

費用が低いということもわかった。

D. 考察

したがって、本稿の分析からは、訪問介護市場における市場競争の推進を促す政策が実施されるべきであり、少なくともそれをためらう必要がないと言えるかと思う。訪問介護分野に限らず、他の在宅介護分野における検証、施設介護分野における検証が今後の課題として残されている。

E. 結論

結果に同じ。

F. 研究発表

周燕飛・鈴木亘「日本の訪問介護市場における市場集中度と効率性、質の関係」『日本経済研究』No.49、2004年3月

G. 知的所有権の取得状況

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
「医療保険給付における公平性と削減可能性に関する実証的研究」
（分担）研究報告書
日本の訪問介護市場における市場集中度と効率性、質の関係

周燕飛 大阪大学社会経済研究所
鈴木亘 大阪大学大学院国際公共政策研究科

1. はじめに

日本が直面している最も大きな課題の一つは、急速に進む高齢化である。わが国の高齢化率（65歳以上人口が全人口に占める率）は2000年の国勢調査ベースでは、17.4%であり、2017年には27.0%に達すると見込まれている¹。こうした中、高齢者の介護需要が急速に高まってきたが、つい最近まで日本の介護サービスは家族によるインフォーマル・ケアが中心であった。しかしながら、要介護者増に対する介護者不足と家族介護の重圧が深刻になったことから、日本政府は2000年に介護保険法を施行し、公的介護保険が実施されることになった。これにより、在宅介護の分野では株式会社を含む多様な法人の参入が許可され、急速に介護サービスの供給量が増加することとなった。

厚生労働省が発表する諸統計によれば、もはや在宅介護サービスが公的介護保険によって急増したことは明白である²。しかしながら、市場競争の促進がサービスの質や効率性を改善するかどうかについては、当初その達成を目的としていながら、政府による政策評価は実施されていないのが現状である。在宅介護市場は、通常の市場のように市場競争が活発になれば、パフォーマンスが良くなるのであろうか？そこで本稿では、市場条件とサービスの質、効率性の関係を検証することにより、在宅介護分野の市場化が望ましかったのか、そして望ましい方向に向いているのかどうかを検討することとしたい。

さて本来、介護保険導入の政策評価を行うためには、在宅介護業者における介護保険前後の比較を行うのが適切であろう。しかしながら、そのような統計は存在していないことから、本稿では介護保険導入直後に実施した独自のアンケート調査を用いて市場の集中度、サービスの質、効率性の関係を探ることとする³。つまり、介護保険導入直後は、参入が急拡大した地域とそうではない地域のばらつきが大きくなった時期であり、その時点での市場の競争条件と質、効率性の関係をみることにより、市場化の促進の良し悪しが判断できると思われる。本稿の以下の分析は、在宅介護分野の中から、特に訪問介護分野に集中して分析を進める。これは、訪問介護分野が、在宅介護におけるもっとも代表的な分野であり、かつ営利業者参入などがもっともドラスティックに行われた分野であるからである。

また、本稿では地域における訪問介護市場の集中度を表す指標として、高齢者人口1000人あたりの介護業者数を市町村ごとに計算したものをを用いることにした。通常の市場の場合、市場集中度が低く、市場の競争条件が高いほど、サービスの質や供給側の効率性は増すと考えられる。そのような

¹ 国立社会保障・人口問題研究所の平成14年人口将来推定による。

² 例えば、WAM-NETに登録している業者数は2000年4月の9,185業者から2002年2月の18,389業者へほぼ倍増している。

³ 訪問介護分野は在宅介護におけるもっとも代表的な分野であることから、本稿では訪問介護分野に集中して分析を進める。

関係が訪問介護業者においても見られるのであろうか。このような視点に立つて行われた研究は、わが国では皆無の状態である⁴。一方、厚生労働省により 2002 年に実施された介護事業経営調査によれば、一事業者あたりの利用者数が少ない事業者ほど、コストが高いことが示されている。これは、規模の利益の存在やさまざまな要因が考えられるが、事業者数が高齢者人口に対して過大に参入しているような地域では、マネージメントコストが高くつくという見方もできる。このことは、病院分析における腕相撲競争仮説 (Medical Arm Race) を彷彿とさせるものであるが、市場競争の形態が適切ではない場合には、競争強化がかえって高コスト化をもたらす可能性も存在している。

そこで、本稿では、さまざまな要因をコントロールした上で、市場の競争条件が質を考慮した費用に与える影響を、経済学の標準的な枠組みに乗っ取り分析をする。本稿の構成は以下の通りである。2 節は先行研究と関連する理論的背景について述べる。3 節は、本稿で用いるデータについて述べる。4 節において、推定モデルについて説明した後、5 節では推定結果を示す。6 節は結語である。また、補論では、今回用いたデータで定義した訪問介護分野の質指標について説明をしている。

2. 先行研究

標準的な理論的では、市場の集中度が高ければ競争圧力が減じ、サービスの質および効率性が低下すると考えられる。しかしながら、しばしば競争が必ずしも消費者の利益にはつながらないケースも指摘される。その一つの例は、病院の市場である。病院市場は米国のように参入が原則自由化されている場合においても、①一般的に様々な規制が存在し、非営利業者が支配的である、②保険給付の償還率などが固定されている、③医師と患者の間の情報の非対称性が高く、医師側の決定権が高いなどの、通常の産業とは異なる側面を持っている。その場合、しばしば病院は価格以外の面での競争を行い、それが必ずしも消費者にとってのサービス競争につながっていないことが指摘されている。この浪費的な競争はしばしば「病院間の腕相撲競争 (Medical Arms Race)」⁵と呼ばれている。

この MAR 仮説によれば、病院の競争は高度医療を行う高額機器やスタッフを多く雇うことにより、実施される。その結果、必ずしも必要のない検査や薬品投与が行われ、コストが上昇するほか、効率単位のサービスの質が低下する (Robinson and Luft (1985)、Robinson (1988)、Hersch (1984)、Luft et al. (1986))。Zwanziger and Melnick (1988) は、MAR 仮説を検証してそれが成り立っていることを主張し、価格競争ができない代わりに過度なサービス投与の競争が行われていると論じている。

このような病院の非価格競争を論じている論文の多くは、MAR 仮説を主張しているが、例外も存在する。たとえば、Dranove et al. (1992) は、地方の人口構造と市場条件を考慮することにより、病院の統合政策が MAR を減じることにより効率性を増加させるとの主張に疑問を投げかけている。加えて、Shortell and Hughes (1988) は、サービスの指標として病院の死亡率を取り上げ、サービスの質と市場集中度の間になんら有意な関係が見られないと主張している。さらに、Kessler and McClellan (1999) は、1990 年における心臓病の死亡率、コストとハーフィンダール指数の間に負の相関を発見し、病院間の競争がかなりのコスト低下を生み出し、なおかつ成果についても改善が見られ

⁴ しかしながら、Shimizutani and Suzuki (2002) は、介護保険前から操業している業者と新規に開業した業者の質や効率性を比較することにより、介護保険導入の政策評価を行っている。

⁵ より包括的なサーベイは Dranove and White (1999) を参照されたい。

るとしている。

一方、市場の集中度が介護施設（ナーシングホーム）に与える影響については極めて限られた数の論文しか存在していない。Gertler and Waldman (1992)は、内生的かつ観察できない質を考慮した上で、ニューヨーク州の介護施設のデータから、コストを削減させる政策が質に与える影響を検証している。その結果、市場競争の増加は、コストとサービスの質の双方を増加させ、1標準偏差分の競争の減少はコストを20%減少させるが、サービスの質は2.5%しか低下させないと結論付けている。一方、Nyman (1994)は介護費用を減少させるために地域のベッド数を制限する政策が、超過需要を生み出し、その結果、経営の効率性を上げる努力を怠らせているという結果を示している。また、介護施設が高い価格の場合、私的保険の加入者は全て資産を使い果たす可能性が高く、この場合、メディケイドの加入者が増加し、結局、間接的に財政的コストが増加する点についても指摘している。

さて、わが国の場合には、介護保険における参入規制撤廃および市場化政策が、介護業者の効率性やサービスの質に与える影響を調べた研究は、冒頭に触れたようにきわめて少ない。しかしながら、介護保険制度が始まる前において南部(2002)は次のような興味深い仮説を提示している。介護保険制度において通常の市場と大きく異なる点は、介護報酬単価という価格統制がなされ、サービス価格が固定されているため、介護業者が価格競争を行えない点である。このため、各業者は顧客獲得の広告競争や行政の働きかけというレントシーキングを行い、固定費用が増加するため、結局参入した営利業者も平均費用を高めてしまうというものである。また、この場合には、顧客のために、サービスの質を改善するような種類の競争が行われるとは限らない点も重要である。

一体、わが国の介護保険市場における市場導入と競争条件強化という政策は、コスト低下とサービスの質の改善という果実を生み出すのであろうか。これは、理論的には意見の分かれるところであり、きわめて実証的な課題である。そこで、本稿では、この点についての実証分析を行うことにする。

3. データ

本稿で用いるデータソースは、介護保険開始から間もない平成12年9月に、日本銀行調査統計局と筆者が共同で実施した「訪問介護業者を取り巻く環境と現状把握の為のアンケート調査」（以下、平成12年日銀調査）である⁶。このアンケートは、関東地域の1都6県で事業を行っている訪問介護業者に対して、郵送法で調査を実施した。標本は、WAM-NETに掲載されていた事業所名簿から、各市町村の人口ウエイトを用いた層化抽出法を用いてランダムサンプリングしている。送付先1200事業所に対して、有効回答数は445事業所であった（有効回答率：37.1%）。訪問介護業者は、居宅支援や入浴介護などの兼業を行っている場合も多いが、ここで尋ねた従業員構成や費用などは、訪問介護業に関して行政に届け出る会計をベースに回答してもらっている。

法人種別の構成は、表1に見るとおりである。回答数が高いこともあり、各法人主の構成は厚生労働省による全数調査の構成にほぼ等しい。ただし、首都圏を含むデータであるため、やや営利業者の構成が大きい。

⁶ 詳細は、永田・佐竹・鈴木(2000)を参照されたい。

表1 アンケートデータの法人種別構成割合

	法人種	本稿調査 (obs.)	本稿調査 %	厚生労働省調査 %
営利業者	株式会社・有限会社・個人会社	204	46.7	40.4
	個人会社	4	0.9	?
公的業者	地方公共団体	2	0.5	2.3
	社会福祉法人(社会福祉協議会を除く)	96	22.0	20.1
非営利業者	社会福祉協議会	46	10.5	18.2
	医療法人	20	4.6	10.0
	民法法人(財団・社団)	16	3.7	1.9
	その他非営利法人(NPO、組合、連合会等)	49	11.2	7.0
合計		437	100.0	100.0

注) 厚労省全数調査は、2001年9月時点の指定業者数をまとめたもの。

さて、アンケートでは、兼業の状況や大きさ、費用や収入などの財務バランスシート、操業年数、各サービスの利用状況、従業員などの構成・労働時間、サービスの質指標等について詳細な質問を行っている。特に、身体介護、家事援助、複合型の3種類のサービスについては、顧客数や一人当たりの利用時間数、利用日数などが詳細にわかる。また、サービスの質については補論に記載されているように、14の質問をしており、4つの質指標が構成できるようになっている。また、各訪問介護業者は市区町村の住所を記載しており、市場の集中度はその市町村単位で定義している。表2はそれらの各変数の記述統計である。

表2 記述統計

Variables	Obs.	Mean	S. D.
総費用 (10,000 円)	399	1034.52	1952.70
賃金 (=人件費/総労働時間、円)	344	1172.04	238.44
事務コスト (=事務費 / 総労働時間、円)	386	5468.03	14177.37
身体介護利用延時間	427	192.77	304.40
家事援助利用延時間	427	307.13	613.51
複合型総利用時間	427	273.94	576.04
サービス指標1予測値 (Qhat1)	439	8.71	0.72
サービス指標2予測値 (Qhat2)	439	0.01	0.41
操業年数	433	7.11	14.76
支店の有無	445	30.6%	0.46
地域ダミー1	445	37.3%	0.48
地域ダミー2	445	16.4%	0.37
兼業・併設ダミー1(病院)	445	2.0%	0.14
兼業・併設ダミー2(居宅支援事業)	445	62.9%	0.48
兼業・併設ダミー3(訪問入浴)	440	13.6%	0.34
兼業・併設ダミー4(施設介護)	445	14.4%	0.35
兼業・併設ダミー5(福祉用具販売・レンタル)	445	7.9%	0.27
兼業・併設ダミー6(配食サービス)	445	1.1%	0.11
兼業・併設ダミー7(ショートステイ)	445	4.7%	0.21
兼業・併設ダミー8(訪問看護・訪問リハビリ)	445	2.0%	0.14
固定客の割合	400	83.6%	2.42
介護保険前からの顧客の割合	410	40.4%	3.63
要介護3以上の顧客割合	419	35.1%	2.16
新規業者ダミー	437	56.0%	0.50
営利業者ダミー	437	46.7%	0.50
非営利業者ダミー	437	40.7%	0.49
公的業者ダミー	437	10.8%	0.31
高齢者1000人あたりの業者数	439	44.8%	0.22

4. モデル

この節では、訪問介護業者の質の選択と効率を考えるための推定モデルを提示する。今、訪問介護に対する需要を考えると1式のように考えると考えられる。

$$Y = Y(P, Q, Z) \quad (1)$$

ここで、 P は訪問介護の単位あたりの価格であり、 Q はその質、 Z は地域の市場集中度や地域人口の構成など、それ以外の需要曲線をシフトさせる外生変数である。一方、訪問介護業者の費用曲線は、次式のように表される。

$$C = C(Y, Q, W) \quad (2)$$

ここで Y は個別業者のアウトプット指標であり、介護サービスの利用時間を表す。 W は賃金や事務費用などのインプット価格である。また、 Q はサービスの質である。この分析では、 Y は身体介護の総利用時間(A)、家事援助サービスの総利用時間(B)、複合型の総利用時間(C)の3つから構成される。一方、 W は、賃金（人件費/総労働時間）、事務費（事務費用/総労働時間）から構成される⁷。

したがって、訪問介護業者は次のような利潤関数を最大化すると考えられる。

$$I = P \cdot Y(P, Q, Z) - C(Y, Q, W) \quad (3)$$

ここで P は介護報酬単価であり、制度的に固定価格である。したがって、満たすべき一次条件は次の通りである。

$$\partial I / \partial Q = 0 \rightarrow P \cdot \partial Y / \partial Q = \partial C / \partial Q \quad (4)$$

そこで、一般的に求められるサービスの質の関数は、 Y, W, Z という変数に依存すると考えられる。すなわち、5式の通りである。

$$Q = Q(Y, W, Z) \quad (5)$$

関数形に関してはさまざまなものが考えら得るが、ここでは一次接近として次のような線形の単純な関数を想定することにした。

$$Q_i = \alpha_0 + \alpha_1 L_i + \alpha_2 Y_i + Z_i + u_i \quad (6)$$

ここで、 L_i は労働者の総労働時間数、 Z は地方市場の競争条件や、法人種ダミー（非営利業者ダミー、公的業者ダミー、新規業者ダミー）、支店の有無、地域ダミーなどである⁸。

一方、コスト関数については、(2)式を特定化し、次のような、質を調整したトランスログ費用関数を用いることにした。

$$\begin{aligned} \log C = & \alpha_0 + \alpha_y \log Y + \alpha_q \log Q + \sum_m \alpha_m \log W_m + \frac{1}{2} \beta_{yy} (\log Y)^2 + \frac{1}{2} \beta_{qq} (\log Q)^2 + \\ & \frac{1}{2} \sum_j \sum_j \beta_{yy} \ln W_j \ln W_j + \beta_{yq} \log Y \log Q + \sum_j \beta_{ym} \log Y \log W_m + \sum_j \beta_{qm} \log Q \log W_m \\ & + \sum_i \varepsilon_i \log W_i + Z_i + u_i \end{aligned} \quad (7)$$

$$\text{ただし、} \sum_i \alpha_m = 1, \sum_i \beta_{yy} = \sum_j \beta_{jj} = 0, \sum_i \beta_{ym} = 0, \sum_i \beta_{qm} = 0$$

ここでシェパードのレンマを用いて、各インプット価格について微分を取ると、次式のようなシェア関数が得られる。

$$s_i = \alpha_m + \sum_j \beta_{yj} \log W_j + \beta_{ym} \log Y + \beta_{qm} \log Q + \varepsilon_i \quad (8)$$

ここで j は各インプットの種類を表す。通常、トランスログ関数の各係数を推定するには $n-1$ のシ

⁷ 事務費用は、事務所の賃料や電気ガス水道料金、配送者の維持費用などを含んでいる。

シェア関数を SUR 法で推定するという方法が用いられるが、シェア関数のみの推定では我々の関心のある市場の集中度や法人種のダミー変数の影響を見ることができなくなってしまう。そこで、(7)と(8)式を同時に SUR 法で推定することにした。また、質の Q については(6)式で決定される質関数の内生変数であるため、(6)式の予測値($Qhat$)を用いて(8)式の推定を行うことにした⁹

5. 推定結果

5.1 質の比較

訪問介護業者の質を計測する方法は、確立されたものは存在せず、現在もその試行段階にあるといわれてよいだろう。そうした中で、いくつか先行的な都市や団体においては、独自の指標を定義して質を評価している。ここでは、神戸市(第三者機関による介護サービスの評価)、北海道(介護保険サービスに関する北海道基準)、市民互助団体全国協議会チェックリスト、厚生省(高齢者在宅福祉サービス評価事業、福祉サービスの第三者評価に関する中間とりまとめ)、横浜市((社)かながわ福祉サービス協会)等を参考として以下の14の指標を定義し、4つのサービス指標を作成した¹⁰。4つのサービス指標とはすなわち、①質の管理、②サービス利用の利便性、③情報公開サービス、④ホームヘルパーの能力である。

さて、以下ではまず、市場集中度に応じて2つの地域に分け、質の平均点数を比較した¹¹。市場集中度は通常用いられるハーフィンダール指数のようなものを用いることができないため、市区町村の65歳以上の高齢者人口に占める事業所数を用いることにした。つまりそれが高ければ高いほど競争が激しいと解釈することにする。表3には、4つの質指標とその合計について集中度に対して比較したものである。緩やかながら、市場の集中度が低いほどサービスの質が高いという関係が見てとれるが、統計的に有意な関係を持っているのは質の管理の指標のみである。合計点数については、総合指標として①単純合計(4つのサービス指標の得点を合計したもの)、および②第一主成分による合計(4つの質指標を構成する14の個別指標から主成分分析をかけて、第一主成分を取り出して得点化した)の2つを作成した。それぞれ、市場集中度が低いほど質が高いという関係にあることがわかる。もともとその差はわずかであり、統計的にも有意な関係ではない。そこで、次に、さまざまな要因をコントロールした上で(6)の質関数を OLS により推定することにする。OLS は不均一分散を調整するために、分散の Huber-White Sandwich estimator を用いて各係数を評価している。

⁸ 地域ダミーは甲地乙地特別区等の地域属性により分類した。

⁹ Gertler and Waldman(1992)は質を内生変数としたが、観察不可能な変数としている。

¹⁰ 詳細は補論を参考にされたい。

¹¹ 集中度は市区町村単位で計算されているが、厳密には複数の地区にまたがってサービスを提供する業者もいると考えられる。ただ、このデータは事業所単位であり、業者単位のデータではないので、立地している市町村区がほぼサービスの提供地域であると考えて差し支えないであろう。

表3 集中度によるサービス指標の違い

	Sub-index of quality of services	全業者	集中度の低い地域の業者	集中度の高い地域の業者	
1	質の管理	2.20	2.24	2.10	+ *
2	サービス利用の利便性	2.84	2.89	2.74	+
3	情報公開サービス	1.65	1.63	1.69	-
4	ホームヘルパーの能力	1.88	1.87	1.92	-
5	単純合計	8.69	8.77	8.55	+
6	第一主成分による合計	0.000	0.037	-0.069	+

- 注) (1)集中度の高低は平均を基準に分けた。
 (2)“+”は集中度の低い地域の方が高い地域よりも質が高い場合であり、“-”はその逆である。
 (3)“*”は10%基準で有意を示す。

表4は、推定式の市場集中度部分について提示したものである。総合指標に関しては表3と差はないが、4つの質指標に関しては表3とは異なり、情報公開サービスが統計的に有意に正の関係（業者数が多いほど質が高い）となっており、ホームヘルパーの能力についても有意ではないものの正の関係となっている。したがって、以上から判断して、市場の競争が激しいほどサービスの質が向上するかどうかという点は明確ではない。ただし、いくつかの指標に関してはサービスの質が高まる可能性があると思われる。

表4 サービスの質関数の推定結果

	Dependent variables	Competition level-ratio		Adjusted R ²
		coeff.	t value	
Case 1	質の管理	-0.131	-0.58	0.173
Case 2	サービス利用の利便性	-0.031	-0.12	0.087
Case 3	情報公開サービス	0.273	**	0.088
Case 4	ホームヘルパーの能力	0.122	1.17	0.110
Case 5	単純合計	0.110	0.29	0.117
Case 6	第一主成分による合計	0.097	0.56	0.180

- 注 (1) 質関数は次のようなものである。
 質指標=β(0)+β(1)*集中度指標+β(2)*非営利ダミー+β(3)*公的業者ダミー
 +β(4)*新規業者ダミー+β(5)*地域ダミー+β(6)*支店ダミー+β(7)*総労働時間+u
 (2) 表には関心のある係数のみを示している。
 (3) 推定方法はOLSであり、分散はHuber-White Sandwich estimatorにより調整している。
 (4) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意な場合に付されている。

5.2 効率性の比較

効率性の比較に関しては特に質を調整した後にコストを比較することが重要である。表5では、サービスの質として単純合計（case 1）と第一主成分得点（case 2）の予測値を用いて推定した結果である。係数の大きさに関して2つの間にはやや差が生じているが、本質的な点についてはほぼ同一であるといつてよいだろう。特に、市場集中度の指標に関しては2つケースとも負の影響が見られており、業者数が多いほど費用が低いという関係が明確である。この結果は、Nyman (1994) と整合的で

あり、冒頭に紹介した厚生労働省の統計やMAR仮説に疑問を呈する結果となった。

そのほか、費用関数の推定結果をみると、いくつか興味深い結果が得られている。まず、3つのサービスにおいては、身体介護と複合型が多いほどコストが高い関係がある。第二に兼業の状況はコストに有意な影響となっておらず、やや意外な結果

表5 トランスログ型費用関数の推計

	case1: 質 = 総得点		case2: 質 = 第一主成分	
	Coeff.	t value	Coeff.	t value
ln(身体介護利用延時間)-A	1.1850 **	2.40	0.9120 **	2.51
ln(身体介護利用延時間)^2	0.0076 ***	3.17	0.0062 ***	2.69
ln(家事援助利用延時間)-B	0.6675	0.86	0.8485 *	1.66
ln(家事援助総利用延時間)^2	0.0015	0.61	0.0010	0.43
ln(複合型総利用時間)-C	-0.0816	-0.11	-0.5506	-1.06
ln(複合型総利用時間)^2	0.0074 ***	2.97	0.0062 **	2.54
ln(A)*ln(B)	0.0004	0.17	0.0017	0.72
ln(B)*ln(C)	0.0036	1.54	0.0049 **	2.12
ln(C)*ln(A)	0.0022	0.88	0.0031	1.30
ln(賃金) or ln(W)	2.2347 ***	3.59	1.4320 ***	4.92
ln(賃金)^2	-0.0345	-1.57	-0.0310	-1.47
ln(事務費) or ln(AC)	-1.2347 **	-1.98	-0.4320	-1.49
ln(AC)^2	0.0508 ***	12.58	0.0494 ***	12.70
ln(W)*ln(AC)	-0.0164	-0.70	-0.0184	-0.82
ln(A)*ln(W)	-0.0322	-0.60	-0.0764	-1.39
ln(B)*ln(W)	0.0056	0.11	-0.0106	-0.21
ln(C)*ln(W)	0.0149	0.21	0.0682	0.95
ln(A)*ln(AC)	0.0022	0.58	0.0023	0.60
ln(B)*ln(AC)	0.0051	1.61	0.0063 **	2.05
ln(C)*ln(AC)	0.0043	0.37	0.0103	0.96
ln(Qhat)	79.5113 ***	4.45	46.1283 ***	5.18
ln(Qhat)^2	-12.4044 ***	-3.13	-8.4008 ***	-2.79
ln(Qhat)*ln(A)	-0.3935 *	-1.82	-0.2020	-1.27
ln(Qhat)*ln(B)	-0.3095	-1.14	-0.5321 ***	-2.84
ln(Qhat)*ln(C)	0.0294	0.11	0.1172	0.60
ln(Qhat)*ln(W)	-0.9191 ***	-3.05	-0.8286 ***	-4.51
ln(Qhat)*ln(AC)	0.9191 ***	3.05	0.8286 ***	4.51
兼業年数ダミー	0.0016	0.50	0.0016	0.52
支店ダミー	-0.7974 ***	-6.36	-1.3453 ***	-8.81
地域ダミー1	-0.7129 ***	-5.71	-0.5752 ***	-5.06
地域ダミー2	-1.0610 ***	-7.21	-0.7165 ***	-5.70
兼業・併設ダミー1(病院)	0.2362	0.79	0.1609	0.56
兼業・併設ダミー2(居宅支援事業)	-0.0218	-0.24	-0.0048	-0.05
兼業・併設ダミー3(訪問入浴)	-0.0004	0.00	0.0334	0.30
兼業・併設ダミー4(施設介護)	0.1115	0.78	0.1815	1.30
兼業・併設ダミー5(福祉用具販売・レンタル)	-0.1727	-1.19	-0.1826	-1.31
兼業・併設ダミー6(配食サービス)	-0.7331	-1.45	-0.7025	-1.44
兼業・併設ダミー7(ショートステイ)	0.0486	0.23	0.0099	0.05
兼業・併設ダミー8(訪問看護・訪問リハビリ)	0.0713	0.24	0.0181	0.06
固定客の割合	-0.0089	-0.47	-0.0173	-0.93
介護保険前からの顧客の割合	0.0092	0.57	0.0075	0.49
要介護3以上の顧客割合	0.0056	0.24	0.0140	0.63
新規業者ダミー	0.4581 ***	3.79	-0.1088	-1.01
非営利業者ダミー	0.6459 ***	4.62	0.7016 ***	5.21
公的業者ダミー	0.3718 **	2.17	1.1954 ***	6.10
集中度指標	-0.2815 *	-1.65	-0.3813 **	-2.31
定数項	-108.1708 ***	-5.23	-42.0996 ***	-6.17
R squared (observations)	0.7022(306)		0.7193(306)	

注:

- (1) 被説明変数は総費用を対数をとったものである。
- (2) 集中度指標は高齢者1000人あたりの業者数である。
- (3) 第一主成分はマイナスの値をとらないように最小値を足してログをとっている。
- (4) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意な場合に付されている。

となっている。ただし、公的な報告ベースの訪問介護のみの会計を答えてもらっているため、その効果が出たものかもしれない。第三に支店があるようなある規模の業者はコストが低い。これは規模の

利益が働くためと考えられる。第四に、ケース1のみであるが、新規業者の方が旧来の業者に比較してコストが高くなっている。これは、介護保険導入直後であったため固定費用が多く計上されていることが考えられ、むしろ自然である。さらに、非営利業者ダミーおよび公的業者ダミーが正に有意となっており、営利業者がこれらの法人種と比較してコストが低いことがわかる。したがって、南部（2000）が懸念していたような点は少なくともこの時点では起きていなかったようである。最後に、質の係数は正に有意であり、質が高いほどコストが高まるというトレードオフの関係が伺える。

6. 結語

急速に進む日本の高齢化による介護需要増に対処するために、日本の在宅介護サービスは、これまでの規制市場から参入規制を撤廃し、各業者が競争を行う市場制度が導入された。本稿では、介護導入直後の地域間の市場の状況と介護保険業者のサービスの質や費用を見ることにより、市場化政策を今後も進めてゆくことがサービス利用者にとって望ましいかどうかを評価した。

本稿の分析は3つの貢献があると考えられる。第一に、これまで多くなかった介護保険の政策評価として、独自に行われたクロスセクションデータを用いて計量経済学的な評価を行ったということである。第二に、内生的な質を組み入れた費用関数を推定することにより、より厳密な費用関数の推定を実施した点。第三に、質指標の関数による評価を行い、今後の政策として有用な情報を導いたことなどである。

また、本稿の分析から得られた結果は以下の点である。

第一に、市場の競争条件の強化がサービスの質を改善する可能性はあるものの、この調査時点ではそれほど明確な関係が見られていない。わずかに情報公開に関する指標が有意な関係を持っている程度である。もっとも、本稿で用いたサービス指標には限界があることから、これはもっとさまざまなサービス指標を用いてさらに検証されなければならない課題である。

第二に、厚生労働省が発表した統計とは異なり、市場の競争が激しいほど訪問介護業者の費用が低い。これは、営利・非営利などの法人種やサービスの質を考慮した費用について成り立っている。したがって、さらなる市場の競争を推進する政策は、より効率化をもたらすと考えられる。

第三に、サービスの質と費用にはトレードオフの関係が生じている。また、規模の利益を示唆する結果も得られた。さらに、営利業者は非営利や公的業者に比較して、質調整後の費用が低いということもわかった。

したがって、本稿の分析からは、訪問介護市場における市場競争の推進を促す政策が実施されるべきであり、少なくともそれをためらう必要がないということが言えるかと思う。訪問介護分野に限らず、他の在宅介護分野における検証、施設介護分野における検証が今後の課題として残されている。

補論 質指標の定義

各質指標	各質指標の構成要素			
	1	2	3	4
質の管理	1.シルバーマーク、ISO等の認定マーク取得の有無	ヘルパーサービスのマニュアルの有無	ヘルパー情報交流会や事例検討会・ケアカンファレンス実施の有無	定期的なヘルパー研修実施の有無
サービス利用の利便性	サービス最低利用時間等の制限を設けているか	早朝、夜間、深夜サービス提供の有無	緊急利用の可否	利用不可能日（休日）の有無
情報公開サービス	苦情処理窓口・苦情処理係の有無	パンフレットやホームページ、利用者向け会報など情報提供媒体の有無		
ホームヘルパーの能力	社会福祉士・介護福祉士、PT、OT等の専門資格者が全雇用者に占める割合	ヘルパー2級以上の有資格者が全ヘルパーに占める割合	ベテラン・ヘルパー（5年以上）の割合	未熟練ヘルパー（経験年数1年以内）の割合

参考文献

- 岩本康志(2001)「序章 社会福祉と家族の経済学」岩本康志編『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社
- 佐竹秀典・鈴木亘(2001)「日本の介護サービス市場の実態～事業者アンケートに基づく考察～」『エコノミクス』6号, pp. 180-195
- 鈴木亘(2002)「非営利訪問介護業者は有利か？」『季刊社会保障研究』第38巻1号pp. 74-88.
- 永田俊一・佐竹秀典・鈴木亘(2000)「介護保険制度と介護市場の分析」日本銀行調査統計局Working Paper 00-17
- 南部鶴彦(2000)「介護サービス産業への公的介護保険導入の経済的帰結」国立社会保障・人口問題研究所『医療・介護の産業分析』東京大学出版会
- 八代尚宏(2000)「福祉の規制改革—高齢者介護と保育サービスの充実のために—」八代尚宏編『シリーズ現代経済研究18|社会的規制の経済分析』日本経済新聞社
- Abe, Aya, (2003), "Social Security in Japan", National Institute of Population and Social Security Research, pp.38-41.
- Dranove, D. and White, W.D., (1999), "How Hospitals Survived: Competition and the American Hospital", Washington: American Enterprise Institute for Public Policy Research.
- Dranove, D. and Shanley, M. and Simon, C., (1992), "Is Hospital Competition Wasteful?", RAND Journal of Economics, Vol.23(2), pp.247-262.
- Gertler, P.J. and Waldman, D.M., (1992), "Quality-adjusted Cost Function and Policy Evaluation in the Nursing Home Industry", Journal of Political Economy, Vol.100(6), pp.1232-1256.
- Hersch, P.L., (1984), "Competition and the performance of hospital markets", Review of Industrial Organization, 1(4), pp.324-340.

- Kessler, D.P. and McClellan, M.B., (1999), "Is Hospital Competition Socially Wasteful?" NBER Working Paper, No.7266.
- Luft, H.S., Robinson, J.C., Garnick, D., Maerki, S., and McPhee, S., (1986), "The role of specialized clinical services in competition among hospitals", *Inquiry* 23, pp.83-94.
- Mocan, H.N., (1995), "Quality Adjusted Cost Function for Child Care Centers", NBER Working Paper No.5040.
- Nyman, A. J., (1994), "The Effects of Market Concentration and Excess Demand on the Price for Nursing Home Care", *Journal of Industrial Economics*, Vol. 42 (2), pp.193-204.
- Robinson, J.C., (1988), "Market structure, employment, and skill mix in the hospital industry", *Southern Economic Journal*, Vol. 55 (2), pp.315-325.
- Robinson, J.C., and Luft, H., (1985), "The impact of hospital market structure on patient volume, average length of stay, and the cost of care", *Journal of Economics*, 3, pp.1-24.
- Shimizutani, S. and Suzuki, W. (2002), " The Quality and Efficiency of At-Home Long-term Care in Japan: Evidence from Micro Level Data", Discussion Paper Series No.18, Economic and Social Research Institute, Cabinet Office.
- Shortell, S.M. and Hughes, E.F., (1988), "The Effect of Regulation, Competition and Ownership on Mortality Rates Among Hospital Inpatients", *The New England Journal of Medicine*, Vol. 318, pp.1100-1107.
- Zwanziger, J., and Melnick, G., (1988), "The effects of hospital competition and the Medicare PPS program on hospital cost behavior in California", *Journal of Health Economics* 7, pp.301-320.

**Outsourcing At-home Elderly Care and Female Labor Supply:
Micro-level Evidence from Japan's Unique Experience**

清水谷 諭（内閣府）、鈴木 亘（大阪大学）、野口 晴子（東洋英和学院大学）

研究要旨

本論文は内閣府が独自に実施した要介護者を抱える世帯への介護サービス利用調査及び日本経済研究センターが収集した高齢の慢性疾患患者を抱える世帯への調査の2つを活用し、介護保険が女性労働供給に与えた影響を定量的に評価する。その結果、以下の点が明らかとなった。

（1）公的介護保険が導入されて約1年半が経過した2001年秋時点では、要介護度が比較的低い世帯には若干女性労働供給を促進する効果がみられたものの、全体的には、女性労働供給が刺激されたという結果は得られなかった。（2）一方、約2年半が経過した2002年秋時点では、明らかなプラス効果が検証された。効果の大きさは要介護度によって異なるものの、公的介護保険導入によって、就業確率は30-60%程度、週当たり労働時間は40-60%程度、1日あたりの労働時間は50-70%上昇することがわかった。

A. 研究目的

2000年に導入された公的介護保険制度の重要な目的の1つは、介護の社会化によって、それまで主に介護の担い手であった女性の労働供給を刺激することにあつた。しかし、介護保険の導入が女性労働供給に与える影響については、日本ではほとんど実証分析がなされてきたとは言いがたく、公的介護保険制度の重要な政策評価がなされないままとなっている。本論文は内閣府が独自に実施した要介護者を抱える世帯への介護サービス利用調査及び日本経済研究センターが収集した高齢の慢性疾患患者を抱える世帯への調査の2つを活用し、介護保険が女性労働供給に与えた影響を定量的に評価する。

B. 研究方法

本論文では公的介護保険導入が女性労働供給に与えた効果を評価するため、介護保険導入によって影響を受けた treatment group と影響を余り受けなかった control group の2つのサンプルを用いて、difference-in-difference 推定を行う。具体的には、（1）介護保険導入によって介護サービスを利用可能になった世帯（要介護者を抱える世帯）と（2）介護保険導入前でも後でも介護サービスを利用できない世帯（高齢の慢性疾患患者を抱える世帯）について、介護保険導入前後の主な介護者（女性）及び主婦の就労の有無、週当たり労働日数、1日あたりの労働時間を比較する。

アメリカなどにおける先行研究も、家族による介護と介護者の労働供給の間の内生性が常に問題とされてきた。日本の公的介護保険

制度導入はそれぞれの世帯にとっては外生的に決定される。従って、このユニークな「自然実験」を利用することによって、これまでの内生性の問題を克服することができる。

C. 研究結果

(1) 公的介護保険が導入されて約1年半が経過した2001年秋時点では、要介護度が比較的低い世帯には若干女性労働供給を促進する効果がみられたものの、全体的には、女性労働供給が刺激されたという結果は得られなかった。

(2) 一方、約2年半が経過した2002年秋時点では、明らかなプラス効果が検証された。効果の大きさは要介護度によって異なるものの、公的介護保険導入によって、就業確率は30-60%程度、週当たり労働時間は40-60%程度、1日あたりの労働時間は50-70%上昇することがわかった。

D. 考察

介護保険の当初の目標としてあった女性の労働供給増については、一定の効果があつたと結論づけられる。したがって、公的介護保険の評価としてポジティブな結論をここから導くことができる。

E. 結論

公的介護保険は、介護地獄の解消や介護の社会化、女性の労働力強化、社会的入院の解消など、当初様々な目標が置かれていたものの、それに対する政策評価はわずかである。本論文はそのうち、介護保険の労働供給に対する効果をみた。その結果、公的介護保険は、介護者の労働供給を増加させているという結論が得られた。

F. 研究発表

内閣府社会経済研究所ディスカッションペーパー (ESRI Discussion Paper Series) No.93

G. 知的所有権の取得状況

なし。

**Outsourcing At-home Elderly Care and Female Labor Supply:
Micro-level Evidence from Japan's Unique Experience**

清水谷諭（内閣府）、鈴木亘（大阪大学）、野口晴子（東洋英和学院大学）

1. Introduction

This is the first study to take advantage of Japan's public long-term care insurance as a unique natural experiment to evaluate how outsourcing long-term care stimulates female labor supply.

Japan's public elderly care insurance was introduced in spring of 2000. One of the most important purposes of this new scheme was to diminish the onerous care burden at home, which traditionally has depended heavily on women. Socializing care burden was expected to stimulate female labor supply in Japan under rapidly aging and declining fertility.

Under the new insurance system, market-oriented reform was implemented on the demand side¹. Not only households in lower income classes, who were eligible to use care at almost free costs, but all insured eligible people are now entitled to receive necessary care services. To receive LTC benefits, an individual applies to an expert committee under municipalities and a screening determination is made within 30 days. When certified in need of LTC, the person is further determined as falling into one of six health condition categories², which determines benefit entitlements. Based on the care plan provided by a care manager, a user is free to contract care services with any providers under the "contract system", at the burden of a 10% co-insurance payment out of officially fixed prices for each insured services³.

¹ Detailed information on the scheme of Japan's long-term care insurance is briefly provided by Mitchell, Piggott and Shimizutani (2004).

² Care Levels 1-5 and "support required."

³ The eligible amount of care to use through a 10% co-payment depends on the consumer's care level but not his income level. After spending up to a threshold, the consumer must pay for 100% of the additional cost, until hitting a stop-loss threshold called the "high-cost long-term care service limit." Above that threshold, additional expenses incurred by the consumer are covered by the LTC program at 100%. The stop-loss threshold is reduced

So far, some other purposes of the insurance system on supply side were relatively well examined; stimulating supply of care services by allowing for-profits into the at-home care market and improving the quality of care in response to the expanding number of elderly in Japan (Shimizutani and Suzuki (2002)). On the contrary, surprisingly, how the public elderly care insurance stimulated female labor supply has remained unexplored, despite of academic and pragmatic policy interests. This is very surprising since the introduction of the public insurance was partly justified by the externality to family, especially women, who owed care burden at home and discouraged to work.

To address this empirical issue, we take advantage of an unusual and rich panel data set from two types of households in Japan. The first category is households with an elderly who needs care and in most cases became eligible to use care services through the public insurance after 2000. The other type is those with chronically-diseased patients, many of those who are not eligible to receive care before or after 2000. The data contains information on labor supply before and after introduction of the public insurance scheme in 2000. Thus, we employ the difference-in-difference approach to examine the effect of the introduction of public elderly care in Japan.

Since the introduction was implemented exogenously for individual households, we were exempt from the endogeneity problem between labor supply and outsourcing care, which other previous studies suffer from. In other words, Japan's unique experience provides us an unusually clean opportunity to examine the relationship between care-giving at home and female labor supply.

The main empirical results are summarized as follows. The introduction of public elderly care insurance stimulated female labor supply by 10 % in probability of being employed, 20% in working days per week and 30% in working hours per day, which was observed only for households with a less needy care receiver in care-level 1 in FY 2001, after one and a half year from the initiation. However, we clearly find a large and positive effect on the female labor supply

for low-income consumers, in some cases by more than half. See Mitchell, Piggott and Shimizutani (2004).

in households in FY 2002, after two and a half year from the implementation. The new public scheme enhanced stimulated the probability of being employed by 30% to 60%, working days per week by 40% to 60% and working hours per day by 50% to 70%.

The outline of this paper is as follows. The next section reviews previous studies. We rely on empirical studies outside Japan since this is the first research on the topic in Japan. Section 3 briefly describes the data set used in this study. Section 4, the main part of this study, employs the difference-in-difference approach to evaluate the effect of the public elderly insurance on female labor supply. The final section concludes and discusses policy implications.

2. Previous Studies

Since this is the first study to evaluate the effect of the elderly care insurance on female labor supply in Japan, we rely on empirical studies performed in countries outside Japan.

In the U.S. the Family Medical Leave Act of 1993 and the Older Americans Act Amendments of 2000 address to the concern that caregivers may reduce hours or exit employment entirely to provide elderly care needs and the loss of trained workers will likely negatively affect the economy-wide productivity⁴. However, empirical results on the relationship between work and caregiving, primarily relying on cross-sectional data, are ambiguous. A number of early studies found a strong negative relationship between the two (Dwyer and Coward (1991), Brody and Schoonover (1986), Boaz and Muller (1992), Stone, Caferata and Sangl (1987)). However, several more recent papers have not found a trade-off (Ettner (1996), Stern (1995), Wolf and Soldo (1994)).

McGarry (2003) attributes this inconclusiveness to a reduced form specification frequently used in this literature. Some studies put the decision to provide care as a dependent variable and

⁴ The Family Medical Leave Act required that employers with 50 or more employees provide employees with 12 weeks of unpaid leave to care for a new child or a family member with a health condition. The Older Americans Act Amendments of 2000 amended the original 1965 Older Americans Act, and among other provisions, established the National Family Support Program (McGarry (2003)).

labor market status as an explanatory variable. On the contrary, others treat labor supply decision such as labor force participation, or hours worked as a function of care-giving. Since labor status and care-giving are decided simultaneously, one cannot infer causality from these results.

Market work and care-giving are certainly competing uses of one's time, suggesting a trade-off between the two. However, it is not clear whether those who provide care do so because they are working fewer hours, or if they work fewer hours because of their care-giving burden. Thus an investigation of causality is critically important in assessing the labor market effects and the potential policy response.

Even though we assume causality that informal care provision affects labor supply, the expected sign of the effect on labor supply is undetermined. We should consider two competing effects. One is the substitution effect. Given scarce time, care-giving will increase his/ her shadow wage rates and depress labor supply. At the same time, care-giving demands caregiver's purse as well as his/her time (Carmichael and Charles (1998)).

McGarry (2003) takes advantage of a longitudinal panel of observations from drawn from the Health and Retirement Study (HRS) to examine labor market behavior prior to care-giving and note how it differs for those who subsequently provide care and those who do not. She finds *surprisingly little relationship between previous employment and later care-giving in both short-term and longer-term period (six years).*

In the U.K., Carmichael and Charles (1998, 2003) address the relationship between informal care and female labor supply. Carmichael and Charles (1998) find care-giving may both constrain female labor supply and adversely affect earnings. Carmichael and Charles (2003) apply new data set to their extended model to order to evaluate relevant social security benefits (Attendance Allowance and Invalid Care Allowance) on labor supply. They also confirm adverse effect of care-giving on labor supply and earnings.

3. Data

We take advantage of two different data sets to employ the difference in difference approach explained in the next section; data set on elderly those who need long-term care services as treatment group and those with chronically-diseased patients as control group.

The dataset on treatment group is the micro-level data from “Survey on Long-term Care Users”. This survey was performed twice in 2001 and 2002. The first survey was conducted from November to December, 2001, by the Price Policy Division of the Cabinet Office. The sample comes from a research company that collected data from 136,349 households from all areas of Japan. Those households were randomly chosen based on Japan’s household registration system and the distribution resembles the census data.

A care receiver is any elderly person who needs care in daily life. In other words, a care receiver need not be approved by local governments of eligibility to use public insurance. In addition, a care receiver in this survey is any person who lives at home together with family members; those living in institutions separately from family members are excluded from the sample. Among all samples, we screened households with a care receiver and chose samples with only one receiver randomly⁵. We mailed our questionnaires to 1,300 households, and received responses from 1,005 households (the response rate of 77.1 percent).

The second survey was implemented by the Economic and Social Research Institute, Cabinet Office in October and November in 2002. The notable merit of this survey was to perform a similar survey on the same households in the 2001 survey. Of the 1005 households, we obtained responses from 822. Among those, 617 samples still lived at home with family member to receive at-home care⁶.

⁵ The screening results show that households with one care receiver occupy 71.1 percent of all, those with two receivers occupy 26.9 percent, and the remaining are households with more than two receivers.

⁶ Out of the gap (205 households), 75 samples entered “any” type of institution, 68 samples died, and 29 were hospitalized during 2001-2002. Although this study uses households who were surveyed both in 2001 and 2002, we screened new households with one care receiver and added 457 households to the sample in 2002. Thus, the sample size in the 2002 survey is 1074 households.