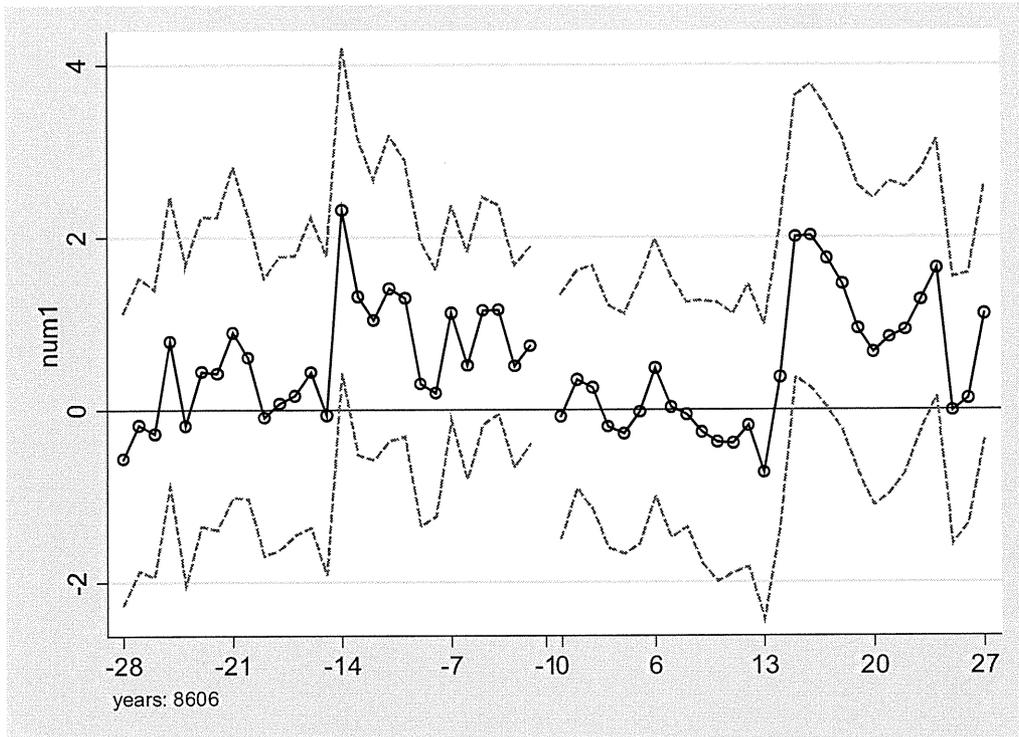


該当せず。

図 1：年金支給日からの日数ごとの死亡者数（65歳以上の男性のみ）



横軸は、年金支給日からの日数、縦軸は曜日や祝日の影響を固定効果により、除いたあとの死亡数である。点線は、95%信頼区間である。

日本における出生時間と新生児死亡の関係についての研究：
公的データを使つての後ろ向きコホート研究

分担研究者 橋本英樹（東京大学大学院公共健康医学専攻 教授）

研究協力者 東 健一（東京大学大学院公共健康医学専攻 准教授）

小林 さより（東京大学大学院公共健康医学専攻）

西本 真寛（東京大学大学院公共健康医学専攻）

研究要旨

本研究の目的は、わが国における、休日や夜間における出生（時間外出生）が、平日日中の出生（時間内出生）よりも新生児死亡率が高いかどうかを検討し、新生児診療の質向上に、時間外の診療体制が与える影響を明らかにすることにある。

1997～2006年までの10年間の人口動態統計について、死亡票と出生票を突合せたデータを作成し後ろ向きコホート研究を実施した。対象は単胎の生産児のみに限定し、主要アウトカムとして新生児死亡を用い、ポワソン回帰分析を実施した。

その結果、新生児粗死亡率では、時間外出生は時間内出生よりも低値であった（crude RR = 0.79）。交絡因子（性、出生体重、妊娠集数、経産婦か初産婦か、母の年齢、出生場所）調整後も、やや1に近づいたが（adjusted RR = 0.89）、結果の方向は変わらなかった。

結論 時間外出生において新生児死亡率の上昇は確認できなかった。時間内における比較的高い新生児死亡率は、ハイリスク出産・特に低出生体重児の出産が時間内にコントロールされて実施されていることによる、逆方向の因果関係を含んでいる可能性が示唆された。今回入手できたデータでは、医療機関におけるリスク回避行動（誘発分娩や帝王切開によって、低出生体重児などのハイリスク分娩を時間内に行う）に関する情報が得られなかったため、こうした選択的出産の影響を考慮したデータ収集と分析が必要である。

A. 研究目的

ほぼ全ての国で、休日や夜間（以下、「時間外」とする）における産婦人科医や小児科医、看護師等の勤務人数は平日日中（以下、「時間内」とする）に比べて少ない。しかしこの2つの時間帯で医療アウトカムが異なるのは問題である。欧米において、週末^{1-4, 11, 12}、夜間^{8, 9, 10, 13}、もしくはその両方^{5-7, 14}における出生が、時間内の出生と比べて新生児死亡率が上昇するか否か、という研究が多く行われてきた。そのうち多くにおいて、時間外の出生は時間内に比べて新生児死亡率が高いという結果^{1, 3-8, 10, 12-14}であったがいくつかの研究は否定的な結果（もしくはどちらとも言えない結果）であった^{9, 11}。これら論文の著者は、国における周産期医療の体制はあまりに異なるので、研究結果が他の国や地域に外挿できないことに言及している。

日本において、周産期のシステムは欧米のそ

れと大きく異なる¹⁵。まず第一に、全出生の半数が診療所（病床数20未満）によって行われる。いわゆるオープンシステムやセミオープンシステムは一般的ではない。つぎに、医療施設の集約化が欧米と比較して進んでいない（中小産科施設がお産の取り扱いを中止したりすることで、大規模産科施設において、医療従事者数が増えないままお産増加し、見かけ上の集約化が進んでいる地域もあるが、これは真の意味での集約化とは異なる）。

しかしわが国において、出生時間と新生児死亡率の関係について調べた研究はない。我々は、日本においては、欧米より時間外のマンパワー不足の結果はより顕著に現れるのではないかと考え、時間外出生は時間内出生と比較して新生児死亡が増加する、という欧米の先行研究の結果と同様の仮説を立てた。

B. 方法

(1) データ

人口動態調査は、日本におけるある年の出生と死亡に関する個人の属性についての政府統計データである。1997年から2006年まで10年間の単胎の死亡票と出生票を突合せた。

データのうち、突合には性、都道府県、児の誕生年月日、母の誕生年月日を使用した。母の年齢、妊娠週数、いままでの出産数、母の年齢は、パイロットサンプルにおいて明らかに同一人物と思われる場合でもわずかに異なっていることがしばしばあったため、突合には使用しなかった。突合できなかったデータは除外した。

先行研究では、(重篤な)先天異常については除外しているものが多かったが、人口動態調査において先天異常の情報は死亡票のみに記載されているため、死亡票のみからある属性のものを除外することは選択バイアスを生じると考えたため、我々は除外しなかった。

出生数、全出生における早産児の率、1時間毎の新生児粗死亡率を求めた。

(2) 統計解析

対象の基本属性に関して各群ごとにパーセンテージ、平均、標準偏差を求めた。これらの統計量は属性に応じて χ^2 乗検定もしくはMann-Whitney U testを行った。

新生児死亡は非常にまれな事象であるためポアソン分布がよりフィットすると考えられたため、ポアソン回帰分析において調整リスク比を求めた。

主要な独立変数は、時間外出生か否かである(0か1)。その他の独立変数は性、出生施設、母の年齢(20-34歳か、それ以外か)、経産婦か初産婦か、妊娠週数(正期産か、早産/過期産か)、および交互作用項(時間外 x 早産、時間外 x 病院出生)とした。

主要アウトカムは新生児死亡とした。交互作用なし(モデル1)、交互作用あり(モデル2)でポアソンモデルを構築した。それぞれのモデルに対して、時間外を①夜と週末・休日、②夜のみ、③週末・休日のみと定義して回帰分析を行った。すべての共変量は強制的にモデルに投入した。欠損値のあるデータは除外して計算した。

すべてのP値は両側で判断し、 $P < 0.05$ を有意水準とした。

すべての統計解析をSAS 9.1[®] for Windows (SAS corporate)を用いて行った。

C. 結果

1997年1月1日から2006年12月31日ま

で、11,744,393出生と10,056,960死亡が観察された。

新生児死亡数は17,055であった。このうち、16,393が出生票と突合でき、突合率は96.1%であった。全体の新生児死亡率は0.12%であった。時間外出生の粗リスク比は0.79であった。

早産児の比率は4.3%であったが、全16393新生児死亡のうち9114(55.6%)が早産児であった。日中に早産児の出生率が高く、従って新生児死亡率も高い傾向であった。しかし、正期産児の死亡率もやはり日中に高い傾向が見られた。早産児の死亡率は、日中と夜間で大きな差は見られなかった。

11,743,731出生コホートのうち、11,503,080(98.0%)がポアソン回帰モデルに組み込まれた。時間外出生の新生児死亡の調整リスク比(主要アウトカム)は0.89であり、有意であった(95% CI was 0.86 - 0.92)。その他の変数に関しては、早産か否かが非常に高いリスク比を示し(RR=23.7 (95%CI 23.0 - 24.5))、母のハイリスク年齢(20歳未満および35歳以上)(RR=1.20 (95%CI 1.15-1.24))、病院における出生(RR=2.13 (95%CI 2.05 - 2.21))も高いリスク比を示した。すべてのモデルにおいて、経産婦か否かは統計的有意差を示さなかった。

時間外を「夜のみ」「週末・休日のみ」と定義したいずれのモデルにおいても、時間外出生の調整リスク比はやはり低く(それぞれ0.90、0.91)、有意であった。

地域差があるかについても調べたが、47都道府県中2県を除いてすべての県において、時間外出生と時間内出生の間に新生児死亡の統計的有意差は認められなかった。

D. 考察

仮説に反して、時間外出生は時間内出生と比較して新生児死亡率が上昇するということは見られなかった。逆に、交絡因子を調整した後も、時間外出生は時間内出生と比較して新生児死亡率が低いという結果であった。時間外と時間内では死亡率が本質的に変わらないという可能性もあるが、異なる解釈もできる。結果はバイアスされているかもしれない。最も大きなバイアスは、医師たちがハイリスク出産を調整して時間内に持ってきているかもしれない、というものである。日本に限らず、予定帝王切開や準緊急帝王切開、そして誘発分娩を時間内に行う傾向がある。このバイアスは、時間外出生に対してリスク比を下げるほうに働く。粗リスク比が0.79であった主な原因はこのバイア

スではないかと考える。交絡因子調整後も、リスク比は上昇したものの 0.92 といまだ低い値であった。9 時台という時間内に入るや否や沿う暫時出生率および新生児死亡率が大きくアップするのだが、早産に関しては調整されていることから、調整できなかった交絡があると考ええる（例えば、母の妊娠高血圧、児の胎児仮死のサイン、前期破水などである）。これは本研究の限界であり、これらの因子を組み込もうとするとカルテのデータや DPC データが必要になり、全国的な調査は不可能に近い。

しかし先行研究では、予定帝王切開を除いたデータと入れたデータで大きな結果の相違が無いことから、少なくとも予定帝王切開のデータが得られたとしても結果が大幅に変わるといことは考えにくい。

さらにバイアスを少なくするため、低リスクグループに絞ってのサブグループ解析も行った。しかし正期産児においても時間外出生はなお有意に低いリスク比を示し、逆に早産児では時間外出生に統計的有意差を認めなかった。次にありうる説明が時間生物学的な説明である^{19, 20}。米国における 20 世紀初頭の研究では、死産と新生児死亡が午後が多いという概日リズムを示している。未明と比較して、準夜帯の遅い時間に早産児、および新生児死亡率が高いことは、部分的にはこの概日リズムによるものだろう。

もう 1 つの本研究の限界は「里帰り分娩」である。本研究で得られた都道府県のデータが両親の住所地データであるため、里帰り分娩は補足できていない。10%程度の里帰り分娩の比率であるという報告もあり¹⁹、都道府県別の分析をするにあたっては、それくらいの率で誤分類があることを考慮に入れねばならない。

病院での新生児死亡リスク比が高かったのは、よりハイリスク分娩を受け入れるという特性によるものと思われた。

本研究の強みは、政府統計データであるので、ほぼ 100%に達する出生・死亡情報を補足できていることである。さらに死亡票と出生票の突合が 96%という高率で行えたこともデータの代表性を示している。

要約すると、日本において、時間外出生は時間内出生と比較して大きな医療の質の低下は無い可能性がある。リスク回避の行動が成功していると言い換えることもできると思われる。

しかし、今回示された欧米の先行研究との結果の相違の原因を明らかにするために、更なる研究が必要と思われた。

E. 結論

日本においては、欧米と異なり、時間外出生が時間内出生よりも、新生児死亡率が高いということにはなさそうである。これは主に、ハイリスク出産（特に早産）を時間内に行う行動によるものと考えられた。出生医療機関におけるリスク回避行動（誘発分娩や帝王切開によって、低出生体重児などのハイリスク分娩を時間内に行う）に関する情報が得られなかったため、本研究から明確な結論は導き出せないものの、わが国が欧米と異なる周産期医療のプロセスおよびアウトカムを示していると考えられた。今後、選択的出産の影響を考慮したデータ収集と分析が必要である。

F. 健康危険情報

該当せず。

G. 研究発表

投稿準備中

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定含む）

該当せず。

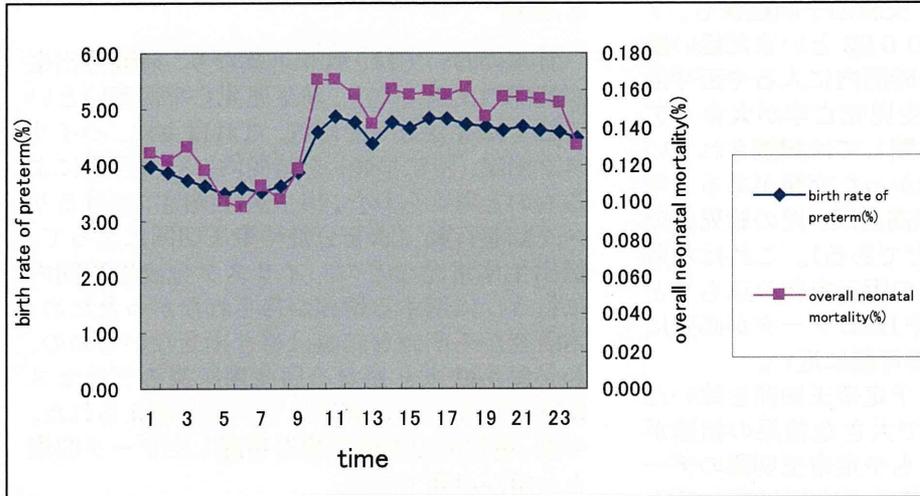


Fig1 neonatal mortality and the birth rate of preterm by time of the day

Table1 Basic characteristics of the two groups (all out of hours and working hours)

	all out of hours	working hours	p
n	7629018	3874062	
neonatal deaths	9967	6426	
neonatal mortality (%)	0.131	0.166	
male rate (%)	51.1	51.6	<.0001
birth weight (\pm SD)	3040 \pm 435	3052 \pm 407	<.0001
gestational age (\pm SD)	39.4 \pm 5.9	39.6 \pm 6.3	<.0001
mother's age (\pm SD)	29.4 \pm 4.7	29.2 \pm 4.6	<.0001
the rate of first delivery (%)	50.60%	48.30%	<.0001
birthplace (%)			<.0001
hospital	54.1	50.5	
clinic	44.7	47.6	
midwifery home	0.8	0.6	

Table2 The results of the Poisson regression (Model 1)

variables	β	<i>SE</i>	adjusted <i>RRs</i> (95%CI)	<i>p</i>
all out of hours	-0.119	0.016	0.89(0.86-0.92)	<0.001
male	0.015	0.016	1.02(0.98-1.05)	0.34
preterm	3.17	0.016	23.7(22.9-24.5)	<.0001
mother's older age	0.18	0.019	1.20(1.15-1.24)	<.0001
hospital birth	0.84	0.019	2.13(2.05-2.21)	<.0001
first delivery	0.014	0.016	0.99(0.96-1.02)	0.38

Table3 The results of the Poisson regression (Model 2)

variables	β	<i>SE</i>	adjusted <i>RRs</i> (95%CI)	<i>p</i>
all out of hours	-0.084	0.038	0.92(0.85-0.99)	0.026
male	0.014	0.016	1.01(0.98-1.05)	0.36
preterm	3.04	0.026	20.8(19.8-21.9)	<.0001
mother's older age	0.18	0.019	1.20(1.15-1.24)	<.0001
hospital birth	0.88	0.033	2.41(2.27-2.58)	<.0001
first delivery	0.015	0.016	1.02(0.98-1.05)	0.34
out of hours*preterm birth	0.21	0.033	1.15(1.08-1.23)	<.0001
out of hours*hospital birth	-0.19	0.040	0.83(0.77-0.90)	<.0001

Table4 The result of the unadjusted and adjusted *RRs* by the type of out of hours (Model 1)

variables	unadjusted <i>RRs</i>	adjusted <i>RRs</i> (95%CI)
nights	0.83	0.91 (0.89-0.94)
weekend and holidays	0.85	0.91 (0.88-0.95)
all out of hours	0.79	0.89 (0.86-0.92)

がん診療における医師・看護師配置の手術成績に及ぼす影響

分担研究者 橋本英樹（東京大学大学院公共健康医学専攻 教授）

研究協力者 康永秀生（東京大学大学院医療経営政策学講座 准教授）

研究要旨

がんの外科的治療について、施設ごとの手術数と術後死亡率などのアウトカムとの関係が国内外で検討され、施設基準の是非が議論されている。一方、医師・看護師不足が問題とされる昨今、医療スタッフの配置が診療アウトカムに与える影響について十分な検討がされていない。本研究では、がんの外科的診療のアウトカムと、医療スタッフの配置密度との関連を、手術数ほかの要因を考慮したうえで検討することを目的とした。

日本版診断群分類（DPC）に基づき 855 施設から 2007-2008 年に提供されたデータを用いて、がん切除を目的とした肺葉切除、食道切除、胃切除、直腸・大腸手術、肝臓手術、膵臓手術（N=131,394）を抽出した。これと同年度の医療施設報告・病院報告従事者票から得られた医師数・看護師数・一般病床数から求めた、病床あたり医師密度・看護師密度をデータ突合した。先行研究にならって術後合併症による死亡（failure to rescue; FTR）をアウトカムとし、患者特性・施設手術件数を補正した多変量ロジスティック回帰分析を実施した。全体の入院死亡率は 1.8%、術後合併症発生が 15.2%に認められ、そのうち FTR は 11.9%で発生していた。多変量解析の結果、病床あたり医師密度・看護師密度が高い施設では、患者特性・手術件数を補正してなお、有意に死亡率が低いことが確認された。このことから、単なる症例の施設集約にとどめず、十分な診療従事者を集約することが、がんの外科診療成績を向上させるうえで、重要であることが示唆された。

A. 目的

わが国において悪性新生物は死亡原因の 1 位を占め、高齢化に伴いその数は増加している。がんの外科診療も 1996 年当時は月 30605 件程度であったものが、2008 年には 44010 件に増加している（病院報告、2008 年）。一方、高齢化による医療費の増大と経済的停滞による財政的圧迫を前に、資源を効率的に利用して、がんの外科診療の質を向上させることが求められている。

欧米、ならびに日本でも近年、がんの外科診療の手術成績と、施設の年間手術件数との間に有意な関係が認められるとする報告が相次いでいる（Birkmyer, et al. 2002; Yasunaga, et al. 2010; Yasunaga et al., 2009a, 2009b）。手術数が多い施設では、十分な設備・人的資源があること、診療が標準化されていること、術者の経験が十分であること、比較的軽症の患者も含めて手術適応が広いことなど、さまざまな要因が考えられている。一方、手術件数とアウトカムの関連を根拠に、施設基準の設定や、施設の集

約化、さらには支払いの差別化などの動きも見られている。

一方、欧米の先行研究では、医師・看護師などの配置密度が診療の質に影響することを示唆するものも見られている（Pronovost, et al. 2002）。施設集約を図り、患者の集積を図ることで施設症例数を増やすことが診療の質の向上に資するのであれば、がんの高度診療・外科的診療に係る施設を限定することが求められる。一方、施設集約により、患者の集積が図られた結果、医師・看護師あたりの負担は増大し、それが過剰となれば質の低下に係る可能性も考えられる。しかし施設手術数が多い施設は、概して従事者数も多いために、果たして、両者ががんの外科診療の質に独立に影響を及ぼしているのかどうかについて、先行研究では十分検討がなされていない。そこで本研究では、医師や看護師などの専門的診療従事者の配置と、施設の手術件数が独立に診療の質に影響するかどうかを、わが国の多施設データを用いて検討することとした。

B. 方法

(1) データならびに変数

厚生労働省研究班が収集した日本版診断群分類の個票データ(2007-2008年の7-12月退院分)を用いて分析を行った。がん診療における外科手術のなかから、以下の術式が相対的に死亡率も高いことから選択された;

肺がん(肺葉切除、肺全摘出を除く)、食道がん(食道切除)、胃がん(胃切除)、大腸・直腸癌(大腸・直腸切除)、肝臓がん(肝臓切除)、膵臓がん(膵臓切除)。

医師数・看護師数は、同年の病院報告・医療施設調査から入手した。医師数は常勤医師数(研修医含む)、看護師数は常勤換算数を用い、100床あたりの医師数・看護師数を医師密度・看護師密度とした。それぞれ全体の中央値より高いか低いかで2分し、高医師密度・高看護師密度の施設、高医師密度・低看護師密度施設、低医師密度・高看護師密度施設、そして低医師密度・低看護師密度施設の4つに分類した。病院名・IDを参照に、上記DPCデータとの施設レベルでの突合を図った。

患者の年齢・性別に加えて、Quanのアルゴリズムに基づきCharlson Comorbidity Indexを求め、これを重症度補正に用いた。アウトカムとしては退院時死亡、術後合併症の発生に加えて、術後合併症による死亡率(failure to rescue; FTR)を用いた。先行研究によれば、退院時死亡や術後合併症など、患者要素や偶然要素に左右されるのに対して、FTRは施設の診療の技術レベルや質をより強く反映した指標であるとされている(Silber, et al. 2007)。

(2) 統計解析

施設による集積の影響を考慮するため、混合効果モデルを用いて、FTRをアウトカムとしたロジスティック回帰分析を実施した。

すべての統計解析をSAS 9.2[®] for Windows(SAS corporate)を用いて行った。

C. 結果

全体で131394件が分析対象となった。内訳は(表1)に示すとおりである。それぞれの術式ごとに、施設手術件数の分布から3等分し、高手術件数施設、中手術件数施設、低手術件数施設に分類した。総じて、高医師密度・高看護師密度施設では、患者の重症度が高く、高手術件数施設でもあった。

表2に、年齢・性別・Charlson Comorbidity Index、手術タイプなどを補正した、混合モデ

ルによるロジスティック回帰分析の結果を示す。高手術件数施設ではFTRのオッズは0.62(95% CI: 0.53-0.73)と有意に低く、これと独立に、高医師密度・高看護師密度の施設では、低医師密度・低看護師密度の施設と比べてFTRのオッズは0.76(95% CI 0.63-0.90)と有意に低かった。

表3には術式ごとの層別分析の結果を示す。いずれの術式においても、医師密度・看護師密度は有意にFTRの低下と関連が見られた。

D. 考察およびE. 結論

これまで手術件数、医師・看護師配置密度を単独で検討してきた研究がほとんどを占めていたが、本研究では両者の間に強い相関があることを確認したうえで、両者が独立にがんの外科診療成績に影響していることが実証的に明らかにされた。これまで施設の手術件数だけが注目を浴び、その結果として施設集約による患者の施設集積を図ることが、外科診療の成績向上と、資源の効率的利用に資することが議論されてきた。本研究の結果、単に施設集約・患者集積を図るだけでなく、それに見あった、専門的人材の集約化・重点配置を行い、医師・看護師密度を高めることも、併せて検討される必要があることが、強く示唆された。

F. 健康危険情報

該当せず。

G. 研究発表

Hideo Yasunaga, Hideki Hashimoto, Hiromasa Horiguchi, Hiroaki Miyata, Shinya Matsuda Variation in cancer surgical outcomes associated with physician and nurse staffing: a retrospective observational study using the Japanese Diagnosis Procedure Combination Database. BMC Health Services Research (in press)

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定含む)

該当せず。

参考文献

1. Birkmeyer JD, Siewers AE, Finlayson EV, Stukel TA, Lucas FL, Batista I, Welch HG, Wennberg DE: Hospital volume and surgical mortality in the United States. *N Engl J Med* 2002, 346: 1128-1137.
2. Yasunaga H, Yanaihara H, Fuji K, Horiguchi H, Hashimoto H, Matsuda S: Impact of hospital volume on postoperative complications and in-hospital mortality

- following renal surgery: data from the Japanese Diagnosis Procedure Combination database. *Urology* 2010, 76: 548–552.
3. Yasunaga H, Matsuyama Y, Ohe K, The Japan Surgical Society: Effects of hospital and surgeon volumes on operating times, postoperative complications, and length of stay following laparoscopic colectomy. *Surg Today* 2009; 39: 955–961.
 4. Yasunaga H, Matsuyama Y, Ohe K, Japan Surgical Society: The effects of hospital and surgeon volumes on postoperative complications and length of stay after esophagectomy in Japan. *Surg Today* 2009, 39: 566–571.
 5. Pronovost PJ, Angus DC, Dorman T, Robinson KA, Dremsizov TT, Young TL: Physician staffing patterns and clinical outcomes in critically ill patients: a systemic review. *JAMA* 2002, 288: 2151–2162.
 6. Silber JH, Romano PS, Rosen AK, Wang Y, Even-Shoshan O, Volpp KG: Failure to rescue: comparing definitions to measure quality of care. *Med Care* 2007, 45: 918–925.

Table 1. Patient characteristics

	Total	Group A: low PBR, low NBR	Group B: low PBR, high NBR	Group C: high PBR, low NBR	Group D: high PBR, high NBR	p
Number of patients	131,394	44,758	21,705	22,837	42,094	
Age (average±SD, years)	67.8±11.5	69.0±11.0	68.4±11.2	66.5±11.8	66.8±11.7	<0.001
Sex (males, %)	62.8	62.4	62.1	62.9	63.5	0.001
Preoperative comorbidities (%)						
Hypertension	17.5	16.2	15.9	19.2	18.7	<0.001
Diabetes mellitus	13.6	13.1	12.6	14.4	14.3	<0.001
Cardiovascular diseases	94.0	94.3	94.7	94.0	93.1	<0.001
Chronic lung diseases	4.9	4.1	3.9	5.2	6.1	<0.001
Liver cirrhosis	1.6	1.2	1.3	2.0	1.8	<0.001
Chronic renal failure	0.70	0.71	0.58	0.80	0.71	0.055
Cerebrovascular diseases	0.48	0.55	0.43	0.43	0.47	0.061
Charlson Comorbidity Index (%)						
0-2	61.2	64.3	63.4	59.2	57.8	<0.001
3-5	26.6	24.2	24.6	27.9	29.5	
6-	12.2	11.5	12.0	12.9	12.7	
<u>Hospital volume</u>						
<u>Low</u>	<u>33.6%</u>	<u>58.2%</u>	<u>37.0%</u>	<u>16.3%</u>	<u>15.1%</u>	<u><0.001</u>
<u>Medium</u>	<u>33.0%</u>	<u>27.0%</u>	<u>37.4%</u>	<u>35.1%</u>	<u>36.0%</u>	
<u>High</u>	<u>33.4%</u>	<u>14.8%</u>	<u>25.6%</u>	<u>48.6%</u>	<u>49.0%</u>	

PBR, physician-to bed ratio (low, <19.7 physicians per 100 beds; high, ≥19.7); NBR, nurse-to-bed ratio (low, <77.0 nurses per 100 beds; high, ≥77.0)

Table 2. Logistic regression analysis for failure to rescue

	odds ratio	95% confidence interval	p
Age (10-year age increase)	<u>1.50</u>	<u>1.43</u> - <u>1.57</u>	<0.001
Sex (Female vs. male)	<u>0.79</u>	<u>0.72</u> - <u>0.88</u>	<0.001
Charlson Comorbidity Index	<u>1.03</u>	<u>1.01</u> - <u>1.05</u>	<u>0.002</u>
Hospital volume			
Low	1.00		
Medium	<u>0.89</u>	<u>0.79</u> - <u>1.01</u>	<u>0.077</u>
High	<u>0.62</u>	<u>0.53</u> - <u>0.73</u>	<0.001
Physician and nurse staffing			
Group A (low PBR, low NBR)	1.00		
Group B (low PBR, high NBR)	<u>0.94</u>	<u>0.78</u> - <u>1.13</u>	<u>0.505</u>
Group C (high PBR, low NBR)	<u>0.91</u>	<u>0.73</u> - <u>1.13</u>	<u>0.379</u>
Group D (high PBR, high NBR)	<u>0.76</u>	<u>0.63</u> - <u>0.90</u>	<u>0.002</u>

PBR, physician-to bed ratio (low, <19.7 physicians per 100 beds; high, ≥19.7); NBR, nurse-to-bed ratio (low, <77.0 nurses per 100 beds; high, ≥77.0)

Table 3. Failure to rescue in the four physician/nurse staffing groups for each surgery

	N	Inhospital mortality (%)	Postoperative complications (%)	FTR (%)				p	
				Total	Group A: low PBR, low NBR	Group B: low PBR, high NBR	Group C: high PBR, low NBR		Group D: high PBR, high NBR
Lung lobectomy	21,639	0.92	10.2	9.0	15.3	12.9	7.9	5.9	<0.001
Esophagectomy	3,917	4.14	26.3	15.7	21.8	18.7	10.9	13.8	0.001
Gastrectomy	35,978	1.43	13.1	10.9	13.8	10.9	10.7	7.3	<0.001
Colorectal surgery	51,878	2.06	15.8	13.0	14.2	14.3	12.2	10.6	<0.001
Hepatectomy	10,921	2.49	17.4	14.3	17.3	14.3	11.8	14.0	0.061
Pancreatectomy	7,061	2.48	27.8	8.9	12.5	9.0	7.6	6.6	0.001

PBR, physician-to bed ratio (low, <19.7 physicians per 100 beds; high, ≥19.7); NBR, nurse-to-bed ratio (low, <77.0 nurses per 100 beds; high, ≥77.0)

医療費負担による破たん的家計影響の推計（続報）

分担研究者 橋本英樹（東京大学大学院 公共健康医学専攻 教授）

研究要旨

昨年度に引き続き、アジア環太平洋の医療制度の衡平性に関する研究グループと共同で、わが国における医療費負担による破たん的家計影響の推計を行った。昨年入手できなかった 2009 年度実施の全国消費実態調査個票を用いて、昨年度までに実施した検討（消費階層ごとの医療費自己負担率とその分布）に加えて、本年は、新たに比較的富裕国（日本・台湾・韓国・香港など）での比較のために設けられた FSCU 法による貧困線の定義に基づき、医療費自己負担による貧困化の影響を検討した。全世帯における医療費自己負担率（消費に占める）は 4.56%であった。外来診療の自己負担率は低所得層で、一方入院診療の自己負担率は高所得層で高い傾向が見られた。消費全額の 25%を医療費が占める破たん的負担が見られた世帯は 1.20%存在した。FSCU 法による貧困線（成人一人当たり等価月額消費額で 63459 円）を割っている世帯は、医療費負担がない場合 2.20%に見られ、医療費の負担によって新たに貧困化した世帯が +0.49%見られた（医療費負担後に貧困線以下にある世帯は 2.69%）本分析では高額療養費による影響を十分考慮できていないため、推計値は過剰推計であると考えられるが、医療費負担額の増加、高齢化と経済停滞による家計所得・消費の縮小があいまって、医療費負担が世帯家計に与える影響が深刻化している可能性が示唆された。

A. 研究目的

昨年に引き続き、本分担研究では、医療費負担の家計影響を全国消費実態調査の個票データを用い、世界銀行の研究チームが提案する標準的分析枠組みに従って、わが国医療保険制度のパフォーマンスを検討する。

医療保険制度の目的は、家計に対して破たん的な負担影響を与えることなく、必要な医療サービスへのアクセスを、国民にあまねく提供することにある（WHO report 2010）。わが国においては 1961 年に皆保険制度が達成され、1973 年までに自己負担率が国民健康保険加入者に対して 3 割まで軽減され、同年高額療養費制度も導入された。さらに老人医療費については当初自己負担の無料化、その後も比較的低い負担率を適用することにより、比較的安価に医療サービスを受受するためのシステムが整備されてきたとされている。昨年我々の分担研究においても、国際的に見てわが国の医療アクセスの水平的衡平性は高度に保たれており、特に高齢者において、その恩恵が現れていることが示唆されていた(22 年度分担報告書、橋本、渡辺)。

しかし昨年の検討では、家計に対する医療費自己負担による破たん的家計影響を直接検討していなかった。その理由の一つとして、世界銀行の分析フレームでは貧困線の定義が日本

をはじめとする比較的富裕国に適用しない基準を用いていたこと（たとえば一日一人当たりの消費が 1 ドル以下、など）が挙げられる。その後同研究チームが後述する富裕国むけの比較可能な貧困線の定義を採用することとなり、本年度はそれに従った分析を行ったのでそれを報告する。

B. 方法

2009 年実施の全国消費実態調査個票を総務省に対して利用申請し、利用許可を得た。

医療費自己負担としては、公的保険によりカバーされている外来診療・入院診療・歯科診療の窓口負担に加えて、分娩費用、処方箋外の医薬品（いわゆる OTC）、さらに眼鏡ほか保健器具・消耗品を広く捉えた。

貧困線の定義として、Citro & Robert(1995)が提案した FCSU 法が今回、海外共同研究チームで採用することとなり、われわれも今回はこれに従った。FCSU は Food, Clothing, Shelter, and Utility の頭文字を取ったものであり、食費（アルコール飲料を除く）、衣類（靴なども含む）、家屋（借料+上下水道料金+修繕費用）、そして光熱費について、成人一人当たりの等価値（子どもは 0.7 人として、世帯合計人数の 0.7 乗根を成人等価数 adult equivalent として上記消費額を割り込む）を

求め、その中央値を以て、相対的貧困線とするものである。なお家屋の借料については、持家の場合、世帯主年齢・性別、世帯員数（成人等価値）、住居構造、都市サイズ、都道府県などを用いて、賃貸料を推計した値を充てている。

C. 結果

表1に医療費自己負担による家計への影響を消費階層によって5分位に層化した結果を示す。全体で医療費自己負担は全消費額の4.56%を占めていた。集中度指数は0.0038とわずかに正の値を示していた。消費階層ごとに見ると、最上位では4.38%であるのに対して、最下位では4.40%であった。食費を除いた消費額を分母とすると、最上位で5.11%、最下位では6.71%で、消費階層が低い世帯において逆心的負荷が見られていた。これを外来・入院・薬剤サービスに分けてみると、外来サービスでは貧困世帯でより大きい負担が見られたのに対して（最上位で1.63%、最下位1.79%）、入院では逆転して、富裕層での負担が大きく見られた（最上位で0.54%、最下位で0.16%）。薬剤の自己負担では外来サービスと同様の傾向が見られた。

表2では破綻的家計負担の基準を5~25%とした場合の、対象世帯の割合（Head count）、ならびに破綻的負担の規模（mean overshootならびに mean positive overshoot）などの推計結果を示す。医療費自己負担が家計負担の5%に到達するものは全体の30.34%に見られた。25%レベルでも1.20%の世帯で影響が見られていた。食費を除いた消費額をベースに計算した場合、消費総額の40%を超える高度に破綻的な自己負担が見られたものが0.58%の世帯で見られた。

FCSU法により求めた相対的貧困線は、4人家族（成人2人、子ども2人の標準世帯）で月額147000円余りとなった（表3）。これをもとに、医療費負担を除いて世帯収入が、これに満たなかったものが2.20%の世帯で見られた（表4）。これに医療費負担を加えた場合、さらに0.49%の世帯が貧困線未満の世帯収入に留まった。すなわち0.49%の世帯が医療費の支払いにより貧困ラインを割ってしまう家計破綻に陥ったと推計された。

D. 考察およびE. 結論

2009年度全国消費実態調査個票を用いて、医療費自己負担（保険対象ならびに保険対象外）の家計へのインパクトを検討したところ、医療

費自己負担の結果、0.49%の世帯が貧困化していることが明らかとなった。高齢者世帯の増加に伴い、現金収入が年金に限られるケースが増加し、こうした世帯で医療費自己負担が大きな負担となっているケースが見られている可能性がある。また近年の経済停滞・賃金率の低下により世帯所得の低下が、医療費自己負担の相対的負荷を増大させている可能性もある。こうした家計への破綻的影響を予防するために高額療養費制度が本邦では存在する。残念ながら高額療養費制度による還付金については、全国消費実態調査が連続3ヶ月の世帯家計調査に限定されていること、還付金に該当する項目が細分化されていないため、額を同定できないこと、などが限界となって正確な防御効果が計算できていない。したがって、提示された数値はすべて、医療費自己負担による家計影響を過剰推計している可能性がある。高額療養費の理論的還付金額を計算することを考慮したが、世帯構成・年齢、医療・介護負担の発生の状況により複雑な条件のもとで還付金が決定されるため、全国消費実態調査の調査項目から、それを正確に推計することは難しい。

今後こうした限界を越えるうえでは、各種保険者から提出される情報と、世帯調査データとをなんらかリンクした形で、医療費の家計負担の影響を正確に把握することが求められる。なぜなら、近年高齢化・世帯サイズの縮小、さらに高額療養の発生（特に一部の抗がん剤など）により、家計ならびに保険財政の圧迫が増大している可能性が示唆されていることを踏まえ、世帯面調査・保険データから得られるデータを高度利活用して、社会保障制度のあり方を科学的根拠に基づいて検討するためのエビデンスが求められている。

F. 健康危険情報

該当せず。

G. 研究発表

投稿準備中

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定含む）

該当せず。

参考文献

7. Citro, Constance F., & Robert T. Michael (eds.) (1995). *Measuring poverty: A New Approach*. Washington, D.C.: National Academy Press.

表 1

Consumption /expenditure quintile	OOP payment as a % of total consumption /expenditure						All OOP payment as a % of non-food cons./exp. (Exclude travel costs)
	All OOP payment (Exclude travel costs)	All OOP payment (Include travel costs)	OOP payment for outpatient care (Payment : Include medicines dispensed at OPD setting. Exclude travel costs.)	OOP payment for inpatient care (Payment : Include medicines dispensed at inpatient setting. Exclude travel costs.)	OOP payment for drugs (Payment : Include pharmacies, traditional medicine, herbal medicine, self-medication...)	Travel costs	
poorest 20%	4.40%	N/A	1.79%	0.16%	2.45%	N/A	6.71%
2nd poorest 20%	4.59%	N/A	1.80%	0.25%	2.54%	N/A	6.37%
middle	4.65%	N/A	1.78%	0.33%	2.55%	N/A	6.04%
2nd richest 20%	4.80%	N/A	1.77%	0.44%	2.59%	N/A	5.89%
richest 20%	4.38%	N/A	1.63%	0.54%	2.21%	N/A	5.11%
All households							
- mean	4.56%	N/A	1.75%	0.34%	2.47%	N/A	6.02%
- standard deviation	5.3108	N/A	2.9926	2.7161	2.8875	N/A	6.8639
- concentration index	0.0038	N/A	-0.0173	0.2416	-0.0144	N/A	-0.0516

表 2. Catastrophic impact of out-of-pocket payment onto household expenditure

		% to household expenditure (with food expenditure included)									
		No subtraction of food expenditure				With subtraction of food expenditure					
threshold level		5%	10%	15%	25%	5%	10%	15%	25%	40%	
<i>Headcount measures</i>											
	headcount (H)	30.34%	9.32%	3.87%	1.20%	22.98%	8.38%	4.21%	1.68%	0.58%	
	Concentration index of headcount (C_E)	-0.0415	-0.0002	0.0944	0.2702	-0.1404	-0.1589	-0.0832	0.0840	0.2270	
	Rank weighted headcount (W_E)	15.38%	0.65%	0.35%	0.13%	26.20%	9.71%	4.56%	1.54%	0.45%	
<i>Gap measures</i>											
	Mean overshoot (O)	1.51%	0.65%	0.35%	0.13%	1.48%	0.78%	0.48%	0.22%	0.07%	
	Mean positive overshoot (MPO)	4.99%	6.98%	9.04%	10.69%	6.44%	9.31%	11.49%	13.24%	12.22%	
	Concentration index of overshoot (C_o)	0.0474	0.1555	0.2599	0.4176	-0.0717	0.0060	0.0855	0.1947	0.2842	
	Rank weighted gap (W_G)	1.44%	0.55%	0.26%	0.07%	1.58%	0.78%	0.44%	0.18%	0.05%	

表 3. Relative poverty line based on FCSU method

FCSU (in Japanese Yen)								
household	number of children							
size	0	1	2	3	4	5	6	7
1	62449							
2	101449	90540						
3	134745	125165	115259					
4	164805	156052	147083	137873				
5	192667	184500	176175	167678	158992			
6	218894	211174	203331	195356	187239	178968		
7	243835	236472	229009	221441	213760	205959	198029	
8	267726	260658	253507	246268	238937	231508	223976	216333

表 4. Poverty impact of out-of-pocket payment based on FCSU poverty line

		Poverty line
		FCSU
Poverty headcounts		
	Pre-payment headcount (pre-Hp) (%)	2.20%
	Post-payment headcount (post_Hp) (%)	2.69%
	Poverty impact (post-Hp - pre-Hp) (%)	0.49%
Poverty gaps		
	Pre-payment gap (pre-G)	998.60
	Post-payment gap (post-G)	1201.37
	Poverty impact (post-G - pre-G)	202.77
Pre-payment mean positive gap (pre-MPG)		
	Pre-payment mean positive gap (pre-MPG)	45410.82
Post-payment mean positive gap (post-MPG)		
	Post-payment mean positive gap (post-MPG)	44634.05
	Poverty impact (post-MPG - pre-MPG)	-776.78
Normalised poverty gaps (i.e. % in relation to poverty line)		
	Pre-payment normalised gap (pre-NG) (%)	0.76%
	Post-payment normalised gap (post-NG) (%)	0.93%
	Normalised poverty impact (post-NG - pre-NG) (%)	0.17%
Pre-payment normalized mean positive gap (%)		
	Pre-payment normalized mean positive gap (%)	34.64%
Post-payment normalized mean positive gap (%)		
	Post-payment normalized mean positive gap (%)	34.49%
	Normalized mean poverty impact (%)	-0.15%

介護保険特定施設の利用者数の経年変化と都道府県間の移動に関する研究：
介護報酬明細書を用いた実証的パネル研究

分担研究者 田宮菜奈子（筑波大学医学医療系 教授）
野口 晴子（早稲田大学政治経済学術院 教授）
橋本 英樹（東京大学大学院医学系研究科 教授）
渋谷 健司（東京大学大学院医学系研究科 教授）

研究協力者 佐藤 幹也（筑波大学医学医療系 客員研究員）
菊池 潤（国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部室長）
泉田 信行（国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部室長）
高橋 秀人（筑波大学医学医療系 准教授）
柏木 聖代（筑波大学医学医療系 講師）

研究要旨

本研究は、高齢者の在宅介護の一つの選択肢として期待される特定施設居住者生活介護について、その利用者数の経年変化と都道府県間の移動を平成18年10月、平成19年10月、及び平成20年10月の全国の介護報酬明細書を用いて比較することにより、平成18年4月以降の介護保険政策が特定施設サービスの利用に与えた影響を評価することを目的とした。出来高払による特定施設と包括払による特定施設の利用者数の経年変化の比較と、特定施設利用者と介護施設利用者の都道府県間の流出入の比較を行った。その結果、特定施設利用者は2年間で約32%増加、特定施設利用者の約9割は包括払により支払われていたが、出来高払による特定施設を利用する者の伸びのほうが包括払による特定施設の利用者数の伸びよりも大きかった。また特定施設の利用者はサービス供給の少ない都府県から周辺府県に流出する傾向があり、介護施設利用者の流出入と比較してその傾向が目立った。

A. 研究目的

自宅で介護を受けることが困難な高齢者が、要介護状態となっても住環境や介護体制の両面で安心できる生活が継続できる場所として、高齢者住宅を整備することが重要な政策課題となっている。しかし、平成14年度末の時点で、公的介護にかかった費用に対して介護保険給付が対象される特定施設（介護保険の指定を受けた高齢者住宅）の供給量は約20万人分、65歳以上人口に対して0.8%と、諸外国と比べると低い水準にあった。平成18年4月の介護保険、健康保険の同時改訂に際して、特定施設の対象が介護対応型の有料老人ホーム、ケアハウス、高齢者専用賃貸住宅などに拡大され、高齢者住宅を拡充するための政策誘導がなされた。これに伴って、特定施設への都道府県知事の許認可制・届出制が強化され、また介護報酬の支払方法も従来の特定施設の職員によるケアに対する包括払だけでなく、介護サービスの提供を外部に委託する形式の特定施設が新設され、これに対する出来高払が導入された。

本研究ではこれらの政策により生じた特定施設の利用状況の変化について、介護報酬明細書を用いて経年的に実証研究を行うことを目的としている。具体的には、包括払による特定施設と出来高払による利用者数の経年変化を比較した。また都道府県の特定施設の許認可状況を勘案した上で、特定施設の供給政策が特定施設利用者の都道府県内外への流出入に与える影響についての検討をおこなった。

B. 方法

(1) 分析1

平成18年10月、平成19年10月及び平成20年10月の全国の介護保険給付実績の電子データから、特定施設サービスの利用状況に係る明細情報を抽出し、各パネルにおける特定施設利用者数を支払方法（出来高払・包括払）別に集計した。Cochran-Armitageの傾向検定を用いて、利用者数の経年変化を支払方法別に比較した。

(2) 分析2