

2025. 5. 27

患者・供給者の行動変容と 保険者機能強化による 医療サービスの効率化

研究代表者 上智大学 中村 さやか

研究目的

医療における非効率性の解消に向けて、問題を
需要側、すなわち患者側の要因と、
供給側、すなわち医療供給者側の要因の両面から分析し、
保険者機能強化に向けた提案や政策提言を行う。

1. 医療利用の要因分解
2. 患者側の要因によって生じる非効率性の解消
に向けた分析
3. 診療報酬改定が医療供給者の行動に及ぼす
因果的影響の推定

2024年度に特に進展があった研究

1. 医療利用の要因分解

- 転居者を利用した医療費の地域差の要因分解

2. 患者側の要因によって生じる非効率性の解消に向けた分析

- 糖尿病および慢性腎臓病の進行と居住地特性の関連

問題意識

- 都道府県間や二次医療圏間の一人当たり医療費の地域差はなぜ生じるか？

1. 地域の人口構成の差

- 単純平均ではなく性・年齢調整済み平均値を使用しても地域差はなくなる

2. 医療需要の違い：地域の患者の違い

- 健康状態が悪いと医療利用が増える
- 好みや行動パターンの違い（受診頻度、治療方法やジェネリックに対する考え方、等）

3. 医療供給の違い：医師や医療施設の違い

- 医療アクセス（医療機関への距離や待ち時間等）
- 診療パターン：患者特性が全く同じでも治療が異なる

医療費の地域差の要因分解

- 性・年齢調整済みの一人当たり医療費の地域差を
患者側の要因と供給側の要因に分解したい
- 多くの先行研究では地域レベルのデータを使い、
一人当たり医療費を供給側の特性と需要側の特性に回帰

問題点

- 重要な特性が観察できない
 - 患者の健康状態、好み、行動パターン
 - 医師の診療パターン、好み、信念、考え方
- 多くの地域特性は需要側・供給側両方に依存
 - 供給側の立地選択により需要が多い地域は
医師や施設も増加
 - 医療アクセスは患者の健康状態に影響

転居者を利用した分析

Finkelstein et al. (2016) :

- アメリカの高齢者の**転居前後の医療費を比較**
 - 患者側の特性はある程度一定のまま
居住地・医療者が変化
 - 患者要因によらない(⇒地域特性や供給側の要因
による)医療費の地域差を推定
- 結論：医療費の地域差の主要因は患者側より供給側
- 欧州でのデュプリケーション（同様の研究）では
医療費の地域差の主要因は患者側
- 協会けんぽデータでデュプリケーションを行う
- 日本での医師の裁量は米国より小、欧州より大？
 - 日本ではどんな結果になるか？

分析内容

イベントスタディー分析

- 平均医療費の低い（高い）地域から高い（低い）地域に転居すると転居者の医療費も上がる（下がる）？
- 転居前後の医療費の変化と、転居先と転居元の地域の住民一人当たりの平均医療費の差の関連が、転居前後を通じてどう変化するか分析

分解分析

- 医療費の地域差の何割が患者特性の地域差によって決まり、何割が地域特有の効果によって決まるのか？
 1. 加法的要因分解：地域を2つのグループに分け、グループ間の医療費の差を要因分解
 2. 分散の要因分解：地域の医療費の分散を要因分解

データ

- 加入者一年（年度）を観察単位とする2015—2022年度のパネルデータ
- 都道府県及び二次医療圏で地域を定義
- 変数：年間総医療費や年間の医療利用状況、居住地域、個人特性
- 転居者：観察期間内に地域をまたいで1回だけ移動、転居の前後1年以上、計3年以上を観察できる加入者
- 非転居者：加入期間内に居住地域が不変で、計3年以上を観察できる加入者（1%サンプルを使用、最終的には25%サンプルを使用予定）

モデル：イベント・スタディ回帰式

$$y_{it} = \tilde{\alpha}_i + \hat{\delta}_i \sum_{k=-4}^4 \theta_k 1[t - t^*(i) = k] + \tau_t + x_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

- 添え字 i は個人、 j は地域、 t は年を表す
- y : 結果変数; α : 個人固定効果; τ : 年ダミー;
 x : 個人特性を表す変数群 (2歳刻みの年齢群ダミー
と転居者の転居年との年数差を表すダミー);
 ε : 誤差項; β : 係数パラメータ群
- $\hat{\delta}_i$: [転居先地域の加入者平均年間医療費]
－ [転居元地域の加入者平均年間医療費]
- $1[t - t^*(i) = k]$; 転居年 $t^*(i)$ との年数差ダミー
- θ_k : 転居から k 年 (前/後) で転居先と転居元の
平均医療費の差に対して転居者の医療費が
どの程度変化したかを表す係数パラメータ
- θ_{-1} はゼロに標準化

イベントスタディー：定式化

被説明変数：年間医療費を無変換で使用

- 先行研究では y に定数を加えて対数変換
← 定数の選択が恣意的、 y への限界効果を算出できない

説明変数：転居先と転居元の加入者平均年間医療費の差

- 性・年齢調整済み平均値を使用：全地域で男女別5歳刻みの年齢群の構成比がサンプル全体と等しいと仮定して加重平均を算出（先行研究では単純平均を使用）

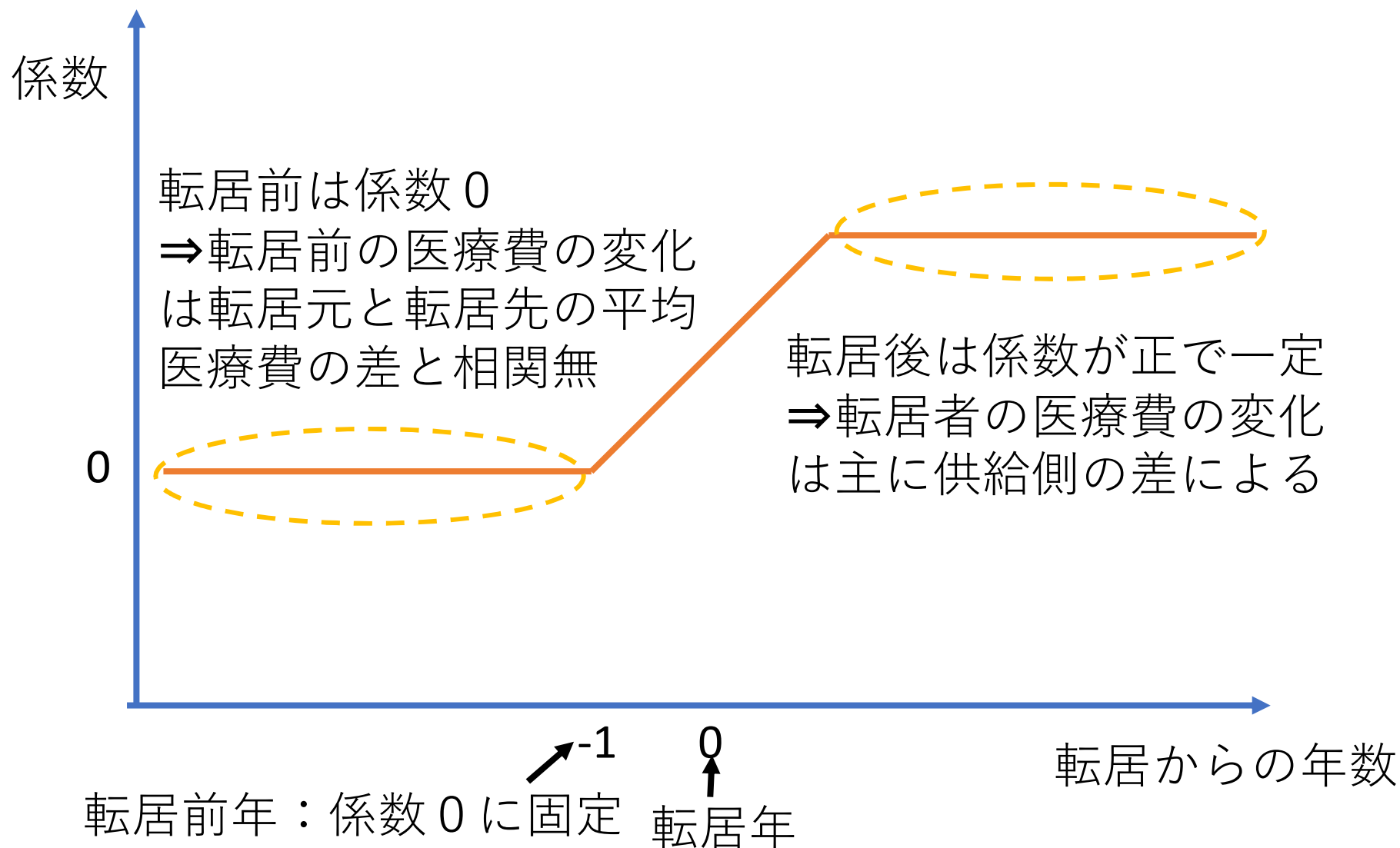
回帰分析に用いるサンプル

- 転居者（非転居者を含めても結果はほとんど変わらない）

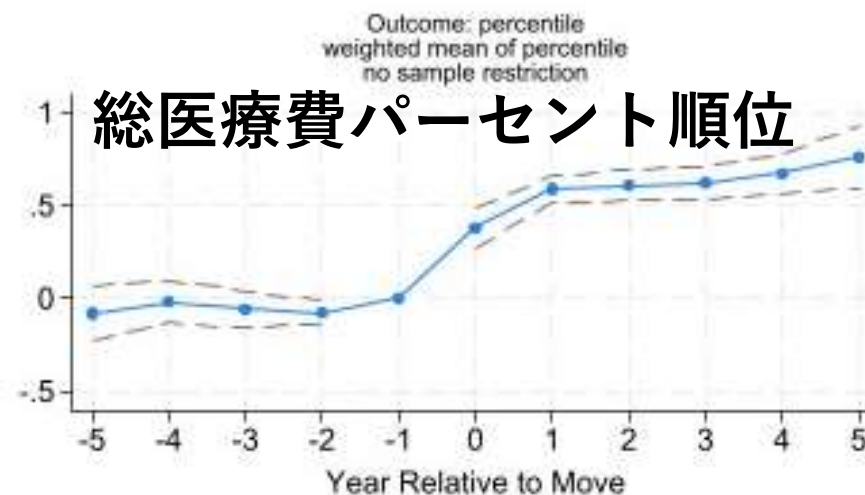
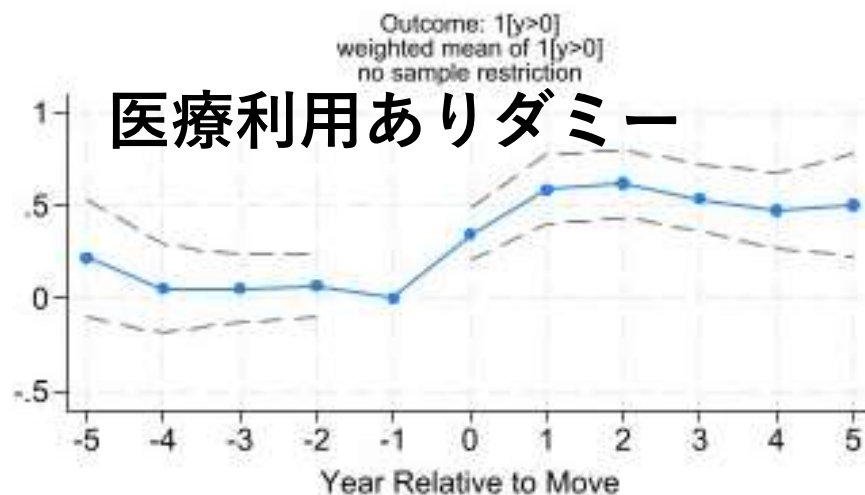
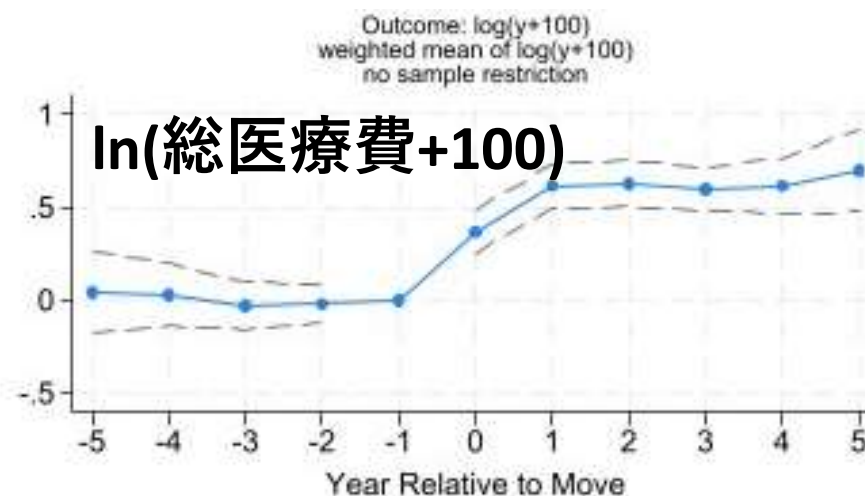
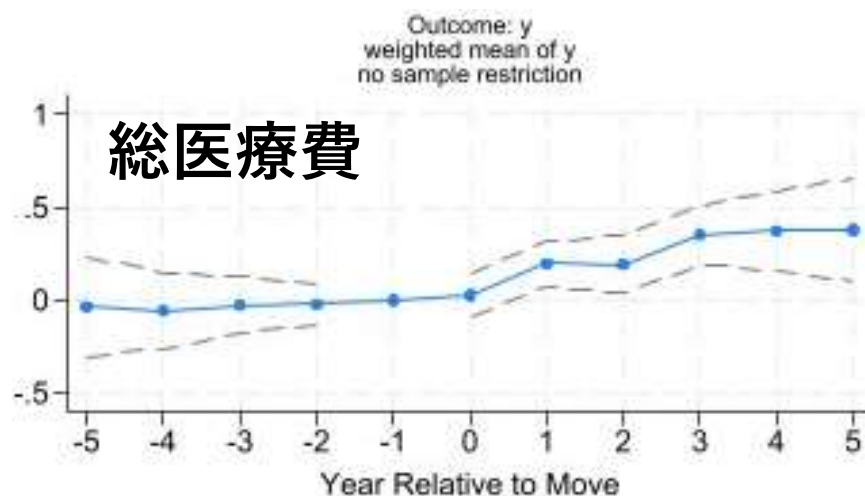
標準誤差：二次医療圏と個人で二重にクラスター

- Cantoni & Pons (2022 AER) を踏襲

イベントスタディー 先行研究から予想される結果

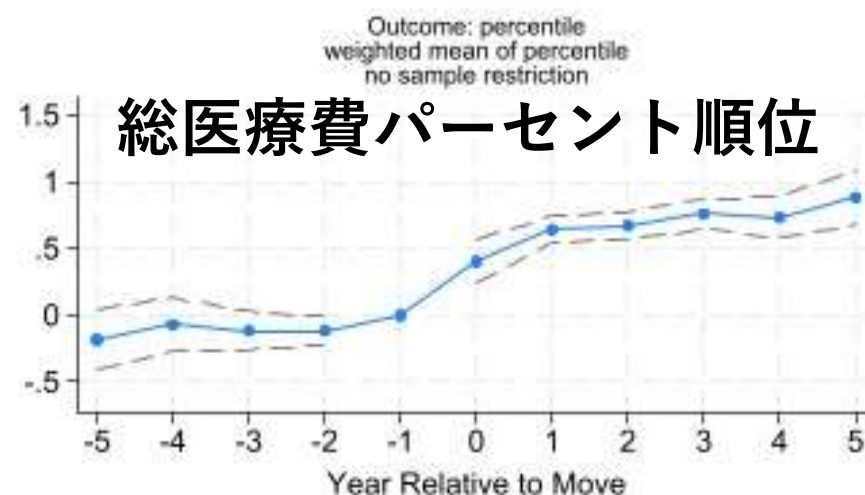
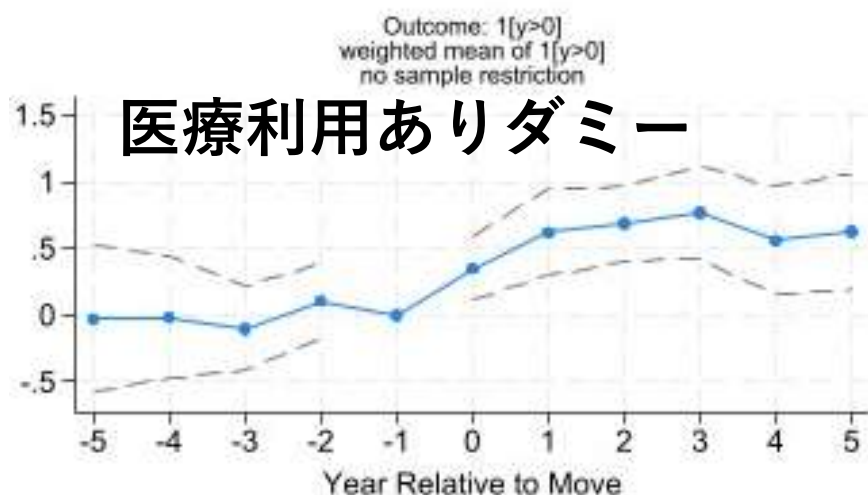
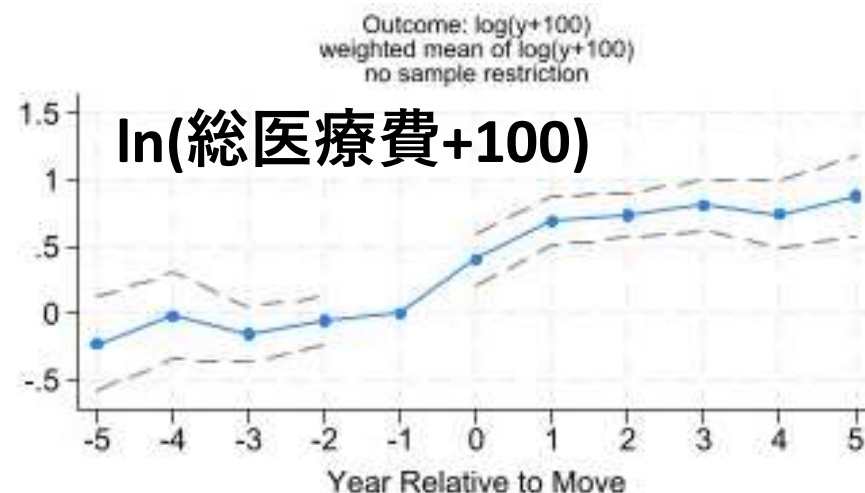
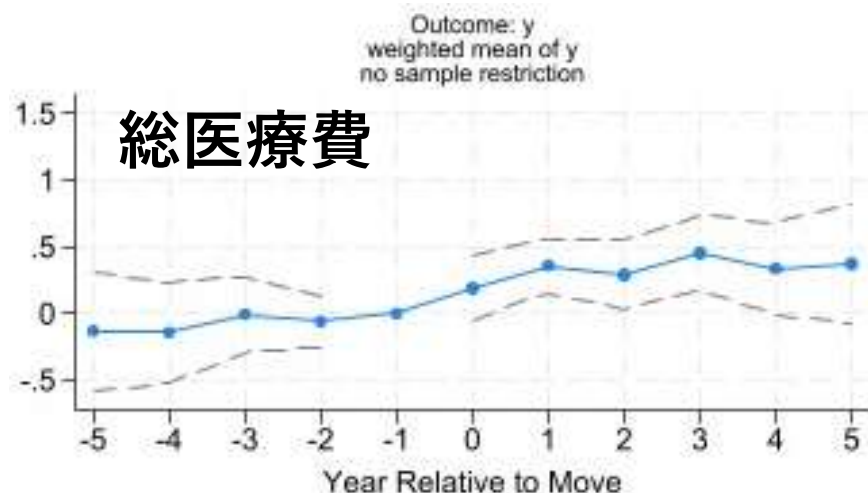


暫定的な分析結果： 二次医療圏間の転居者



グラフの起点は転居前5・6年目、終点は転居後5・6年目をそれぞれ含む

暫定的な分析結果：都道府県間の転居者



グラフの起点は転居前5・6年目、終点は転居後5・6年目をそれぞれ含む

イベントスタディー まとめと考察

- 新年度のデータを追加したことで結果が変化
- 転居前の係数は0に近い
 - ← 健康状態が悪化した個人が医療の充実した地域に転居しているならば転居前の係数は正のはず
- 転居後の係数は正、都道府県単位のほうが二次医療圏単位より係数大
 - 性・年齢調整済一人当たり医療費が1万円高い(低い)
都道府県に転居すると医療費が4000円弱増(減)
- 都道府県単位だと転居後の係数はほぼ一定、二次医療圏単位だと転居後係数がやや増加

分解分析のための固定効果モデル

転居者・非転居者のサンプルで以下を推定

$$y_{ijt} = \alpha_i + \gamma_j + \tau_t + x_{it}\beta + \varepsilon_{ijt},$$

- 添え字 i は個人、 j は地域、 t は年を表す
- y : 年間総医療費（先行研究では定数を足して対数変換）
- α : 個人固定効果, γ : 地域固定効果, τ : 年ダミー
- x : 個人特性を表す変数群（2歳刻みの年齢群ダミーと転居者の転居年との年数差を表すダミー）
- ε : 誤差項, β : 係数パラメータ群
- 転居年の転居者はサンプルから除外

地域によって決まる部分 : γ_j

個人によって決まる部分 : $\alpha_i + x_{it}\beta$

加法的分解分析 導出

推定された回帰式： $\widehat{y_{ijt}} = \widehat{\alpha}_i + \widehat{\gamma}_j + \widehat{\tau}_t + x_{it}\widehat{\beta}$

- 地域-年の性・年齢調整済み平均値を算出
(先行研究では単純平均を使用)
- 地域-年平均値の単純平均を算出 (年ダミー $\widehat{\tau}_t$ を消去)
- 二つの地域jとj' で左辺と右辺でそれぞれ差を取ると
$$\bar{y}_j - \bar{y}_{j'} = (\bar{c}_j - \bar{c}_{j'}) + (\widehat{\gamma}_j - \widehat{\gamma}_{j'})$$
- $\bar{y}_j$: 年間医療費予測値の平均値
- $\bar{c}_j$: 個人によって決まる部分 ($\alpha_i + x_{it}\beta$) の平均値
- $\widehat{\gamma}_j$: 地域固定効果

加法的分解分析 定義

二つの地域グループRとR' について、グループ内で地域間の平均値をとると

$$\bar{y}_R - \bar{y}_{R'} = (\bar{c}_R - \bar{c}_{R'}) + (\bar{\gamma}_R - \bar{\gamma}_{R'})$$

- **地域の加入者数で加重平均** (先行研究では単純平均)

グループR と R' の差のうち地域固定効果の差が占める割合:

$$S_{place(R,R')} \equiv (\bar{\gamma}_R - \bar{\gamma}_{R'}) / (\bar{y}_R - \bar{y}_{R'}),$$

グループR と R' の差のうち患者による差の割合:

$$S_{pat(R,R')} \equiv (\bar{c}_R - \bar{c}_{R'}) / (\bar{y}_R - \bar{y}_{R'}).$$

- 固定効果モデルを推定し、地域固定効果 γ_j の一致推定量 $\hat{\gamma}_j$ が得られれば、これらの割合の一致推定量が得られる

総医療費の加法的分解分析結果：二次医療圏単位

	上位50%と 下位50%	上位25%と 下位25%	上位10%と 下位10%
全体の差	42,721	91,173	155,047
地域による差	6,893	14,463	11,737
患者による差	36,685	80,103	148,658
地域による差の割合	0.161	0.159	0.076
個人による差の割合	0.859	0.879	0.959
	(0.026)	(0.021)	(0.013)

()内は50回のブートストラップによる標準誤差

上位50%と下位50%の比較では、86%が個人による差、14%が地域による差

非常に医療費の高い地域と低い地域の比較では、個人による差でほぼ全て説明される

総医療費の加法的分解分析結果：都道府県単位

	上位50%と 下位50%	上位25%と 下位25%	上位10%と 下位10%
全体の差	20,202	32,606	47,410
地域による差	2,883	8,351	-2,549
患者による差	17,290	24,283	49,665
地域による差の割合	0.143	0.256	-0.054
個人による差の割合	0.856	0.745	1.048
	(0.113)	(0.078)	(0.156)

()内は50回のブートストラップによる標準誤差

上位50%と下位50%の比較では、86%が個人による差、14%が地域による差

非常に医療費の高い地域と低い地域の比較では、個人による差で全て説明される

費目別の加法的分解分析結果：二次医療圏単位 上位50%と下位50%の比較

	医科	医科入院	医科外来	歯科	調剤
全体の差	30,680	13,265	20,908	5,941	11,082
地域による差	5,831	1,115	4,298	2,545	2,872
患者による差	25,341	12,214	17,018	3,674	8,411
地域による差の割合	0.190	0.084	0.206	0.428	0.259
個人による差の割合	0.826	0.921	0.814	0.618	0.759
	(0.040)	(0.072)	(0.041)	(0.019)	(0.054)

()内は50回のブートストラップによる標準誤差
上位50%と下位50%の比較では、歯科は43%、調剤は26%が
地域による差

費目別の加法的分解分析結果：都道府県単位 上位50%と下位50%の比較

	総医療費	内科入院	内科外来	歯科	調剤
全体の差	14,326	7,684	10,546	3,697	5,675
地域による差	4,262	1,699	2,066	2,027	2,596
患者による差	10,070	5,987	8,478	1,696	3,104
地域による差の割合	0.297	0.221	0.196	0.548	0.457
個人による差の割合	0.703	0.779	0.804	0.459	0.547
	(0.120)	(0.190)	(0.133)	(0.045)	(0.099)

- ・（）内は50回のブートストラップによる標準誤差
- ・ 上位50%と下位50%の比較では、歯科は55%、調剤は46%が地域による差

分散要因分解

地域jの平均値： $\bar{y}_j = \bar{c}_j + \hat{\gamma}_j$

- $\bar{y}_j$ ：年間医療費予測値の平均値
- $\bar{c}_j$ ：個人によって決まる部分 ($\hat{\alpha}_i + x_{it}\hat{\beta}$) の平均値
- $\hat{\gamma}_j$ ：地域固定効果

(平均値はウェイトをかけて性・年齢調整)

医療費の分散全体： $\text{Var}(\bar{y}_j) = \text{Var}(\hat{\gamma}_j) + \text{Var}(\bar{c}_j) + \text{Cov}(\hat{\gamma}_j, \bar{c}_j)$

医療費の分散全体のうち個人によって決まる分散の割合：

$$S_{\text{var}}^{\text{patient}} = 1 - \frac{\text{Var}(\hat{\gamma}_j)}{\text{Var}(\bar{y}_j)}$$

医療費の分散全体のうち地域によって決まる分散の割合：

$$S_{\text{var}}^{\text{area}} = 1 - \frac{\text{Var}(\bar{c}_j)}{\text{Var}(\bar{y}_j)}$$

- 2つの割合は足して1にはならない

分散の推定

1. 転居者は転居元と転居先が同じ中で、非転居者は居住地内で、人数がほぼ等しくなるようサンプルを2等分（サンプル1, 2）
 - 転居者が1,000人未満の地域はサンプル分割が難しいため除外
2. 各サンプルで分解分析と同じ固定効果モデルを推定し、地域jの平均値を算出： $\bar{y}_j = \bar{c}_j + \hat{\gamma}_j$
 - $\text{Var}(\hat{\gamma}_j)$ ：各サンプルで推定された $\hat{\gamma}_j$ の共分散
 - $\text{Var}(\bar{c}_j)$ ：各サンプルで推定された $\bar{c}_j$ の共分散
 - $\text{Cov}(\hat{\gamma}_j, \bar{c}_j)$ ：サンプル $i=1, 2$ で推定された $\hat{\gamma}_j$ とサンプル $j \neq i$ で推定された $\bar{c}_j$ の共分散の単純平均
 - 分散は**地域の加入者数でウェイト付け**して算出（先行研究ではウェイトなし）

総医療費の分散要因分解結果

地域平均は性・年齢調整済、分散は加入者数でウェイト付け

	二次医療圏単位	都道府県単位
平均値の地域間の分散（万円）		
総医療費予測値	597,421,568	154,992,656
地域効果	137,426,912	53,433,804
個人効果	502,216,832	124,867,064
個人効果平均値と地域効果の相関係数	-0.161	-0.285
	(0.055)	(0.099)
総医療費平均値の分散の減少割合		
地域効果が全地域で同じ	0.159	0.194
	(0.026)	(0.057)
個人効果平均値が全地域で同じ	0.770	0.655
	(0.020)	(0.064)

()内は50回のブートストラップによる標準誤差

個人効果平均値と地域固定効果の地域単位での相関係数は負

→需要の大きい患者が供給の充実した地域に移住しているわけではない

まとめ

イベントスタディー

- 医療費のより高い(低い)地域に転居すると医療費は有意に増加(減少)

加法的要因分解

- 地域の単位が都道府県でも二次医療圏でも、上位・下位50%の地域の比較では総医療費の地域差は86%が個人による差
- 歯科では都道府県単位・二次医療圏単位両方で地域差のシェアが大きく、調剤では都道府県単位の分析で地域差のシェアが大きい

分散要因分解

- 地域の需要要因と供給要因は負の相関
- 個人効果平均値が全地域で同じなら、総医療費の分散のうち都道府県単位の分析では77%、二次医療圏単位の分析では66%が減少

今後の計画

- 国内学会・国際学会での発表を行い、得られたフィードバックをもとに分析をさらに改善する
- 来年度新しく使用可能になる2024年度のデータを加えて分析を行う
- 推定された地域固定効果とさまざまな地域特性の相関を分析する

糖尿病患者の心血管症と居住地特性

背景

- 糖尿病患者では、高血糖状態が血管内皮機能障害や慢性炎症を促進し、動脈硬化や心筋梗塞のリスクを増大させるため、適切な血糖コントロールや定期的な医療機関受診が不可欠

仮説

- 医療機関へのアクセスが制限された地域では糖尿病管理が困難になり、心血管症発症リスクが高まる

分析対象

- 2016年度に健康診断を受診し、糖尿病の診断が付与されている被保険者本人（妊婦や悪性腫瘍患者、観察期間初期に心血管症による入院歴がある者を除く）

糖尿病患者の心血管症と居住地特性（続き）

分析手法

- Cox比例ハザードモデルを用いて医療機関への近さ/遠さを表す僻地度 (Rurality Index for Japan, RIJ) と糖尿病患者の心血管症アウトカム発生までの時間を評価

結果

- 仮説とは逆に、へき地度が高く医療アクセスが悪い地域ほど糖尿病患者の心血管症発症リスクが低い

考察

- 重症化した患者が僻地度の低い地域に転居している可能性
- 僻地ではプライマリケアへのアクセスが都市部より容易で、心血管症の発見・早期治療が都市部より優れている可能性

慢性腎臓病の進行と居住地特性

背景

- 個人の社会経済状況と腎機能低下の関連は示されているが、地域の社会経済状況と腎機能低下の関連は十分に分かっていない。
- 海外の先行研究：僻地や剥奪度の高い地域ほど腎機能低下のリスクが高い

目的

- 僻地度 (RIJ) および地域の貧困度を表す地域剥奪指標と、急速な慢性腎臓病進行や腎代替療法開始との関連を明らかにする

分析対象

- 2015年度に生活習慣病予防健診を受診した被保険者本人
(透析患者、妊婦、データ欠損、健診データの外れ値を除外)

慢性腎臓病の進行と居住地特性（続き）

分析手法

- 急速な慢性腎臓病進行のロジスティック回帰分析
- 腎代替療法開始のCOX比例ハザードモデル分析

分析結果

- 性・年齢調整のもと貧困な地域でわずかに腎代替療法開始のリスク上昇を認めた他は、地域の貧困度や僻地度による腎機能低下リスクの違いははっきりしないか、どちらかというと田舎よりも都市部でリスクの高い傾向がみられた。

考察

- 健康診断受診者に分析対象が限定されているという限界はあるものの、日本では一定の公平性が保たれている可能性
- CKDの発症・進行予防には居住地域よりも個人の社会経済状況の方が重要と考えられる

次年度に分析開始したいテーマ： 高額療養費制度による医療費自己負担の 上限額が医療利用に与える影響

- 理論的には患者による医療利用やメンタルヘルス、就業継続、死亡等に影響する可能性がある
- 上限額が高く設定されている現役世代の中間・高所得層で上限に達する患者は重篤な疾患を患っていることが多いため価格反応性は低く、自己負担額による医療利用や健康アウトカムへの影響は小さい可能性もある
- 加入者の所得や自己負担額上限が正確に把握できる協会けんぽデータの特徴を生かし、標準報酬月額等級をrunning variableとする回帰不連続デザインを用いた分析を計画している