

研究ノート 夜勤労働の均等化差異 ——介護労働市場における実証分析——

高 久 玲 音

I はじめに

介護職の労働実態や高い離職率が一般的関心を集め、十分な従事者を確保するための必要な対策について、多くの議論が交わされている。政策の方向性も転換した。マイナス改定が2度続いた介護報酬は2009年度に引上げに転じ、同年4月に策定された補正予算でも従事者の生活安定のために4000億円規模の基金が設立された¹⁾。新政権を担う民主党も介護労働者の賃金引上げをマニフェストに掲げている。

中長期的にみても、介護職の確保はとりわけ重要度の高い課題である。政府試算によると、サービス水準を現状に維持する場合においてさえ、2025年に2007年のおよそ1.8倍、212万人の介護職が必要になる²⁾。特に、75歳以上人口の増加とともに、重度認定者が増えることから、施設介護需要の増大は避けられない。施設系サービスの必要従事者数を推計した菊池〔2008〕は、2025年に必要となる施設系サービスの看護・介護職を、現在の1.78倍と試算している。

1 夜勤を担う人材の不足

2025年に現在の2倍近い介護職を確保することについては、実現可能性を含めてさまざまな議論があると思われる。とりわけ、夜勤を担う人材の確保は、他の勤務時間帯における従事者の確保よりも、はるかに難しくなることが予想される。担い手である20代から30代前半の年齢層の減少が見込まれるためだ。

まず、この点をグラフで確認したい。図1の左図は、本稿で使用した「2006年介護労働実態調査」の労働者票より、筆者が再集計した夜勤参加率のグラフ、右図は国立社会保障・人口問題研究所の将来推計人口（中位推計）による年齢階級別の人口見通しのグラフである。夜勤参加率は、当該年齢の全従事者数を分母、夜勤に参加している従事者数を分子とした比率であるが、若年になるほど夜勤へ参加する確率が高いことが確認できる。例えば、29歳の夜勤参加率は39.9%であり、20代を通じて40%以上の介護職が夜勤に参加している。とりわけ、20代前半の夜勤参加率は50%を超えている。一方、30歳を超えると夜勤へ参加する人の割合は急激に低下し、35歳ではおよそ25%、40歳では15.6%まで下落する。これは、結婚を機に夜勤に参加できなくなる従事者が多いためである。さらに、意外な発見として、40歳から60歳まで、夜勤参加率は15%前後で変化しないことが挙げられる³⁾。例えば、59歳の夜勤参加率は15.2%であり、40歳の数字とほぼ同じである。そして、60歳を過ぎると急激に低下し⁴⁾、公的年金の受給が始まる65歳以降は5%程度となる。

では、ほかの年齢層よりも夜勤に参加する確率の高い若年層の人口は今後どのように推移するだろうか。図1の右図では、年齢階層ごとの将来人口の予測値を、2009年を100として2025年までプロットしている。夜勤参加率が25%を超えている18歳から35歳までの年齢層をみると、2025年には現在の水準の80%程度に減少することがわかる。2009年に出生した人が18歳になるのが2027年であることから、現在の若年人口の予測値は、2025

年まではほとんど誤差なく実現するだろう。つまり、夜勤の主力な担い手と考えられる年齢層は、今後20年間でおよそ20%減少することが確実である。

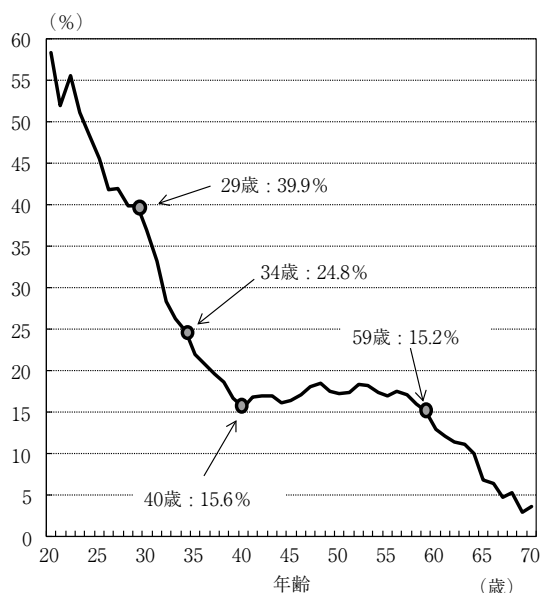
もちろん、母体となる人口が減少しても、賃金を引き上げれば十分な労働力を確保できるかもしれない。しかしながら、潜在的には、夜勤を担う人材が不足する可能性は、非常に高いと言わざるを得ない。

以上が、本稿の問題意識である。将来的に必要なとなる介護職の人数を試算した研究はある程度蓄積されているものの、実際に、そうした需要に見合うだけの労働供給がなされるのかを分析した研究は少ない。介護の労働市場では、夜勤へ参加しなくてはならない施設介護と、日勤のみの従事者で構成される訪問介護の間で、労働供給の在り方が大きく異なる可能性があり、将来的な介護サー

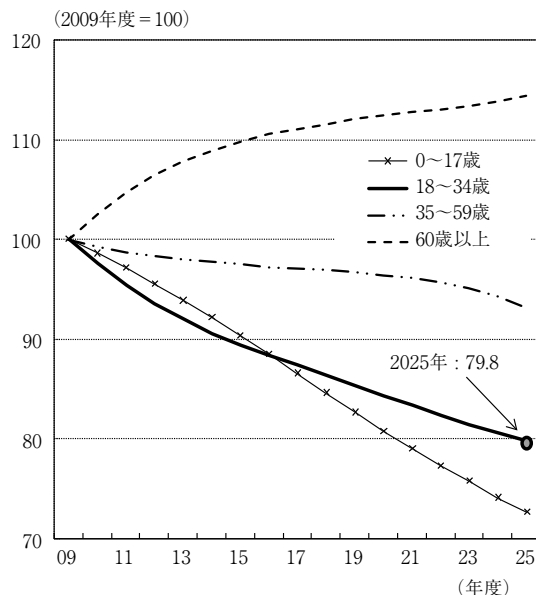
ビスの提供体制を考える上でも労働供給側の分析は欠かせない。特に、既婚女性と高齢者は、仮に介護労働市場に参加したとしても夜勤の担い手にはなりにくい。そのため、夜勤のある施設介護は、サービスの提供を若年層に依存する傾向が比較的強くなっている。こうした事情を考慮すると、夜勤のある施設介護と、日勤のみの勤務形態が多い訪問介護では、仮に常勤換算で同じ人数が必要だとしても、実現するための困難さは全く異なると予想される⁵⁾。

2 本稿の分析対象

そこで本稿では、介護労働者のマイクロデータを用いて、夜勤への参加を決定する諸要因について分析した。夜勤時の人員確保のための具体策を考えるためには、まず、夜勤への参加がどのように行われているかを分析する必要があるだろう。分



(1) 年齢別夜勤参加率



(2) 年齢階級別人口見通し

注) 1) (1) の年齢別夜勤参加率は、同年齢の全従事者の中で、夜勤に参加している従事者の比率。後方3年移動平均値。

2) (2) は2009年度を100とする指数。

資料) (1) は「2006年介護労働実態調査〔労働者票〕」より筆者再集計。(2) は国立社会保障・人口問題研究所「将来推計人口〔2006年12月：中位推計〕」

図1 年齢別の夜勤参加率と人口見通し

野を広く医療関連産業に広げれば、本稿と類似の問題意識に立つ近年の先行研究として、医師の就労環境を分析した森・斎藤〔2007〕や、医師の就業場所の選択要因について分析した佐野・石橋〔2009〕、同じく看護師の就労場所選好を分析した緒方〔2008〕を挙げることが出来る。森・斎藤〔2007〕では、宿直回数や睡眠時間を被説明変数に取って、どのような医師が負荷の多い勤務環境で働いているかを明らかにしている。さらに、佐野・石橋〔2009〕、緒方〔2008〕ではコンジョイント分析法により、医師・看護師の就労形態に影響をあたえる要因について考察している。しかしながら、森・斎藤〔2007〕の分析モデルは誘導型であり、医師が就労環境の選択に関して、どのような意思決定を行っているのかまではわからない。佐野・石橋〔2009〕、緒方〔2008〕についても、仮想的な質問による分析結果がどこまで現実に適用可能かという問題点は残る。

それに対して、本稿では日本の介護労働者のミクロデータを用いて、個人属性や地域属性を表す諸変数のほかに、夜勤への参加によって得られる賃金の増加分を明示的に組んだ構造型の分析を行う。夜勤への参加に対する賃金プレミアムを考慮することで、現実の介護労働市場の実態に即した、より豊富な政策インプリケーションを導ける。

分析は、2つの段階に分けて行う。まず、賃金関数を推定し、サンプルに含まれる従事者ひとりひとりについて、夜勤に参加した場合に支払われるであろう潜在的な賃金プレミアムを算出する。次に、従事者はこの潜在的なプレミアムの多寡に応じて、夜勤に参加するかどうか決定すると考えられることから、賃金プレミアムを説明変数に含めてプロビット分析を行う。

本稿の分析は2つの点で貴重である。まず、大規模なミクロデータを用いて日本の介護労働市場について分析している点。加えて、ヘドニック賃金関数をOLSで推定する際に生じる推定値のバイアスを修正し、その上で夜勤労働の賃金プレミアムを算出している点である。1点目については、清水谷・野口〔2003〕、周〔2009〕、鈴木〔2009〕の例外はあるものの、日本の介護労働市場におけ

る賃金決定を分析した研究の蓄積は少ない。2点目についても、OLSではない方法でヘドニック賃金モデルを実証した日本の実証研究は中村・中馬〔1994〕など少数の例外があるのみである⁶⁾。

構成は以下の通りである。まずII節では、関連する先行研究を展望しながら、(1)夜勤の賃金プレミアムの算出、(2)賃金の増加が夜勤への参加に与える影響、について、それぞれ説明を行う。III節では、夜勤参加の賃金プレミアムを推計するためのモデルを紹介し、IV節では使用したデータの説明を行う。続いてV節では、賃金関数を推定する。さらに夜勤への参加行動について、誘導型のプロビットモデルと賃金プレミアムを説明変数に加えた構造プロビットモデルを推定し、限界効果の比較を行う。VI節は分析から導かれる結論と今後の課題等である。

II 先行研究の紹介

1 夜勤労働の賃金プレミアム

夜勤への参加が賃金に与える影響は、法定の夜勤手当があることから自明であるように思える。しかし、(a)夜勤手当の多寡に応じて基本給が変動すること、(b)夜勤への参加は内生変数であるためOLS推定では夜勤の賃金効果を把握できないこと、等のためにデータで確認することは難しい。(a)については、残業手当についての研究で既に指摘されている(Bell and Hart〔2003〕、Trejo〔2003〕、黒田・山本〔2009〕)。例えば、黒田・山本〔2009〕では、年収の低い労働者については、ホワイトカラー・エグゼンプションの適用で労働時間が増える一方、基本給の上昇により、支払われない残業代の一部は補償されていると指摘している。また、いわゆる「サービス残業」が賃金に与える影響を分析した高橋〔2005〕でも、「サービス残業」をする労働者ほど年収が高くなることを指摘している。夜勤労働についても同様に、基本給の変動を考慮すると、法律による夜勤手当での支払い額は、実質的な報酬の支払い額と必ずしも一致しない可能性がある。

(b)については、夜勤の分析に限らず、職場環

境と賃金の関係についての実証研究で頻繁に指摘されている。このトピックについての詳細な議論としては Hwang et al [1992] がある。好ましい職場環境は、経済学的には正常財であり、高い死亡率など好ましくない特性をもった職場は劣等財である。そのため、生産性の高い労働者は、賃金が多少下がっても、より快適で安全な職場で働く。一方、生産性の低い労働者は、賃金を得るために、好ましくない職場環境を甘受する傾向がある。よって、生産性の違いを考慮せずに、職場環境の変数を賃金に回帰すると、危険な職場で働いている人ほど賃金が低いという関係が観察されるかもしれない。このように、個々の労働者の生産性が観察できない場合には、OLSによるヘドニック賃金関数の推定は、職場の特性が賃金に与える効果を大幅に過小推定する可能性がある⁷⁾。Garen [1988], Seibert and Wei [1994] はこのバイアスに対処するために、2段階の推定法を用いて、仕事の危険度が内生的に選択されることをコントロールしている。さらに、Gronberg and Reed [1994], Dale-Olsen [2006] は危険な職場では離職率が高いことを利用して、職場の危険度が賃金与える影響を、Durationデータを用いて推定している。結果だけを述べると、ここで挙げたすべての研究で、OLS推定から推察される水準よりも高い賃金効果を確認している⁸⁾。

本稿では、こうした先行研究を受けて、夜勤への参加が内生的に決定されることを考慮した上で賃金関数を推定した。推定方法はKostiuk [1991] に依拠した。Kostiuk [1991] は男性労働者のサンプルについて夜勤労働の賃金プレミアムを推定した最初の研究であり、Lanfranchi et al [2002], Sæther [2004] でも同様の方法で分析が行われている。

2 賃金プレミアムの増加が夜勤参加に与える影響

賃金プレミアムの増加が夜勤への参加に与える影響については、同様の研究をしたKostiuk [1991], Lanfranchi et al [2002], Sæther [2004] の分析結果を概観しておく必要がある。Kostiuk

[1991] は、男性労働者のサンプルを用いて分析し、賃金プレミアムが増加するほど夜勤へ参加する確率が上昇することを見出した。さらに、賃金をコントロールすると、誘導型の推定よりも、個人属性を示す変数が夜勤への参加に与える影響は少なく推定されると指摘した。フランスの男性労働者のサンプルで分析したLanfranchi et al [2002] についても、やはり夜勤への参加に対して賃金が有意に正の影響を与えているという結果を得ている。負荷の多い仕事へ従事させるために高い賃金プレミアムを支払う必要があるという点で、これらの結論はRosen [1986] で主張された均等化差異の理論と整合的である。

一方、ノルウェーの看護師(Nurse)について分析したSæther [2004] では、逆の結論を得ている。Sæther [2004] は病院で働く看護師と、プライマリー・ケアを行う看護師について分析し、夜勤への参加は賃金を約19%引き上げる一方、賃金プレミアムの引き上げが夜勤への参加を促す効果は限定的であることを発見した。特に、プライマリー・ケアを専門とする従事者のサンプルでは、賃金プレミアムの係数は有意になっていない。

III モデル

実証分析の手順はKostiuk [1991], Lanfranchi et al [2002], Sæther [2004] に従い、以下の3本の式からなるモデルを考えたい。

$$w_s = \beta_s X + u_s \quad (1a)$$

$$w_d = \beta_d X + u_d \quad (1b)$$

$$S = \gamma Z + \delta(w_s - w_d) + v \quad (1c)$$

(1a) 式と (1b) 式はそれぞれ、夜勤参加者の賃金関数と日勤のみの労働者の賃金関数である。(1c) 式は夜勤に参加するかどうかを決定する夜勤参加確率決定関数である。ここで、 w_s と w_d は夜勤参加者(Shift worker)と日勤のみの従事者(Day worker)の賃金の自然対数値である。夜勤参加決定確率関数に賃金プレミアム($w_s - w_d$)が明示的に含まれている点に注意されたい。

変数についての説明を加えると、 $\mathbf{X}$ は通常の賃金関数に含まれる説明変数のベクトル、 $\mathbf{B}_s$ と $\mathbf{B}_d$ は係数ベクトル、 u_s と u_d は誤差項である。 S は夜勤労働についての潜在変数であり、ゼロ以上の時は1（夜勤へ参加）、ゼロ未満の時は0（日勤のみ）を取る。 $w_s - w_d$ は賃金プレミアムを表している。 $\mathbf{Z}$ は夜勤への参加に影響を与える説明変数ベクトル、 δ は賃金プレミアムが潜在変数に与える影響を表すパラメーター、 v は誤差項である。さらに、 u_s の分散を σ_s^2 、 u_d の分散を σ_d^2 と置く。(1c) 式の賃金プレミアムの項に(1a)、(1b)を代入すると、次式が導ける。

$$S = \gamma \mathbf{Z} + \delta(\mathbf{B}_s - \mathbf{B}_d)\mathbf{X} + \delta(u_s - u_d) + v \quad (2a)$$

ここで、(2a) 式の $\mathbf{Z}$ と $\mathbf{X}$ をまとめると、

$$S^* = \gamma^* \mathbf{Z}^* + v^* \quad (2b)$$

スイッチング・モデルによる賃金関数の推定では、(2b) 式をプロビット推定し γ^* を求め、それを利用して夜勤労働者と日勤労働者の賃金関数を推定する。なお、本稿で扱うようなサンプル・セレクション・モデルの推定は、2段階推定ではなく、すべての方程式を同時推定する完全情報最尤法が有効性の観点からみて望ましい。よって、一連の方程式を完全情報最尤法で推定した⁹⁾。対数尤度関数は F と f を正規分布の累積分布関数と確率密度関数として、次のように書ける。

$$\ln L = \sum_{i=1} \left\{ S_i k_i \left[\ln F(\eta_{si}) + \ln \left(\frac{f(u_{si}/\sigma_s)}{\sigma_s} \right) \right] + (1 - S_i) k_i \left[\ln(1 - \ln F(\eta_{di})) + \ln \left(\frac{f(u_{di}/\sigma_d)}{\sigma_d} \right) \right] \right\} \quad (3)$$

$$\eta_{ji} = \frac{(\gamma^* \mathbf{Z}_i^* + \rho_j u_{ji}/\sigma_j)}{\sqrt{1 - \rho_j^2}} \quad j = s, d. \quad (4)$$

ただし、 k は観測値 i に対する最適なウェイト、 η_{ji} は(4)式で定義される変数、 ρ_s と ρ_d はそれぞれの賃金関数の誤差項と夜勤参加確率決定の誤差項の相関係数である。(3)式で定義された対数尤

度関数の最大化問題を解くことで、 $\ln \sigma_s$ 、 $\ln \sigma_d$ 、 $\operatorname{atanh} \rho_j$ を求めることができる。なお、 $\operatorname{atanh} \rho_j$ は次式で定義される。

$$\operatorname{atanh} \rho_j = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + \rho_j}{1 - \rho_j} \right) \quad j = s, d. \quad (5)$$

定義から明らかのように、相関係数 ρ_j がプラスのときには $\operatorname{atanh} \rho_j$ もプラスに、相関係数 ρ_j がマイナスの時は $\operatorname{atanh} \rho_j$ もマイナスになる。相関係数 ρ_j について考察を加えると、仮に ρ_s が正に推定された時には、夜勤における賃金が高い人が相対的に夜勤へ参加していることを示している。こうした場合には、夜勤への参加が正の比較優位に基づいて行われていると判断できるだろう。一方、が負の時には、ランダム・サンプルの平均よりも夜勤における賃金が高い人が夜勤へ参加していると判断される¹⁰⁾。このように、Kostiuk [1991]、Lanfranchi et al [2002]、Sæther [2004] と同じように、本稿の推定では、夜勤の参加と個人の能力の関係についての情報が得られるという利点がある。

$\mathbf{B}$ の推定量が求められれば、(1a) 式と(1b) 式より賃金プレミアム($w_s - w_d$)の期待値を算出できる。本稿ではKostiuk [1991]、Lee [1978]と同様に、次の式から各グループの平均賃金プレミアムを求めた。

$$\frac{100}{\#(\vartheta)} \sum_{i \in \vartheta} (\hat{w}_{si} - \hat{w}_{di}) \cong \frac{100}{\#(\vartheta)} \sum_{i \in \vartheta} \frac{e^{\hat{\beta}_s X} - e^{\hat{\beta}_d X}}{e^{\hat{\beta}_d X}} \quad (6)$$

ただし、 $\#(\vartheta)$ は部分集合 ϑ に含まれるサンプル数である。全サンプルの平均賃金プレミアムを求める際には、 $\#(\vartheta)$ は分析に用いた総サンプル数に等しくなる。(6)式の賃金プレミアムは、日勤のみの仕事に従事した場合と夜勤のある仕事に従事した場合の賃金の対数差分、ないし増加率として定義されている。この定義から自明であるが、本稿で扱う夜勤労働の賃金プレミアムは、実際に夜勤に参加しているのか否かに拘わりなく、各々の従事者に対して割り出されている。そのた

め、従事者の属性によっては負のプレミアムとなる場合もある。例えば、ケアプランの作成などの仕事に従事するケアマネージャーは、仮に夜勤に参加しホームヘルパーの有資格者と同じ仕事をするならば、賃金はむしろ減額されるかもしれない。こうしたケースでは、夜勤参加の賃金プレミアムは負に推定される。

続いて、夜勤に対する賃金プレミアムの増加が夜勤への参加に与える影響を把握するために、一連の手順に従って求めた賃金プレミアムを用いて(1c)式の推定も行った。賃金プレミアムを含めた夜勤参加の決定式の推定は、(2b)式で表される誘導型のプロビットと区別する意味で、先行研究では構造型プロビット(Structural Probit)と呼ばれている。

IV データ

使用したデータは(財)介護労働安定センターが2006年9月26日から10月31日に実施した、「介護労働実態調査」の労働者票である。同調査は2002年から毎年実施され、2006年のデータは3年ごとの大規模調査にあたる。調査対象は全国の介護保険法で指定された介護サービス事業を実施する事業所の中から無作為抽出された約1/2の事業所で、調査票配布数37456事業所である。有効回答があったのは11627事業所である(回収率32%)。労働者票は、各事業所につき3人を上限に無作為抽出した計112368人に対して行われている。有効回答数は29124人だった(有効回答率26.7%)。

このデータの利点は、これまで収集された介護労働市場に関するマイクロデータの中で、もっとも大規模な調査であることである。夜勤にかかわる質問項目を含んでいる調査はいくつかあるが、いずれもサンプルが施設事業所に限定されている¹¹⁾。しかし、従事者が直面する選択肢は、施設事業所のほかにも訪問介護事業所や登録型ヘルパーなどさまざまである。特に、夜勤に参加できないために施設介護事業所ではなく、訪問介護事業所の非正規社員として昼間に就労しているケー

スがあることなどを考えると、施設介護に限定されたサンプルでの分析は望ましくない。

使用した変数についての説明をすると、まず、夜勤参加ダミーは、深夜(22時から翌日の7時)に就労している人、もしくは終日勤務をしている人を1とするダミー変数である。次に、賃金は月収の自然対数値を使用した。月収はボーナス・賞与を含んでいないが残業代は含まれている。本稿で使用したデータでは労働時間についての正確なデータが手に入らないため¹²⁾、時給換算にできないのが難点である。

賃金関数の説明変数には、通常の賃金関数に含まれる変数を使用した。学歴については、介護労働市場では資格制度が学歴を代替していると考えられるため、各資格を保有している場合に1を取るダミー変数を使用した。レファレンス変数は、ホームヘルパー2級または3級で、資格ダミーは7つ(ホームヘルパー1級、社会福祉士、介護福祉士、作業療法士、理学療法士、ケアマネージャー、看護師・准看護師)である。

さらに、重要な個人変数として、60歳以上の年齢層で夜勤への参加率が低下し始めることから、従事者が60歳以上の時に1を取るダミー変数を作成した。本稿のサンプルでは60歳以上の従事者も1074人(全体の4.8%)含まれ、93人が夜勤にも参加している。この年齢層は、他の年齢層と比較して労働供給行動が異なると考えられる。例えば、サンプルの8割が女性であることから、60歳付近で夫の定年を迎える可能性も高い。さらに在職老齢年金の就労抑制効果も考えられる。65歳になると自身の年金が受給可能となる。こうした収入構成の変化をデータで確認することはできないが、夜勤への参加に大きな影響がある可能性も考えられることから、ダミー変数で処理した。

労働者の個人属性以外の変数としては、事業所の属性をコントロールするために事業所規模のダミー変数を3つ、事業所の所在地をコントロールするダミー変数を3つ加えた。事業所規模のダミー変数は、9人以下の小規模事業所をレファレンスとして、10人から29人、30人から49人、50人以上と3つのダミー変数を作った。事業所の

表1 記述統計量

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln 月収	5.072	0.554	1.609	6.109
夜勤参加ダミー	0.227	0.419	0	1
年齢	41.835	11.292	18	75
年齢2乗	1877.672	964.222	324	5,625
経験年数	6.037	4.864	0	49
経験年数2乗	60.107	116.215	0	2401
性別ダミー（女性 = 1）	0.812	0.391	0	1
既婚ダミー	0.635	0.482	0	1
非正規ダミー	0.340	0.474	0	1
60歳以上ダミー	0.049	0.215	0	1
ホームヘルパー一級	0.058	0.233	0	1
社会福祉士	0.017	0.131	0	1
介護福祉士	0.255	0.436	0	1
作業療法士	0.004	0.065	0	1
理学療法士	0.007	0.083	0	1
看護師・准看護師	0.151	0.358	0	1
ケアマネジャー	0.193	0.395	0	1
有効求人倍率	1.076	0.341	0.420	1.890
△有効求人倍率	0.111	0.078	-0.071	0.314
事業所規模ダミー I（10人 - 29人）	0.375	0.484	0	1
事業所規模ダミー II（30人 - 49人）	0.125	0.331	0	1
事業所規模ダミー III（50人以上）	0.191	0.393	0	1
東京圏ダミー	0.176	0.381	0	1
大阪圏ダミー	0.139	0.346	0	1
中部圏・福岡・宮城ダミー	0.186	0.389	0	1
平均夜勤参加率（サービス種類毎）	0.227	0.283	0.010	0.714
平均夜勤参加率（都道府県毎）	0.227	0.057	0.127	0.367
Observations	22108			

- 注) 1) 夜勤参加ダミーは夜22時から朝7時までの時間帯に就労している人を1とするダミー変数。
 2) ホームヘルパー1級, 社会福祉士, 介護福祉士, 理学療法士, 看護師・准看護師, ケアマネージャーは当該資格を保有している場合に1をとるダミー変数。
 3) 有効求人倍率は季節調整済み, 全産業, 新規学卒除きパートタイムを含む。2009年9月の都道府県ごとの数字。△有効求人倍率は有効求人倍率の前年比。
 4) 東京圏ダミー, 大阪圏ダミー, 中部圏・福岡・宮城ダミーは従事者が務めている事業所の所在地を表すダミー変数。
 5) 平均夜勤参加率（サービス種類毎）は, 訪問介護サービス, 訪問入浴介護, 訪問看護, 訪問リハビリテーション, 居宅療養管理指導, 通所介護, 通所リハビリテーション, 短期入所生活介護, 短期入所療養介護, 特定施設入居者生活介護, 福祉用具貸与, 特定福祉用具販売, 夜間対応型訪問介護, 認知症対応通所介護, 小規模多機能型居宅介護, 認知症対応型共同生活介護, 地域密着型特定入居者生活介護, 地域密着型介護老人福祉施設, 居宅支援介護, 介護老人福祉施設, 介護老人保健施設, 介護療養型医療施設の計23サービスごとに, 夜勤に参加する従事者の割合を求め算出。
 6) 平均夜勤参加率（都道府県毎）は47都道府県ごとに, 夜勤に参加する従事者の割合を求め算出。

資料) 「2006年介護労働実態調査〔労働者票〕」より筆者作成。

所在地を表すダミー変数として、東京圏ダミー、大阪圏ダミー、中部圏・福岡・宮城ダミーを使用した。さらに、介護労働市場が地域の労働需給から影響を受けることを考慮して、都道府県ごとの有効求人倍率¹³⁾と有効求人倍率の変化率(前年同月比)を分析に加えた。

賃金関数を識別するための操作変数には、サービス種類ごとの平均夜勤参加率と都道府県ごとの平均夜勤参加率を用いた。ここでいう操作変数とは、夜勤への参加に与える影響を通じてのみ、賃金へ影響を与える変数のことである。Kostiuk [1991], Lanfranchi et al [2002] でも操作変数として産業ごとの平均夜勤参加率を用いている。夜勤に参加する人の多いサービスでは、比較的夜間の勤務を厭わない人が集まっていると考えられるため、サービス種類ごとの平均夜勤参加率は、夜勤に対する個人の選好をある程度コントロールしていると考えられる(Kostiuk [1991])。さらに、平均的に夜勤に参加する確率の高いサービスに勤務している従事者は、仮に日勤のみのシフトであったとしても、欠員の補充等の理由で夜勤に参加する確率が高まると考えられる。なお、平均夜

勤参加率は、本稿で使用したマイクロデータから再集計した値を用いているが、大規模なサンプルであることから、ある個人の夜勤への参加が平均夜勤参加率に与える影響は極めて小さい。

それに加えて、本稿ではさらに都道府県ごとの平均夜勤参加率も用いた。施設が少なく在宅中心で介護政策を進めている自治体では、そもそも夜勤のある募集が少ないかもしれない。こうした影響をコントロールするために、都道府県ごとの平均夜勤参加率を操作変数に加えた。

記述統計量は表1にまとめた。表2では、夜勤の有無によって個人属性が異なるか確認するために、記述統計を各サンプルに分けて記載した。

まず、データの欠損処理の結果、サンプルは22108人となった。サンプルの特徴としては、全体の8割が女性である点に注意したい。さらに、夜勤へ参加している従事者は5019人、全体の22.7%だった。また、表2をみると、日勤のみの従事者と夜勤にも参加する従事者では、ほぼすべての変数で平均に差が確認された。特に、夜勤のサンプルでは既婚者が少なく、男性が比較的多い。加えて、ケアマネージャーと看護師・准看護

表2 夜勤の有無による個人属性の違い

変数	日勤 [A]		夜勤 [B]		平均の差	
	Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]	A-B	
ln(月給)	5.028	[0.592]	5.220	[0.362]	-0.192	***
年齢	43.103	[10.951]	37.517	[11.369]	5.586	***
経験年数	6.015	[4.863]	6.113	[4.869]	-0.098	***
性別ダミー(女性=1)	0.827	[0.378]	0.759	[0.428]	0.069	***
既婚ダミー	0.686	[0.464]	0.459	[0.498]	0.227	***
非正規ダミー	0.393	[0.488]	0.161	[0.367]	0.233	***
60歳以上ダミー	0.057	[0.233]	0.019	[0.135]	0.039	***
ホームヘルパー級	0.065	[0.246]	0.034	[0.181]	0.031	***
社会福祉士	0.017	[0.131]	0.018	[0.132]	-0.000	
介護福祉士	0.207	[0.405]	0.417	[0.493]	-0.210	***
作業療法士	0.005	[0.071]	0.001	[0.035]	0.004	**
理学療法士	0.009	[0.094]	0.000	[0.020]	0.008	***
看護師・准看護師	0.167	[0.373]	0.094	[0.292]	0.073	***
ケアマネージャー	0.217	[0.412]	0.114	[0.318]	0.102	***
Observations	17089		5019			

注) 1) 表中の「日勤」は就労時間帯が日勤のみの従事者のサンプル。「夜勤」は夜22時から朝の7時までの時間帯に就労している従事者のサンプル。

2) 数値は平均値。括弧内は標準偏差。

3) ***, **, *は平均の差の検定の結果。それぞれ有意水準1%, 5%, 10%で「平均に差がない」という帰無仮説の棄却できることを表す。

資料) 「2006年介護労働実態調査〔労働者票〕」より筆者作成。

師の資格保有者は日勤に多かった。さらに、非正規雇用の割合についても、日勤のみのグループでは39.3%が非正規雇用なのに対し、夜勤のグループではおよそ半分の16.1%となった。

V 分析結果と考察

1 賃金関数の推定

賃金関数の推定結果は表3にまとめた。表3の第1列は、説明変数に夜勤参加ダミーを加えたOLS推定、続いて第2列と第3列はIII節で紹介したスイッチング・モデルの推定結果を載せている。SHIFTと表記した第2列は、夜勤に参加している従事者の賃金関数、DAYは日勤のみの従事者の賃金関数である。スイッチング・モデルの推定で用いている(2b)式の推定結果については、(1c)式の推定結果との違いをみるために後述する。

まずOLS推定の結果をみると、夜勤参加ダミーの係数は0.066で有意だった。この係数から夜勤参加の賃金プレミアムを推定するとおよそ6.8%となる¹⁴⁾。6.8%という数字は、夜勤に参加することによる追加的な月給の増加を表している。ただし、本稿の分析ではデータの関係で、賃金水準は時間当たり賃金ではなく月給であり、月ごとの夜勤の回数や労働時間等の情報も分からないため、詳細な解釈を述べることは難しい。特に、夜勤に参加している従事者の月給が高い理由が、時間当たり賃金の増加によるものなのか、それとも労働時間の増加によるものなのかを区別することができない点は注意すべきだろう。しかしながら、労働時間の選択にそれほど自由度がなく、夜勤を引き受けるかどうかで月々の労働時間が決まっている側面を考慮すると、月給での分析でも労働者の現実的な選択をある程度捉えられるだろう。

その他の説明変数について見ると、年齢、経験年数、資格、事業所規模、などの変数で符号の向きは通常の賃金関数と同じである。加えて、有効求人倍率の係数もプラスに推定されている。地域の労働需給が逼迫する時には、介護労働市場でも従事者を確保するために賃金を引き上げることがわかる。資格保有ダミーの係数を見ると、賃金上

昇効果の高い資格は上から順に看護師・准看護師、ケアマネージャー、社会福祉士、介護福祉士、ホームヘルパー1級となっており¹⁵⁾、レファレンス変数であるホームヘルパー2・3級との賃金差は看護師・准看護師で24%程度になる。

次にスイッチング・モデルの推定結果について考察する。まず、尤度比検定の結果は、スイッチング・モデルの妥当性をおおむね支持していると考えられる。注目すべきは、SHIFTとDAYでは賃金関数の形状が多くの変数で異なることである。経験年数の係数は1%ポイント程度DAYのほうが高く、年齢の係数もDAYのほうが高い。さらに女性であることによる賃金減少効果もDAYのサンプルが高い。資格保有ダミーの係数についても、おおむねDAYのサンプルで効果が大きい。一方、非正規ダミーの係数はDAYで-0.525なのに対し、SHIFTでは-0.179であり、非正規社員の処遇においては日勤の方がより賃金減少効果が大きい。さらに、有効求人倍率の係数をみると、地域の労働需給により感応的なのはSHIFTである。夜勤に参加している従事者は日勤のみの従事者よりも流動性が高く、地域の労働市場が逼迫して外部の賃金が上昇すると、他の雇用機会に移動する可能性が高いからだろう。

このように、日勤労働者の賃金は経験年数や資格の保有などによる賃金上昇効果が大きいのにに対し、夜勤労働者の賃金は技能や経験に比較的依存しない。一方、非正規であることを理由とする賃金の減少は日勤労働者のほうが大きい。

次に atanhp の係数をみると、有意水準は10%であるものの、夜勤のグループでマイナスに有意となった。これは、ランダム・サンプルの平均よりも夜勤における賃金が低い従事者が、相対的に多く夜勤へ参加していることを示している¹⁶⁾。介護労働市場では、若年労働者に夜勤が集中する傾向があることから、夜勤を担うのは相対的に、夜勤へ参加する機会費用の低い労働者、ないし全サンプル平均よりも未熟練の従事者だと考えられる。こうした従事者が夜勤で稼ぐ賃金は、夜勤を免除されている熟練労働者が仮に夜勤に参加した場合に支払われる賃金よりも低くなる。しかしなが

表3 賃金関数の推定結果

被説明変数 = LN (月給)

説明変数	<OLS>		<スイッチング・モデル>	
	Coef. [Std. Err.]		SHIFT Coef. [Std. Err.]	DAY Coef. [Std. Err.]
年齢	0.025 *** [0.002]		0.018 *** [0.004]	0.026 *** [0.003]
年齢2乗	-0.000 *** [0.000]		-0.000 *** [0.000]	-0.000 *** [0.000]
経験年数	0.018 *** [0.002]		0.011 *** [0.003]	0.021 *** [0.002]
経験年数2乗	-0.000 *** [0.000]		-0.000 *** [0.000]	-0.000 *** [0.000]
性別ダミー (女性 = 1)	-0.201 *** [0.007]		-0.106 *** [0.011]	-0.226 *** [0.010]
既婚ダミー	-0.075 *** [0.007]		0.013 *** [0.010]	-0.090 *** [0.008]
非正規ダミー	-0.486 *** [0.008]		-0.179 *** [0.013]	-0.525 *** [0.008]
60歳以上ダミー	-0.171 *** [0.025]		-0.183 *** [0.039]	-0.155 *** [0.022]
ホームヘルパー一級	0.039 ** [0.015]		-0.037 *** [0.025]	0.055 *** [0.015]
社会福祉士	0.092 *** [0.017]		0.097 *** [0.033]	0.087 *** [0.028]
介護福祉士	0.074 *** [0.007]		0.050 *** [0.011]	0.095 *** [0.010]
作業療法士	0.274 *** [0.045]		0.065 *** [0.125]	0.287 *** [0.050]
理学療法士	0.399 *** [0.032]		0.194 *** [0.217]	0.387 *** [0.038]
看護師・准看護師	0.237 *** [0.009]		0.213 *** [0.016]	0.251 *** [0.010]
ケアマネージャー	0.212 *** [0.009]		0.187 *** [0.016]	0.215 *** [0.010]
有効求人倍率	0.105 *** [0.010]		0.167 *** [0.015]	0.100 *** [0.012]
△有効求人倍率	-0.047 *** [0.040]		-0.164 *** [0.059]	-0.016 *** [0.051]
事業所規模ダミー I (10人 - 29人)	0.045 *** [0.008]		0.055 *** [0.016]	0.047 *** [0.008]
事業所規模ダミー II (30人 - 49人)	0.090 *** [0.010]		0.125 *** [0.017]	0.082 *** [0.013]
事業所規模ダミー III (50人以上)	0.115 *** [0.009]		0.125 *** [0.016]	0.124 *** [0.014]
東京圏ダミー	0.082 *** [0.009]		0.146 *** [0.013]	0.076 *** [0.010]
大阪圏ダミー	0.044 *** [0.010]		0.098 *** [0.016]	0.036 *** [0.012]
中部圏・福岡・宮城ダミー	-0.004 *** [0.009]		0.023 * [0.013]	-0.009 *** [0.011]
夜勤参加ダミー	0.066 *** [0.006]			
定数項	4.545 *** [0.046]		4.550 *** [0.068]	4.548 *** [0.063]
Insigma			-1.187 *** [0.010]	-0.781 *** [0.005]
atanh ρ			-0.051 * [0.031]	-0.033 *** [0.042]
Log pseudolikelihood			-18313.899	
LR test of indep.eqns.			chi2 (1) = 3.45 Prob > chi2 = 0.0632	
R-squared	0.387			
Observations	22108			22108

注) 1) ***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を表す。

2) 括弧内の数値は分散不均一修正済み標準誤差。

3) スwitching・モデルの推定に用いたプロビット分析の結果は、表4の第1列で記載している。

資料) 「2006年介護労働実態調査〔労働者票〕」より筆者作成。

ら、日勤で稼ぐ賃金がさらに低い場合には、所得を補填するために夜勤へ参加する。

スウィッチング・モデルによる夜勤参加の賃金プレミアムは、全サンプル平均で19.0%となり、OLS推定から推察される水準のおよそ2.8倍だった。このように、夜勤への参加が内生的に行われることを考慮した推定では、OLS推定の結果と比較して、より大きな賃金プレミアムを確認できる。

2 構造プロビット・モデル

次に、夜勤に対する賃金プレミアムの上昇が、夜勤への参加を促すのかどうか、プロビット・モデルを推定して確認してみたい。表4では、第1列ですべての説明変数を含めた誘導型のプロビットを、第2列と第3列では(1c)式に基づく構造型のプロビットを異なる定式化で推定したものを報告している。

構造型の定式化に際しては、賃金に与える影響を通してのみ、夜勤への参加に影響を与える変数を取り除いて推定を行う。具体的には、第2列の推定では、年齢と経験年数の2乗項、有効求人倍率、都市ダミーを取り除いた。都道府県ごとの有効求人倍率は、介護事業所での夜勤参加に直接的な影響を与えることはないと考えられるが、地域労働市場の需給環境の変化に伴う賃金水準の変化は、夜勤への参加に大きな影響を与えるだろう。都市ダミーについても、例えば都市部での介護報酬を増額する地域加算は、賃金水準に直接的な影響を与えると考えられる。

それに加えて第3列では、資格ダミーを取り除いた推定も行った。ただし、夜勤へ参加したくない人のほうが専門的な資格を取得する誘因が強いことを考えると、取得資格ごとに夜勤への選好は異なると考えられる。そのため、資格ダミーについて、賃金に与える影響を通してのみ夜勤参加に影響を与えると仮定することは、若干事実と反する可能性もある。しかし、ここではモデルの頑健性を確かめるために、異なる定式化で推定した結果を掲載している。

まず誘導型プロビットの推定結果を見ると、個人属性をコントロールする説明変数の中では、年

齢、既婚ダミー、非正規ダミー、資格ダミーの限界効果が有意となった。事業所規模については、9人以下の小規模な事業所と比較すると、50人以上の大規模な事業所では夜勤に参加する確率が8.6%高い。事業所規模ダミーの限界効果は、定式化を変更してもほぼ同じ値が得られることから、頑健な結果を得られている。都道府県ごとの平均夜勤参加率については、地域ごとの就業機会の差異が夜勤に参加する確率に影響を与えていることが示唆されている。例えば、地域に施設介護事業所が多く、ほとんどの求人が夜勤への参加を条件づけている場合、その地域に住んでいる人が夜勤に参加する確率は高くなる。反対に、在宅介護中心の介護政策が進められている自治体では、日勤の募集が多くなるため、夜勤への参加確率を引き下げていることが考えられる。このように、就業機会の差異が夜勤への参加を決定する重要な因子になっていると考えられる。

次に構造型プロビットの推定結果について考察する。第3列をみると、賃金プレミアムは有意であり、限界効果も有意にプラスとなっている。しかし、資格ダミーを含めた第2列では、賃金プレミアムの項は有意ではない。賃金プレミアムの上昇が夜勤への参加を促す効果については、定式化の変更で結論が変わるため、必ずしも頑健な結果とは言えない¹⁷⁾。また、第2列のほうがモデルとしての整合性が高いことを考えると、賃金の増加が夜勤への参加に与える効果については、一定の留保を置く必要があるだろう。

先行研究においても、ノルウェーの看護師について同様の研究をしたSæther [2004]では、本稿と同様に、賃金プレミアムの項は有意になっていないか、有意になっても低い有意水準である。理由としては、第一に、労働市場のマッチングの問題が考えられる。例えば、潜在的に夜勤への参加から高いプレミアムを取得できる人でも、就労選択の場所が居住地域に限定されている場合、必ずしも高いプレミアムを支払う事業所を見つけることが出来ない。特に、夜勤に関しては、交通手段等の理由で、就労場所の選択が日勤より大幅に限定されることを考慮する必要がある。介護労働市

表4 夜勤参加の決定要因分析

被説明変数=夜勤参加ダミー

説明変数	[1]	[2]	[3]
	< 誘導型 PROBIT > dF/dx [Std. Err.]	< 構造型 PROBIT > dF/dx [Std. Err.]	< 構造型 PROBIT > dF/dx [Std. Err.]
年齢	-0.008 *** [0.002]	-0.002 *** [0.000]	-0.002 *** [0.000]
年齢 2 乗	0.000 *** [0.000]		
経験年数	-0.001 [0.001]	-0.001 [0.001]	-0.001 [0.001]
経験年数 2 乗	-0.000 [0.000]		
性別ダミー [女性 = 1]	-0.012 * [0.007]	-0.022 * [0.011]	-0.030 *** [0.009]
既婚ダミー	-0.058 *** [0.006]	-0.069 *** [0.010]	-0.080 *** [0.008]
非正規ダミー	-0.086 *** [0.005]	-0.106 *** [0.020]	-0.117 *** [0.015]
60 歳以上ダミー	-0.038 ** [0.015]	-0.015 [0.015]	-0.015 [0.016]
ホームヘルパー一級	0.010 [0.012]	0.018 [0.015]	
社会福祉士	-0.069 *** [0.009]	-0.070 *** [0.009]	
介護福祉士	0.036 *** [0.007]	0.041 *** [0.008]	
作業療法士	-0.106 *** [0.007]	-0.104 *** [0.009]	
理学療法士	-0.114 *** [0.005]	-0.114 *** [0.005]	
看護師・准看護師	-0.030 *** [0.007]	-0.030 *** [0.008]	
ケアマネージャー	-0.052 *** [0.007]	-0.050 *** [0.007]	
有効求人倍率	-0.013 [0.009]		
△有効求人倍率	0.040 [0.036]		
事業所規模ダミー I [10 人 - 29 人]	0.040 *** [0.007]	0.039 *** [0.007]	0.049 *** [0.007]
事業所規模ダミー II [30 人 - 49 人]	0.082 *** [0.011]	0.078 *** [0.012]	0.093 *** [0.012]
事業所規模ダミー III [50 人以上]	0.086 *** [0.010]	0.085 *** [0.010]	0.098 *** [0.010]
東京圏ダミー	0.013 [0.009]		
大阪圏ダミー	-0.022 ** [0.010]		
中部圏・福岡・宮城ダミー	-0.004 [0.007]		
平均夜勤参加率 [サービス種類毎]	0.617 *** [0.011]	0.618 *** [0.011]	0.636 *** [0.011]
平均夜勤参加率 [都道府県毎]	0.272 *** [0.065]	0.382 *** [0.054]	0.407 *** [0.050]
賃金プレミアム		0.071 [0.069]	0.127 ** [0.051]
Observations	22108	22108	22108
Log pseudolikelihood	-6246.4495	-6257.0648	-6403.0478

注) 1) ***, **, *はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を表す。

2) 表中の数値は限界効果。括弧内は分散不均一修正済み標準誤差。

3) 第1列は本稿の(2b)式の推定結果。第2列と第3列は本稿の(1c)式を異なる定式化で推定した結果を記載している。

資料) 「2006年介護労働実態調査〔労働者票〕」より筆者作成。

場は、看護の労働市場と比べると、比較的競争的であると言われるが、夜勤の時間帯については、強い需要独占が成立している可能性もある。よって、従事者ひとりひとりについては、夜勤への参加が賃金を引き上げるものの、夜勤から高い賃金プレミアムを得る人が、必ずしも実際に夜勤に参加している人とは限らない。そのため、賃金プレミアムの係数は、プロビット推定で有意になっていないと考えられる。

第2に、労働供給における代替効果が比較的弱く、所得効果が支配的である可能性が挙げられる。この場合、限界的な賃金プレミアムの引き上げは、代替効果を通じて夜勤への参加を促すが、所得効果が労働供給に対して負の効果を与えるため、必ずしも夜勤への参加は促進されない。さらに、介護職は、入職の動機において、金銭の取得以外にも「社会貢献」等の多様な動機を持っているので、そうした動機の多様性が、賃金の効果を確認しにくくさせているかもしれない。

3 分割したサンプルによる推定

続いて、表5では、構造型プロビットの推定結果について詳細に考察するために、サンプルを分割して、補足的にプロビット推定を行った結果を報告している。まず、夜間における就労機会の違いで賃金プレミアムの効果が異なるかどうか確認するために、都市と非都市でサンプルを分割して再度推定を行う。表5の第1列は、東京圏、大阪圏、中部圏、福岡、宮城で就労している従事者のサンプルによる推定結果、第2列はそれ以外の都道府県で就労している人のサンプルによる推定結果である。都道府県内にもさまざまな地域差があることを考えると、このような分割が必ずしも都市部と非都市部の差異を捉えているとは限らないが、傾向を把握することは十分に可能である。都市部で就労している人は、夜勤の時間帯においても高い賃金プレミアムを提供する事業を探すことが比較的容易なため、賃金の上昇が夜勤への参加に影響を与える効果は大きくなる。一方、非都市部では、交通手段等の制約が大きく、就業機会の選択が制限されるため、賃金の増加に対する反応

は観察できないかもしれない。

推定結果をみると、都市のサンプルでは賃金プレミアムの限界効果は0.269であり、資格ダミーをコントロールしてもなお、正に有意となっている。一方、非都市部のサンプルでは全サンプルの推定結果と同様、賃金プレミアムの限界効果は有意になっていない。これは、都市と非都市における就業機会の差異が賃金増加政策の効果に影響を与えるという本稿の推論と整合的な結果だろう。

次に、第3列と第4列では、正規と非正規でサンプルを分割したプロビット推定の結果を載せている。非正規の推定では、資格ダミーを除いた場合でも、賃金プレミアムは有意にならないのが確認できる。一方、正規雇用については、賃金プレミアムの限界効果は1%水準で有意だった¹⁸⁾。全サンプルの推定において賃金プレミアムの係数が頑健でない理由は、非正規のサンプルで賃金プレミアムと夜勤への参加が相関していない点にもあると考えられる。

さらに60歳以上ダミーについては、非正規の推定では有意でない一方、正規の推定で負に有意となっている。つまり、正規社員の場合、60歳以上になると夜勤へ参加する確率が有意に低下する。これは、在職老齢年金の就労抑制効果と整合的な結果だろう。

総体的にみて、夜勤への参加行動においては、参加することで得られる賃金プレミアムも重要であるが、事業所規模や地域ごとにどのような種類の介護事業所が分布しているかも大きな決定因子となっている可能性がある。この点は、男性労働者の夜勤参加を分析したKostiuk [1991]、Lanfranchi et al [2002]と異なる。これらの研究では、夜勤参加に対して賃金プレミアムの多寡が大きな影響を与えていることが示唆されたが、男性の場合、就労場所の選択が比較的自由だろう。一方、本稿の分析対象である介護労働市場は、サンプルの8割が女性であり、64%が既婚である。男性労働者と比較して、深夜の時間帯の就労場所の選択に関しては、極めて強い地理的な制約が存在する可能性もある。

表5 都市・非都市、正規・非正規ごとのプロビット分析

被説明変数＝夜勤参加ダミー

	[都市] < 構造型 PROBIT > dF/dx [Std. Err.]	[非都市] < 構造型 PROBIT > dF/dx [Std. Err.]	[正規] < 構造型 PROBIT > dF/dx [Std. Err.]	[非正規] < 構造型 PROBIT > dF/dx [Std. Err.]
年齢	-0.002 *** [0.000]	-0.002 *** [0.000]	-0.004 *** [0.000]	-0.000 [0.000]
経験年数	0.001 [0.001]	-0.002 * [0.001]	-0.002 ** [0.001]	-0.000 [0.001]
性別ダミー [女性 = 1]	-0.053 *** [0.017]	-0.001 [0.020]	-0.036 *** [0.013]	-0.034 ** [0.014]
既婚ダミー	-0.081 *** [0.013]	-0.065 *** [0.017]	-0.086 *** [0.012]	-0.060 *** [0.010]
非正規	-0.155 *** [0.026]	-0.070 [0.044]		
60 歳以上ダミー	-0.028 * [0.015]	0.007 [0.030]	-0.069 *** [0.025]	-0.000 [0.011]
ホームヘルパー一級	0.031 [0.019]	0.022 [0.026]		
社会福祉士	-0.044 *** [0.010]	-0.106 *** [0.015]		
介護福祉士	0.048 *** [0.011]	0.039 *** [0.013]		
作業療法士	-0.064 *** [0.018]	-0.142 *** [0.013]		
理学療法士	-0.075 *** [0.011]	-0.154 *** [0.008]		
看護師・准看護師	-0.011 [0.010]	-0.047 *** [0.013]		
ケアマネージャー	-0.030 *** [0.009]	-0.067 *** [0.012]		
事業所規模ダミー I [10 人 - 29 人]	0.042 *** [0.009]	0.036 *** [0.011]	0.075 *** [0.011]	0.008 [0.006]
事業所規模ダミー II [30 人 - 49 人]	0.062 *** [0.015]	0.092 *** [0.019]	0.116 *** [0.017]	0.039 *** [0.012]
事業所規模ダミー III [50 人以上]	0.071 *** [0.013]	0.101 *** [0.016]	0.132 *** [0.015]	0.026 *** [0.010]
平均夜勤参加率 [サービス種類毎]	0.483 *** [0.016]	0.747 *** [0.016]	0.886 *** [0.015]	0.256 *** [0.013]
平均夜勤参加率 [都道府県毎]	0.387 *** [0.084]	0.396 *** [0.079]	0.473 *** [0.078]	0.263 *** [0.045]
賃金プレミアム	0.269 *** [0.092]	-0.056 [0.140]	0.321 *** [0.078]	-0.070 [0.047]
Log pseudolikelihood	-2735.0415	-3499.2481	-4815.5011	-1521.8892
Observations	11063	11045	14582	7526

注) 1) ***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を表す。

2) 表中の数値は限界効果。括弧内は分散不均一修正済み標準誤差。

3) 都市のサンプルは東京圏、大阪圏、中部圏・福岡・宮城、非都市はそれ以外の都道府県で就労している従事者のサンプルによる推定結果。

資料) 「2006年介護労働実態調査〔労働者票〕」より筆者作成。

VI 結語

本稿では、日本の介護労働市場における夜勤への参加誘因を、賃金との関連を中心に分析した。その結果、夜勤労働の賃金プレミアムを計測した前半部分では、夜勤への参加は月給を約19%引き上げるという結果が得られた。この賃金上昇効果は、OLS推定の結果から導かれる水準のおよそ2.8倍であり、わが国でも頻繁に行われているOLSによるヘドニック賃金関数の推定は、仕事の特性が賃金に与える影響を大幅に過小評価していることが示唆された。

一方、賃金プレミアムの増加が夜勤への参加に与える影響については、頑健な結論を得られなかった。この点については、いくつかの介護労働市場の特性を考慮する必要がある。例えば、介護に携わる従事者の中には、婚姻によって、就業機会の選択を居住地域に限定されている人も多い。とりわけ、夜間の時間帯の就労に関しては、就業場所に関して厳しい地理的制約があると考えられる。加えて、家計補助の目的で入職している人も少なくないことから、労働供給における所得効果が比較的大きい。こうした事由により、賃金の増加が夜勤への参加に与える影響は、必ずしも大きくない可能性がある。

ただし、サンプルを分割したプロビット推定の結果によると、賃金の増加が夜勤への参加に与える効果は地域ごとに異なることが示唆された。例えば、都市部では、賃金の増加が夜勤への参加を促すという結果が得られた。こうしたグループ間における効果の違いは、今後精査されるべき課題だろう。

また、本稿の分析は、既に介護労働市場で働いている人をサンプルにしている。よって、介護以外の職種から新たに介護労働市場に入ってくる人については、本稿の考察の対象外となる。この点についても、データセットの構築を含めて、今後の研究が待たれる。

最後に、中長期的な展望としては、介護職の賃金水準を巡る諸政策の帰結とともに、人口構成の

変化が介護労働市場に大きな影響を与えることが予想される。とりわけ、若年人口が減少することから、夜勤を担う人材の確保は、近い将来においてさえ困難になる可能性が高い。その一方で、75歳以上人口の増加は、重篤な要介護者の増加を通して、施設介護への需要を増やす。夜勤のない施設介護は有り得ないことを考えると、誰がそうした時間帯の業務を担うのかという問題は、やはり避けて通れないだろう。

政策的な対応としては、施設系の介護事業所に対する介護報酬の増額や、外国人介護職の受け入れ等が考えられるが、具体的にどういった政策を講じるべきかについての包括的な議論は本稿の範囲を超える。本稿では、現在既に指摘され、今後さらに深刻化していくであろう問題と、その問題の性質を指摘するにとどめたい。

(平成21年 9月投稿受理)

(平成21年11月採用決定)

〔謝辞〕

本稿の作成に際して、権丈善一先生（慶応大学商学部）の懇切丁寧な指導を受けた。また、駒村康平先生（慶応大学経済学部）、山田篤裕先生（慶応大学経済学部）より日本の介護労働市場を分析する上で大変有益な助言を頂いた。さらに、本誌の2名の査読者より頂いたコメントは本稿の改善に大きく寄与した。東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「2006年介護労働実態調査〔労働者票〕（介護労働安定センター）」の個票データの提供を受けた。ここに記して感謝申し上げる。ただし、有り得るかもしれない誤謬はすべて筆者に帰する。

注

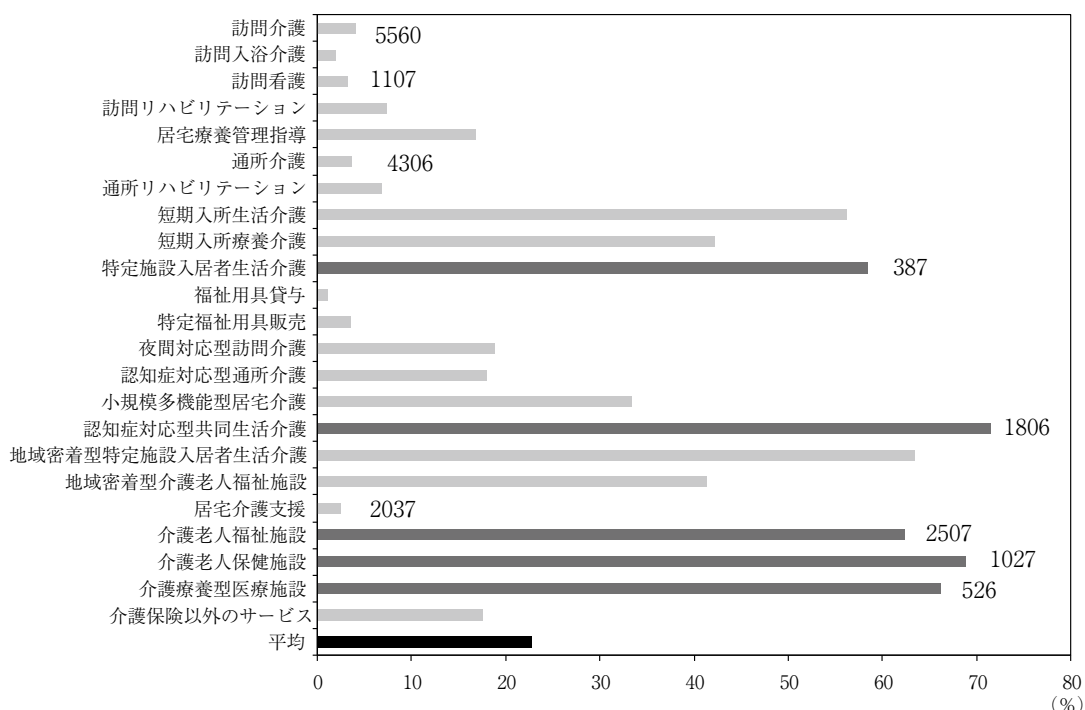
- 1) 介護職員処遇改善交付金。
- 2) 厚生労働省・社会保障国民会議〔2008〕『介護・医療費用のシミュレーション（本体資料）』。
- 3) 仮に、加齢に伴う体力的低下により夜勤に参加できなくなるのであれば、年齢が高まるにつれて、徐々に夜勤に参加しない従事者が増えていくだろう。しかしながら、実際のデータで確認する

と、40歳から、明らかな体力の低下があると思われる60歳前後に至るまで、夜勤参加率に顕著な変化はない。

- 4) 60歳前後で夜勤へ参加する従事者が急激に減り始める理由は、在職老齢年金の就労抑制効果が考えられる。さらに、サンプルの8割が女性であることから、夫の定年の影響もあるだろう。夫の退職一時金や公的年金の受給開始に伴って非労働所得が増加すれば、妻の夜勤への参加に負の作用を及ぼす。
- 5) 権丈〔2001〕では、介護をはじめとした労働集約産業について、「今後、日本で生じる労働集約産業への労働力不足を考えるためには、高学歴の女性労働力や高齢者の技能を有効活用すべきだ、というような提言とはあまり関係のない問題設定が必要となってくる (p. 180)」と述べている。夜勤を担う従事者の確保も同様であり、現在進められている多くの労働政策とは異なる取り組みが必要になると考えられる。施設系サービスで夜勤業務が多い点については、参考図表1で確認できる。参考図表1ではサービス種類ごとの

夜勤参加率を比較しているが、濃い色の棒グラフで表した施設系介護サービスでは、薄い色のその他のサービスよりも夜勤に参加している人の割合が多い。

- 6) 医療関連分野でヘドニック賃金関数を推定した例としては、地方の自治体病院の給与が高いことに着目した佐野・岸田〔2004〕がある。ただし、OLS推定のバイアスはコントロールされていない。
- 7) 嗜好や生産性だけでなく、労働者の非労働所得も、選択される職場の危険度に大きな影響を与えることが指摘されている (Viscusi〔1978〕)。
- 8) わが国で行われた代表的なヘドニック賃金関数の推定は中村・中馬〔1994〕である。中村・中馬〔1994〕の方法はKahn and Lang〔1988〕に依拠しており、完全競争市場における市場均衡の概念を明示的に考慮したRosen〔1974〕の流れを汲む方法となっている。一方、本稿で紹介した実証研究は、これらの研究と異なり、労働市場の構造を明示的に扱うことはせず、OLS推定で生じるバイアスの除去に焦点を当てている。本稿で



注) 図中の数字は、本稿の分析で使用した「2006年介護労働実態調査〔労働者票〕」に基づく各サービスのサンプル数。色の濃い棒グラフは、施設系（介護保険3施設と居宅系）の介護サービス。色の薄い棒グラフはそれ以外の介護サービスを表す。

資料) 「2006年介護労働実態調査〔労働者票〕」より筆者再集計。

参考図表1 サービス種類別の夜勤参加率

用いた推定も、労働市場について特に明示的な仮定を設けている訳ではない。この点は、本稿の分析対象が介護労働市場であり、必ずしも完全競争的でない可能性もあることから、注意する必要がある。

- 9) 分析に用いたソフトはStata10で、完全情報最尤法による推定はLokshin and Sajaia [2004] によるmovestayコマンドを使用した。
- 10) ρ_d については、符号の解釈が ρ_s と逆になる。 ρ_s が正の場合、日勤従事者の賃金がランダム・サンプルの平均より低いことを示す。負の場合には、日勤従事者の賃金がランダム・サンプルの平均より高いことを示す。
- 11) 例えば「介護労働者のストレスに関する調査[2005]」、「介護施設雇用管理実態調査[2007]」。
- 12) 労働時間に関する質問項目として「最近一週間の労働時間」を聞いているが、実証分析に加えるには正確さを欠くと判断した。実際に、「最近一週間の労働時間」を用いて賃金を時給換算にして同様の推定を行うと、平均的な夜勤の賃金プレミアムが負になるなど、解釈が困難な結果が得られた。理由としては、非正規雇用のサンプルについて、最近一週間の労働時間が少ない場合に、時給が極端に過大推計されてしまう点が挙げられる。非正規雇用では夜勤に参加する確率は低いため、こうした職種の人の時給が過大推計されると、夜勤への参加が賃金に与える影響を把握することは難しくなる。先行研究をみても、周[2009]では、時給換算せずに月給による分析を行っている。もっとも、時給換算の賃金を用いたほうが分析として望ましいのは確かであり、今後のデータ構築の際の課題だろう。
- 13) 有効求人倍率は季節調整済み、全産業、新規学卒者を除きパートタイムを含む。2006年9月の都道府県ごとの値。
- 14) $(e^{0.066} - 1) * 100 \cong 6.8$
- 15) 作業療法士、理学療法士を除く。
- 16) 夜勤に参加している従事者と夜勤に参加していない従事者でプレミアムを比較すると、前者の賃金プレミアムは平均で7047円だった。それに対し、夜勤に参加していない従事者が仮に参加した場合に支払われるプレミアムは2万3097円である。このことから分かる通り、低いプレミアムでも夜勤で働く人が相対的に多く夜勤に参加している。
- 17) この結論は、夜勤の賃金プレミアムが正であることと矛盾していると思われるかもしれない。しかしながら、構造プロビットの推定で確認された事実は、大きな賃金プレミアムを取得できる人が必ずしも夜勤に参加している人ではないということである。つまり、従事者各々にとってみれば、潜在的に夜勤への参加は賃金を引き上げる

が、夜勤への参加は様々な要因によって決定されているので、総体的にみれば、賃金の引上げ幅の大きな人が必ずしも夜勤に参加するわけではない。

- 18) 正規雇用をみのサンプルで資格ダミーを含めてプロビット推定を行ったが、賃金プレミアムの係数はやはり1%水準で有意だった。ただし資格をコントロールすると、賃金プレミアムの限界効果は0.285となり、表5における推定結果よりも低くなった。

参考文献

- 緒方泰子・福田 敬・橋本勉生・吉田千鶴・新田淳子・乙坂佳代 (2008)「看護師の就業場所の選好—訪問看護ステーション看護師を対象としたコンジョイント分析—」『医療経済研究』19 (3), pp. 233-252。
- 菊池 潤 (2008)「施設系サービスと介護保険制度の持続可能性」『季刊社会保障研究』43 (4), pp. 365-380。
- 黒田祥子・山本勲 (2009)「ホワイトカラー・エグゼンプションと労働者の働き方：労働時間規制が労働時間や賃金に与える影響」RIETI Discussion Paper。
- 権丈善一 (2001)「4章 日本における少子・高齢化危機論への疑問」『再分配政策の政治経済学I 日本の社会保障と医療〔第2版〕』慶応義塾大学出版。
- 佐野洋史・石橋洋二郎 (2009)「医師の就業場所選好に関する研究」『季刊社会保障研究』45 (2), pp. 170-182。
- 佐野洋史・岸田研作 (2004)「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」『季刊社会保障研究』40 (2), pp. 193-203。
- 周 燕飛 (2009)「介護施設における介護職員不足問題の経済分析」『医療と社会』19 (2), pp. 151-168。
- 鈴木 亘 (2009)「パートタイム介護労働者の労働供給行動」PIE/CIS Discussion Paper, No. 455。
- 高橋陽子 (2005)「ホワイトカラー「サービス残業」の経済学的背景—労働時間・報酬に関する暗黙の契約」『日本労働研究雑誌』536, pp. 56-68。
- 森 剛志・齋藤隆志 (2007)「医師の就業環境に関する実証分析」『季刊社会保障研究』43 (2), pp. 159-168。
- 中村二郎・中馬宏之 (1994)「ヘドニック賃金アプローチによる女子パートタイム労働者の賃金決定」『日本労働研究雑誌』, 415, pp. 23-29。
- Bell, David and Robert, Hart. (2003) "Wages Hours and Overtime Premia: Evidence from the British Labor Market," *Industrial and Labor Relations Review*, 56 (3), pp. 470-480。
- Dale- Olsen, Harald. (2006) "Estimating Workers'

- Marginal Willingness to Pay for Safety using Linked Employer-Employ Data," *Economica*, 73, pp. 99-27.
- Garen, John. (1988) "Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness," *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 9-16.
- Gronberg, Timothy and Robert, Reed. (1994) "Estimating Worker's Marginal Willingness to Pay for Job Attributes Using Duration Data," *Journal of Human Resources*, 29 (3), pp. 911-931.
- Hwang, Hae-shin., Reed, Robert and Carlton, Hubbard. (1992) "Compensating Wage Differentials and Unobserved Productivity," *Journal of Political Economy*, 100 (4), pp. 835-857.
- Kahn, Shulamit and Kevin, lang. (1988) "Efficient Estimation of Structural Hedonic Systems," *International Economic Review*, 29 (1).
- Kostiuk, Peter. (1990) "Compensating Differentials for Shift Work," *Journal of Political Economy*, 98 (5), pp. 1054-1075.
- Lanfranchi, Joseph., Ohlsson, Henry and Ali, Saklli. (2002) "Compensating Wage Differentials and Shift Work Preferences," *Economic Letters*, 74, pp. 394-398.
- Lee, Lung-Fei. (1978) "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables," *International Economic Review*, 19 (2), pp. 415-433.
- Lokshin, Michael and Zurab, Sajaia. (2004) "Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models," *Stata Journal*, 4 (3), pp. 282-289.
- Rosen, Sherwin (1974) "Hedonic Price and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 82 (1), pp. 34-55.
- (1986) "The Theory of Equalizing Differences," In *Handbook of Labor Economics*, eds. Ashenfelter, Orelly and Richard, Layard. Amsterdam: North-Holland.
- Sæther, Erik. Magnus. (2004) "Compensating Differentials for Nurses," University of Oslo Working Paper.
- Siebert, W. Stanley and Xiangdong, Wei. (1994) "Compensating Wage Differentials for Workplace Accidents: Evidence for Union and Nonunion Workers in the UK," *Journal of Risk and Uncertainty*, 9, pp. 61-76.
- Trejo, Stephen. (2003) "Does the Statutory Overtime Premium Discourage Long Workweeks," *Industrial and Labor Relations Review*, 56 (3), pp. 530-550.
- Viscusi, Kip. (1978) "Wealth Effects and Earning Premiums for Job Hazards," *Review of Economics and Statistics*, 60, pp. 408-16.
- (たかく・れお (社)日本経済研究センター
慶應義塾大学商学研究科後期博士課程)