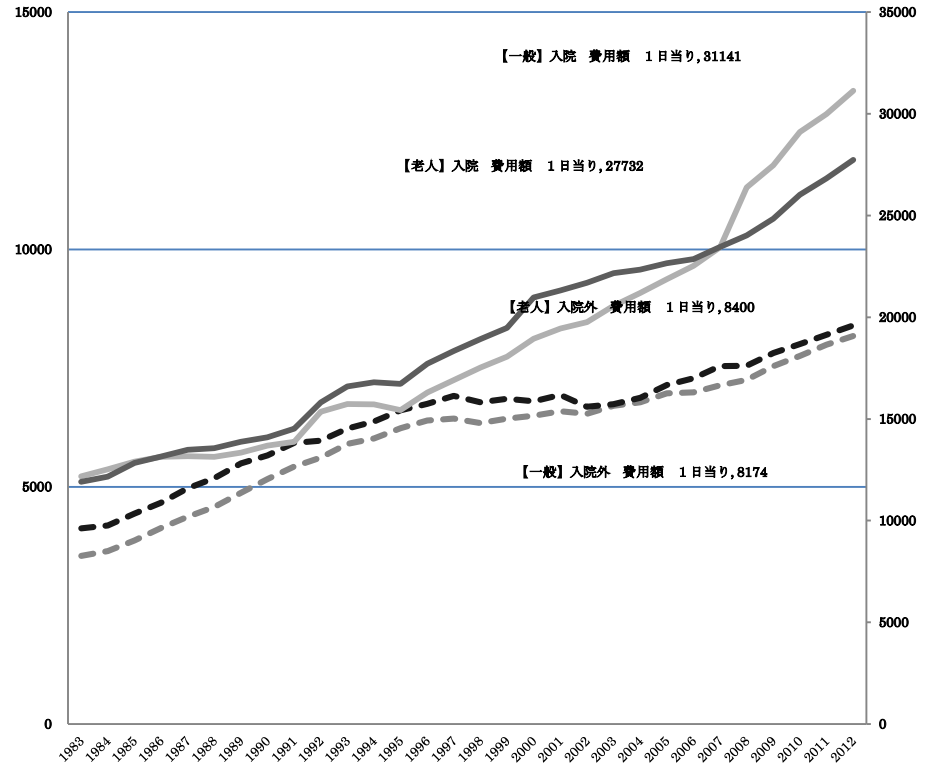
### 受診率



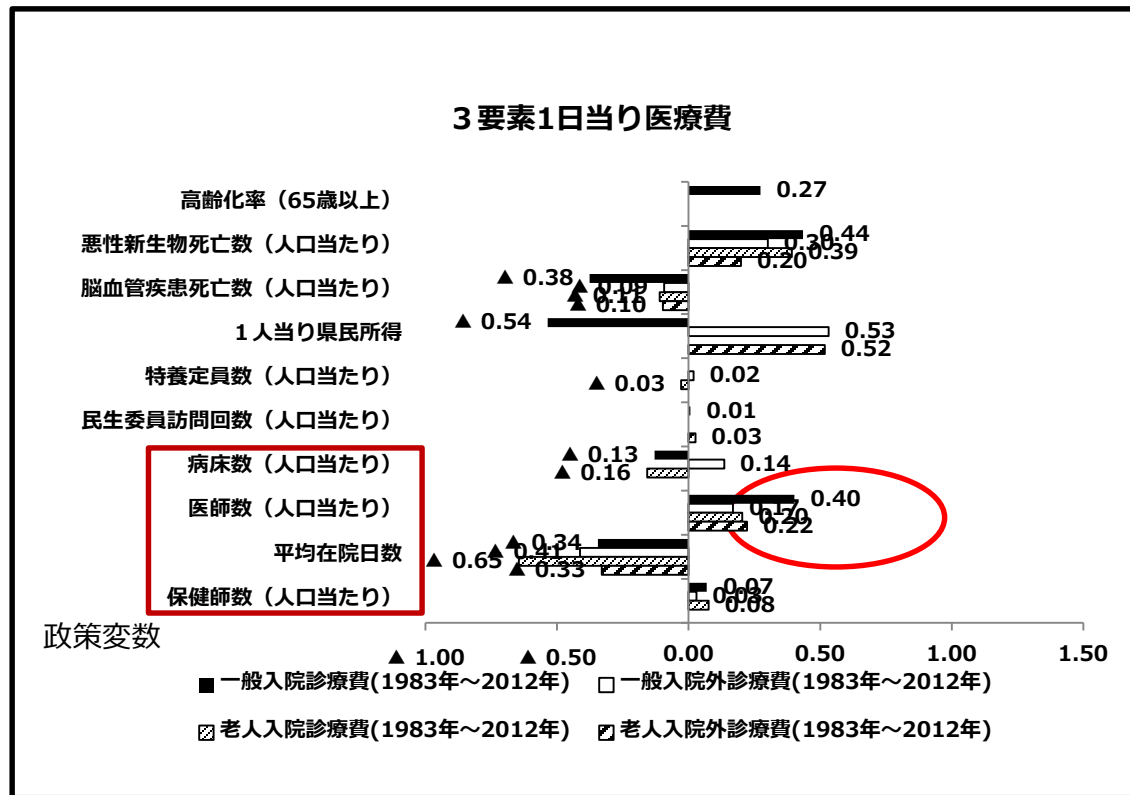
### 日数



### 1日当たり診療費

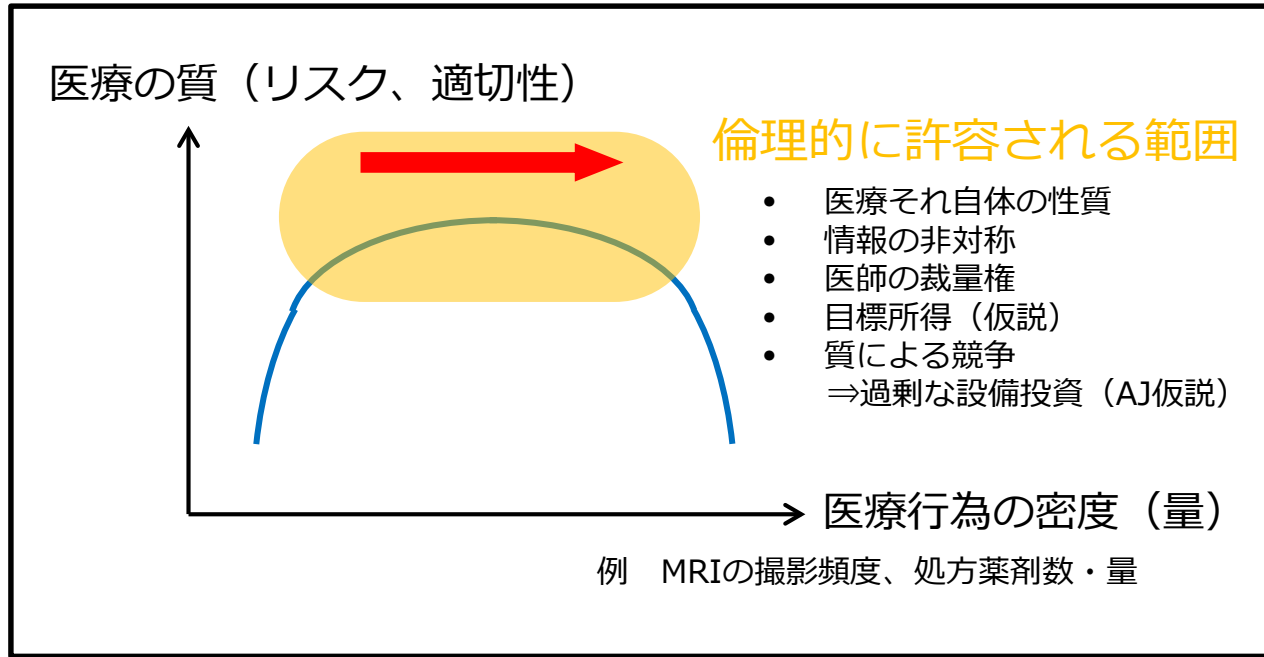


1日当たり診療費の増加ぶりが重要！



- 病床数が減るほど、平均在院日数が短くなるほど、1日当り医療費が増えている
- これらを統制しても、医師数と連動している
- 医療技術の進歩は、年次ダミーと悪性新生物死亡率である程度統制されている  
⇒医師誘導需要の存在が濃厚
- 目標所得仮説とAJ仮説(追加分析) が支持される (割愛)

# なぜ医師が増えただけで一人当たり医療費が増えるのか？



- 受診率の低下、入院日数・外来日数の減少、その他の医療費適正化政策に対抗して、  
倫理的に許容される範囲内での  
1日当り医療密度の高度化  
+ 新規進出地域での需要の掘り起こし (空床回避等)  
を行う (政策に対する対策)

# 医師数の増加は、医療費増加の基礎圧力 政策に対する「対策」（誘導需要）の原動力

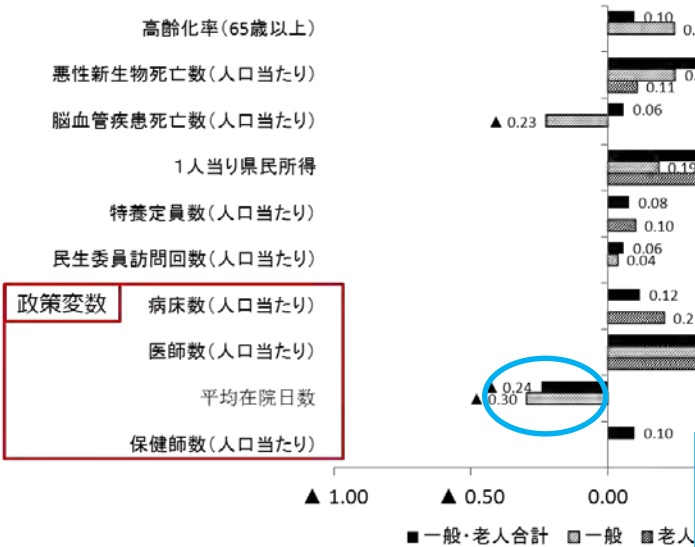
## [対応] 医学定員削減

しかし、過去医師不足問題の解決手法として導入された経緯があるので、この問題（地域別・診療科別の偏在問題）の同時解決が必要

1. 地域枠を残し、医学定員を削減
2. 医師過剰地域、診療科への**保険医定員制**の導入

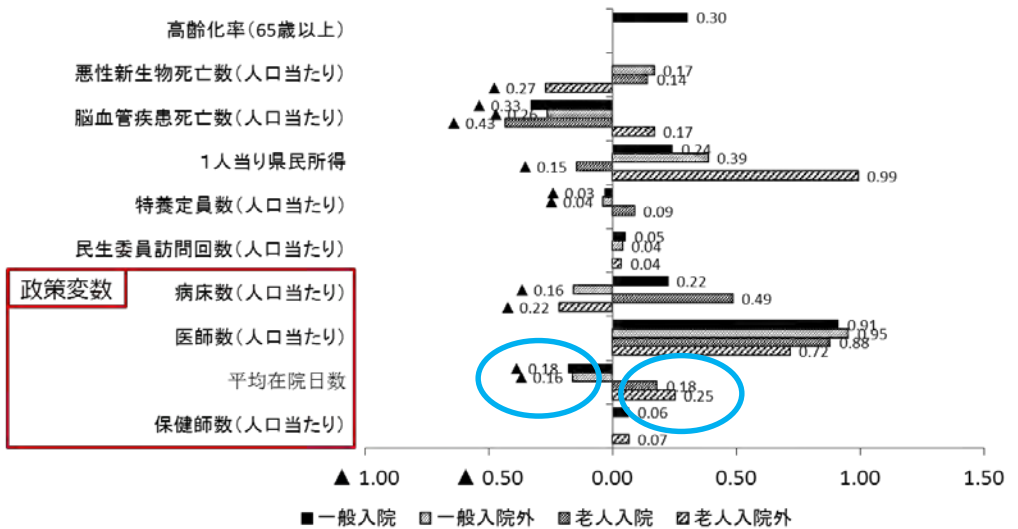
# 平均在院日数の短縮化について

## 保険制度別



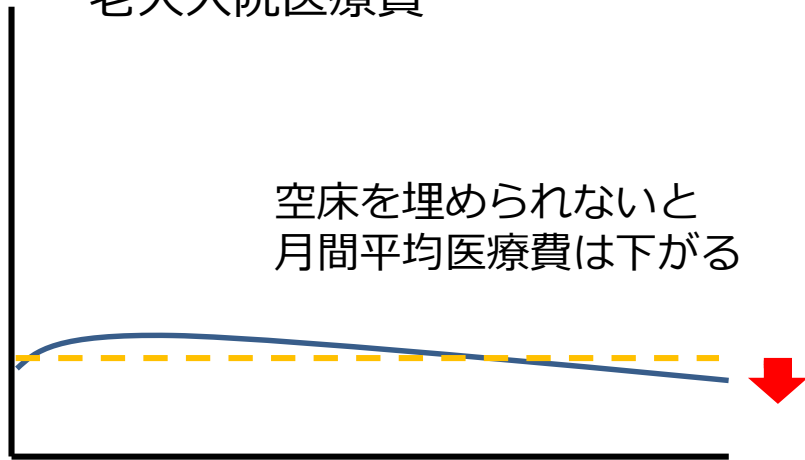
平均在院日数の短縮化は  
老人入院・入院外医療費を抑制  
老人全体では効果なし、  
一般国保、国保総額、国民医療費  
に対しては、増加要因

## 区分別

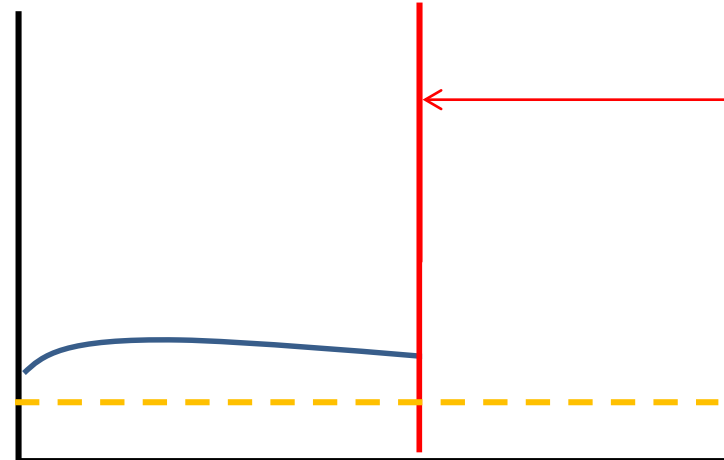


# 平均在院日数短縮化の作用メカニズム

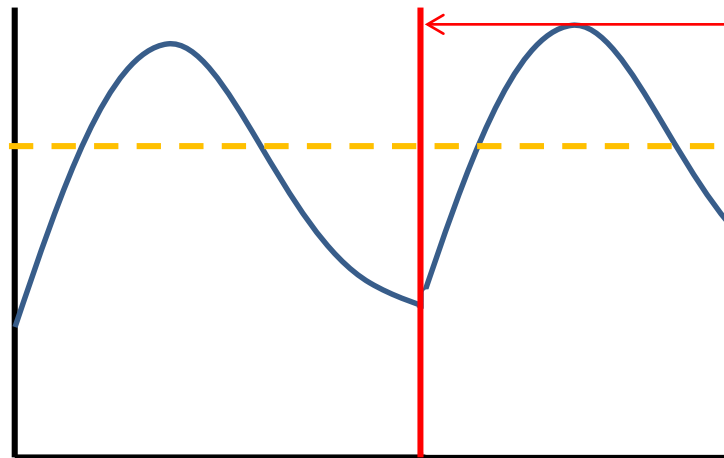
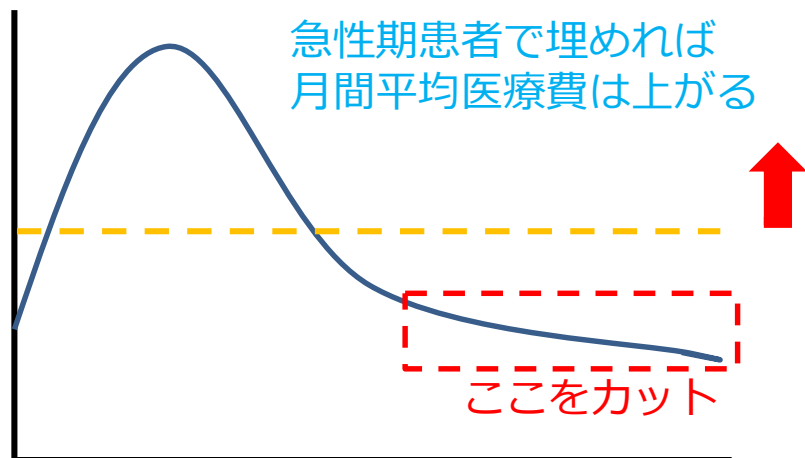
## 老人入院医療費



## 地域の医療需要が一定なら



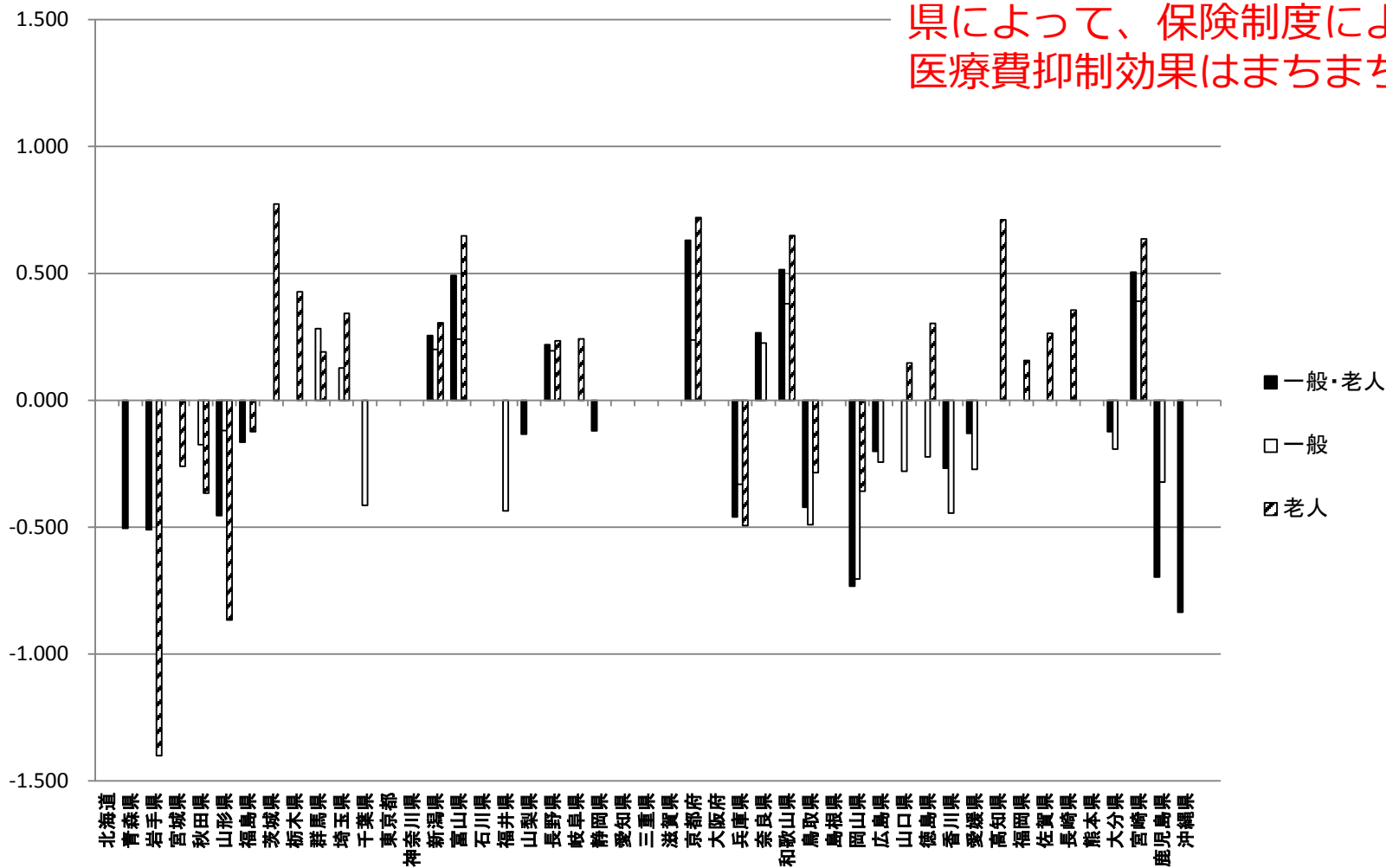
## 一般入院医療費





# 平均在院日数（全病床） 地理的加重回帰分析係数

県によって、保険制度によって  
医療費抑制効果はまちまち



# 参考1 1973年～1981年データの分析

総合効果と直接効果(水準弾力性)(1973～1981年)

説明変数	一般・老人				一般				老人			
	総合効果	R <sup>2</sup>	直接効果1	直接効果2	総合効果	R <sup>2</sup>	直接効果1	直接効果2	総合効果	R <sup>2</sup>	直接効果1	直接効果2
高齢化率(65歳以上)	3.40	0.20	1.14	-	5.26	0.13	1.00	-	-	0.36	-	-
病床数(人口当たり)	6.18	0.15	▲ 0.25	0.35	5.65	0.08	▲ 0.36	0.23	6.31	0.18	0.33	0.59
医師数(人口当たり)	4.21	0.24	0.16	0.07	3.86	0.21	0.17	0.06	4.33	0.26	0.15	0.32
平均在院日数												
悪性新生物死亡数(人口当たり)	6.07	0.23	▲ 0.31	0.18	5.58	0.17	▲ 0.28	0.14	6.00	0.15	-	-
脳血管疾患死亡数(人口当たり)	▲ 2.03	0.02	▲ 0.19	-	▲ 1.80	0.04	▲ 0.20	-	▲ 2.64	0.05	-	-
保健師数(人口当たり)	4.81	0.03	-	-	4.39	0.02	-	-	4.80	0.02	-	-
1人当り県民所得	1.80	0.67	1.27	0.17	1.66	0.73	1.19	0.12	1.81	0.62	1.42	-
特養定員数(人口当たり)	0.97	0.31	0.12	-	0.86	0.25	0.13	0.02	1.04	0.34	0.18	-
民生委員訪問回数(人口当たり)	1.33	0.18	0.09	-	1.22	0.16	0.07	▲ 0.01	1.40	0.17	0.18	0.08
直接効果のモデルの決定係数			0.88	0.94			0.85	0.92			0.88	0.90

※総合効果は、各説明変数を単独で投入した時のパネル回帰係数である。R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数ないしoverallの数値である。

※直接効果1は、年次ダミーを除く全説明変数投入時のパネル回帰係数である(有意なもののみ掲載)

※直接効果2は、年次ダミーを含む全説明変数投入時のパネル回帰係数である(有意なもののみ掲載)

総合効果と直接効果(水準弾力性)(1983～2012年)

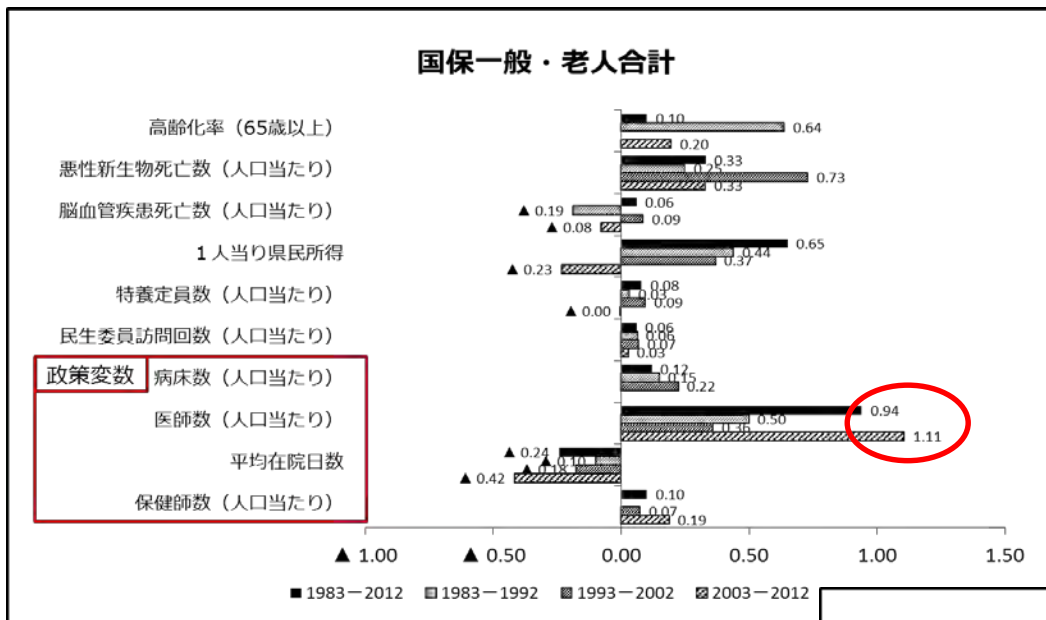
説明変数	一般・老人				一般				老人			
	総合効果	R <sup>2</sup>	直接効果1	直接効果2	総合効果	R <sup>2</sup>	直接効果1	直接効果2	総合効果	R <sup>2</sup>	直接効果1	直接効果2
高齢化率(65歳以上)	1.39	0.79	0.10	-	1.25	0.81	0.24	-	-	0.36	-	-
病床数(人口当たり)	2.24	0.12	0.12	0.23	1.61	0.08	-	0.20	1.59	0.15	0.21	0.33
医師数(人口当たり)	2.48	0.62	0.94	0.54	2.19	0.57	0.91	0.35	1.37	0.59	0.79	0.52
平均在院日数	▲ 1.88	0.19	▲ 0.24	-	▲ 1.68	0.24	▲ 0.30	▲ 0.07	▲ 1.00	0.09	-	0.27
悪性新生物死亡数(人口当たり)	1.85	0.81	0.33	-	1.64	0.81	0.25	▲ 0.08	1.00	0.53	0.11	▲ 0.13
脳血管疾患死亡数(人口当たり)	▲ 1.70	0.00	0.06	▲ 0.06	▲ 1.65	0.00	▲ 0.23	-	▲ 1.01	0.07	-	▲ 0.25
保健師数(人口当たり)	1.40	0.49	0.10	-	1.24	0.50	0.04	0.06	0.76	0.25	0.05	-
1人当り県民所得	2.13	0.20	0.65	-	1.57	0.17	0.19	0.06	1.29	0.19	0.41	-
特養定員数(人口当たり)	1.27	0.44	0.08	-	1.12	0.43	-	▲ 0.02	0.71	0.38	0.10	0.02
民生委員訪問回数(人口当たり)	1.33	0.36	0.06	0.01	1.16	0.32	0.04	0.02	0.69	0.32	0.04	-
直接効果のモデルの決定係数			0.87	0.95			0.85	0.96			0.69	0.86

※総合効果は、各説明変数を単独で投入した時のパネル回帰係数である。R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数ないしoverallの数値である。

※直接効果1は、年次ダミーを除く全説明変数投入時のパネル回帰係数である(有意なもののみ掲載)

※直接効果2は、年次ダミーを含む全説明変数投入時のパネル回帰係数である(有意なもののみ掲載)

## 参考2 医師数の結果の頑健性



30年間を10年間3つで分ける  
 ⇒どの年代でも同じ構造  
 最近の医師数の影響力はより大きい  
 (弾力性が唯一1を超える)

国民医療費に一般化できる

