

ヘドニック賃金仮説に基づく労働時間供給の賃金率弾性値の計測

木下富夫^a

要 旨

本稿ではヘドニック賃金仮説に基づいて、労働時間供給の賃金率弾性値を推計した。推計結果は極めて安定的で満足すべきものであった。大卒男子（H27年）は30～54才において $-0.15 \sim -0.20$ 、また同年代の高卒男子は $-0.20 \sim -0.27$ の範囲内にあった。また20～29才については推計値にややバラツキがあるものの、上記の範囲を3ポイント外れる程度であった。同年（H27年）の大卒女子（25～29才）は -0.15 で、そして高卒女子（20～24才）のみが -0.305 とやや高い数値であった。一般に20～29才の弾性値はややバラツキがあるが、これは七五三現象（転職率の高さ）を反映していると考えられる。

JEL Classification Codes : J01, J22, J23

キーワード：ヘドニック賃金仮説，ヘドニック賃金曲線，WH契約曲線，労働時間供給の賃金率弾性値，労働時間供給曲線

I. 序

本稿ではヘドニック賃金仮説に基づいて「労働時間供給の賃金率弾性値」を計測する。そしてその計測結果をふまえ、「賃金所得への課税が労働時間供給を減少させるか否か」を検討する。

これまでに労働時間供給曲線やその賃金率弾性値を推計する試みは多数に上るが、そのもとになる理論モデルは「労働時間供給曲線の理論」（以下、通例モデルと呼ぶ）である。しかしながら、これらの推計結果は必ずしも満足のいくものではなかった。その理由は推計された賃金率弾性値（いわゆるマーシャル弾性値とヒックス弾性値）のバラツキが大きすぎるからであった。⁽¹⁾

推計結果が十分な信頼性をもち得ないことの原因として、ペンケイヴァル（Pencavel 2016）は識別問題（identification problem）を最重要視している。これは一般の需給曲線の計量分析が抱えるものと同じ問題である。すなわち推計された式が供給曲線なのかあるいは需要曲線なのかを識別することが重要であるが、多くの論文は識別条件を考慮せずに、推計された式が労働時間供給曲線であると見なしているというのである。このような事態に至った理由は通例モデルの基本的前提が、「供給者（労働者）は与えられた賃金率のもとで任意の労働時間を選択できる」としているからであった。ところがこの前提に対しては反証例がいくつかあげられてきている。それら

は企業（使用者）が労働時間の決定に影響を与えており、労働者が与えられた賃金率のもとで任意の労働時間を選択できているとはいえないというものであった。これに関する先駆的な理論モデルとして著名なものにルイス（Lewis 1969）があげられる。また実証分析としてはアルトンジ&パクソン（Altonji & Paxson 1986）、それにトレホ（Trejo, 1991）などがあげられよう。これらを受けて、ペンケイヴァル（前掲）は、労働時間の需要曲線と供給曲線の識別問題が処理できれば問題は解決されると主張したのである。

ところで通例モデルに沿ったペンケイヴァルの提言は、ルイスの理論モデルに対応した解決策ではない。両者には労働時間の決定モデルとして基本的な違いがある。前者は、労働時間の決定が需要曲線と供給曲線の交点においてなされるとするが、後者はそれが労働者の効用曲線と企業の等費用曲線（あるいは等利潤曲線）の接点においてなされるとするのである。このように両者は、理論モデルとして基本的に異なるものである。

本稿はルイスの理論モデル（ヘドニック賃金仮説）に基づいて、労働時間供給の賃金率弾性値を計測しようという実証分析の試みである。ヘドニック賃金仮説では、通例モデルと異なり「労働時間供給曲線」という概念は用いず、そのかわりに「賃金労働時間契約曲線（wage-hour contract curve）」という概念を提起する。

a 武蔵大学経済学部 名誉教授 〒176-8534 東京都練馬区豊玉上 1-26-1

⁽¹⁾労働時間供給曲線にかかわるサーベイ論文としてはKeane(2011), Bargain & Peich(2013), Hausman(1985), Pencavel(1986)を参照。また著書としてはKillingsworth(1983)がある。

本稿の構成は以下のようになっている。2節では本稿で用いるヘドニック賃金モデルの概要を述べ、二つの主要な分析ツールである「ヘドニック賃金曲線 (HW 賃金曲線)」と「賃金労働時間契約曲線 (WH 契約曲線)」について説明する。3節では推計方法について説明する。用いる統計データは「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)の中分類である。ここではHW 賃金曲線の推計とWH 契約曲線の推計について、そして後者から労働時間供給の賃金率弾性値を求める手順を説明する。4節ではWH 契約曲線の推計結果を紹介し、それから得られる賃金率弾性値を比較する。弾性値の計測は大卒男子、大卒女子、高卒男子、高卒女子について、またそれぞれ平成17、22、27の三年度について求める。そして学歴別、性別、年度別の数値を比較することによってその安定性を確かめる。また大卒男子と高卒男子のH27年については、年齢別のWH 契約曲線と賃金率弾性値をもとめ、その安定性を確認する。5節では、課税の労働時間供給にたいする影響について比較静学分析を行う。最後に6節では要約を行う。

II. ヘドニック賃金モデル

本節ではヘドニック賃金モデルの概要を説明する。これはルイス (Lewis 1969) の創案になるものであり、そのアイデアはローゼン (Rosen 1974, 1986), Kinoshita (1987) 等が受け継いだ。⁽²⁾

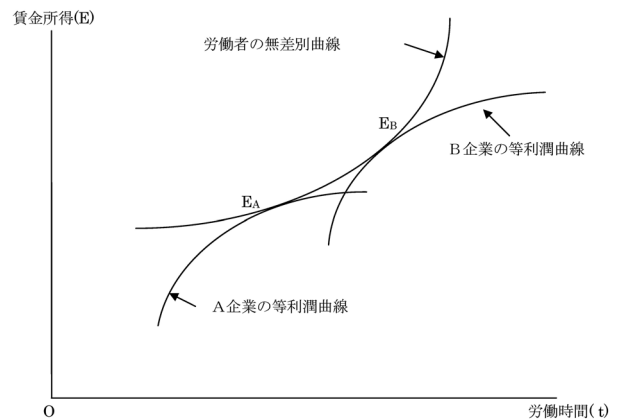
2.1 ヘドニック賃金曲線と均等化賃金格差

ヘドニック賃金モデルの基本的仮定は、企業は労働者の労働時間について無差別ではないというものである。言い換えれば、通例モデルの基本的仮定である“労働者は与えられた賃金率のもとで任意の労働時間を選択できる”は否定される。例えば150時間/月の労働者が180時間/月に同意するならば、企業は平均時給を10%増加する用意があるかも知れない。このようになる理由として第1に労働の準固定的費用 (quasi-fixed costs) があげられている (Oi (1962), Becker (1964), Lewis (1969))。例えば訓練費用の企業負担は、労働時間の長さに関係なく一人当たり一定額 (fixed costs) が発生するが、このとき企業にとって労働時間が長くなるほうが一時間あたりの労働コストが低くなるからである。またもう一つの理由としてローゼン (Rosen 1986) はチームプロダクションをあげている。工場労働者は全員が始業時間と終業時間を合わせて勤務することが必要であるが、この場合も企

業は、短時間希望者の労働時間を長くしようとする賃金体系をとるであろう。このような場合には、市場均衡における賃金率 (hourly wage rate) は労働時間の長さによって変動することになる。すなわち全く同じ質の労働でも、労働時間が150時間/月と200時間/月とでは賃金率 (労働の価格) が異なってくる。したがって賃金率はパラメトリックな変数ではなくなり、労働時間の供給曲線という概念は有効でなくなってしまうのである。

ヘドニック賃金モデルにおける市場均衡の一例を示したものが1図である (縦軸は一人当たりの賃金所得 E , 横軸は労働時間 t)。ここでは次のように簡単なケースが想定されている。ある労働市場においてすべての労働者は同一のクオリティ (生産性) をもち、また彼らの効用曲線は同じである。一方、企業はAとBの二つがありそれぞれ異なる生産関数をもっている。そしてB企業は準固定的費用が大きいためにより長時間労働を望み、それゆえに等利潤曲線は右方へシフトしている。このとき市場均衡は、ある無差別曲線にA企業とB企業の等利潤曲線が接している点 E_A と E_B になる。労働者にとって E_A と E_B は無差別であり、また両企業はそれぞれの均衡点で利潤最大化を達成している。このときA企業の労働者は (B企業の労働者に比べ)、労働時間はより短く賃金所得はより低くなっている。そして時給 (hourly wage earnings) は同一ではないが、しかしどちらが大きいかは一概に言えない。このように市場均衡において、同じクオリティの労働に対して異なる賃金率が成立するのである。

次に2図は、異なる効用関数をもつ二グループの労働者 (A労働者とB労働者) が存在する場合である。ただし彼らの労働のクオリティ (生産性) は同一であると仮



1 図 ヘドニックモデルの市場均衡

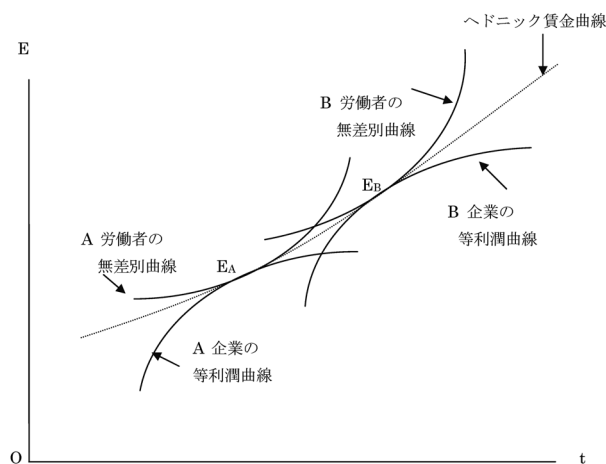
⁽²⁾ヘドニック価格理論についてはRosen (1974)を、またヘドニック賃金モデルの詳細についてはKinoshita (1987)、木下 (1990)を参照されたい。

定する。このとき市場均衡は E_A と E_B で達成される。市場均衡には二つの条件があり、第1は均衡点 E_A と E_B において労働者の無差別曲線と企業の等利潤曲線が接していることであり、第2は均衡点においてそれぞれ雇用者数の需給が均衡していることである。もし需要が供給を上回れば、その賃金水準は上昇することになる。同図から分かるように、A労働者はA企業で働く方が(B企業で働くよりも)より高い効用水準を得られ、またA企業はA労働者を雇用する方が(B労働者を雇用するよりも)より大きな利潤が達成される。このように労働者と企業の組み合わせには最適なマッチングが表れてくる。例えば体力に自信のある労働者はB企業で働き、労働時間は長くなるが、より大きな賃金所得を得ようとするであろう。

2図に示される状態は通例モデルの市場均衡とは異なる含意を持っている。もし E_A と E_B を結ぶ直線が原点 O を通過する場合、それは通例モデルと同じ状態になる。なぜなら、このとき直線 OE_AE_B が両労働者の所得制約線になるが、それは原点を通る直線になり通例モデルと同一の状態になるからである。しかしながら、一般に直線 E_AE_B は原点を通過しないであろう。例えば直線 E_AE_B が原点 O の上方を通過するとき、所得制約線 E_AE_B の傾きは時給 (hourly wage rate) より小さくなり、また逆の場合にはその傾きは時給よりも大きくなる。それゆえに通例モデルの均衡条件 (時給=限界代替率) は成り立たなくなる。

さてより一般的なケースでは、曲線 E_AE_B 上に多数の均衡点が並んでおり、これはヘドニック賃金曲線 (HW賃金曲線、 $E=\Phi(t)$) と呼ばれる。HW賃金曲線は右上がりになるが ($\Phi'>0$)、その理由は無差別曲線と等利潤曲線がともに右上がりであり、HW賃金曲線はそれらの包絡線になるからである。これはより長い労働時間に対してはより大きな賃金 (E) が支払われることを示しており、時間の長さに応じた賃金の差は均等化賃金格差 (equalizing wage difference) と呼ばれる。すなわち、より長い労働時間に対しては、それに労働者が合意するだけのより大きな賃金が支払われることになる。ただし強調されるべきは、より長い労働時間に対して時給がより高くなるかあるいは逆に低くなるかは理論的に確定できず、いずれの場合もありえるということである。⁽³⁾

HW賃金曲線の傾きは、均等化賃金格差の大きさを表しているが、これは無差別曲線の形状、等利潤曲線の形状、そして両者の分布状況の影響を受ける。例えば2図において、長時間労働を望むBタイプの供給が増えた場



2 図

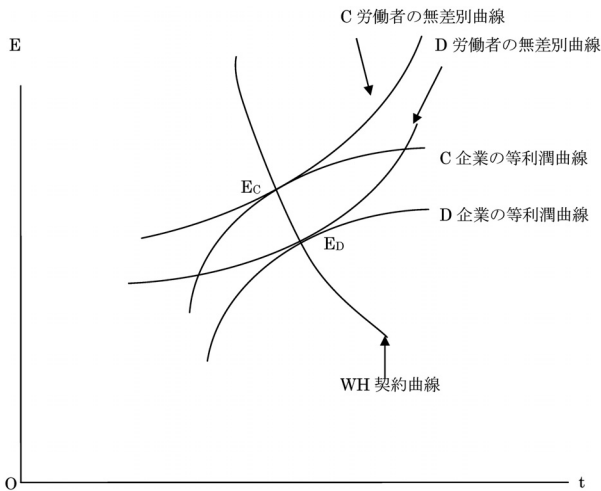
合には、HW曲線の傾きはより小さくなるであろう。

2.2 賃金労働時間契約曲線 (WH契約曲線, wage-hour contract curve)

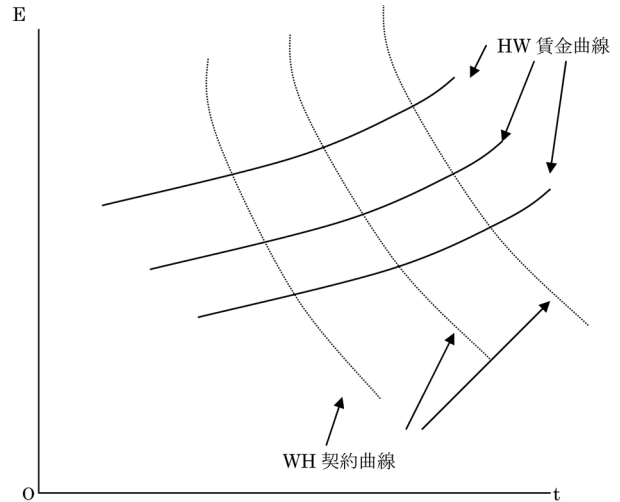
前節では労働者の生産性が同一である場合を考えましたが、もし労働生産性が異なる二つの労働者グループCとD (ただし効用関数は同じであるとする) が存在する場合はどうなるであろうか。このとき市場均衡は3図のようになる。C労働者の均衡点は E_C で、そこでC労働者の無差別曲線とC企業の等利潤曲線が接している。同様にD労働者の均衡点は E_D であり、そこでD労働者の無差別曲線とD企業の等利潤曲線が接している。このときクオリティ (生産性) のより高いCはDよりも高い時給を得ている。

3図の含意は、労働者の生産性が上昇しその時給が上昇すると均衡点は E_D から E_C に移動するということである。この接点の軌跡は一種の契約曲線 (無差別曲線と等利潤曲線の接点の軌跡) になっている。そこでこれは“賃金労働時間契約曲線” (WH契約曲線) と呼ばれる。WH契約曲線は通例モデルの労働時間供給曲線と似た性格をもっている。その傾きの大きさを決めるのは、労働者の所得効果と代替効果、そして企業のコスト効果と代替効果である。(通例モデルの供給曲線の傾きは労働者の代替効果と所得効果のみから決る。) WH契約曲線が右上がりになるかあるいは右下がりになるかは理論的には確定できない。しかし労働者の所得効果がより大きくしかも余暇時間が上級財であるとき、あるいはその代替効果がより小さいときには、左上がり (時給の上昇とともに労働時間は短くなる) になる可能性が高まる。一

⁽³⁾ 均等化賃金格差の理論的については Rosen (1986) を参照せよ。



3 図 WH 契約曲線



4 図 一般的な場合の市場均衡

方、企業のコスト効果（労働者一人あたり固定費の増加に対して労働時間をより長くしようとする効果）が大きいとき、あるいは企業の代替効果（時給の上昇が労働時間を短くさせようとする効果）が小さいときには、左上がりになる可能性は小さくなる。

2.3 一般的ケースにおける労働市場均衡

一般的な市場均衡の概観は4図のようなものになる。生産性の等しい（あるいは近い）労働者たちが一つの労働市場を形成しており、彼らの賃金は労働時間の長さに応じて増加するが、その関係はヘドニック賃金曲線（HW賃金曲線）で表される。そしてより長い（短い）労働時間を選好する労働者の均衡点は右方（左方）に位置している。また生産性の高低に応じてHW賃金曲線は何層にも分かれている。現実のデータを例にとれば（後述するように）大卒男子、25～29才（平成27年）の時給は1.1～2.4（千円）の範囲にわたっており1.3千円の中がある。もし1層の中を100円と考えれば13層に分かれることになるが、これは13本のヘドニック賃金曲線があることを意味する。

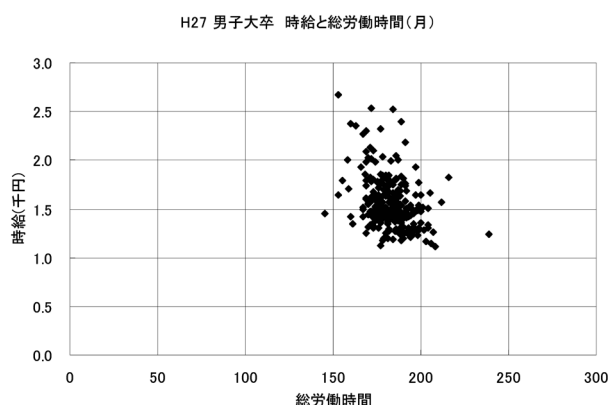
効用関数は等しいが生産性の異なる労働者たちの均衡点を連ねたものはWH契約曲線を形成している。もし労働者たちの効用関数が三つのタイプに大別されれば、三本のWH契約曲線が存在することになる。WH契約曲線とHW賃金曲線は図のように網の目状に交わっているが、その交点一つ一つが均衡点になっており、そこでは労働者の無差別曲線と企業の等利潤曲線が接している。

III. WH契約曲線とその賃金率弾性値の推計

3.1 データ

推計に用いるデータは「賃金構造基本統計調査」（厚生労働省）の産業中分類である。これにはおよそ90産業について労働時間と賃金所得、労働者数のデータが含まれている。これより労働時間については「所定実労働時間」と「超過実労働時間」を取り出し、両者を加えたものを「総労働時間」と定義する。超過労働時間はいわゆる残業時間なので、総労働時間は実際に働いた時間である。一方、賃金所得については「決めて支給する現金給与額」を取り出す。これには超過勤務（残業）手当が含まれているが、ボーナスは含まれていない。（ボーナスを含めるべきかについては検討の余地があるが、産業別にボーナスの支給額にかなり差があること、総労働時間との対応が明確でないこと、景気変動の影響が強いことなどから含めなかった。）そして時給については「時給＝決めて支給する現金給与総額／総労働時間」の算式で求めた。

本統計調査では1企業規模別、2学歴別、3性別、4年齢別に分類されたデータが得られる。1については、1000人以上、100～999人、10～99人に分類されており、2については大学卒と高校卒に、そして性別は男性と女性に分類されている。また年齢については20～24才、25～29才のように5才区切りになっている。もし企業規模別のデータをプールして用いるとすれば、男子大卒、女子大卒、男子高卒、女子高卒の四つのデータセットが得られることになる。5図は男子大卒（25～29才、平成27年）についての散布図である。横軸には月間の総労働時間（調査は6月）、縦軸には時給（千円）が取られている。サンプル総数は260である。時給が上昇すると総労



5 図 時給と総労働時間/月（大卒男子 25～29 才，H27 年，サンプル数は 260）

働時間は減少する傾向が見えるが，相関係数は -0.350 （補正決定係数は 0.119 ）で低い。したがって労働時間供給の賃金率弾性値を上記のデータから直接推計することはできない。⁽⁴⁾

3.2 ヘドニック賃金曲線の推計手順

HW 賃金曲線とは，同じ生産性をもった（しかし効用曲線は異なる）労働者たちの市場における“労働時間（ t ）と賃金所得（ E ）の関係を表した関数（ $E=\Phi(t)$ ）”である。そしてこれは労働者にとって所得制約線になると考える。

HW 賃金曲線の傾きはどのような大きさになるであろうか。通例モデルの仮定では，与えられた時給のもとで労働者は任意の労働時間を選択できると考える。したがって同一の生産性をもつ（ゆえに賃金率の等しい）労働者たちの市場においては，“賃金所得（ E ）は労働時間に比例”すると予測されるであろう。したがって推計された HW 賃金曲線が原点を通過する直線であれば，それは通例モデルの前提と矛盾しない。しかしもしそうでなければ，通例モデルの前提条件と現実とは異なることになり，通例モデルの妥当性を疑う必要が出てくる。要するに，推計された HW 賃金曲線が原点を通過する直線であるか否かが重要になってくる。

以下，HW 賃金曲線の推計について大卒男子（25～29 才）の場合を例に説明しよう。この年齢層の労働市場は比較的多摩リテリが高く賃金も競争的に決まると考えられる。大卒者は 22 歳頃に就職するが，3 年以内にその 3 割が転職するからである。推計は以下の手順で行う。

1. それぞれの企業規模（1000 人以上，100～999 人，10～99 人）において，データはおおよそ 90 産業に分

類されているが，これを時給の順に並べる。例えば 1000 人以上規模では，H27 年で一番時給が低いのは道路貨物運送（1,241 円）で最も高いのは映像音声（2,667 円）である。ただしこの順位は毎年変動する。

2. 時給の大きさは労働者の質（生産性）に対応していると考え，これを 6～7 の層に分ける。そして各層が一つの労働市場を形成していると考え，各層ごとに HW 賃金曲線を推計する。層の区切りをどの時給レベルで行うかは必ずしも明確な基準はないが，時給水準の段差が大きい点で区切ることにして，おおむね各層の賃金巾を 100 円程度にすることを目安にする。
3. HW 賃金曲線は直線で近似することとし最小二乗法で求める。一般的には非線形であろうが，どのような非線形曲線であるかは分からない。最小二乗法による推計式の決定係数が高ければ，線形式による近似で十分であろうと考えた。

3.3 ヘドニック賃金曲線の推計結果

1 表，2 表，3 表は男子大卒者（25～29 才）で，それぞれ企業規模が 1000 人以上，100～999 人，10～99 人の推計結果（平成 27 年）である。1 表と 2 表は時給に応じて七つの層に，3 表は六つの層に分けている。時給巾の区切りは 50～100 円であるが（6 欄），同じ区切りの中にある労働者は生産性が近く，彼等是一个の労働市場を形成していると考えられる。

推計式は単純な線形式 $E=a+bt$ である。ただし用語としては HW 賃金曲線を用いる。補正決定係数をみると全 20 層のうち，9 層は 0.9 以上，7 層が 0.8 台であり概してフィットはよい。ただし 2 表 6 層（0.276）は例外的に悪い。一般に，時給の一番低い層（1 層）と一番高い層はフィットが悪い。最上層では時給巾の大きいこともフィットの悪くなる一因であると思われる。

前述したように，推計された HW 賃金曲線の傾き（ b ）がどのような大きさになるかは興味あるポイントである。ヘドニック賃金モデルでは，HW 賃金曲線は労働者の所得制約線であるから，もしそれが原点を通る直線（言い換えれば b =その層の平均賃金）であれば，ヘドニックモデルと通例モデルの想定する均衡点は同一になる。したがって通例モデルによる分析は妥当性を持つといえる。しかし逆に推計された HW 曲線の傾き（ b ）がその層の平均時給と大きく異なることになれば，通例モデルの前提は妥当性をもたなくなる。そこで（5）欄は傾き（ b ）と平均時給との比率（以後 SW 比率と呼ぶ）を見た

⁽⁴⁾ 両対数線形式の最小二乗法で求めた労働時間の賃金率弾性値は -0.139 ，補正決定係数は 0.126 である。

1 表 推計されたヘドニック賃金曲線 (H27年)
(大卒男子, 25-29才, 企業規模1000人以上)

| | 1層 | 2層 | 3層 | 4層 | 5層 | 6層 | 7層 |
|-----------------------|-----------------|-----------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-----------------|
| (1) a (t value) | 14.17 (0.50) | 15.65 (0.65) | -48.5 (-2.31) | -39.79 (-2.48) | -29.63 (-1.55) | -121.7 (-2.65) | 23.60 (0.19) |
| (2) b (t value) | 1.331 (8.69) | 1.425 (10.8) | 1.905 (16.8) | 1.964 (22.3) | 1.981 (18.5) | 2.696 (10.3) | 2.127 (2.98) |
| (3) 補正決定係数 | 0.871 | 0.893 | 0.953 | 0.980 | 0.958 | 0.938 | 0.530 |
| (4) 平均時給 (千円) | 1.409 | 1.512 | 1.642 | 1.745 | 1.814 | 2.002 | 2.264 |
| (5) SW 比率 (b/平均時給) | 0.945 | 0.943 | 1.160 | 1.126 | 1.092 | 1.346 | 0.939 |
| (6) 時給の中 (千円) | 0.113 | 0.099 | 0.091 | 0.063 | 0.070 | 0.113 | 0.304 |
| (7) 労働時間の中 (時間/月) | 145~ 200 | 167~ 204 | 171~ 205 | 159~ 199 | 155~ 190 | 166~ 186 | 160~ 191 |
| (8) 労働者数 (10人) | 3,105 | 3,462 | 4,759 | 6,637 | 6,807 | 4,779 | 5,472 |
| (9) サンプル数 | 12 | 15 | 15 | 11 | 16 | 8 | 8 |

2 表 推計されたヘドニック賃金曲線 (H27年)
(大卒男子, 25-29才, 企業規模100~999人)

| | 1層 | 2層 | 3層 | 4層 | 5層 | 6層 | 7層 |
|-----------------------|-----------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-----------------|
| (1) a (t value) | 36.08 (0.73) | 11.34 (0.36) | -19.47 (-1.36) | 17.09 (0.69) | -16.00 (-0.47) | 164.1 (1.71) | 78.25 (1.27) |
| (2) b (t value) | 1.078 (4.24) | 1.307 (7.53) | 1.578 (20.7) | 1.457 (10.8) | 1.739 (9.00) | 0.874 (1.59) | 1.567 (4.50) |
| (3) 補正決定係数 | 0.630 | 0.835 | 0.964 | 0.879 | 0.825 | 0.276 | 0.828 |
| (4) 平均時給 (千円) | 1.265 | 1.370 | 1.474 | 1.551 | 1.648 | 1.813 | 2.012 |
| (5) SW 比率 (b/平均時給) | 0.853 | 0.954 | 1.071 | 0.940 | 1.055 | 0.482 | 0.779 |
| (6) 時給の中 (千円) | 0.074 | 0.104 | 0.055 | 0.066 | 0.105 | 0.098 | 0.173 |
| (7) 労働時間の中 (時間/月) | 185~ 207 | 161~ 204 | 171~ 200 | 174~ 199 | 153~ 187 | 168~ 182 | 158~ 197 |
| (8) 労働者数 (10人) | 1,961 | 2,834 | 4,901 | 5,858 | 8,802 | 501 | 2,990 |
| (9) サンプル数 | 11 | 12 | 17 | 17 | 18 | 5 | 5 |

ものであり、これが1.0に近ければ通例モデルの前提は妥当性をもつことになる。1表の3層(1.160)、4層(1.126)それに6層(1.346)の数値は1よりかなり大きく、これらは通例モデルの前提の妥当性を疑わせるもの

であろう。⁽⁵⁾

SW比率がどのような分布をしているかを見たものが6図である。横軸はSW比率を0.05刻みにとり、縦軸はその頻度を表している。頻度の計算は各産業の労働者数

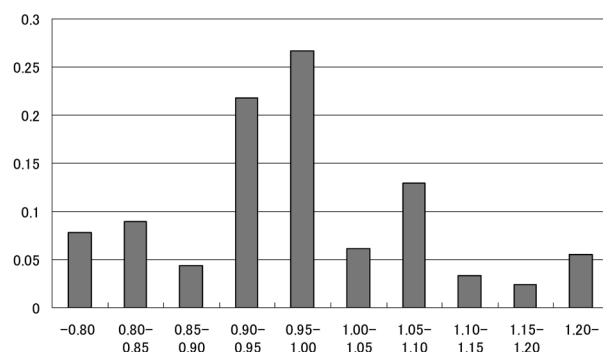
⁽⁵⁾ 理論モデルとその仮定 (assumptions) との関係について Friedman (1966 p41) は次のような科学方法論を展開している。“理論モデルの仮定 (assumptions) の現実性 (リアリティ) をダイレクトに比較することによって、理論モデルの意義をテストすることはできない。そもそも完全に現実的な仮定などというものはありえない。理論モデルの意義は、それが有意義な予測をどれだけできるかによって判断されるべきである。”とすれば、通例モデルとヘドニックモデルのいずれがより予測する力をもつかということになる。なお、Kinoshita (2017) は通例モデルの理論的問題点を狙上りにのせている。

3 表 推計されたヘドニック賃金曲線 (H27 年)
(大卒男子, 25-29 才, 企業規模 10~99 人)

| | 1 層 | 2 層 | 3 層 | 4 層 | 5 層 | 6 層 |
|-----------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-----------------|
| (1) a (t value) | 41.42 (0.97) | -18.92 (-1.02) | 4.28 (0.13) | -17.53 (-0.91) | 4.68 (0.15) | 8.12 (0.34) |
| (2) b (t value) | 0.953 (4.31) | 1.378 (13.9) | 1.343 (7.43) | 1.528 (14.4) | 1.474 (8.53) | 1.554 (12.3) |
| (3) 補正決定係数 | 0.688 | 0.906 | 0.844 | 0.919 | 0.911 | 0.938 |
| (4) 平均時給 (千円) | 1.176 | 1.277 | 1.367 | 1.431 | 1.500 | 1.600 |
| (5) SW 比率 (b/平均時給) | 0.810 | 1.079 | 0.983 | 1.068 | 0.983 | 0.972 |
| (6) 時給の中 (千円) | 0.099 | 0.077 | 0.069 | 0.066 | 0.049 | 0.084 |
| (7) 労働時間の中 (時間/月) | 177~ 208 | 169~ 204 | 173~ 196 | 160~ 194 | 174~ 198 | 169~ 212 |
| (8) 労働者数 (10 人) | 945 | 2,307 | 2,732 | 2,862 | 2,577 | 422 |
| (9) サンプル数 | 9 | 21 | 11 | 19 | 8 | 11 |

をウエイトにしており、その合計は1になっている。たとえば0.95から1.00の間には全体の約25%が分布している。(ただし分布の計算において、推計式の補正決定係数が0.7未満の四つの層は除外している。)もし通例モデルの前提が現実に成り立っているのであれば、このSW比の分布は0.95~1.0と1.0~1.05の間に集中すると考えられる。その理由を、3層を例にとって説明しよう。3層の平均時給は1.642で時給中は0.091であるから、この層は時給が $1.642 \times (1.0 \pm 0.028)$ の範囲にある($0.028 \div 0.091 / (1.642 \times 2)$)。ゆえにもし通例モデルの前提が成り立てば、SW比率は 1.0 ± 0.028 の範囲に分布することになる。逆に、推計されたHW賃金曲線(所得制約式)の傾きの多くがこの範囲外にあれば、通例モデルの前提の妥当性を疑う必要が出てくる。6図をみると(1.0 ± 0.05)の範囲内にあるのは全体の30%程度であり、残りの70%はこの範囲外にある。この結果は通例モデルの前提を疑わせるものであろう。⁽⁶⁾

次に(7)欄を見ると、各層における労働時間の最短と最長の中は20~40時間で、これは総労働時間の20%程度の大きさになる(例えば $30/150=0.2$)。ほぼ同じ時給水準の層内でこれだけの労働時間の変動があるわけであり、これは賃金率以外の要因で労働時間がこれだけ変動していることを意味する。供給サイド(労働者側)の要因だけでこの変動を説明するには無理があろう。



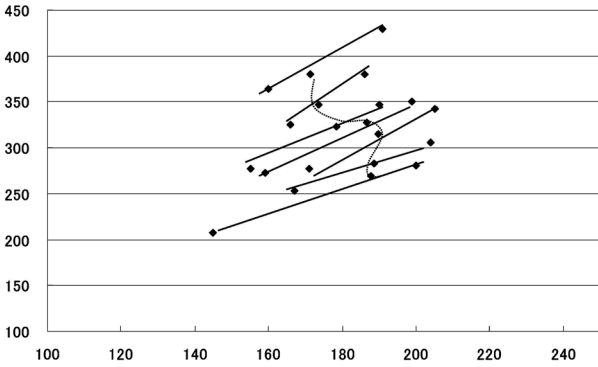
6 図 SW 比の分布 (大卒男子 25~29 才, H27 年)

3.4 賃金労働時間契約曲線 (WH 契約曲線) の推計方法

労働者と企業は労働時間と賃金所得(あるいは賃金率)をパッケージで契約するが、このパッケージの軌跡がWH契約曲線である。これは“労働生産性上昇に伴い時給が増加したとき、その成果を労働時間の短縮(あるいは増加)と賃金所得の増加にどのように配分するか”を示した曲線ともいえる。たとえば1層の180時間に位置していた労働者が(時給の上昇により)2層に移ることができたとき、2層のどこへ移るかという問題である。ここでは以下のように単純化の仮定を取り入れて考える。すなわち1層の平均的労働者が(時給の上昇により)2層の平均的労働者の位置に移る、そして(さらなる時

⁽⁶⁾ 同様の分布を他の学歴について見ると、SW比が(1.0 ± 0.05)の範囲内にある割合は、大卒女子では約30%、高卒男子では約50%、高卒女子は30%弱である。

H27 男子大卒 1000人以上の推計式と各層の平均値



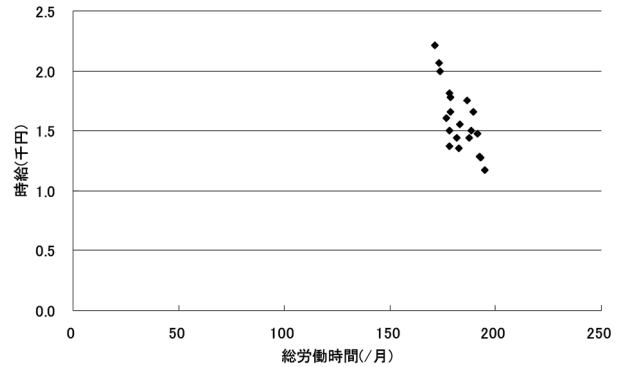
7 図 HW 賃金曲線とその平均的労働者（大卒男子 25～29 才，H27 年）

給の上昇により) 3層へ移る場合は3層の平均的労働者の位置に移ると考える。そこで各層の平均的労働者の位置を求め、それを結んだものをWH契約曲線と考える。

7図は推計されたヘドニック賃金曲線(大卒1000人以上規模, H27年)を図示したものである。各HW賃金曲線の両端は各層の最長時間と最短時間(1表7欄)になっている。例えば1層の左端は145時間(インターネット付随サービス業)で右端は200時間(木材・木製品製造業)である。次に、平均的労働者の労働時間と賃金所得は以下のように求める。例えば1層は12産業から構成されており、各産業の総労働時間(t)と賃金(E)が与えられている。そして各産業の労働者数が与えられているので、これをウエイトにして平均値を求める。このようにして求めた平均値は7図に書き加えられており、それらは破線で結ばれている。ところで各平均値はHW賃金曲線の近傍にはあるが、真上にはない。その理由はHW賃金曲線の推計が各産業を等しいウエイトで行っているのに対して、平均的労働者の計算は労働者数をウエイトにしているためである。各産業の労働者数にはかなり差があり、例えば銀行業は1,923(×10)人、ガス業は173(×10)人である。

上記のようにして求めたWH契約曲線は“労働時間～賃金所得”平面にプロットされているが、これを“労働時間～時給(賃金率)”平面にプロットしたものが8図である。また同図には100-999人規模、10-99人規模についても同様の方法で求めたものが重ねてプロットされている(プロットの総数は三規模を合わせて20になる)。時給の上昇とともに総労働時間が減少する傾向が明確に

WH契約曲線(男子大卒, H27)



8 図 WH 契約曲線のプロット図(大卒男子, 25～29 才, H27 年)

表れている。次節では、WH契約曲線の推計式を求め、そしてその賃金率弾性値を年齢別、性別、学歴別に比較する。それらは果たして安定した数値であろうか。⁽⁷⁾

IV. WH 契約曲線の推計と労働時間供給の賃金率弾性値

WH契約曲線とその賃金率弾性値は安定的であろうか。もしそうであれば、労使間の労働時間に関する契約関係が安定的であることを意味し、それは課税政策の労働時間供給に与える影響予測などに用いることができるであろう。本節では平成27年、22年、17年の三年度のデータについて推計を行い比較する。

4.1 大卒男子(平成27年)の年齢別推計

年齢に応じてWH契約曲線は変化するであろうか。4表は大卒男子について年齢別に求めたものである。統計データは5才刻みになっており、20～24才から50～54才まで7つに区分されている。

推計式は線形式($t = \alpha + \beta w$)で、推計は最小二乗法によった。(2)欄(β)はWH契約曲線の傾きである。全部が負になっており、時給が上昇すると労働時間は減少するという関係が表れている。20～24才層では-36.8であるが、これは時給が100円上昇すると労働時間が3.68時間/月減少するという関係を表している。年齢とともに傾きの大きさ(β の絶対値)は小さくなるが、40才以後の三つの層はほぼ同じ大きさである。またこれら三層では定数項(α)の値もほぼ同じであるから、WH契

⁽⁷⁾三規模のデータをプールするには若干の問題があるかもしれない。供給(労働者)側は学歴、年齢層が共通しているの、その効用関数や分布に大きな差はないと思われる。しかし需要(企業)側は企業規模によって生産関数が異なり、したがって等利潤曲線も異なる可能性がある。そこで規模別に契約曲線を描き、それらの重なり具合をみると三者はややずれも見られるが概ね一致している。これから、三規模をプールすることは妥当であろうと考えた。

4 表 年齢別の WH 契約曲線とその賃金率弾性値 (大卒男子, H27)

| | 20~24 才 | 25~29 才 | 30~34 才 | 35~39 才 | 40~44 才 | 45~49 才 | 50~54 才 |
|------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| (1) α (t 値) | 229.9 (25.2) | 213.9 (32.8) | 218.4 (35.1) | 214.7 (43.5) | 201.8 (52.4) | 204.78 (53.9) | 202.50 (56.7) |
| (2) β (t 値) | -36.8 (-5.53) | -19.5 (-4.84) | -18.54 (-5.73) | -15.59 (-7.11) | -9.79 (-6.74) | -10.45 (-8.31) | -10.05 (-8.89) |
| (3) 時給 (w) の範囲 (千円) | 1.081~ 1.790 | 1.174~ 2.218 | 1.319~ 2.908 | 1.436~ 3.430 | 1.628~ 4.493 | 1.523~ 4.908 | 1.593~ 5.437 |
| (4) 補正決定係数 | 0.635 | 0.541 | 0.581 | 0.693 | 0.631 | 0.731 | 0.867 |
| (5) サンプル数 | 18 | 20 | 24 | 23 | 27 | 26 | 28 |
| (6) 賃金率弾性値 (補正決定係数) | -0.289 (0.671) | -0.176 (0.551) | -0.202 (0.616) | -0.195 (0.736) | -0.155 (0.699) | -0.183 (0.825) | -0.192 (0.867) |
| (7) 総労働者数 (10 人) | 30,662 | 74,713 | 80,847 | 83,410 | 84,961 | 77,359 | 65,409 |

注：(a) 推計は、被説明変数が労働時間 (t)、説明変数が賃金率 (w) で、“ $t = \alpha + \beta w$ ” の線形式による。
 (b) (5) 欄の賃金率弾性値は “ $\ln(t) = \gamma + \delta \ln(w)$ ” の両対数線形式による推計の δ 値で求めた。また下欄 { } 内はその推計式の補正決定係数である。
 (c) 20-24 才の推計では異常値と見られるサンプル一個 (1000 人以上規模の最下層、労働者数は全体の 2.6%) を除外している。

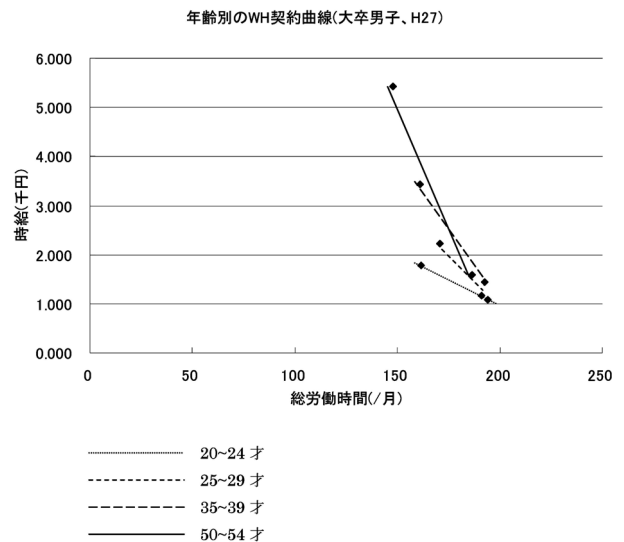
約曲線はほぼ同一であるといえる。

(3) 欄は時給の範囲で、各年齢層の最小値と最大値が記されている。年齢とともに時給の中は拡大するが、これは賃金格差が広がって行くことを示している。(4) 欄は推計式の補正決定係数であるが、年齢上昇とともに大きくなる傾向が見られる。これは雇用契約関係が安定してくるのであろう。(ただし脚注 (c) で述べたように、20~24 才では異常値と見られるサンプルを一個外している。外さない場合の決定係数は 0.487 である。)

(5) 欄はサンプル数で、これは HW 賃金曲線を推計したときの層の数に対応している。年齢とともにサンプル数は増加しているが、これは高い年齢層では賃金格差が拡大することから層の数を増やしているためである。

(6) の賃金率弾性値は、(1)~(4) の推計とは別に、新たに両対数線形式 (表注を参照) の推計によって求めたものである。その補正決定係数は下段の { } 内にあるが、それは (4) の数値と大差がない。弾性値の大きさは 20~24 才層では -0.289 と大きいですが、それ以降の年齢層では -0.2 前後の大きさで安定している。これは時給が 1% 上昇すると労働時間が 0.2% 減少するという関係を示している。(ここで強調されるべきは、この関係は供給サイドと需要サイド両者の選好が反映されていることである。これに対して、通例モデルは供給サイドの選好のみから決まると考えている。)

9 図は推計された WH 契約曲線を図示したものである。推計式の両端は、時給の最大値と最小値で区切られている。20~24 才層の傾きが最も小さいが、これは弾性値が一番大きいことと対応している。WH 契約曲線の



9 図 年齢別の WH 契約曲線 (大卒男子, H27 年)

傾きは年齢が高くなるのに応じて急になっている (β の絶対値が小さくなる)。WH 契約曲線は年齢によって大きくシフトするようには見えないが、時計回りに少し回転している。

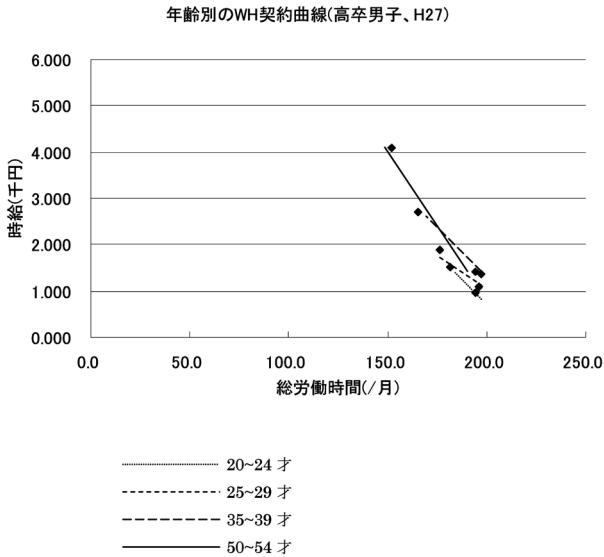
4.2 高卒男子 (平成 27 年) の年齢別推計

5 表は高卒男子の年齢別推計で、それを図示したものが 10 図である。20~24 才層は補正決定係数 (0.319) が低い。しかし後 (6-3 表) で見るようにサンプルを一個外すと 0.555 に上がり、賃金率弾性値は -0.180 になる。したがって全年齢層を通じて賃金率弾性値は -0.18~

5 表 年齢別の WH 契約曲線推計式とその賃金率弾性値 (高卒男子, 年齢別, H27)

| | 20~24 才 | 25~29 才 | 30~34 才 | 35~39 才 | 40~44 才 | 45~49 才 | 50~54 才 |
|------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| (1) α (t 値) | 216.7 (22.7) | 222.5 (25.1) | 223.3 (30.6) | 228.9 (35.3) | 228.9 (34.0) | 229.2 (37.6) | 216.6 (50.4) |
| (2) β (t 値) | -23.2 (-2.92) | -24.4 (-3.89) | -22.3 (-5.01) | -23.4 (-6.85) | -21.7 (-6.73) | -21.3 (-7.85) | -15.8 (-8.94) |
| (3) 時給 (w) の範囲 (千円) | 0.966~ 1.522 | 1.083~ 1.895 | 1.206~ 2.362 | 1.353~ 2.707 | 1.306~ 3.245 | 1.460~ 3.423 | 1.401~ 4.096 |
| (4) 補正決定係数 | 0.319 | 0.440 | 0.522 | 0.647 | 0.630 | 0.708 | 0.732 |
| (5) サンプル数 | 17 | 19 | 23 | 26 | 27 | 26 | 30 |
| (6) 賃金率弾性値 (補正決定係数) | -0.147 (0.309) | -0.183 (0.422) | -0.200 (0.489) | -0.243 (0.668) | -0.249 (0.694) | -0.265 (0.754) | -0.221 (0.792) |
| (7) 総労働者数 (10 人) | 40,462 | 51,523 | 59,829 | 79,726 | 101,476 | 90,338 | 79,317 |

注：(a) 推計は，被説明変数が労働時間 (t)，説明変数が賃金率 (w) で，“ $t=\alpha+\beta w$ ” の線形式による。
 (b) (5) 欄の賃金率弾性値は “ $\ln(t)=\gamma+\delta \ln(w)$ ” の両対数線形式による推計の δ 値で求めた。また下欄 { } 内はその推計式の補正決定係数である。



10 図 年齢別の WH 契約曲線 (高卒男子, H27 年)

-0.27の範囲にあり，大卒男子と大差ない水準といえる。年齢とともに補正決定係数が上昇し雇用関係がより安定すると思われるが，これも大卒男子と同じである。

WH 契約曲線は 35 才以降はほぼ似た形状になっている。そして大卒と比較すると，高卒 50~54 才層と大卒 35~39 才層がほぼ同じ位置にあり，また 25~29 才層は高卒と大卒がともに似た形状になっている (ただし賃金率の範囲は異なる)。WH 契約曲線は年齢とともに時計回りに少し回転しているが，これも大卒男子と同じである。

4.3 学歴別，性別の三ヵ年比較

経年的にみて WH 契約曲線は安定的であろうか。また学歴別，性別に違いはあるだろうか。本節では，大卒，高卒，男女別について 5 年おき三年度分の比較を行って見た。

4.3.1 大卒男子 (25~29 才)

大卒男子 (25~29 才) について 5 年おき三年度分の比較を行った。契約曲線の点をプロットしたものが，8 図 (H27 年)，11-1 図 (H22 年)，11-2 図 (H17 年) である。また推計結果が 6-1 表である。

三図ともに，時給の増加とともに労働時間供給が減少するという関係を見ることが出来る。補正決定係数 (6-1 表 3 欄) は，それぞれ 0.541, 0.294, 0.403 で必ずしも高くはない。H22 (11-2 図) に関しては，二つの点がはずれた位置にある。これは 1000 人以上規模の最上層と最下層の点である。この二点を除外した推計式の補正決定係数は 0.628 と高くなる。(サンプル総数が 20 個程度なので補正決定係数は必ずしもローバストではない。)

賃金率弾性値 (5 欄) は両対数型の最小二乗法で求めたものである。(その補正決定係数は下段の { } 内)。賃金率弾性値は年代が新しくなるにつれて以下のようにやや大きくなっている

$$-0.110 \text{ (H17)} \Rightarrow -0.136 \text{ (H22)} \Rightarrow -0.176 \text{ (H27)}.$$

4.3.2 大卒女子 (25~29 才)

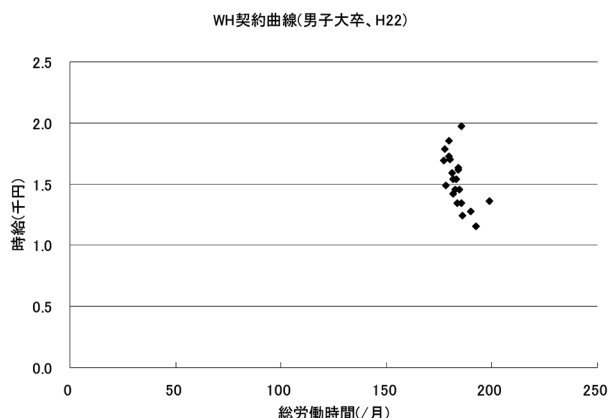
大卒女子の契約曲線のプロット図が 12-1 図 (H27 年)，12-2 図 (H22 年)，12-3 図 (H17 年) である。またこの推計式は 6-2 表に与えられている。三図ともに男子大卒の場合と同じく右下がりの関係が明確にでている。

推計式の補正決定係数を見ると H17 年 (12-3 図) が

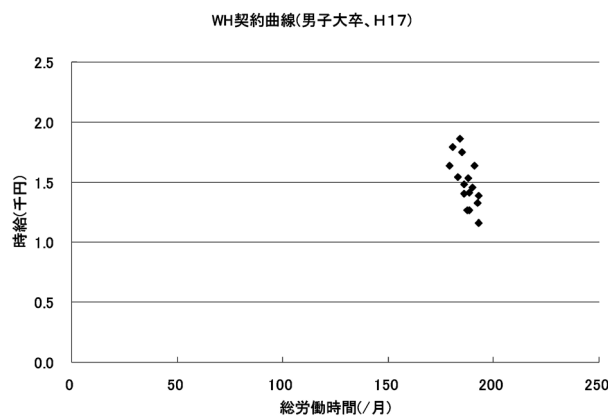
6-1 表 WH 契約曲線の推計式と賃金率弾性値 (大卒男子, 25~29 才)

| | 平成 27 年 | 平成 22 年 (*) | | 平成 17 年 |
|------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| (1) α (t 値) | 213.9 (32.8) | 205.1 (28.9) | 207.9 (46.0) | 207.7 (33.5) |
| (2) β (t 値) | -19.48 (-4.84) | -14.01 (-3.05) | -16.59 (-5.61) | -13.7 (-3.33) |
| (3) 補正決定係数 | 0.541 | 0.294 | 0.628 | 0.403 |
| (4) サンプル数 | 20 | 21 | 19 | 16 |
| (5) 賃金率弾性値 (補正決定係数) | -0.176 (0.551) | -0.121 (0.331) | -0.136 (0.655) | -0.110 (0.403) |
| (6) 総労働者数 (10 人) | 74,713 | 67,391 | 64,013 | 71,533 |

注：(a) 推計は、被説明変数が労働時間 (t), 説明変数が賃金率 (w) で、“ $t = \alpha + \beta w$ ” の線形式による。
 (b) (5) 欄の賃金率弾性値は “ $\ln(t) = \gamma + \delta \ln(w)$ ” の両対数推計式による γ の値。またその下欄 { } 内は推計式の補正決定係数である。
 (c) *H22 の右列は 1000 人以上の最下層 1 層と最上層 7 層 (労働者数で 5.0 %) を除外したものの。



11-1 図 WH 契約曲線のプロット図 (大卒男子 25~29 才, H22 年)



11-2 図 WH 契約曲線のプロット図 (大卒男子 25~29 才, H17 年)

0.138 と低い。ここでは 1 点がやや外れた位置にあるが、これも 1000 人以上規模の最上層 (労働者数の割合全体の約 5%) である。この異常値を一個はずすと補正決定係数は 0.605 に上昇する。そしてこれら三年度の賃金率弾性値は -0.112 ~ -0.150 で安定している。大卒女子の場合、経年的に弾性値が大きくなっているとは言えないであろう。また、大卒男子 (6-1 表) と比較するとあまり差は無いようである。

4.3.4 高卒男子 (20~24 才)

高卒男子 (20~24 才) のプロット図は 13-1~13-3 図に、またその推計結果は 6-3 表に与えられている。年齢は大卒者より 5 才若い層が選ばれている (卒業と就職は大卒者より 4 才早い)。大卒者のケースと比べるとフィットが悪く、右下がりの傾向は認められるものの異常値が幾分多い。推計式の補正決定係数はそれぞれ

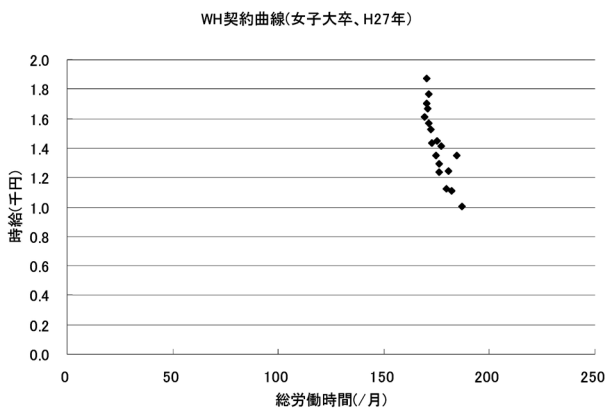
0.319, 0.009, -0.034 だから悪い。

そこで異常値と思われるものを外して推計したものが右欄の数値である。各年とも 1000 人以上規模の 1 層 (最下層), それに加えて H17 年では 1000 人以上規模の 3 層, 100~999 人規模の最上層 (5 層) を外した。除外した層の労働者数の総数に対する割合はそれぞれ 0.5% (H27), 0.4% (H22), 7.4% (H17) であるから、大きなウエイトではないであろう。異常値を外した推計はかなり改善されて、補正決定係数の数値はそれぞれ 0.555 (H27), 0.210 (H22), 0.584 (H17) である。また賃金率弾性値 (両対数式により求めたもの) はそれぞれ -0.180 (H27), -0.062 (H22), -0.148 (H17) である。H22 年の弾性値がやや小さいが、H27 年と H17 年の数値は大卒の男子、女子と大差ない大きさである。

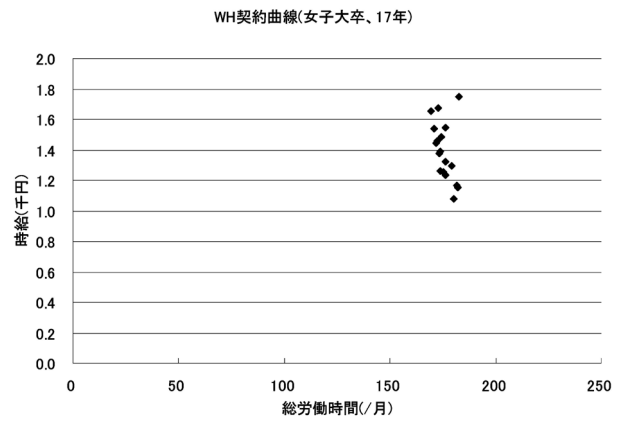
6-2 表 WH 契約曲線の推計式と賃金率弾性値 (大卒女子, 25~29 才)

| | 平成 27 年 | 平成 22 年 | 平成 17 年 (*) | |
|------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| (1) α (t 値) | 202.2 (48.6) | 194.2 (38.3) | 188.3 (28.6) | 198.5 (42.9) |
| (2) β (t 値) | -18.6 (-6.48) | -13.8 (-3.84) | -9.07 (-1.93) | -16.9 (-5.05) |
| (3) 補正決定係数 | 0.707 | 0.434 | 0.138 | 0.605 |
| (4) サンプル数 | 18 | 19 | 18 | 17 |
| (5) 賃金率弾性値 (補正決定係数) | -0.150 (0.736) | -0.112 (0.448) | -0.078 (0.178) | -0.133 (0.626) |
| (6) 総労働者数 | 45,380 | 37,860 | 35,699 | 32,182 |

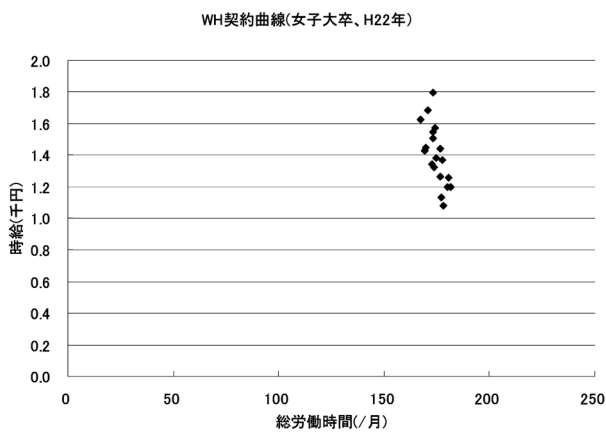
注：*H17 右列は 1000 人以上の最上層 6 層 (労働者数で 9.8%) を除外したものの。



12-1 図 WH 契約曲線のプロット図 (大卒女子 25~29 才, H27 年)



12-3 図 WH 契約曲線のプロット図 (大卒女子 25~29 才, H17 年)



12-2 図 WH 契約曲線のプロット図 (大卒女子 25~29 才, H22 年)

(6 層) は外れた位置にあるので、これを除外した推計値も示した。除外した労働者数の割合はそれぞれ総数の 1.7% (H27), 4.4% (H22), 2.1% (H17) であり大きな割合ではないであろう。

推計結果 (6-4 表) をみると、補正決定係数は高卒男子の場合より高い。また賃金率弾性値 (異常値を除外したものは高卒男子よりも大きく、H27 年は -0.305, H22 年は -0.254, また H17 年はやや低くて -0.146 である。これらは大卒男女、高卒男子の場合よりも幾分大きい数値といえる。高卒女子の弾性値が大きいことの一因として、所得効果が大きいことが考えられる。彼女たちは一家の主たる稼ぎ手ではないであろうし、また企業でキャリアを積んで昇進を目指す度合いは低いであろう。それゆえ余暇時間に対する選好が他の三者より大きいと推測される。

4.3.5 高卒女子 (20~24 才)

14-1 図~14-3 図は高卒女子のプロット図, 6-4 表はその推計結果である。高卒女子の場合も男子と同じく年齢は 20~24 才層である。男子の場合と同じように異常値がいくつかある。三図ともに 1000 人以上規模の最上層

6-3 表 WH 契約曲線の推計式と賃金率弾性値 (高卒男子, 20~24 才)

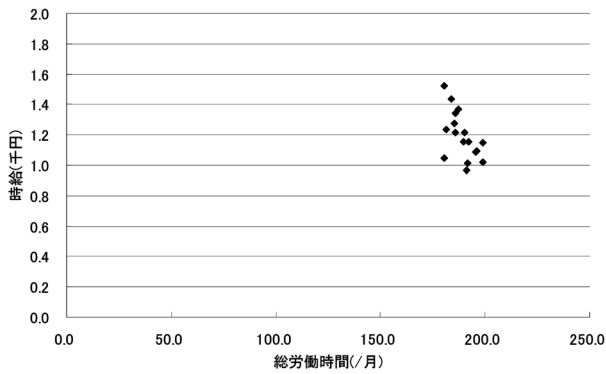
| | 平成 27 年 (*) | | 平成 22 年 (**) | | 平成 17 年 (***) | |
|-----------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| | | | | | | |
| (1) α (t 値) | 216.7 (22.7) | 223.5 (29.1) | 194.2 (30.0) | 199.6 (37.4) | 200.6 (13.5) | 217.9 (32.0) |
| (2) β (t 値) | -23.2 (-2.92) | -28.2 (-4.44) | -5.90 (-1.07) | -10.1 (-2.24) | -8.79 (-0.71) | -24.0 (-4.22) |
| (3) 補正決定係数 | 0.319 | 0.555 | 0.009 | 0.210 | -0.034 | 0.584 |
| (4) サンプル数 | 17 | 16 | 17 | 16 | 16 | 13 |
| (5) 賃金率弾性値 | -0.147 {0.309} | -0.180 {0.551} | -0.034 {-0.003} | -0.062 {0.196} | -0.049 {-0.042} | -0.148 {0.547} |
| (6) 総労働者数 | 40,462 | 40,247 | 40,729 | 40,582 | 47,254 | 43,752 |

注：*H27 年の右列は 1000 人以上の 1 層 (労働者数で 0.5%) を除外したもの。

**H22 年の右列は 1000 人以上の 1 層 (労働者数で 0.4%) を除外したもの。

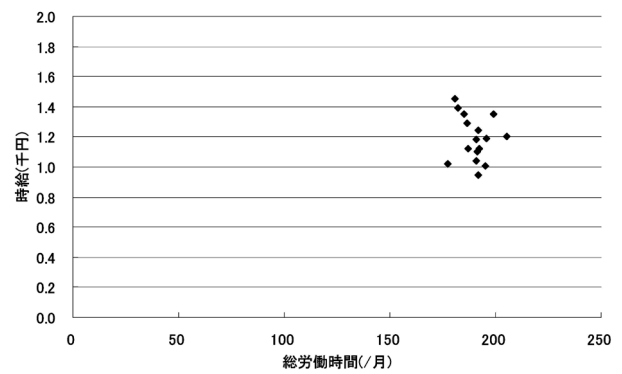
***H17 年の右列は 1000 人以上の 1 層と 3 層, 100-999 人の最上層 (労働者数で 7.4%) を除外したもの。

WH契約曲線(高卒男子、H27年)



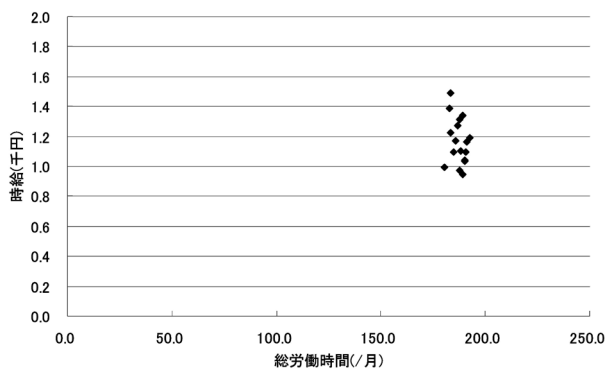
13-1 図 WH 契約曲線のプロット図 (高卒男子 20~24 才, H27 年)

WH契約曲線(高卒男子、H17)



13-3 図 WH 契約曲線のプロット図 (高卒男子 20~24 才, H17 年)

WH契約曲線(高卒男子、H22年)



13-2 図 WH 契約曲線のプロット図 (高卒男子 20~24 才, H22 年)

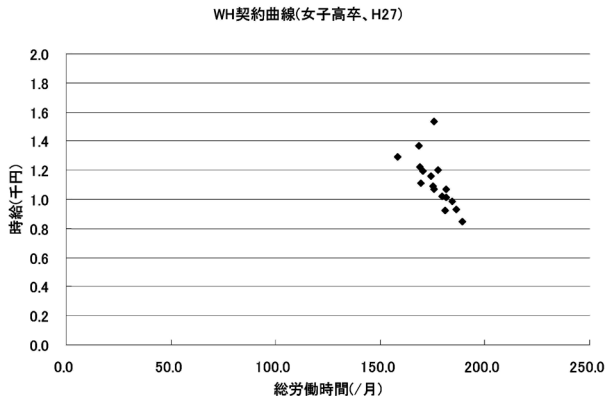
6-4 表 WH 契約曲線の推計式と賃金率弾性値 (高卒女子, 20~24 才)

| | 平成 27 年 (*) | | 平成 22 年 (**) | | 平成 17 年 (***) | |
|-----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| (1) α (t 値) | 210.8 (22.6) | 230.0 (28.0) | 207.8 (30.4) | 221.1 (35.1) | 196.2 (26.7) | 203.2 (23.2) |
| (2) β (t 値) | -30.8 (-3.74) | -49.1 (-6.59) | -28.7 (-4.58) | -41.7 (-7.05) | -18.6 (-2.66) | -25.8 (-3.02) |
| (3) 補正決定係数 | 0.448 | 0.739 | 0.555 | 0.764 | 0.287 | 0.368 |
| (4) サンプル数 | 17 | 16 | 17 | 16 | 16 | 15 |
| (5) 賃金率弾性値 | -0.212 {0.493} | -0.305 {0.728} | -0.188 {0.605} | -0.254 {0.780} | -0.113 {0.301} | -0.146 {0.360} |
| (6) 総労働者数 | 23,085 | 22,701 | 24,575 | 23,483 | 30,821 | 30,169 |

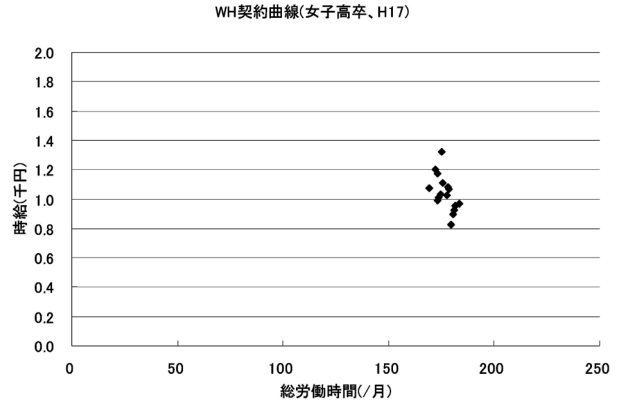
注：*H27 年の右列は 1000 人以上の最上層 6 層 (労働者数で 1.7%) を外したもの。

**H22 年の右列は 1000 人以上の最上層 6 層 (労働者数で 4.4%) を外したもの。

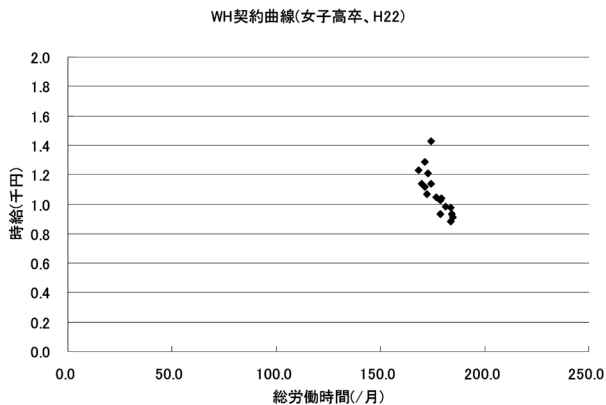
***H17 年の右列は 1000 人以上の最上層 6 層 (労働者数で 2.1%) を外したもの。



14-1 図 WH 契約曲線のプロット図 (高卒女子 20~24 才, H27 年)



14-3 図 WH 契約曲線のプロット図 (高卒女子 20~24 才, H17 年)



14-2 図 WH 契約曲線のプロット図 (高卒女子 20~24 才, H22 年)

V. 課税の労働時間供給にたいする比較静学分析

賃金所得への課税は実質的には賃金率の切り下げである。したがって賃金率上昇の労働時間供給に対する効果と課税の労働時間供給に対する効果、これら両者の分析はモデル的には同一のものである。5-1では最初に賃金率変化の労働時間供給に対する効果、続いて5-3では課税の労働時間供給にたいする効果の比較静学分析を行う。

5.1 時給 (w) 上昇の労働時間供給への効果

賃金率上昇の効果は周知のように、代替効果と所得効果に分解される。ただしヘドニック賃金モデルでは所得制約式の傾きが賃金率と異なるのでこの点を考慮して修正する必要がある。いまヘドニック賃金曲線（所得制約式）の傾きと時給との比率を α とすると、所得制約式は次式のように表せる。

$$E = \alpha w t + \beta \quad (\alpha > 0) \quad (1)$$

また均衡点では定義より $E = w t$ であるから、これと (1) より次の関係式が導かれる。

$$\beta = (1 - \alpha) w t \quad (2)$$

(1), (2) を前提にして、労働者の効用最大化行動は次のように定式化できる。

$$\text{Max } U(E, t) \quad \text{st. } E = \alpha w t + \beta$$

ヘドニック賃金モデルでは、 $\alpha > 0$ であり、 $\alpha = 1$, $\beta = 0$ のときには通例モデルと一致する。また $\alpha > 1$ の場合には $\beta < 0$ となり、逆に $\alpha < 1$ の場合には $\beta > 0$ となる。

効用最大化に関して次式のようなラグランジュ関数を定義し、均衡条件を求めよう。

$$\Gamma(E, t, \lambda) = U(E, t) - \lambda \{E - \alpha w t - \beta\} \quad (3)$$

(3) から一次条件式が以下のように得られる。

$$U_E - \lambda = 0$$

$$U_t + \alpha w \lambda = 0 \quad (4)$$

$$-E + \alpha w t + \beta = 0$$

上式を全微分すると以下の式が得られる。

$$U_{EE} dE + U_{Et} dt - d\lambda = 0$$

$$U_{tE} dE + U_{tt} dt + \alpha w d\lambda = -\alpha \lambda dw \quad (5)$$

$$-dE + \alpha w dt = -\alpha t dw - d\beta$$

(5) の連立方程式を解き、また一次条件 (4) より得られる $\alpha w = -U_t/U_E$, $\lambda = U_E$ を代入してまとめると次式のようなスルツキー方程式が得られる。⁽⁸⁾

$$dt/dw = (1/\Delta) \alpha \{U_E + t[U_{tE} - (U_t/U_E)U_{EE}]\} \quad (6)$$

また所得効果については次式が得られる。

$$dt/d\beta = (1/\Delta) \{U_{tE} - (U_t/U_E)U_{EE}\} \quad (7)$$

(6) において、 $\alpha = 1$ の場合は、周知の通例モデルにおけるケースである。また { } 内の第 1 項 U_E は代替効果、第 2 項は (7) で得られる所得効果である。したがってヘドニックモデル ($\alpha > 0$) では dt/dw の大きさが通例モデルの α 倍になり、賃金率弾性値も α 倍になる。 α の値は 0.8~1.2 にわたり (6 図)、しかも産業間で α の値は異なると予想されるから、それに応じて代替効果と所得効果の大きさも異なってくることになる。

(6) は弾性値の形式にして用いると便利である。同式は次のように代替効果 s と所得効果 $dt/d\beta$ に分解される。

$$dt/dw = \alpha \{s + t(dt/d\beta)\}$$

これを弾性値の形式にすると

$$\begin{aligned} \eta(t, w) &= (w/t) dt/dw \\ &= \alpha \{(w/t)s + (w) dt/d\beta\} \\ &= \alpha \{S^* + mpe\} \end{aligned} \quad (8)$$

ここで右辺の第一項 $S^* = (w/t) s$ は代替効果の賃金率弾性値、第二項 $mpe = w dt/d\beta$ は非労働所得増 (β の増加) の余暇時間にたいする限界支出所性向である。余暇時間が上級財であれば mpe は負になる。⁽⁹⁾

5.2 賃上げ (HW 賃金曲線の上方へのシフト) の労働時間供給への効果

ヘドニック賃金モデルにおける賃上げとは、WH 契約曲線上の上方への移動であり、それは HW 賃金曲線の上方シフトの結果であると考えることができる。した

⁽⁸⁾ (6) 式と (14) 式における Δ は次のような縁付きヘッシアンであり、安定条件から正値をとる。

$$\Delta = \begin{vmatrix} U_{EE} & U_{Et} & -1 \\ U_{tE} & U_{tt} & -(U_t/U_E) \\ -1 & -(U_t/U_E) & 0 \end{vmatrix} > 0$$

⁽⁹⁾ mpe (marginal propensity to earn out of nonwage income) の詳細については Pencavel (1986, p. 30) を参照。

がって前節のモデルにおいて、賃上げとは β の増加と考えるのが自然であろう。そして新たな均衡点では労働時間(t)と賃金所得(E)がパッケージで決定され、それに応じて新しい賃金率(w)が決ってくることになる。(通例モデルで賃上げとは、賃金率の上昇であり、それに応じて労働者が新しい労働時間を決定し、それを企業は受け入れることになる。)

賃金率(w)は労働の価格であるが、その上昇は賃金所得(E)の増加と余暇時間の増加(労働時間の減少)に配分されると解釈することができる。いま定義により $E/t=w$ であるから、次式の関係がなりたつ。

$$\eta(E, w) - \eta(t, w) = 1 \quad (9)$$

(9)は $dE/(tdw) - wdt/(tdw) = 1$ のように書きかえることができる。ここで tdw をwの上昇による労働の価値の増加と考えると、労働時間の賃金率弾性値 $\{-\eta(t, w)\}$ は労働価値増加(tdw)の余暇時間増への配分割合と解釈できる。前にみたように、この配分割合(労働時間の賃金率弾性値)は実証的にみて安定的な数値であるといえる。

5.3 課税の労働時間供給への効果

賃金所得への課税は労働時間供給を減らすであろうか。前節と同じモデルを用いて課税の比較静学分析を試みよう。税率を τ とすれば、労働者の効用最大化行動は次のように定式化できる。⁽¹⁰⁾

$$\text{Max } U(E, t) \quad \text{st. } E = (1 - \tau)(\alpha wt + \beta) \quad (10)$$

(10)に関して次のようなラグランジュ関数を定義する。

$$\pi(E, t, \lambda) = U(E, t) - \lambda \{E - (1 - \tau)(\alpha wt + \beta)\} \quad (11)$$

(11)の一次条件式は以下ようになる。

$$\begin{aligned} U_E - \lambda &= 0 \\ U_t + (1 - \tau)\alpha w \lambda &= 0 \\ -E + (1 - \tau)(\alpha wt + \beta) &= 0 \end{aligned} \quad (12)$$

(12)を全微分して次式をえる。

$$\begin{aligned} U_{EE} dE + U_{Et} dt - d\lambda &= 0 \\ U_{tE} dE + U_{tt} dt + (1 - \tau)\alpha w d\lambda &= \alpha w \lambda d\tau \\ -dE + (1 - \tau)\alpha w dt &= (\alpha wt + \beta) d\tau \end{aligned} \quad (13)$$

一次条件式(12)から $(1 - \tau)\alpha w = -U_t/U_E$ 、また均衡

点では $(\alpha wt + \beta) = wt$ であることを用い、連立方程式(13)の解を整理すると次式が得られる。

$$dt/d\tau = - (1/\Delta) w \{ \alpha U_E + t [U_{tE} - (U_t/U_E) U_{EE}] \} \quad (14)$$

$\alpha = 1$ のときは通例モデルの場合である。 $\alpha = 1$ のときヘドニックモデルでは代替効果(右辺の第一項)のみが α 倍になり、所得効果は通例モデルの場合と同じ大きさになる。(14)式を弾性値の形式にすると次式のようになる。

$$\begin{aligned} \eta(t, \tau) &= (\tau/t) dt/d\tau \\ &= (\tau/t) \times (-) (1/\Delta) w \{ \alpha U_E + t [U_{tE} - (U_t/U_E) U_{EE}] \} \\ &= (-) \tau \times \{ \alpha S^* + mpe \} \end{aligned} \quad (15)$$

ここで S^* は代替効果の弾性値 $\{(w/t) dt/dw_{U=\text{constant}}\}$ である。

(8)式を代入して整理すると次式が得られる。

$$\eta(t, \tau) = (-\tau) \times \{ \eta(t, w) + (1 - \alpha) mpe \} \quad (16)$$

(16)式は以下のように解釈できる

① $\alpha = 1$ (通例モデル) の場合。

$\eta(t, \tau) = (-)\tau \times \eta(t, w)$ となる。わが国では $\eta(t, w) = -0.15 \sim -0.3$ であるから、この場合は $\eta(t, \tau) > 0$ となり、税率を上げると労働時間供給は増加する。もし税率の水準(τ)が0.1であれば $\eta(t, \tau) = 0.015 \sim 0.03$ となる。

② $0 < \alpha < 1$ の場合

$\eta(t, w)$ が負である($-0.15 \sim -0.3$)とすれば、 $mpe < 0$ であり(16)右辺の $\{ \}$ 内は負になるから $\eta(t, \tau) > 0$ となり、税率の切り上げは労働時間供給を増加させる。

③ $\alpha > 1$ の場合

税率の切り上げが労働時間供給を減らす($dt/d\tau < 0$)ためには、(16)において $\eta(t, w) + (1 - \alpha)mpe > 0$ でなければならない。これは“ $\eta(t, w)/(1 - \alpha) > mpe$ ”を意味する。そして我々の実証分析では $\eta(t, w) = -0.30 \sim -0.15$ であった。それゆえに下式の関係が成り立たねばならない。

$$\begin{aligned} \alpha = 1.3 \text{ の場合 } & (-0.30 \sim -0.15)/0.3 > mpe \\ \alpha = 1.1 \text{ の場合 } & (-0.30 \sim -0.15)/0.1 > mpe \end{aligned}$$

したがって α が1.3以下で、しかも上記の関係が成り立つには $-0.5 > mpe (= wdt/d\beta)$ でなければならない。 mpe が -0.5 以下とは、非労働所得(β)の増加額の半分以上を労働時間の短縮(余暇時間の増加)に振り向けることを意味するが、これは有りえないであろう。ゆえに

⁽¹⁰⁾ 本節の定式化は Hausman (1985) に負っている。

③のケースは排除されるべきであろう。

①～③を合わせると、賃金所得への課税が労働時間供給を削減することは無いと結論できるであろう。

VI. 要約

本稿ではヘドニック賃金仮説に基づいて、労働時間供給の賃金率弾性値を推計した。総じて、大卒男子と大卒女子の弾性値は $-0.11 \sim -0.20$ 、高卒男子は $-0.15 \sim -0.25$ 、高卒女子は $-0.15 \sim -0.30$ の範囲にあるといえる。また大卒男子と高卒男子の結果から推測すれば、35才以降には弾性値は極めて安定した値になる。上記に得られたような労働時間供給の賃金率弾性値をもとにすれば、賃金所得への課税が労働時間供給を減らすといういわゆる efficiency loss は起きないと考えられる。

本稿における推計の手順はまずヘドニック賃金曲線(HW賃金曲線)を推計し、次にそれから賃金労働時間契約曲線(WH契約曲線)を導き、そしてこの契約曲線上における賃金率弾性値を求めた。WH契約曲線から求めた賃金率弾性値は概ね安定的であったといえる。大卒男子と高卒男子については平成27年について年齢別に求めた。35才以降については両者とも安定的であり、大卒男子については $-0.155 \sim -0.202$ の範囲に、高卒男子は $-0.200 \sim -0.265$ の範囲内にあった。29才以前については大卒男子が -0.289 と -0.176 、高卒男子が -0.147 と -0.183 であり、35才以降と異なる水準であった。29才以前において弾性値の大きさが異なるのは、いわゆる七五三現象がその背景にあるとも考えられる。大卒者と高卒者は卒業就職して三年以内にそれぞれ三割と五割が転職するからである。言いかえれば、30才以降は雇用関係が安定して行くと考えられる。

大卒の男子と女子(25～29才)については三年度(H17, H22, H27)について計測し経年変化を見た。大卒男子の弾性値は $-0.110 \sim -0.176$ であり、大卒女子は $-0.112 \sim -0.150$ であった。この年代の大卒男子と女子の水準については殆ど差がないといえよう。また経年変化については、大卒男子は弾性値がやや大きくなってゆく傾向があるが($-0.110 \Rightarrow -0.136 \Rightarrow -0.176$)、女子については殆ど変化がない。

高卒男子と女子(20～24才)についても三年度(H17, H22, H27)について計測し経年変化を見た。高卒者の場合はWH契約曲線のフィットがやや悪いものの、異常値を外せばフィットはかなり改善された。高卒男子の弾性値は $-0.062 \sim -0.180$ であるが、平成22年の -0.062

を除外して考えると弾性値の範囲は $-0.148 \sim -0.180$ となり、大卒者とそれほど変わらない。一方、高卒女子の弾性値はやや大きくて $-0.146 \sim -0.305$ である。この理由として1. 女子の高卒者は一家の主たる稼ぎ手ではないこと、2. 企業でキャリアを積んで昇進を求める度合いが低いことなどが考えられる。

参考文献

- 木下富夫(1990)『労働時間と賃金の経済学』中央経済社。
- Altonji, J.G. and Paxon, C. 1986. Job Characteristics and Hours of Work in *Research in Labor Economics*, vol. 8: 1-55, ed. Ehrenberg Ronald G. Greenwich, Conn.: JAI.
- Bargain O. and Peich A. (2013) "Steady-State Labor Supply Elasticities: A Survey", IZA DP. No. 7698.
- Becker, Gary S. (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press.
- Friedman, Milton (1966) *Essays in Positive Economics*. University of Chicago Press.
- Hausman, Jerry A. (1985) "Taxes and Labor Supply", in *Handbook of Public Economics*, vol.1 edited by A.J. Auerbach and M. Feldstein Ch.4.
- Keane, Michael P. (2011) "Labor supply and taxes: a survey", *Journal of Economic Literature* 59 (4), pp. 961-1075.
- Killingsworth, Mark R. 1983 *Labour Supply*. Cambridge: Cambridge Univ. Press.
- Kinoshita, Tomio (1987) "Working hours and hedonic wages in the market equilibrium", *Journal of Political Economy* 95 (6), 1262-77.
- (2017) "Is the supply curve of working hours theoretically valid" *Musashi Daigaku Ronshu* vol. LXV No.1 pp. 115-26.
- Lewis, H. Gregg (1969) "Employer interests in employee hours of work" Mimeo-graphed. Santiago: Catholic Univ. Chile.
- Oi, Walter Y. (1962) "Labor as a Quasi-fixed Factor." *Journal of Political Economy* 538-55.
- Pencavel, John. (1986) "Labor supply of men: a survey" in O. Ashenfelter and R. Layard, eds., *Handbook of Labor Economics Volume 1*, North-Holland, Amsterdam, 3-102.
- (2016) Whose preferences are revealed in hours of work? *Economic Inquiry* vol. 54 Issue 1: 9-24.
- Rosen, Sherwin (1974) "Hedonic prices and implicit market: product differentiation in pure competition", *Journal of Political Economy* 82 (1) 34-55.
- (1986) "The theory of Equalizing differences" in O. Ashenfelter and R. Layard, eds., *Handbook of Labor Economics Volume 1*, North-Holland, Amsterdam, 641-692.
- Trejo, S.J. (1991) The effects of over time pay regulation on worker compensation, *American Economic Review* 81: 719-40.