

松 山 大 学 論 集
第 28 卷 第 5 号 抜 刷
2 0 1 6 年 12 月 発 行

職種固有の人的資本か？
労働市場の制度的要因か？
—— 米国プロフェッショナルの賃金構造分析 ——

西 村 健

職種固有の人的資本か？ 労働市場の制度的要因か？

—— 米国プロフェッショナルの賃金構造分析 ——

西 村 健

目 次

- 1 問題設定
- 2 プロフェッショナル労働市場の構造と賃金
 - (1) 労働市場の階層性
 - (2) 技能形成と賃金
- 3 データと推定方法
 - (1) データ
 - (2) 推定方法
- 4 分析結果
 - (1) 推定結果
 - (2) 賃金上昇の年齢効果と職種経験年数効果への分解
- 5 結論

1 問 題 設 定

本稿の目的は、米国のパネルデータ The Survey of Income and Program Participation 2008 Panel (SIPP 2008) の個票を用いてプロフェッショナルの賃金関数を推定し、労働市場の制度的要因が賃金に与える影響について検討することである。

近年、労働経済学では職種特殊の人的資本の推定に注目が集まっている (Zangelidis 2008; Kambourov and Manovskii 2009; Sullivan 2010 など)。これらの研究は、いずれも職種経験年数を加えた拡張・変形型のミンサー型賃金関数

を推定しており、特に Zangelidis (2008) や Sullivan (2010) などは、他の職業に比べてプロフェッショナルは職種特殊的人的資本を多く持つと指摘する。また、これらの研究は推定に用いる職種の分類が大きい点でも共通している。しかし、特定の職種に固有な人的資本の大きさは個々の職種によって多様であるため、より細かい職種分類の下に推定しなければ職種特殊的人的資本一般に関する議論はほとんど意味をなさないことに注視する必要がある (Kwon and Milgrom 2014)。

これに対し、個別職種の賃金関数の推定は労働経済学以外のアプローチから行われて来た。しかし、こちらは逆に職種固有の人的資本への関心が薄く、職種経験年数が賃金に与える効果は十分に調べられてこなかった¹⁾。つまり、個別職種のレベルからプロフェッショナルの職種特殊的人的資本の大きさを本格的に推定する研究は、これまでほとんど行われてこなかったと言える。

ところで、一口にプロフェッショナルと言ってもそこには多様な特徴を持つ職業が含まれる。分析へ進む前に、これらの職業をどのような立場から捉えるのか、明確にしておく必要があるだろう。本稿は職能団体の機能に着目してプロフェッショナルを捉え、労働市場の管理運営に職能団体の影響が見られるグループの代表として医療プロフェッショナル (医師, 薬剤師, 看護師) を、逆にほとんど職能団体の影響が見られないグループの代表として企業内ホワイトカラー型プロフェッショナル (企業内研究者, システム・エンジニア, プログラマー) をそれぞれ設定し、分析の対象とする²⁾。職能団体の機能に着目し、両職種グループを対比させる理由は、職能団体の管理規則が賃金構造に与える影響を確認するためである。

1) これらの研究は無数にあるため、ここでは特段の明示は控える。多くは、そもそも職種経験年数を推定式に含んでいない、職種経験年数を含む場合も他の人的資本の代理変数との比較が行われていない、雇用形態の別 (自営業か被雇用か) が推定の際に十分考慮されていない、短時間労働者を含んで推定が行われている、サンプルの年齢層に偏りがある、などの問題を抱え、労働経済学分野の先行研究との比較に耐えない。なお、わずかに比較可能なものについては本文中で適宜言及している。

前述の職種経験年数を推定する先行研究は、基本的に職種特殊の人的資本を「職種が同じであれば雇い主を超えて完全に移転可能な人的資本」と定義し、これを職種経験年数に代理させて推定を行う。ここでは、いったんある職業に入職してしまえば、職種経験年数の上昇に伴って労働力全体が同質に熟練化することが暗黙裏に仮定されている。しかし、職種固有の人的資本の中には、特定の熟練の段階（ジョブラダー）を踏まなければ獲得できないものがある。この種の人的資本は職種特殊であるにもかかわらず、時に人為的なアクセスの制限を伴うことで、職種の構成員のうち限られた者しか獲得できないという性質を持つと考えられる。本稿の例で言えば、専門医の技能（資格）獲得プロセスが該当するだろう。米国の医師労働市場において職能団体により管理されるジョブラダーの上昇プロセスは非常に排他的であり、その上昇には相当な時間的・金銭的成本を伴う必要がある。つまり労働市場の構造上、上級専門医の資格は年長の限られた医師しか獲得できないのである。

このように、職種内部の熟練化は必ずしも労働力全体に同質的に起こるものではない。したがって、労働市場の制度的要因により限られた者しかアクセスできない人的資本は、従来の研究が想定してきたような、入職後に職種経験年数を積み重ねさえすれば同質的に誰もが獲得可能な人的資本とは峻別して捉える必要がある。本稿では前者の人的資本を、「制度的要因によって説明される職種特殊の人的資本」として捉え、後者の、通常の職種特殊の人的資本とは区別する。そしてこのように考えれば、例えば、Kwon and Milgrom (2014) は医療

2) 本稿は『賃金構造基本統計調査』を用いて日本のプロフェッショナル労働市場の賃金構造を分析する西村 (2015) と比較した議論を行うことを念頭に執筆している。よってこれらの職種の選定は西村 (2015) にしたがった。ただし、本稿では日米比較を詳述する余裕はなく、米国プロフェッショナル労働市場の詳細や分析結果の記述等に終始した。日米比較の具体的内容については稿を改めて述べる予定である。また、SIPP 2008 では 2002 Census Occupation Code が用いられている。各職種名と職種コードの対応は以下の通りである。企業内研究者 (Life and Physical Scientists; 1600 から 1760 までの職種をまとめて使用)、システム・エンジニア (Computer Scientists and System Analysts; 1000)、プログラマー (Computer Programmers; 1010)、医師 (Physicians and Surgeons; 3060)、薬剤師 (Pharmacists; 3050)、看護師 (Registered Nurses; 3130)。

プロフェッショナルの職種特殊的人的資本は他の職種に比べて大きいと言うが、その多くは制度的要因によって説明されるかもしれないのである。

労働市場の制度的要因が賃金に与える影響については、これまで内部労働市場論の中で言及されてきた (Doeringer and Piore 1971)。プロフェッショナル労働市場の分析には、入職制限や技能形成プロセス、そして労働市場からの(強制的な)退出などが職能団体によって一括に管理される「職業別労働市場」への着目が不可欠である(西村 2015, 2016)。本稿では、職能団体が労働市場の技能形成過程に強い影響を与える職種と、そうした影響がほとんど見られない職種の賃金構造を比較し、労働市場の制度的要因をコントロールした場合に職種経験年数の効果がどのように変化するのか検討する。さらに、以上の観点に立てば、米国のプロフェッショナルは職能団体による職業別労働市場の制度化が明確に見られ、かつ、複数の職種を調べる大規模調査データへのアクセスが比較的容易なため、本稿の目的に非常に適した分析対象だと言うことができる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では内部労働市場の観点からプロフェッショナル労働市場の階層性と賃金の関係について検討する。第3節では分析に用いるデータと推定方法について述べる。第4節では分析の結果について述べ、最後に第5節で本稿の結論を述べる。

2 プロフェッショナル労働市場の構造と賃金

(1) 労働市場の階層性

内部労働市場論では、プロフェッショナルの職能団体と労働市場の関係性を純化できる有用な理論が構築されてきた。内部労働市場は、知識や技能の進展・発展と関連した職階を備え、最も下位からの入職と上位職階への移動を伴う構造により特徴づけられる。この技能形成過程の構造は「ジョブラダー」と呼ばれ、職業名や雇用組織に関係なく発達し、管理的ルールが機能する職業別労働市場においても形成される可能性がある (Althausser and Kalleberg 1981 ;

西村 2016)。第3節(2)で確認するように、本稿で分析する職種はいずれも流動性が高く職種の継続性も高い。そこで、以下では職業別労働市場を中心に論を進める。

職業別労働市場は管理的ルールが強い市場と弱い市場の2つに分類される(Althausser and Kalleberg 1981; 西村 2016)。前者では職能団体の影響力が強く、先に労働市場に入職した者たちは職業資格の義務化などにより入職制限を行ったり、入職後の訓練期間を長期化させ、労働市場を階層化させることで自らの利得を守ろうとする。逆に後者では職能団体の影響力は弱く、訓練期間が短いため労働市場は階層化しない。低技能労働市場とは異なるものの、労働市場で定められる公式の技能形成機会は非常に限られている。

米国プロフェッショナル労働市場のうち、管理的ルールが強い市場の特徴は医療プロフェッショナルの労働市場に確認することができる。中でも、米国の医師の養成過程は高度に制度化されている。米国で医師になるには、まず4年制の大学を卒業し、その後4年制の医学校 (medical school) に進学する必要がある。医学校卒業後、インターンシップと呼ばれる初期研修を1年間受け、米国医師国家試験に合格することで医師免許を獲得できる³⁾ほとんどの医師は、その後さらに3～6年間のレジデンシーと呼ばれる卒後研修を受ける。研修の修了後、米国専門医認定機構によって実施される認定試験に合格することで、「総合内科医」「一般外科医」などの specialty における専門医の称号が与えられる。その後は、さらに3～10年間のフェローシップと呼ばれる研修プログラムが用意されており、それらを修了すれば subspecialty における上級専門医資格を取得することができる⁴⁾このように、医師の養成過程は長期にわたる累積的な構造を持っており、それは医師会や関連学会・機構の連携の上に成り立っている。また、多くの医師がそうした技能形成機会にコミットしているこ

3) 米国医師免許は更新制が採られている。

4) 以上の医師養成プロセスに関する記述は足利・香坂(2006)、猪飼(2010)、米本(2011)、平林編(2012)に依拠している。

とも特筆に値する。Smart (ed.) (2014) によると、2012年時点で一つ以上の専門医認定を受けている医師は、活動中の医師 826,001 人⁵⁾ の約 74% を占めている。

医師ほど訓練期間は長くないとは言え、薬剤師や看護師にも上級の専門薬剤師・看護師資格が薬剤師会や看護師会、その他関連機構により整備されている (Laven 2002; 早川 2007)。ただし、上級看護師資格を持っている者は、看護師全体の約 8% にすぎず (早川 2010)、専門薬剤師資格を持っている者も、活動中の薬剤師のやはり約 8% にすぎない (The Board of Pharmacy Specialties 2014)。つまり、薬剤師や看護師の労働市場は、職業別労働市場に参加する意義を「労働者へ価値付ける」(Doeringer and Piore 1971) 点で、医師の労働市場に後塵を拝している。したがって、職能団体が存在しているとは言え、薬剤師や看護師の労働市場には、医師の労働市場に比べれば技能形成に関わる階層性が生まれていない可能性が考えられる。

一方、企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの労働市場には、医療プロフェッショナルに見られるような累積的な構造を持ったジョブラダーは基本的に存在していないと見る事ができる⁶⁾。職能団体等による入職制限が行われない企業内研究者や IT 技術者の労働市場では、入職後の技能形成は統一的な訓練プログラムではなく、企業を渡り歩きながら行う「自己研鑽」に委ねられている (Cordero et al. 1994; Joseph et al. 2012)。もっとも、この自己研鑽を支える仕組みとして、個別の団体が発行する認定資格が部分的に機能していることは確認しておく必要がある。IT 技術者の場合、Microsoft, Cisco, IBM などが個別に発行する IT 技術に関する認定資格が複数存在しており、少なくとも 1 つ以上の IT 認定資格を保有する米国内の IT 技術者数は、2010 年 4 月時点で

5) 分類不明・行方不明者を除く。

6) IT 技術者の労働組合の中には、経験の浅い労働者や非正規労働者に対して技能訓練機会を提供するものもある。しかし、それらはエントリーレベルの職業訓練機会に過ぎず、医療プロフェッショナルのように労働市場に階層構造を形作るほどの機能はない (Van Jaarsveld 2004)。

650 万人以上と推定されている (Kabia et al. 2013)。ただし、それらの取得は完全に任意であり、それぞれの資格は階層性を成すものでもない。また、これらの認定資格は採用段階で応募者の技能レベルの評価基準の 1 つとしては考慮されるが、実際の業務遂行能力の指標としては必ずしも機能しないという指摘もある (Kabia et al. 2013)。

(2) 技能形成と賃金

技能形成の特徴は賃金とどのような関係を持つのか。内部労働市場の賃金はジョブラダーの各段階と対応して設定される傾向がある (Doeringer and Piore 1971)。同様の傾向は、管理的ルールが強く労働市場が階層化する職業別労働市場においても確認することができると考えられる (Althausser and Kalleberg 1981; 西村 2016)。

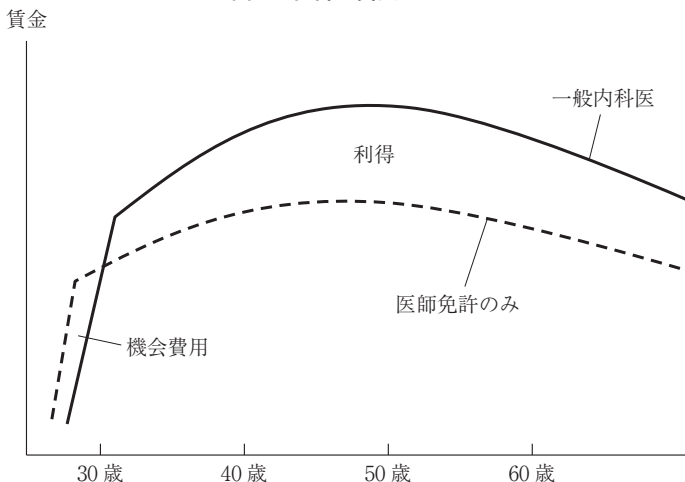
前項で確認した通り、企業内研究者や IT 技術者の職業別労働市場には階層的なジョブラダーは生まれにくい。そのため、職種別賃金構造における労働市場の制度的要因の説明力はそれほど強くないことが予想される。もっとも、IT 認定資格の取得が賃金にプラスの影響を与える可能性は考えられる。この点を包括的に検討する研究はほとんど見当たらないが、1 万人規模のクロスセクションデータを用いて賃金関数を推定する Quan et al. (2007) は、資格によっては IT 技術者の賃金を上昇させるという結論を得ている。しかし、推定では労働時間がコントロールされておらず、分析対象は経験を積んだ IT プロフェッショナルに限定されている⁷⁾。したがって労働時間をコントロールし、経験の浅い IT プロフェッショナルを対象とした分析においてもこの結論が支持されるかどうかは不明である。また、企業内研究者では入職前の学校教育が職種固有の人的資本と深く関係する可能性がある。実際、先行研究では賃金構造における教育年数の説明力が非常に大きいことが示されている (Biddle and Roberts 1994;

7) 経験年数 12 年以上のサンプルが使用されている。

Langbein and Lewis 1998)。

これに対し、医療プロフェッショナルでは賃金構造における制度的要因の説明力が小さくない可能性がある。Marder and Willke (1991) は専門医資格を取得した場合としない場合それぞれの医師の賃金カーブを推定し、専門医資格の取得はキャリアの初期において機会費用を伴うことになるが、資格を取得することができればその利得は50歳代に向けて拡大し続けることを示した(図1)。前項で見た通り、専門医資格にはさらに上級の資格も存在しており、いずれの資格でも外科や hospital-based の専門分野ほど訓練期間は長い。また、外科において上級専門医資格の取得者数が制限されるように (Dranove and Satterthwaite 1991), 上級資格取得の道は非常に排他的なプロセスであり、訓練期間が長い分野の上級専門医ほど高収入を得る構造を生み出している (Marder and Willke 1991 ; US Department of Health and Human Services 2008 ; Leigh et al.

図1 医師の賃金カーブ



注：ここでは専門医資格の例として、一般内科医の賃金カーブが推定されている。

出典：Marder and Willke (1991) Figure 10-1 (p. 264) を筆者改変。

2010)⁸⁾ 医師の多くが上級資格の取得を目指すなか、こうした上級専門医の再生産構造は年長医師と若年医師の間に賃金・技能格差を生み出し、結果的に賃金を年功化させる働きを持つ可能性がある⁹⁾

薬剤師や看護師でも、医師と同様のメカニズムにより年齢間に賃金格差が発生する可能性が考えられる。しかし、Carvajal and Armayor (2015) は薬剤師の専門資格保持者と非保持者では後者ほど賃金が高く、専門資格による賃金変動分を取り除くと学歴が高い者ほど賃金が高いという結果を示している。看護師についても学歴が高いほど賃金が高く (Holtmann and Idson 1993; Jones and Gates 2004 など)、逆に上級看護師資格は賃金上昇へそれほど寄与しないことがそれぞれ指摘されている (Byrne et al. 2004; Sechrist et al. 2006; Niebuhr and Biel 2007)。後者の研究は学歴の影響を除いて上級看護師資格が賃金に与える効果を推定するものではないが、上級看護師資格の取得には修士以上の学歴が要求されるため (Minarik and Chan 2014)、学歴の効果を除けば上級看護師資格が賃金上昇へ与える効果はやはり限定的なものになる可能性が否定できない。

前項では薬剤師と看護師では上級資格取得者が少ないことを確認したが、それは資格を取得しても賃金上昇が期待できず、資格取得の金銭的インセンティブが機能していないことが影響しているのかもしれない。医師に比べ、薬剤師や看護師では制度的要因によって生み出される入職後の職種特殊的な人的資本の年齢間格差は限定的で、それはむしろ入職前の教育年数の違いによって生まれている可能性が考えられる。

8) 訓練期間が長い診療科では労働時間も長くなる傾向がある。しかし、労働時間を考慮してもほぼ同様の傾向が確認できる (Marder and Willke 1991)。

9) 年長医師による若年医師の「搾取構造」は、医師の地位を安定化させるコーポラティズムとして各国で見られる現象だと指摘される (Zweifel and Eichenberger 1992; Selder 2006)。

3 データと推定方法

(1) データ

分析に使用するデータは、米国情勢調査局 (The United States Census Bureau) が実施したパネル調査 SIPP 2008 の Wave 1 の個票である¹⁰⁾。これまでの労働研究において、米国労働者の賃金を分析する統計としては The Current Population Survey (CPS) が最も一般的に用いられてきたと言えるだろう。しかし、測定誤差の問題¹¹⁾ や分析に利用可能な変数・サンプルサイズの違いなどを総合的に考慮して、本稿では CPS ではなく SIPP を用いることにした。

SIPP 2008 の Wave 1 では、同一世帯に対して 2008 年の 5 月から 11 月のうちの連続する 4 ヶ月にわたり調査が行われた。つまり、4 期の月次パネルデータとなっている。Wave 1 では原則的に世帯の構成員全員に対して面接調査が行われ、調査時に調査対象者が不在の場合のみ、世帯の構成員による代理回答が行われる。また SIPP 2008 では、職種経験年数に関する質問は Wave 1 の調査票のみに含まれている。以下で説明するようなサンプルの限定を行うため、実際の分析で使用するデータは不完備パネルデータとなっている。なお、集計乗率によるウエイト付けは行わない。

分析では民間企業に勤務する 60 歳未満の者のうち¹²⁾ 以下のような手順で選定されたサンプルを使用する。まず、賃金関数の推定で使用する諸変数の全てについて情報が得られる者に限定する。次に、調査月に 3 週間以上働く者に限定する。最後に、短時間労働者を除外する。SIPP 2008 の調査項目には週あたり労働時間について具体的な時間を回答してもらう質問と、調査月の全ての週について労働時間が 35 時間を超えているかどうかについての質問が含まれる。そこで、週あたり労働時間が 35 時間を超えると回答した者のうち、調査月の

10) 米国情勢調査局ホームページ (http://thedataweb.rm.census.gov/ftp/sipp_ftp.html) より、2013 年 7 月 6 日にダウンロード。

11) CPS は電話調査で、世帯の代表者が世帯の構成員全員の情報を代理返答する。

12) 薬剤師については 20 歳未満に該当者がいたため除外した。

全ての週において35時間以上働いたと回答した者にサンプルを限定した。

(2) 推定方法

第2節で確認したように、医療プロフェッショナルの職種固有の人的資本は職種経験年数を積み重ねるだけでは獲得できない。上級技能は、労働市場内部のジョブラダーへプロフェッショナル達が自らアクセスし、職能団体が定める所定の条件を満たして初めて獲得されるのである。この職種特殊的人的資本の階層性をコントロールするには、専門資格に関わる情報を用いて推定するのが望ましいが、残念ながらSIPP 2008にはそうした情報を示す変数は含まれていない。しかし労働市場が階層的構造を持つ場合、図1が示すように上級資格保持者（上位階層へコミットする労働者群）と入職資格のみの者（労働市場の下部階層にとどまる労働者群）との間に賃金格差が生じる。この労働市場の制度的要因によって生じる賃金格差は年齢の上昇と共に変動し、労働市場が階層的構造を持つほど大きくなるだろう。したがって、この賃金格差を近似する代理変数として年齢を用いることが可能となる¹³⁾。そこで次のようなミンサー型賃金関数を拡張した推定式を考える。

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 Age + \beta_2 Age^2 + \beta_3 Occ + \beta_4 Occ^2 + \beta_5 Ten + \beta_6 Ten^2 + \beta_7 OJ \\ + \beta_8 Edu + \beta_9 Edu^2 + \beta_{10} Z + u$$

$\ln W$ は時間あたり賃金率 W の自然対数値、 Age は年齢、 Occ は職種経験年数、 Ten は勤続年数、 OJ は勤続年数 >1 の場合に1をとるダミー変数¹⁴⁾、 Edu は教

13) 年齢が高い者ほど役職付与による賃金上昇の効果が見られるかもしれない。しかし、SIPP 2008の職業分類において役職者は、企業内研究者 (Natural sciences managers; 360)、システム・エンジニアとプログラマー (Computer and information systems managers; 110)、医師・薬剤師・看護師 (Medical and health services managers; 350) と分類される。したがって、役職付与による賃金上昇効果は基本的に含まれないと見なすことができる。

14) このダミー変数は Altonji and Shakotko (1987) が勤続初年度の変則的な賃金変動の効果をコントロールするために導入したもので、ミンサー型賃金関数を用いる後続の研究に踏襲されている。

育年数、 Z はその他のコントロール変数、 u は誤差項を表す。職種経験年数では捉えることのできない制度的要因によって生じる賃金格差が年齢の上昇と共に拡大するならば、年齢項を推定式に含めることによって職種経験年数の効果は低下することになるだろう。その低下の幅は制度的要因の効果が大きいほど大きくなると考えられる。

具体的な分析は4期分のデータを全てプールした最小二乗法 (pooled OLS)¹⁵⁾ によって行い、主要な説明変数の組み合わせを変えながら以下のような3つのモデルを検討する。モデル(1)では職種経験年数のみを加えて推定する。モデル(2)では職種経験年数と勤続年数を加えて推定する。モデル(3)では年齢、職種経験年数、勤続年数を加えて推定する。これら3つのモデルを比較し、職種特殊的人的資本の効果がどのように変化するか検討する。

推定に用いる変数の詳細は以下の通りである。時間あたり賃金率は、調査月の控除前所得（トップコーディング無し）を週あたりの労働時間と調査月に働いた週数の積で除したものをを用いる。月数単位で SIPP 2008 中に含まれる年齢、職種経験年数、勤続年数は、各々12で除し、年数に変換して用いる。教育年数は最終学歴に関する質問を利用して小学校卒（6年）、中学校卒（9年）、高校卒（12年）、短大卒（14年）、大学卒（16年）、修士卒（18年）、メディカルスクールなどのプロフェッショナルスクール卒（20年）、博士卒（21年）とす

15) pooled OLS による推定では、誤差項に含まれる観察不能な労働者の能力と人的資本の代理変数が相関することにより、推定値にバイアスが含まれる可能性がある (Altonji and Shakotko 1987)。また、職種別データでは年齢階級間の労働者の分布は必ずしも一様とならない。例えば女性比率が高い職種（薬剤師や看護師など）では結婚による離職の確率が他の職種に比べて高くなるように (Nooney et al. 2010)、性別や結婚などに起因するセクションバイアスが発生する可能性も否定できない。中分類以上の職種別データを用いる先行研究では前者の能力バイアスにのみ対応して作変数法が用いられているが (Zangelidis 2008; Kambourov and Manovskii 2009; Sullivan 2010)、本稿では細分類レベルでの職種別推定を行うため、操作変数法を用いる場合は能力バイアスだけでなく後者のセクションバイアスにも対応した変数を見つけ出す必要がある。しかし、今回使用するデータからこれら全てのバイアスに対応できる適切な操作変数を見つけ出すことは困難であった。また、短時間労働者を除くことで不完備度の高いパネルデータとなることから、固定効果・変量効果モデルなどの推定もここでは行わなかった。

る。コントロール変数は企業規模 100 人未満ダミー S_{-99} （以下括弧内はレファレンスグループ：企業規模 100 人以上）¹⁶⁾ 男性ダミー *Male*（女性），有色人種ダミー *Race*（白人），労働組合員ダミー *Union*（非組合員），18 歳未満の子ども有りダミー *Child*（子供無し），婚姻状況ダミー，調査月ダミーである。

また Zangelidis (2008), Kambourov and Manovskii (2009), Sullivan (2010) などでは産業特殊の人的資本の効果をコントロールする意味で産業経験年数が推定式に含まれている。SIPP 2008 には産業経験年数を尋ねる問は含まれていないが，産業ダミーを推定式に含めることで，産業特殊の人的資本の産業間の違いをコントロールする。

推定に用いる主な変数の記述統計は表 1 の通りである。被説明変数には時間あたり賃金率の自然対数値を用いるが，これを実額で見ると最も賃金率が高いのは医師の約 65 ドル，最も低いのは看護師の約 30 ドルである。標準偏差が最も大きいのは，医師，最も小さいのはプログラマーである。全体として，賃金水準の高い職種（医師，薬剤師，企業内研究者）ほど職種内の賃金のばらつきが大きい傾向がある。

次にコントロール変数について見ると，最も男性が多かったのはプログラマーで，8 割近くが男性である。逆に女性比率が最も高いのは看護師で，およそ 9 割が女性である。労働組合員の割合は 1～5% の職種が多いが，薬剤師と看護師では 10% を超えている。人種の違いを見てみると，いずれの職種でも有色人種の比率は 2 割前後を占めるにとどまっているが，医師では 3 割程度とやや高い。18 歳未満の子供がいる割合が最も高かったのは医師（約 56%），最も低かったのは薬剤師（約 39%）である。なお，システム・エンジニアでは労働組合員のサンプルが含まれず，薬剤師はサンプルサイズが小さく，企業規模 100 人未満のサンプルは含まれていない。

また，職種経験年数と勤続年数から労働市場の流動性や職種の継続性について

16) SIPP 2008 の調査票では，企業規模に関する質問は 25 人未満，25 人以上 100 人未満，100 人以上の 3 つの選択肢が用意されているが，ここでは前者 2 つをまとめた。

表1 記述統計

	企業内研究者		システム・エンジニア		プログラマー		医師		薬剤師		看護師	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
<i>In W</i>	3.414	0.565	3.405	0.533	3.485	0.389	3.873	0.844	3.686	0.572	3.303	0.433
<i>W</i> (米ドル)	36.530	29.080	34.558	20.183	34.977	12.500	65.010	44.992	47.501	34.122	29.795	13.800
<i>Age</i>	40.856	9.713	42.184	9.510	41.226	9.078	43.138	8.555	39.786	9.298	43.610	10.491
<i>Age</i> ²	1,763.320	796.948	1,869.768	799.149	1,781.738	743.471	1,933.792	732.018	1,668.740	794.002	2,011.779	886.861
<i>Occ</i>	13.909	9.515	12.721	8.613	14.556	8.749	14.098	9.119	12.743	9.373	15.648	10.591
<i>Occ</i> ²	283.745	319.103	235.886	289.768	288.187	309.267	281.594	292.044	249.611	301.260	356.933	390.751
<i>Ten</i>	7.650	8.074	9.278	9.098	8.088	7.383	5.623	5.476	8.344	7.780	8.053	8.540
<i>Ten</i> ²	123.524	218.904	168.750	289.680	119.760	200.944	61.485	108.930	129.723	187.516	137.712	267.768
<i>OJ</i>	0.820	0.385	0.851	0.356	0.873	0.333	0.793	0.406	0.836	0.372	0.864	0.343
<i>Edu</i>	17.121	2.601	14.990	2.032	15.698	1.902	19.805	1.169	17.857	2.724	15.368	1.725
<i>Edu</i> ²	299.882	88.293	228.818	60.929	250.030	58.074	393.579	42.885	326.243	94.008	239.154	54.737
<i>S</i> ₋₉₉	0.121	0.327	0.035	0.184	0.045	0.208	0.177	0.382	0.000	0.000	0.040	0.195
<i>M</i>	0.623	0.485	0.645	0.479	0.795	0.405	0.695	0.461	0.414	0.494	0.095	0.294
<i>Union</i>	0.011	0.106	0.000	0.000	0.036	0.187	0.049	0.216	0.121	0.328	0.118	0.323
<i>Race</i>	0.200	0.401	0.242	0.429	0.236	0.425	0.305	0.461	0.200	0.401	0.184	0.387
<i>Child</i>	0.434	0.496	0.420	0.494	0.483	0.500	0.556	0.498	0.393	0.490	0.408	0.492
サンプルサイズ	355		685		331		266		140		1,187	

て概観しておく。表2において職種経験年数から勤続年数を差し引いて乖離年数を比較してみると、若干企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルほど乖離年数が短くなる傾向が見られるものの、企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの乖離年数が医療プロフェッショナルに比べて必ずしも大きいわけではないことがわかる。また、分析サンプルのうち職種経験年数>勤続年数となる者の割合を調べてみると、企業内研究者（76.3%）、システム・エンジニア（65.8%）、プログラマー（74.9%）、医師（90.6%）、薬剤師（71.4%）、看護師（81.8%）であり、やはり企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルと医療プロフェッショナルの間にそれほど大きな差は確認できない。これらは例えば、同様の指標を算出し、日本の企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの流動性や職種の継続性が医療プロフェッショナルに比べて顕著に低いことを指摘する西村（2015）とは対照的な結果だと言える。つまり米国のプロフェッショナルは職種を問わず流動性が高く、転職の際に職業別労働市場間を移動することも比較的少ないと考えることができるだろう。

表2 平均職種経験年数と平均勤続年数の乖離

	①平均職種経験年数	②平均勤続年数	乖離年数(①-②)
企業内研究者	13.91	7.65	6.26
システム・エンジニア	12.72	9.28	3.44
プログラマー	14.56	8.09	6.47
医師	14.10	5.62	8.48
薬剤師	12.74	8.34	4.40
看護師	15.65	8.05	7.60

4 分析結果

(1) 推定結果

推定結果を示したのが表3である。まず職種経験年数のみ加えたモデル(1)の結果から見ていこう。職種ごとに職種経験年数の効果を比較すると、企業内研

表3 推定結果

モデル	企業内研究者			システム・エンジニア			プログラマー		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Const.</i>	2.021 (1.636)	1.586 (1.265)	1.090 (0.809)	4.143*** (5.093)	3.798*** (4.514)	3.797*** (4.253)	0.017 (0.020)	-0.085 (-0.098)	0.650 (0.556)
<i>Age</i>		-0.043 (-1.571)			-0.009 (-0.491)				-0.010 (-0.385)
<i>Age</i> ²		0.001** (2.357)			0.000 (0.805)				0.000 (0.227)
<i>Occ</i>	0.002 (0.196)	-0.001 (-0.041)	-0.002 (-0.129)	0.036*** (5.281)	0.036*** (4.926)	0.037*** (4.777)	0.041*** (5.685)	0.040*** (5.034)	0.044*** (4.214)
<i>Occ</i> ²	0.000 (0.346)	0.000 (0.665)	0.000 (-0.155)	-0.001*** (-3.650)	-0.001*** (-3.647)	-0.001*** (-3.811)	-0.001*** (-2.900)	0.000** (-2.146)	-0.001* (-1.834)
<i>Ten</i>		0.001 (0.090)	-0.013 (-0.855)	-0.001 (-0.073)	-0.001 (-0.463)	-0.004 (0.000)		-0.002 (-0.265)	0.001 (0.177)
<i>Ten</i> ²		0.000 (-0.314)	0.000 (0.211)	0.000 (0.563)	0.000 (0.688)	0.000 (0.688)		0.000 (-0.330)	0.000 (-0.630)
<i>OJ</i>		0.177** (2.095)	0.172** (2.085)	0.015 (0.258)	0.018 (0.309)	0.018 (0.309)		-0.027 (-0.457)	-0.030 (-0.505)
<i>Edu</i>	0.091 (0.651)	0.122 (0.857)	0.258* (1.820)	-0.201* (-1.827)	-0.160 (-1.412)	-0.152 (-1.340)	0.328*** (2.804)	0.346*** (2.927)	0.278*** (2.151)
<i>Edu</i> ²	0.000 (-0.106)	-0.001 (-0.287)	-0.005 (-1.339)	0.010*** (2.703)	0.009** (2.282)	0.008** (2.208)	-0.009** (-2.219)	-0.009** (-2.339)	-0.007 (-1.618)
サンプルサイズ	355			685			331		
Adjusted R ²	0.410	0.417	0.447	0.405	0.405	0.409	0.640	0.641	0.641
職種計経験年数の列挙									
5年	0.015	0.004	-0.011	0.162	0.160	0.162	0.191	0.187	0.209
10年	0.037	0.020	-0.026	0.287	0.281	0.281	0.353	0.351	0.392

モデル	医師			薬剤師			看護師		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Const.</i>	22.957** (2.358)	19.125** (2.057)	11.154 (1.209)	-2.836* (-1.742)	-2.855* (-1.816)	-4.568*** (-2.682)	-1.577** (-2.498)	-1.162* (-1.874)	-2.336*** (-3.603)
<i>Age</i>			0.229*** (2.996)			0.185*** (2.771)			0.059*** (5.423)
<i>Age</i> ²			-0.002** (-2.591)			-0.002*** (-2.753)			-0.001*** (-5.102)
<i>Occ</i>	0.122*** (6.398)	0.111*** (5.557)	0.047* (1.916)	-0.005 (-0.290)	0.032 (0.830)	-0.020 (-0.485)	0.012*** (2.926)	0.014*** (3.278)	0.000 (0.028)
<i>Occ</i> ²	-0.003*** (-4.667)	-0.003*** (-4.153)	-0.001* (-1.754)	0.000 (0.441)	-0.001 (-0.510)	0.001 (0.881)	0.000 (-1.392)	0.000*** (-3.047)	0.000 (-0.182)
<i>Ten</i>		-0.144*** (-4.279)	-0.138*** (-4.201)		0.001 (0.037)	0.016 (0.415)		-0.001 (-0.223)	-0.003 (-0.539)
<i>Ten</i> ²		0.007*** (4.830)	0.007*** (4.662)		-0.001 (-0.557)	-0.001 (-0.951)		0.000*** (2.770)	0.000*** (3.010)
<i>OJ</i>		0.608*** (4.068)	0.561*** (3.869)		-0.322* (-1.957)	-0.264 (-1.626)		0.035 (0.919)	0.037 (0.978)
<i>Edu</i>	-2.267** (-2.145)	-1.835* (-1.819)	-1.512 (-1.504)	0.672*** (3.298)	0.667*** (3.337)	0.460** (2.072)	0.554*** (6.943)	0.493*** (6.286)	0.499*** (6.378)
<i>Edu</i> ²	0.063** (2.185)	0.050* (1.836)	0.042 (1.534)	-0.017*** (-2.762)	-0.016*** (-2.754)	-0.011 (-1.656)	-0.015*** (-6.159)	-0.014*** (-5.480)	-0.014*** (-5.584)
サンプルサイズ	266								
Adjusted R ²	0.370	0.432	0.471	0.338	0.393	0.421	0.236	0.269	0.288
職種計経験年数の効果									
5年	0.537	0.489	0.205	-0.020	0.146	-0.076	0.056	0.062	0.000
10年	0.931	0.851	0.346	-0.028	0.266	-0.099	0.105	0.106	-0.001

注：括弧内はt値。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意。被説明変数は時間あたり賃金率の自然対数値、推定方法はpooled OLS。表では示していないが、推定式には産業ダミー、企業規模ダミー、男性ダミー、有色人種ダミー、労働組合員ダミー、18歳未満の子ども有りダミー、婚姻状況ダミー、調査月ダミーも含まれる。

究者、薬剤師以外の職種ではおおむね有意な結果を得たと言えるだろう。なかでも医師では職種経験年数の一次項の係数値が他の職種に比べて大きいことがわかる。また表3では示さないが産業ダミーをコントロールせずに推定してみると、企業内研究者以外の職種では産業ダミーの有無は職種経験年数の効果に影響を与えなかったが、企業内研究者では産業ダミーを加えない場合、職種経験年数の係数値は一次項では0.027、二次項では-0.001で、いずれも有意だった。企業内研究者では職種よりも産業特殊的人的資本の影響が強いことが推察される。

次にモデル(2)では勤続年数に関する変数を加えた推定を行った。いずれの職種でも職種経験年数の効果に大きな変化は見られないことがわかる。

さらに、年齢と勤続年数に関する変数を加えたのがモデル(3)である。企業内研究者では年齢の二次項のみ有意な結果を得ているが、システム・エンジニアとプログラマーでは年齢項は全く有意でない。一方、医療プロフェッショナルでは全ての職種で年齢項が有意である。看護師では年齢を推定式に加えることで職種経験年数の効果は有意でなくなっている。一次項の係数値は看護師<薬剤師<医師の順に大きくなる傾向があるが、薬剤師に関しては100人未満のサンプルが含まれていないため、企業規模の効果が年齢の係数値に上方バイアスを与えている可能性が否定できない。また、看護師に関しては年齢の一次項の係数値は医師の4分の1ほどでしかない。総じて、医師とその他の医療プロフェッショナルの間には年齢の効果に大きな違いが見られると解釈でき、医師の賃金構造には制度的要因に起因する大きな賃金格差が生まれていることが示唆される。

同様のことは、推定式に年齢項を加えることによる職種経験年数効果の変化を見ることから確認される。表3の最下段に示したのは、二次項も含めた職種経験年数の効果を職種経験年数5年と10年に関して試算した結果である。職種経験年数のみのモデル(1)の試算値と、年齢と勤続年数を含めたモデル(3)の試算値を比較してみると、システム・エンジニアとプログラマーでは両試算値

の乖離は2～10%程度にとどまっている。これに対して、医師ではモデル(3)の試算値はモデル(1)の試算値に比べて60%以上も減少している¹⁷⁾。これは、モデル(1)では職種経験年数に含まれていた制度的要因に起因する職種特殊の人的資本の効果が、モデル(3)において年齢項を加えたことにより、通常の職種特殊の人的資本の効果とは分離されたことを示す結果として解釈できよう。

また、企業内研究者、薬剤師、看護師に関しては教育年数が賃金に与える影響が無視できないことも指摘しておく。結果は示さないが、モデル(3)を用いて教育年数の効果を試算してみると、これら3つの職種では全ての年齢・職種経験年数階層において、教育年数の効果が年齢や職種経験年数の効果よりも賃金に大きな影響を与えていることがわかった。これは第2節(2)で議論した教育年数の効果に関する仮説を支持する結果として解釈できる。

(2) 賃金上昇の年齢効果と職種経験年数効果への分解

賃金上昇において、年齢と職種経験年数は相対的にどちらがより重要となるのか。この点を Ohta and Tachibanaki (1998) の試算方法にならい確かめてみたい。

いま年齢と職種経験年数以外のすべての条件は一定であるとする。仮に年齢 a 、職種経験年数 e 、賃金 W_0 の労働者が5年間同じ職種で働き続けるとする。このとき、5年後の賃金を W_5 とすると5年間の賃金の変化量 ΔW^{Total} は

$$\Delta W^{Total} = W_5(a+5, e+5) - W_0(a, e)$$

である。このうち年齢による効果 ΔW^{Age} は

$$\Delta W^{Age} = W_5(a+5, e) - W_0(a, e)$$

一方、職種経験年数による効果 ΔW^{Occ} は

17) 企業内研究者、薬剤師、看護師については職種経験年数が有意でないため結果の解釈は保留とする。

$$\Delta W^{Occ} = W_5(a+5, e+5) - W_0(a+5, e)$$

である¹⁸⁾表3のモデル(3)の係数値を用い、25歳で職種経験年数0年の労働者を基準に、賃金の変化量に占める職種経験年数効果 ($\Delta W^{Occ}/\Delta W^{Total}$) の5年ごとの変動を百分率で示したのが表4である。例えば医師の場合、25歳で職種経験年数0年の者が5年間同じ仕事を続け30歳(職種経験年数5年)になった時の時間当たり賃金の変化分うち、28.49%が職種経験年数によって説明される、という風に解釈する。

まず企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルの結果から見ると、システム・エンジニアとプログラマーではほぼ全年齢にわたって職種経験年数の効果が年齢の効果を上回っており、職種経験年数が賃金上昇に大きな影響を与えていることがわかる。これに対し、企業内研究者では職種経験年数の効果が有意でないこともありほとんどの試算値がマイナスとなっている。推定式に産業ダミーを加えることで、企業内研究者では職種経験年数の効果が有意でなくなることや、教育年数の効果が非常に大きいことは既述の通りである。

一方、医療プロフェッショナルでは試算値の多くが50%を下回っており、年齢効果の相対的重要性を示唆する結果となった。ただし、医師では45歳以上の職種経験年数が浅いところを中心に職種経験年数の効果が50%を上回る箇所が散見される。これは、労働市場の制度的要因に起因する賃金プレミアムの恩恵を享受するためには、できるだけ若いうちに医師労働市場へ参入する必要があることを示唆していると解釈できよう。一方、薬剤師、看護師に関しては、職種経験年数の係数値が有意でなかったこともあり、企業内研究者の場合と同様に試算値が不安定な動き(マイナス値が多く見られる)を示した。これらの職種において教育年数の効果が非常に大きいことはすでに述べた通りである。

18) 以上の説明は Ohta and Tachibanaki (1998) p. 53 および、西村 (2015) による。

表4 賃金上昇に占める職種経験年数効果の割合

		企業内研究者										医師																
		35		40		45		50		55		30		35		40		45		50		55						
Occ / Total (%)		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Total (%)		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Total (%)						
5	65.30	-54.54	-19.24	-11.68	-8.38	-6.54	5	28.49	33.90	41.85	54.68	78.84	141.24	5	28.49	33.90	41.85	54.68	78.84	141.24	5	28.49	33.90	41.85	54.68	78.84	141.24	
10	-83.41	-26.24	-15.57	-11.07	-8.59	10	26.15	33.19	45.44	72.00	173.31	15	21.50	31.46	429.80	20	7.87	20.87	-32.00	45.01	65.27	30	30	30	30	30	30	30
15	-34.13	-19.75	-13.89	-10.72	-12.93	20	-19.99	-15.24	-17.64	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
20	-24.24	-16.86	-12.93	-19.99	-15.24	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
25	-19.99	-15.24	-17.64	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
30	-17.64	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
システム・エンジニア																												
薬剤師																												
Occ / Total (%)		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Total (%)		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Total (%)						
5	97.88	92.73	88.08	83.88	80.07	76.58	5	-29.03	-49.14	-159.80	127.64	45.61	27.76	5	-29.03	-49.14	-159.80	127.64	45.61	27.76	5	-29.03	-49.14	-159.80	127.64	45.61	27.76	
10	90.36	84.47	79.29	74.72	70.64	66.55	10	-11.23	-23.23	340.84	20.44	10.54	15	19.23	64.12	-48.04	-17.47	83.30	-963.89	-71.03	305.13	-214.31	-1.837.58	30	30	30	30	30
15	77.70	71.04	65.43	60.65	56.36	52.29	20	45.39	40.36	-29.99	-23.13	2.008.82	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25
20	51.86	45.39	40.36	-29.99	-23.13	2.008.82	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25
25	-29.99	-23.13	2.008.82	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25
30	2.008.82	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25
プログラマー																												
看護師																												
Occ / Total (%)		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Total (%)		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Age		Occ / Total (%)						
5	116.97	114.75	112.62	110.57	108.59	106.68	5	0.08	0.11	0.19	0.54	-0.61	-0.19	5	0.08	0.11	0.19	0.54	-0.61	-0.19	5	0.08	0.11	0.19	0.54	-0.61	-0.19	
10	117.21	114.68	112.25	109.93	107.70	105.47	10	-1.35	-2.25	-6.79	6.64	2.23	15	-4.80	-15.28	12.91	4.54	-25.24	18.40	6.74	8.84	23.23	10.86	10	10	10	10	10
15	117.54	114.58	111.77	109.09	106.36	103.63	15	-4.80	-15.28	12.91	4.54	-25.24	18.40	6.74	8.84	23.23	10.86	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
20	118.01	114.45	111.10	108.27	105.54	102.81	20	118.01	114.45	111.10	108.27	105.54	102.81	100.08	97.35	94.62	91.89	89.16	86.43	83.70	80.97	78.24	75.51	72.78	70.05	67.32	64.59	61.86
25	118.71	114.25	110.79	107.33	103.87	100.41	25	118.71	114.25	110.79	107.33	103.87	100.41	97.95	95.50	93.05	90.60	88.15	85.70	83.25	80.80	78.35	75.90	73.45	71.00	68.55	66.10	63.65
30	119.89	114.89	111.89	108.89	105.89	102.89	30	119.89	114.89	111.89	108.89	105.89	102.89	99.89	97.89	95.89	93.89	91.89	89.89	87.89	85.89	83.89	81.89	79.89	77.89	75.89	73.89	71.89

注：試算は表3のモデル(3)による。

5 結 論

本稿では、米国の医療プロフェッショナルと企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルを対比させ、労働市場の制度的要因が賃金へ与える影響について検討した。事前に先行研究を吟味した結果、医療プロフェッショナルの中でも職能団体が技能形成過程へ与える影響力は職種によって異なり、職能団体の影響力が強い方からおおむね医師>薬剤師≧看護師>企業内ホワイトカラー型プロフェッショナルという順序があると考えられた。また、制度的要因が賃金構造へ与える影響の強さもほぼこの順序に対応すると考えられた。特に医師では職種経験年数よりも制度的要因の代理変数である年齢の説明力が非常に大きいことが予想され、アクセス制限を伴う人的資本の獲得プロセスへの参加が、賃金構造に重要な影響を与えると考えられた。そして、個票データを用いた賃金関数の推定による実証分析では、これらの仮説をおおむね裏付ける結果が得られたと結論づけられるだろう。

古くよりプロフェッショナルとしての社会的地位を確立してきた医療プロフェッショナルの労働市場では、報酬構造と密接に関係した職業別労働市場の構造化や入職前教育が人的資本形成において重要な役割を担っている。この事実は、我々にプロフェッショナル労働市場のあるべき姿についての重要な示唆を与えているように思う。つまり、構造的排他性に起因するある種の経済的非効率性は伴うものの、プロフェッショナルとしての社会的信用の維持にはプロフェッショナル技能のクオリティ・コントロールが不可欠であり、それは「自己研鑽」による鍛錬にもっぱら頼るのではなく、技能形成過程を職業別労働市場の内部で何層にも構造化し、ジョブラダーの段階に応じて報酬が設定されることで実現されるのである(西村 2016)。その意味で、高度技能を操るプロフェッショナルといえども、その労働市場を造作無く流動化させるだけでは、真のプロフェッショナル労働市場たり得ないと言えるのではないだろうか。

参 考 文 献

- 足利洋志・香坂俊 (2006) 「アメリカにおける医師免許と専門医制度」週刊医学界新聞, 第 2677 号, http://www.igaku-shoin.co.jp/nwsprr/n2006dir/n2677dir/n2677_02.htm, 2015 年 4 月 9 日アクセス。
- 猪飼周平 (2010) 『病院の世紀の理論』有斐閣。
- 西村 健 (2015) 「賃金と労働移動から見た日本のプロフェッショナル労働市場」『経済論叢』 189(2), 29-48 頁。
- 西村 健 (2016) 「プロフェッショナル労働市場の分析枠組みの検討：内部労働市場論から」『大原社会問題研究所雑誌』 688, 57-72 頁。
- 早川佐知子 (2007) 「病院組織における派遣労働者の実態－アメリカの看護師を中心に」『経営学研究論集』 26, 133-148 頁。
- 早川佐知子 (2010) 「アメリカにおける派遣看護師の雇用と賃金」『社会政策』 1 (4), 100-110 頁。
- 平林慶史編 (2012) 『ドクターゼ』社団法人日本医師会 (http://dl.med.or.jp/dl-med/doctor-ase/pdf/doctor-ase_vol1.pdf よりダウンロード, 2014 年 11 月 9 日)。
- 米本倉基 (2011) 「欧米との比較による日本の医師報酬政策の検討」『同志社政策科学研究』 12(2), 119-130 頁。
- Althaus, R. P. and A. L. Kalleberg. (1981) "Firms, Occupations, and the Structure of Labor Markets: A Conceptual Analysis," in Berg, Ivar (ed.), *Sociological Perspectives on Labor Markets*, New York, Academic Press, pp. 119-149.
- Altonji, J. G. and R. A. Shakotko. (1987) "Do Wages Rise with Job Seniority?," *The Review of Economic Studies*, 54(3), pp. 437-459.
- Biddle, J., and K. Roberts (1994) "Private Sector Scientists and Engineers and the Transition to Management," *Journal of Human Resources*, 29(1), pp. 82-107.
- Byrne, M., W. Valentine and S. Carter (2004) "The Value of Certification — a Research Journey," *AORN Journal*, 79(4), pp. 825-835.
- Carvajal, M. J. and G. M. Armayor (2015) "The Life-cycle Argument: Age as a Mediator of Pharmacists' Earnings," *Research in Social and Administrative Pharmacy*, 11(1), pp. 129-133.
- Cordero, R., N. Ditomaso, and G. F. Farris (1994) "Career Development Opportunities and Likelihood of Turnover among R&D Professionals," *IEEE Transactions on Engineering Management*, 41(3), pp. 223-232.
- Doeringer, P. B. and M. J. Piore (1971) *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Heath Lexington Books.
- Dranove, D. and M. A. Satterthwaite (1991) "The Implications of Resource-based Relative Value Scales for Physicians' Fees, Incomes, and Specialty Choices," in Frech III, H. E., (ed.), *Regulating Doctors' Fees*, Washington, D. C., The AEI Press, pp. 52-70.

- Holtmann, A. G. and T. L. Idson (1993) "Wage Determination of Registered Nurses in Proprietary and Nonprofit Nursing Homes," *Journal of Human Resources*, 29(1), pp. 55-79.
- Jones, C. B. and M. Gates (2004) "Gender-based Wage Differentials in a Predominantly Female Profession : Observations from Nursing," *Economics of Education Review*, 23(6), pp. 615-631.
- Joseph, D., B. W. Fong, S. Ang, and S. A. Slaughter (2012) "The Career Paths Less (or More) Traveled : a Sequence Analysis of IT Career Histories, Mobility Patterns, and Career Success," *MIS Quarterly*, 36(2), pp. 427-452.
- Kabia, M., O. Oni, and L. Booher (2013) "Information Technology Certification as a Predictor of Job Performance," *Journal of Leadership and Organizational Effectiveness*, 1(1), pp. 15-32.
- Kambourov, G. and I. Manovskii(2009) "Occupational Specificity of Human Capital," *International Economic Review*, 50(1), pp. 63-115.
- Kwon, I. and E. M. M. Milgrom (2014) "The Significance of Firm and Occupation Specific Human Capital for Hiring and Promotions," *Labour Economics*, 31, pp. 162-173.
- Langbein, L. I., and G. B. Lewis (1998) "Pay, Productivity, and the Public Sector : the Case of Electrical Engineers," *Journal of Public Administration Research and Theory*, 8(3), pp. 391-412.
- Laven, D. L. (2002) "A Review on Specialization in Pharmacy — Part I," *Journal of Pharmacy Practice*, 15(3), pp. 267-278.
- Leigh, J. P., D. Tancredi, A. Jerant, and R. L. Kravitz (2010) "Physician Wages across Specialties : Informing the Physician Reimbursement Debate," *Archives of Internal Medicine*, 170(19), pp. 1728-1734.
- Marder, W. D. and R. Willke (1991) "Comparisons of the Value of Physician Time by Specialty," in Frech III, H. E., (ed.), *Regulating Doctors' Fees*, Washington, D. C., The AEI Press, pp. 260-281.
- Minarik, P. A. and G. K. Chan (2014) "Advanced Practice Nursing in the United States and Japan : Issues Comparison, Lessons Learned and Future Directions for Japan," http://www.adnr.jp/eng/wp/wp-content/uploads/2014/08/APN_in_US_JAPAN1.pdf よりダウンロード, 2015年4月14日。
- Niebuhr, B. and M. Biel (2007) "The Value of Specialty Nursing Certification," *Nursing Outlook*, 55(4), pp. 176-181.
- Nooney, J. G., L. Unruh and M. M. Yore (2010) "Should I Stay or Should I Go ? Career Change and Labor Force Separation among Registered Nurses in the US," *Social Science & Medicine*, 70(12), pp. 1874-1881.
- Ohta, S. and T. Tachibanaki (1998) "Job Tenure versus Age : Effects on Wage and the Implication of Consumption for Wages," in Ohashi, Isao and Toshiaki Tachibanaki (eds.), *Internal Labour Markets, Incentives and Employment*, London, Macmillan Press LTD, pp. 49-77.
- Quan, J. J., R. Dattero, and S. D. Galup (2007) "Information Technology Wages and the Value of

- Certifications : a Human Capital Perspective,” *Communications of the Association for Information Systems*, 19, pp. 81-114.
- Sechrist, K. R., W. Valentine and L. E. Berlin (2006) “Perceived Value of Certification among Certified, Noncertified, and Administrative Perioperative Nurses,” *Journal of Professional Nursing*, 22(4), pp. 242-247.
- Selder, A. (2006) “Medical Associations, Medical Education and Training on the Job,” *CE/Sifo Economic Studies*, 52(3), pp. 548-564.
- Smart, D. R. (ed.) (2014) *Physician Characteristics and Distribution in the US*, Chicago, American Medical Association.
- Sullivan, P. (2010) “Empirical Evidence on Occupation and Industry Specific Human Capital,” *Labour Economics*, 17(3), pp. 567-580.
- The Board of Pharmacy Specialties (2014) *BPS Pharmacy Specialty Structure and Framework Discussion Paper July 2014*, http://www.bpsweb.org/about/BPS_structure_discussion_paper.pdf よりダウンロード。2014年12月14日。
- US Department of Health and Human Services (2008) *The Physician Workforce : Projections and Research into Current Issues Affecting Supply and Demand*, <http://bhpr.hrsa.gov/healthworkforce/reports/physwfiissues.pdf> よりダウンロード。2015年4月9日。
- Van Jaarsveld, D. D. (2004) “Collective Representation among High-Tech Workers at Microsoft and Beyond : Lessons from WashTech/CWA,” *Industrial Relations*, 43(2), pp. 364-385.
- Zangelidis, A. (2008) “Occupational and Industry Specificity of Human Capital in the British Labour Market,” *Scottish Journal of Political Economy*, 55(4), pp. 420-443.
- Zweifel, P. and R. Eichenberger (1992) “The Political Economy of Corporatism in Medicine : Self-regulation or Cartel Management ?,” *Journal of Regulatory Economics*, 4(1), pp. 89-108.