

分位点回帰による効率賃金仮説の検証*

- インドネシアの中小企業マイクロデータによる分析 -

中 村 和 敏

I . はじめに

途上国、とりわけその農村部において、大量の失業と下方硬直性をもつ賃金が並存するという現象は、今なお完全には解明されていない経済理論上のパズルの一つとなっている(Stiglitz[1976], Bardhan and Udry[1999 : p 33])。このパズルを説明する理論として有力視されているのが効率賃金仮説である。効率賃金仮説にはいくつかの類型が存在するが、その一つである栄養モデルは、所得水準が絶対的に低い途上国においてのみ妥当すると一般的には考えられている。

栄養モデルでは¹、賃金水準が高くなるほど労働者の栄養摂取量が増加し、また栄養摂取量が増加するほど労働者の作業効率も高くなるという関係を想定する。そして、あまりにも低い賃金水準の労働者は、その作業効率が著しく低いものにしかならないため、効率労働1単位当たりの費用が相対的に高いものになると考える。これは、職を得るために失業者がより低い賃金水準での就労を希望したとしても、それが雇用主に受け入れられない場合があることを意味している。つまり、低所得経済では、効率労働1単位当たりの費用という観点から雇用主が適切と考える賃金水準におい

* 本研究は、日本学術振興会の科学研究費補助金(若手研究(B))の助成を受けて実施したものである。貴重な研究の機会を与えて頂いたことに対して、謝意を表したい。

¹ 栄養モデルの理論的な考察については中村[2008]を参照のこと。

て、非自発的失業が発生する可能性があるのである。

このように、途上国の実情にも合致して説得力のある栄養モデルは、ライベンシュタインによってその基本アイデアが提示されて以来 (Leibenstein [1957])、理論面から多くの興味深い研究がなされてきた²。これに対して、実証面からの研究の蓄積は、質・量ともに極めて乏しい水準にとどまっているのが現状である。この背景には、栄養モデルが直感に訴えるところが多く受け入れやすい一方で、それを厳密な形で検証するための実証分析上の手法が確立されてこなかったことがあると考えられる (Stiglitz [1976], Bliss and Stern [1978b], Datt [1996 : p 31])³。

そこで本研究では、これまでの研究とは異なる視点から、効率賃金仮説の栄養モデルの妥当性を実証的に検証する方法を提示し、それに基づいてインドネシアの事例を分析することを試みたい。

本稿の構成は、以下の通りである。続く第Ⅱ節において、効率賃金仮説の栄養モデルの概要について述べ、食事供与という形での現物賃金との関係を明らかにする。次に、第Ⅲ節において、分析のフレームワークとなる理論モデルの提示をおこなう。第Ⅳ節では、インドネシアの中小企業統計のマイクロデータを用いて、分位点回帰 (Quantile Regression: QR) に基づく統計的分析を行い、効率賃金仮説の栄養モデルと賃金形態の関係を実証的に明らかにする。最後に、本稿の小括を行い、その政策的含意を考察してみたい。

² 例えば、Mirrlees [1975], Stiglitz [1976], Bliss and Stern [1978a], Dasgupta and Ray [1986] などを挙げることができる。

³ この実証分析の手法の未確立は、栄養モデルに限られたものではなく、効率賃金仮説の他のモデルについても当てはまる (Riveros and Bouton [1994])。

Ⅱ．効率賃金仮説の栄養モデル

Ⅱ.1．賃金 = 栄養リンクと栄養 = 生産性リンク

効率賃金仮説の栄養モデルは、賃金率の上昇が栄養状態の改善を通じて生産性に正の影響を与えることを主張している。これを厳密に解釈すると、モデルが妥当するためには、栄養状態が悪い段階において、次の2つの条件が同時に満たされなければならない。第一の条件は、賃金率(所得水準)の上昇が労働者の栄養状態を改善させることである(賃金 = 栄養リンク)。第二の条件は、栄養状態の改善が労働生産性を上昇させることである(栄養 = 生産性リンク)。

このうち、栄養 = 生産性リンクに関しては、おおむね成立することが実証的に確認されている。しかし、賃金 = 栄養リンクに関しては、実証的に一致した見解が得られているわけではない。その理由としては、この賃金 = 栄養リンクを弱めるいくつかの要因が存在していることが挙げられる。すなわち、①食料支出額の増加が栄養状態の改善に結びつかない嗜好を労働者家計が持っている場合、②非食料への支出額が増加する場合、③貯蓄額が増加する場合、④扶養する家族が存在する場合、などには、たとえ均衡賃金を上回る水準の効率賃金が支給されたとしても、労働者は雇用主が望ましいと考える水準を下回る食料消費しか行わない可能性があるのである(中村 [2008])。

利潤の最大化を目指す雇用主は、効率労働1単位当たりのコストを最小化するために、労働市場の均衡賃金を上回る水準の効率賃金を払う意思を持っている。ところが、雇用主と労働者の間には情報の非対称性が存在するため(Foster and Rosenzweig [1993, 1996])、賃金 = 栄養リンクを弱める要因が企業の利潤に与える影響を評価することは困難である。また、雇用主にとっては、労働者家計の食料消費に関して、強制することはもちろんのこと、モニタリングして情報を得ることも容易でないと考えられる。この結果、雇用主は不確実性に直面することになり、効率賃金を支給する

インセンティブを失ってしまうことにもなりかねない。

しかし、逆に言えば、雇用主と労働者の間にある情報の非対称性の問題を克服したり、賃金=栄養リンクを強化したりするような賃金の支給方法があったならば、栄養モデルの想定するような動機から、雇用主が効率賃金を支払う可能性も高くなるであろう。途上国では、賃金の一部として職場で食事が現物支給されるケースが多く見られる(Bardhan [1984 : p.70], 中村 [2009])。先進国でも見られないことはないが、その頻度はきわめて低い。また、食事供与という形での支給額が賃金全体に占める割合から考えても、途上国では先進国とは比べ物にならないほど重要な意味を持っている。途上国でこのような賃金形態が見られる背景には、やはり途上国に特有の事情があると考えるのが自然であろう。

そこで以下では、この途上国を特徴づける賃金形態が広範に見られる理由とそれが果たしている役割を明らかにし、栄養モデルとの関連を中心に考察してみたい。

II .2 . 雇用主と現物賃金

職場での食事供与という形の現物支給は、賃金支払いに関する取引費用が大きくなるため、雇用主にとって必ずしも有利でない賃金形態である。したがって、支払い総額が同じであれば、金銭と現物という二つの形態を組み合わせるよりも、金銭だけで支給するほうが雇用主にとっては合理的なはずである。ところが、この賃金形態は途上国で広範に見られるものとなっている。したがって、雇用主にとって、賃金を金銭支給した場合には得られない何らかのメリットがあると推測される。

第一は、栄養状態の改善を確実なものにして、栄養モデルの成立に重要な意味を持つ賃金=栄養リンクを強化できることである。効率賃金を金銭で支給した場合には、栄養価に比して高価な食料や非食料に対する支出が増加する(正常財の性質)というのが一般的である。すなわち、効率賃金として支払われたものの一部は、栄養状態の改善以外の用途に充てられて

しまう。これを回避するには、効率賃金を食事という現物で支給すればよい。そうすることによって、雇用主は賃金の増額分を、より確実な形で労働者の栄養状態の改善へとつなげることができるからである。雇用主は食事という現物を支給することによって、労働者に特定の食料の消費を強制することが可能になり、しかも効果的に食料消費状況についてのモニタリングを行えるようになるのである。

第二は、現在の食料消費を確実なものにして、賃金 = 栄養リンクを強化できることである。労働者が行う貯蓄は、効率賃金を支払う雇用主にとって、不利なものとなる。なぜなら、貯蓄とは、将来の消費を増加させるために、現在の消費、ひいては現在の食料消費を減少させる行為に他ならないからである。もちろん現在の栄養状態の改善は限定されることになる。ところが、職場での食事という現物を支給すると、金銭による支給の場合には可能であった異時点間の消費配分が不可能になり⁴、現在の食料消費を強制できるようになる。それゆえに、賃金 = 栄養リンクが強化されると考えられるのである。

第三は、家計内資源配分の問題を回避して、賃金 = 栄養リンクを強化できることである。栄養モデルの有力な反証とされているスワミーの研究は (Swamy [1997])、労働者の獲得した賃金が家計内で再配分される可能性を考慮していないという問題点をもっている。近年の研究では、この家計内資源配分の問題を無視することができないことが示されているが、それはここでも当てはまる。一般的に、労働者は他の家計構成員と所得を分け合っている⁵。したがって、労働者の獲得した賃金の一部は、その労働者以外の家計構成員によって消費されることになる⁶。被扶養者の存在が一般的であることを考慮すると、金銭で効率賃金を支給した場合、労働者は雇用主が期待する水準ほどの食料を消費しないと考えられる。これに対し

⁴ ここでは、職場での食事を将来の消費のために貯蔵できないと想定している。

⁵ たとえ単身世帯であっても、仕送り等によって所得を分け合う場合があると考えられる。

⁶ もちろん他の家計構成員が高い所得を得ていた場合は、恩恵を受ける可能性もある。

て、食事という現物で効率賃金を支給した場合には、労働者の食料消費を確実に増加させ、賃金 = 栄養リンクの強化につなげることができるのである⁷。

以上の議論で明らかにされたのは、雇用主は、効率賃金を食事供与という形の現物支給で行うことにより、食事内容の決定や食料消費状況のモニタリングを可能にしているということである。このように、食事供与という形での現物支給は、情報の非対称性を解消して賃金 = 栄養リンクを強化するという役割を果たすので、雇用主は労働者の栄養状態の改善、ひいては生産性の上昇を、不確実性を軽減しながら効果的に実現できるようになるのである。したがって、賃金の一部を食事供与という形で現物支給することは、企業利潤の拡大につながるので、雇用主にとって合理的な選択と考えられるのである。

II .3 . 労働者と現物賃金

それでは、労働者にとって、賃金の一部を現物で受け取ることは、どのような意味をもっているのであろうか。賃金から得られる効用水準という観点から考えた場合、この賃金形態は、労働者にとって決して有利なものではない。なぜなら、これはよく知られているフード・スタンプの事例と同じ状況になると考えられるからである。フード・スタンプによる食費補助と同額の食費補助金支給とでは、後者の方が受益者の効用水準がより高いものになる。これはフード・スタンプが消費選択の自由度を低下させる結果、効用水準も低下してしまうからである。これと同様、賃金の一部を現物で支給された場合、労働者の効用水準は、それと同額の賃金を金銭だけで支給された時と比べて、より低いものになってしまう。したがって、労働者がこの賃金形態を受け入れるには、何らかの理由があると考えられるのである。

⁷ 職場で支給された食事を自宅へ持ち帰ることができないと想定している。

栄養モデルによれば、あまりにも低い賃金水準で就労を希望する労働者は、効率労働1単位当たりで見た費用が高くなるため、失業することになる。ここで上述の議論に基づいて、雇用主が労働者の生産性を高めるために、賃金の一部を食事供与の形で支給するという新たな賃金形態を提案した場合を想定しよう。すると、所与の賃金水準において、これを受け入れる労働者の栄養状態は改善すると考えられる。この結果、生産性の改善が見込まれる彼らの一部を雇用することが、雇用主の利潤拡大につながることになる。また、新たな賃金形態によって、賃金のより大きな割合が食料消費に充てられるようになる。その結果、雇用主にとって望ましい栄養状態を達成できる賃金水準、すなわち効率労働1単位当たりの費用を最小化する賃金水準は、金銭だけで支給するという現行の賃金形態の時よりも低下する。このため、雇用の拡大が雇用主の利益を増大させることになる。したがって、労働者が新たな賃金形態を受け入れた場合の失業率は低下するので、労働者は失業のリスクを低めることが可能になる。

このように、賃金の一部を食事という現物で支給する賃金形態は、雇用主に対して利潤拡大の機会を与える一方で、労働者に対しては雇用拡大を通じた失業リスクの低下をもたらすのである。したがって、この賃金形態は、雇用主と労働者の双方にとって合理的な選択結果となっており、ゲーム理論的な意味で一種の均衡状態にあるとも考えられる。

II .4 . 栄養モデルの妥当性

理論面における研究では大きな貢献をしてきた栄養モデルであるが、いくつかの実証上の証拠は理論から導かれる帰結を支持するものとはなっていない (Bardhan [1984], Datt [1996], Rosenzweig [1988])。ここでは、それらのうち、いくつかの重要な反証を取り上げ、栄養モデルの妥当性を考察してみたい。

栄養モデルの理論的な帰結、つまり理論から予測される現象としては、
①長期的雇用関係が頻繁に観察されること (Bardhan [1984], Rosenzweig

[1988])、②土地などの資産を保有する労働者の就業確率が相対的に高いこと(Datt[1996])、③硬直的な実質賃金が観察されること(Bardhan[1984], Rosenzweig [1988])、④観察される賃金水準とモデルが予測する賃金水準とが整合性をもつこと(Swamy [1997], Subramanian and Deaton [1996])を挙げることができる。

まず、長期的な雇用関係について考察する。これは、効率賃金を支払った雇用主が、生産性上昇からの利益を実際に得るためには、栄養状態の改善と生産性上昇との時間的なずれをカバーするだけの契約期間が必要であることを意味している。ところが、インドの農業労働者の最も支配的な雇用形態は1日単位の臨時雇用契約であり、長期的な雇用契約が結ばれるのは稀であることが報告されている(Bardhan [1984], Rosenzweig [1988])。もちろん、臨時雇用契約の継続的な更新によって、実質的に長期的な雇用契約が結ばれているという可能性も否定できない。

しかし、この点についても、インドの臨時雇用の農業労働者は年間平均で20人以上の雇用主の下で就労していることが報告されており(Binswanger et al[1984])、少なくともインドの農村の事例を見る限りでは、モデルは支持されない結果となっている。ただし、当該地域で雇用主が効率賃金を支給するような慣習や規範があれば、雇用主はその外部性を内部化できることになり、雇用主と労働者の双方にとって有利な状況となる。このような可能性は小さな農村では十分にありえると考えられる。実際、村内における同一職種では賃金率に一様性が観察されており、また個々の労働者の生産性の違いでは賃金率の決定を十分に説明できないことが示されているが、これらは賃金率の決定に制度的な要因が影響している可能性を示唆するものとなっている。そしてこのような場合には、栄養モデルが妥当するために、長期的な雇用契約が観察されることは必ずしも必要ではない。

また、カロリー摂取量の不足に代表されるような低い栄養状態は、短期的なものであっても集中力や勤労意欲の減退を招くので、製造業のような

農業以外の業種においても、雇用主は効率賃金を支払うかもしれない。したがって、農業労働者の雇用契約において長期契約が支配的でないことを、栄養モデルの有力な反証と見なすことはできないであろう。

次に、資産保有者の就業確率に関して見てみたい。ダスグプタ=レイのモデルによれば (Dasgupta and Ray [1986])、土地を保有する労働者は、土地を保有しない労働者と比べて栄養状態が良好なので、雇用に関して有利な立場にある。すなわち、土地保有者の就業確率は相対的に高くなると考えられる。この点に関して、インドの事例を分析したローゼンズウィーグは、保有する土地面積が農業労働者の賃金水準に有意な影響を与えていないことを発見している (Rosenzweig [1980, 1984])。また、バーダンやリャンも、やはりインドの事例に基づいて、同様のことを報告している (Bardhan [1979a], Ryan [1980])。ただし、同じくインドの事例でも、ラジャラマンの研究では土地所有が有意な影響を与えていることが確認されており (Rajaraman [1986])。これまでの実証研究の結果からは、確定的な結論を導き出すことはできない。また、土地以外の資産や当該労働者の賃金以外の所得 (例えば、他の家計構成員の所得や家計外からの送金など) も就業確率を高める要因となるが、これまでの研究ではこれらが十分にコントロールされていないため、今後の研究はこの点を改善していく必要があるだろう。

実質賃金水準の硬直性について考察する。これは、栄養モデルが妥当するならば、生理学的な栄養状態と生産性の関係は安定的であるはずという考え方に基づいている。これに関してもいくつかの反証が示されている。例えば、バーダンは、労働市場の需給動向に反応して、インドの農業労働者の賃金水準が変化していることを指摘している (Bardhan [1984])。ただし、ローゼンズウィーグは、職種だけでなく、地域による相対価格や消費パターンの相違とその変化が効率賃金の水準に影響を与えるため、単に実質賃金水準の推移を比較するだけでは、実質賃金水準の硬直性を検証できないとしている (Rosenzweig [1988])。そして、これらの要因の影響を

受けない方法として、男女間の賃金比率に一定性が観察されるかどうかを判断基準に用いることを提案している。これは、栄養モデルが妥当するならば、ある属性に従って分けられたグループ間において、グループ内における賃金水準だけでなく、グループ間における比率も安定するというアイデアに基づいている。そして、この方法により、インドの事例を検証したところ、男女間の賃金比率には一定性を確認できないことから、やはり栄養モデルを支持する結果は得られないと結論づけている。ただし、バーダンは労働力の補充の遅れが雇用主の利潤にマイナスの影響を与える場合を想定し、効率賃金が労働市場の需給関係に反応するモデルを提示している (Bardhan [1984])。したがって、理論的に見ても、栄養モデルの妥当性を、実質賃金の硬直性によって判断することは、必ずしも適切なものではないと考えられる。

最後に、実際に観察される賃金率と栄養モデルが予測する賃金率との整合性について検討してみたい。栄養モデルの主張によれば、実際に観察される賃金率は、賃金の最低水準を規定する効率賃金、もしくはそれを上回る労働市場を均衡させる賃金のいずれかになる(これは、どちらの賃金が観察されているようとも、労働者は最低限の栄養摂取が可能な水準の賃金を受け取っていることを意味している)。すると、望ましい栄養状態を達成するのに必要とされる賃金率を生理学的な観点から理論的に求め、それを実際に観察される賃金率と比較することによって、どちらの種類の賃金が支払われているのかを判断することが可能になる。

このようなアイデアに基づいて、スワミーやスブラマニアン＝ディートンはインドの事例を考察している (Swamy [1997], Subramanian and Deaton [1996])。スワミーは、家計消費に占める食料支出割合と食料価格をもとに、観察される賃金率の食料購買力を求め、それによって摂取可能なカロリー量を推計した。そして、実際に観察される賃金率が、必要摂取カロリー (スワミーの基準では2,500キロカロリー) を摂取するのに必要な金額を大きく上回っていることを明らかにしている。しかしながら、この研究で

は家計規模が考慮されていないという問題点があり、説得的とは言い難い⁸。例えば、パンジャブ州フェロゼブルの事例では、臨時雇用の男性労働者の賃金率に基づいて、その35%が小麦に支出された場合のカロリー摂取量が7,246カロリーになることが示されている。しかし、この家計に他の収入源（より正確には他の食料獲得手段）がなかったならば、家計構成員の数が3人という少ない場合においてさえ、家計構成員の平均摂取カロリーは2,500カロリーを下回ることになってしまう。スワミーは対象とする地域や職種を変えた場合の推計結果も報告しているが、それらは6,170、5,217、6,042、5,333カロリーとなっており、いずれの数値で判断しても同じ結論を得ることができる。

また、スプラマニアン=ディートンは、インドの農村の事例から、1日当たり2,600カロリーを摂取するためには、およそ600カロリーの追加的な摂取が必要になると推定した。そして、そのためには賃金率の4%程度の追加的支出で済むことを指摘し、栄養モデルの妥当性に疑問を投げかけている。ただし、この研究においても家計規模が考慮されていない。望ましい栄養水準を達成するために追加的に必要な食料支出額を求めると、家計構成員が3人の場合で賃金率の12%、4人の場合だと16%となり、決して小さな負担ではないと考えられる。しかも、所得の下位10%のグループについて見ると（1983年）、実際の1日当たりカロリー摂取量は、家計外から供与される食事等の調整を行っても1,400カロリー強にしかすぎない。したがって、十分な栄養水準（彼らの基準では2,600カロリー）を達成するために追加的に必要となる支出額は、1人分でも賃金率の8%になってしまう。したがって、家計レベルで考えた場合の負担は、非常に大きなものになると考えられる。

⁸ この点に関して、ローゼンズウィーグは家計規模自体が賃金の関数という理論（Willis [1973]）と証拠（Rosenzweig and Evenson [1977]）があるため、被扶養者の数が与える影響をモデルに明示的に取り込むことは困難であるという指摘を行っている（Rosenzweig [1980]）。被扶養者の存在を考慮していないことの問題は、他の研究でも指摘されている（Gersovitz [1983 : p. 723]）。

これら二つの研究では、家計規模の影響が十分に考慮されていない。しかし、家計規模を明示的に分析に取り入れた場合、考察結果に対する影響が大きいことは明らかである。したがって、実証分析を行う際には、家計規模の影響、そして可能であるならば、近年の研究で重視されている家計内資源配分の問題をコントロールするような工夫が求められるであろう。

これらの反証を通じた栄養モデルに対する批判は、それぞれ傾聴に値するものであるが、必ずしも説得力のある反証になっているとは言えない。また、これらの批判に共通して見られる問題点として、モデルの妥当性を確かめる際に、理論によって予測される現象が観察されるかどうかを判断基準にしていることが挙げられる。当然のことながら、これらの理論によって予測される現象に影響を与える要因は、他にも数多く存在する。それらが十分に考慮されていないのは、これらの議論の限界を示すものと考えられる。経済現象は諸要因の複雑な相互作用の結果である。もちろんモデル分析によって、枝葉末節を取り払い、本質的な関係を明らかにすることは有益なことであるが、観察される現象を一つの要因のみに帰して考える方法は、あまりにもナイーブすぎると言えよう。したがって、これまでの研究から、栄養モデルが妥当性を持つかどうかを結論づけることは困難と考えられる。より直接的な形で仮説を検証する方法の確立が求められるであろう。

Ⅲ．分析のフレームワーク

本節では、これまでの議論に基づき、効率賃金仮説の栄養モデルの妥当性を統計的な分析によって検証してみたい。ここでの基本的な仮説は、「栄養モデルが妥当するのであれば、賃金の一部を食事供与の形で現物支給するという賃金形態を採用している中小企業では、労働者の栄養状態が効果的に改善されている結果、より高い労働生産性を実現している」というものである。この賃金形態と中小企業の生産性の関係を明らかにするため、

ここではインドネシア中央統計庁（Badan Pusat Statistik: BPS）が収集している中小企業統計のマイクロデータを用いて分析を行う。このような代表性を有するデータの利用により、議論の一般化が可能になっていることも本研究の特色の一つである。

効率賃金仮説の栄養モデルの妥当性については、これまで仮説の部分的な検証や間接的な手法に基づく検証によって議論されてきた。しかし、栄養モデルの根幹をなす二つのリンク、すなわち賃金 = 栄養リンクと栄養 = 生産性リンクとが同時に成立しているかを検証した研究は、分析手法が確立されていないこともあって見当たらない。このことを踏まえ、ここでは栄養モデルにおけるこれら二つのリンクの成立を明示的に確認するために、食事供与を含む賃金形態の有無を考慮したモデルを提示してみたい。

ここでは、食事供与を含む賃金形態の採用が、労働者の栄養状態の改善を通じて労働効率の上昇、ひいては企業の生産性に与える影響を検証するため、次のようなモデルを考える。

$$Q = Q(eN, K) \dots\dots (1)$$

$$e = e(W^k, I) \dots\dots (2)$$

ただし、 e は労働効率、 N は雇用労働の投入量、 K は資本ストックである。また、労働効率については、効率賃金仮説の栄養モデルが示すように、食事供与を含む現物賃金（ W^k ）の支給や労働者の所得（ I ）の上昇（食料購買力の増大）が労働者の栄養状態を改善し、労働効率を高めると想定する。

ここで、議論を簡単にするために、所得は雇用されている企業からの賃金のみというケースを考える。すると、労働分配率が一定ならば（ $a = \bar{a}$ ）雇用労働者一人当たりの平均所得は、

$$I = \frac{\bar{a}Q}{N} \dots\dots (3)$$

で表すことができる。したがって、式(2)は次のように書き換えることができる。

$$e = e\left(W^K, \frac{Q}{N}\right) \dots\dots (4)$$

また、生産関数に関して、一次同次を仮定すると、労働生産性は、

$$\frac{Q}{N} = f\left(e, \frac{K}{N}\right) \dots\dots (5)$$

で表される。ここで、

$$G = f\left(e\left(W^K, \frac{Q}{N}\right), \frac{K}{N}\right) - \frac{Q}{N} \dots\dots (6)$$

と置いて、 $b = Q/N$ とすると、陰関数の定理より、

$$\begin{aligned} \beta &\equiv \frac{\partial b}{\partial W^K} \\ &= -\frac{G_{W^K}}{G_b} \\ &= \frac{f_e e_{W^K}}{1 - f_e e_b} \dots\dots (7) \end{aligned}$$

となる。これより、

$$\frac{\partial \beta}{\partial b} = \{f_e e_{bW^K} + f_{ee} e_b e_{W^K} + (f_e)^2 e_{W^K} e_{bb} - (f_e)^2 e_b e_{bW^K}\} / A^2 \dots\dots (8)$$

を得ることができる。ただし、

$$f_e = \frac{\partial f}{\partial e} > 0 \quad \dots\dots (9)$$

$$f_{ee} = \frac{\partial^2 f}{\partial e^2} < 0 \quad \dots\dots (10)$$

$$e_b = \frac{\partial e}{\partial b} > 0 \quad \dots\dots (11)$$

$$e_{W^k} = \frac{\partial e}{\partial W^k} > 0 \quad \dots\dots (12)$$

$$e_{bb} = \frac{\partial^2 e}{\partial b^2} < 0 \quad \dots\dots (13)$$

$$e_{bW^k} = \frac{\partial^2 e}{\partial b \partial W^k} < 0 \quad \dots\dots (14)$$

$$A \equiv 1 - f_e e_b \quad \dots\dots (15)$$

である。ここで、式(9)は労働効率の上昇が労働生産性を高めることを、そして式(10)はその効果が逡減していくことを意味している。また式(11)及び式(12)は、所得もしくは現物賃金の支給が増加していくにつれて、労働者の栄養状態が改善し、労働効率が高まっていくことを表している。式(13)は所得の増加による栄養状態改善効果が逡減していくことを意味している。そして、式(14)は所得が高くなるほど、現物賃金支給による労働効率の引き上げ効果が低下するという関係を示している。

式(8)は、所得もしくは労働生産性が増加していく場合に、 β の値、すなわち W^k が労働生産性に与えるインパクトがどのように変化していくかを表している。式(9)~(14)の符号条件を踏まえると、右辺括弧内の第1項は負値となり、所得の上昇と共に、現物賃金支給による労働効率の改善効果が低下していくため、 β の値が低下していくことを意味している。第2項も負値をとり、所得の上昇によって労働効率が改善されるが、その労働効率の改善が労働生産性を引き上げる効果は逡減していくため、 β の値も低下していくことを表している。第3項は負値となり、所得の上昇による労働効率の改善効果が逡減していくため、所得が増加するにつれて、 β の値が低下していくことを意味している。第4項は正值をとり、所得の上昇と共に

に、現物賃金支給による労働効率の改善効果は低下していくが、それは労働投入量を減少させるのと同じ効果を持つので、限界生産力が上昇して労働生産性も高まり、 β の値が上昇していくことを示している。

以上の考察より、所得が上昇するにつれて、式(8)の第1項から第3項までは β の値を引き下げるように、第4項は β の値を引き上げるように作用することが明らかにされた。したがって、所得の上昇が全体として β に与える影響は、理論的には確定しないため、実証的に明らかにする必要がある。ここでは、所得水準によって β の値が異なる可能性を想定しているため、パラメータの一定性を仮定するOLSではなく、パラメータの可変性を許容する分位点回帰を用いて分析を行う⁹。

IV . 統計的分析

IV . 1 . 推計モデル

前節の議論を踏まえ、賃金形態が中小企業の労働生産性に与える影響を検証するために、次のような関係を想定する。

$$\frac{Q}{N} = F\left(W^K, \frac{K}{N}, Z\right) \dots\dots (16)$$

ただし、 Z は企業および経営者の属性である。

これより、分位点回帰に基づく推計式として、

$$\left(\frac{Q}{N}\right)_\tau = \alpha_\tau + \beta_\tau \cdot W^K + \gamma_\tau^1 \cdot \frac{K}{N} + \gamma_\tau^2 \cdot Z + u_\tau \dots\dots (17)$$

を得ることができる。ただし、添え字の τ は(100× τ %)分位点を表して

⁹ 分位点回帰の構造については、補論を参照のこと。

いる。

IV .2 . データ

この節では、本研究の分析が依拠するデータについて説明する。用いるデータはBPSによって実施された「小企業サーベイ (Survei Industri Kecil: SIK) 1994年版」のマイクロデータである。この統計調査は、インドネシア全域をカバーするサンプル調査になっており、原則として毎年実施されている¹⁰。調査の目的は、中小企業政策を策定する際の基礎となる信頼性の高い最新の情報を収集することである。調査対象は、企業経営者を含む労働者数が5人から19人の製造業事業所 (BPSによる小企業の定義) となっている¹¹。調査項目は多岐に渡り、企業経営者の属性、機械設備の保有状況、雇用労働力、家族労働力、賃金、生産コスト、収入、債務、そしてその他の企業属性となっている。

本研究では、このデータを用いて、ジャワ島に位置する5つの州 (ジャカルタ首都特別州、西ジャワ州 (現在のバンテン州を含む)、中部ジャワ州、ジョグジャカルタ特別州、東ジャワ州) に焦点を当てた分析をおこなう。ジャワ島は、インドネシアの国土面積のわずかに6.6%にすぎない島であるが、1994年のデータで見ると、その経済がインドネシア経済全体に占める割合は、GDPが59.6%、製造業GDPが67.4%、非石油ガス製造業GDPが74.2%となっている。このことから明らかに、製造業の分析を行うためにジャワ5州に注目することは、データの代表性という点でも十分合理性があると考えられる。

分析に用いたジャワ5州に立地する中小企業の特徴をまとめたものが、表1である。これによれば、サンプル企業の平均付加価値額 (3ヶ月間)

¹⁰ 1997年を除く。

¹¹ インドネシアでは、労働者数が20人以上の事業所を対象にした大・中企業サーベイ (全数調査) や労働者数が4人以下の事業所を対象にした零細企業サーベイ (サンプル調査) も実施されている。ただし、それらの調査票の項目は若干異なっているので、分析の一貫性を保つために、ここでは小企業サーベイに限定して考察を行う。

は561万ルピア、労働生産性は61万ルピアであり、平均的にはきわめて低い収益構造となっていることが分かる。総労働者数の平均は8.7人となっているが、調査対象の企業規模が5～19人であることを考慮すると、これらの範囲の中でも、企業は小規模の方に偏った形で分布していると考えられる。平均的な家族労働者数は2.0人、雇用労働者数は6.7人であることから、完全な家内工業ではないものの、家族労働力が重要な労働力供給源になっていることが分かる。男性労働力比率が74.1%と高いことも、労働力構成の特徴の一つである。

企業属性について見ると、全体の43.6%の企業が都市部に立地しており、農村の工業化が遅々として進んでいない様子が見て取れる。また、公共事

表1. インドネシアの中小企業：記述統計

変数名	単位	平均	標準偏差
生産			
付加価値額(3ヶ月間)	ルピア	5,610,244	6,522
労働生産性(3ヶ月間)	ルピア	611,565	611
労働と資本			
総労働者数	人	8.70	3.74
家族労働者数	人	1.98	1.46
雇用労働者数	人	6.72	4.10
資本	ルピア	630,216	1,239
資本装備率	ルピア	71,699	124
企業属性			
都市立地	%	43.6	0.50
法人格	%	2.4	0.15
男性労働力比率	%	74.1	0.27
家族労働力比率	%	27.1	0.24
企業内訓練	%	21.3	0.41
メンバーシップ	%	14.8	0.36
輸出比率(対総生産額)	%	2.8	15.19
経営者属性			
女性経営者比率	%	7.2	0.26
教育年数	年	7.1	3.63
経験年数	年	29.8	11.96
サンプル数	事業所	2,425	

(出所) BPS, *Statistik Industri Kecil 1994*.

業等に従事できる法人格を有する企業は全体の2.4%にしかすぎず、大半がいわゆるインフォーマル企業ということが分かる。各種の研修を実施している企業は全体の21.3%に留まっており、企業内訓練を通じた人的資本形成は十分に行われていない。メンバーシップは、各種業界団体や協同組合に加入しているかを表すもので、これによれば全体の14.8%の企業が何らかの組織に加入している。また、総生産額に対する平均的な輸出比率は2.8%（輸出を行っている企業は全体の4.5%）となっており、ほとんどの企業が国内市場向けに供給を行っている。

最後に、経営者属性について見てみたい。女性経営者の割合は7.2%となっており、大半は男性経営者であることが分かる。また、経営者の平均教育年数は7.1年であり、大半が初等教育を終えた程度となっている。経営者の平均経験年数は29.8年と長い、これは経営者となるには、多くの経験を積む必要があることを反映していると考えられる。

以上のような特徴をもつデータを基にして、式(17)の推定を行う。式(17)において、労働投入量 (N) は、家族労働者と雇用労働者の合計人数として定義されている。次に、物的資本ストック (K) であるが、一般的に、途上国において、中小企業のこの種のデータを企業レベルで入手することには困難が伴う。これは推計に必要なデータが収集されていないためである。簿価や企業経営者による資本ストックの置き換え費用の評価を利用して推計を行うことも可能であるが、必ずしも正確なものではない。インドネシアにおいては、中小企業の保有する一部の機械設備に関するデータが収集されているが、物的資本ストックを推計するには情報が著しく不足している。そこで本稿では、パウティスタらの資本稼働率の推計に関する研究で (Bautista et al [1981])、資本稼働率の代理変数として電力使用量が用いられていることを踏まえ、物的資本ストックの推計を試みる¹²。ただし、パウティスタらも指摘するように、電力以外の動力源・熱源が用いられてい

¹² 先行研究でも、このようなアイデアに基づいて資本ストックが推計されている(本台[2002])。

る場合には、電力使用量は不十分な代理変数としかならない。実際、インドネシアでは、一部の製造業企業は石炭や薪などを利用しており、必ずしも電力を用いていない。これらを踏まえて、ここでは資本ストックの代理変数として燃料・電力に関する支出額を用いることにする。なお、自家発電を行っている企業については、当該企業の電力購入価格を用いて、電力に関する支出額を補正推計している¹³。

次に、この研究の鍵となる変数、すなわち食事供与という形での現物支給を含む賃金形態について説明する。職場での食事供与という形での賃金支給によって、雇用主は労働者の食料消費状況を効率的にモニタリングできるため、情報の非対称性の問題を克服することができる。言い換えると、食事の供与によって賃金 = 栄養リンクをより強固なものにすることができるのである。また、食事の内容は雇用主が決定できるため、雇用主が望ましいと考える水準の栄養状態を実現することが可能になる。これは従来の研究で、一般的に成立することが確認されている栄養 = 生産性リンクを、より強めることに貢献すると考えられる。このように、賃金の一部を食事の供与という形で現物支給することによって、雇用主は栄養モデルを成立させるための条件である二つのリンクを結合させ、一つの手段で達成することを可能にしているのである。

インドネシアの中小企業統計は、賃金データに関して、金銭による支給と現物による支給という2種類に分けて収集を行っている。残念ながら、現物支給の詳細に関する情報については収集されていないため、食料の供与の有無を判断することはできない。そこで、ここでは食事供与を含む形で賃金支払いが行われていることを表す代理変数として、現物支給額 (W^k) を用いる。もちろん、現物支給が行われている場合であっても、食事以外の現物が供与されている可能性は否定できない。しかし、インドネシアの西ジャワ州における筆者のフィールド調査でも、職場で食事の供

¹³ これは消費エネルギーの単位当たりコストが、動力源・熱源で等しいと仮定していることになる。

与がなされている事例が多く観察されている。また、先に見た通り、他の研究でも、職場での食事供与は決して珍しいことではないことが報告されている。これらのことから、ここでの想定は現実に即した合理的なものであると考えられよう。

その他の説明変数として、企業属性と経営者属性をモデルに加える。企業属性としては、立地、メンバーシップ、輸出に関する変数を用いる。ここでは立地条件として、州による違いと都市・農村による違いを考慮する。前者は、ジャカルタ首都特別州を基準とする州別のダミー変数、後者は都市である場合に1、農村である場合に0をとるダミー変数を導入することによって捉える。メンバーシップは、各種業界団体や協同組合に加入していることを表すダミー変数である。そして、輸出に関する変数としては、総生産額に対する輸出額の比率を用いる。

経営者属性の違いを捉えるために、ここでは経営者の人的資本を考慮する。具体的には、教育年数、経験年数の二乗、そして経験年数を用いる。教育年数は、未就学の場合は0年、小学校中退の場合は3年、小学校卒業の場合は6年、中学校卒業の場合は9年、高校卒業の場合は12年、大学卒業およびそれ以上の場合は16年として推計している。また、経験年数は、小学校就学前の期間が6年ということ considering、年齢から教育年数と6を減じたものを使用している。

IV .3 . 推計結果

表2は、分位点回帰(QR)に基づく統計的分析の結果を取りまとめたものである。以下では、本研究が関心を寄せる W^k に着目して考察を進めていく。パネルAは、最小二乗法(OLS)による推計の結果である。係数推定値は正值となっており、期待された符号条件を満たしている。また、p値は1%の水準で有意であることを示している。したがって、現物支給という賃金形態は企業の労働生産性を上昇させる効果を持っていたと判断することができる。これは本研究で展開した理論からの予測と符合してお

表 2 . 分位点回帰による推定結果

A . 最小二乗法 (OLS)									
β for W^K	.0003399								
標準偏差	.0000395								
p 値	0 .000								
95%信頼区間 (上側)	.0004174								
96%信頼区間 (下側)	.0002623								
B . 分位点回帰 (QR)									
分位点	Q 10	Q 20	Q 30	Q 40	Q 50	Q 60	Q 70	Q 80	Q 90
β_i for W^K	.0001138	.0002051	.0002483	.0002572	.0003097	.0003269	.0003451	.0004509	.0005747
標準偏差 (ブートストラップ推定)	(.0000487)	(.0000454)	(.0000364)	(.0000385)	(.0000437)	(.0000382)	(.000061)	(.0000863)	(.0000886)
p 値	0 .019	0 .000	0 .000	0 .000	0 .000	0 .000	0 .000	0 .000	0 .000
95%信頼区間 (上側)	.0002092	.0002941	.0003198	.0003327	.0003954	.0004018	.0004646	.0006201	.0007483
96%信頼区間 (下側)	.0000183	.000116	.0001769	.0001817	.0002239	.0002521	.0002255	.0002817	.0004010
Wald 統計量 (F 値) $H_0 : \beta_{0,1} = \beta_{0,2} = \dots = \beta_{0,9}$	F (8 , 2614) = 3 .44 (p 値 0 .00)								

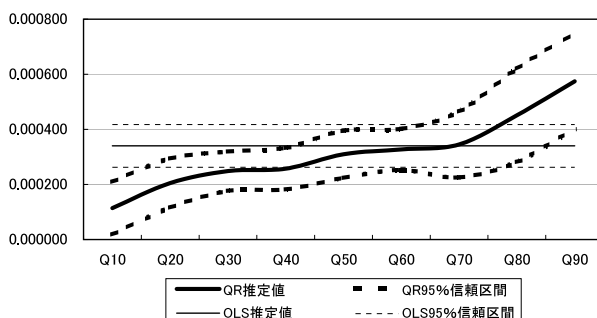
り、栄養モデルの妥当性を示唆するものとなっている。

一方、パネルBには、分位点回帰による推計結果が示されている。ここでは、10%分位点から90%分位点まで10%刻みで9つの分位点を設定して推計を行った。9つの分位点における β_t の値はいずれも正値をとっており、期待された符号条件を満たしている。また、p値を見ると、10%分位点が5%の水準で有意、その他の8つの分位点については1%の水準で有意となっていることが分かる。つまり、現物支給という賃金形態はいずれの分位点においても、労働生産性を高めるように作用していることが確認でき、OLSによる推計結果と同様に、本研究が提示した仮説を支持する結果となっている。

次に、各分位点における β_t の比較を行ってみたい。各分位点における真の β_t が同等である場合、QRとOLSによる分析の双方が妥当性を有する。これに対して、各分位点における真の β_t が同等でない場合には、OLSによる分析の信頼性は低下し、QRによる分析がより適切なアプローチとなる。したがって、OLSによる分析の信頼性を検証するためにも、QRによる分析を併せておこなうことが望ましい。

図1は、各分位点における β_t の推定値とその95%信頼区間を図示したものである。また、比較のために、OLSによる推定結果も併せて示している。一見して明らかのように、分位点が高くなるにつれて β_t の推定値

図1 . WKIND が労働生産性へ与える影響



も大きくなっていくという傾向を確認することができる。実際、係数推定値は10%分位点で0.0001138、50%分位点で0.0003097、そして90%分位点で0.0005747となっている。推定した分位点の中で OLS 推定値と最も近接しているのは、70%分位点である。また、OLS 推定値の95%信頼区間に含まれないのは、10%、20%、30%、40%、80%、90%の6つの分位点におけるQR推定値である。このように、図1を見る限り、各分位点における β_i は同等性を有していないように見受けられる。そこで、このことを統計的に検証するために、推定した全ての β_i が等しいという帰無仮説、すなわち

$$H_0 : \beta_{0.1} = \beta_{0.2} = \dots = \beta_{0.9}$$

を Wald 検定によって検証してみたい。表1のパネルBの最終行を見ると、上記の帰無仮説は有意水準1%で棄却されており、各分位点における β_i の推定値の同等性は支持されない結果となっている。

また、各分位点をペアとする Wald 検定も行った。詳細な結果の報告は紙幅の関係上省略するが、分位点間における β_i の同等性が採択されたのは、20 - 40%分位点の範囲と50 - 70%分位点の範囲のみであった。したがって、

$$\beta_{0.1} < \beta_{0.2}, \beta_{0.3}, \beta_{0.4} < \beta_{0.5}, \beta_{0.6}, \beta_{0.7} < \beta_{0.8} < \beta_{0.9}$$

という関係が成立していると考えられる。

以上のことを総合的に判断すると、分位点が高くなっていくにつれて、 β_i も大きくなっていることが統計的にも裏付けられたと判断される。また、このことは、QRによる分析の有用性を示唆していると言えるだろう。

それでは、以上で確認された「分位点が高くなるにつれて β_i も大きくなる」というファクト・ファインディングは、本研究においてどのような

意味を持つのであろうか。式(8)で示されるように、分位点が高くなっていくとき、 β を引き下げる要因と引き上げる要因の両方が作用する。このため、両者の大小関係によって β の変化する方向が定まっていく。本研究で提示したモデルに基づくならば、栄養モデルの妥当性は β が十分に大きな値をとるか、すなわち β の統計的な有意性が確認できるかによって判断される。そして、栄養モデルは、所得が絶対的に低い状況で妥当性を持つことが想定されているが、それは所得の上昇、すなわち分位点が高くなるにつれて β の値が低下していき、いずれはそのインパクトが消滅することを意味している。

しかし、実証分析の結果からは、賃金水準が高い企業でより大きな W^k の効果が確認されており、式(8)において、 β を引き上げる要因の方が相対的に大きく作用していることを示している。これはインドネシアの文脈、少なくとも本研究の分析対象の範囲においては、依然として栄養モデルが想定するような低すぎる賃金水準にあることを示唆するものとなっている。この見方が正しいならば、より高い賃金水準に到達しない限り、式(8)の β を引き下げる要因が相対的に大きく作用することはなく、 β の低下も観察されないと考えられる。したがって、1994年時点の状況に基づくならば、インドネシアにおいて栄養モデルは当面は妥当し続けると判断される。

それでは、なぜ分位点の低い企業、すなわち労働生産性の低い企業ほど W^k の効果が小さくなっているのであろうか。これには3つの可能性があると考えられる。第一は、労働生産性の低い企業においては、賃金総額の絶対的な低さが問題になっている可能性である。賃金総額が一定であるならば、現物支給が行われた場合、その分だけ金銭支給による賃金が減少することになる。一回当たりの食事にかかる費用は、労働生産性が高い企業であっても、低い企業であっても、それほど変わらないであろう。これは、労働生産性の低い企業と高い企業における賃金の差は、金銭支給による賃金部分に大きく現れてくることを意味している。具体例を挙げると、労働生産性の低い企業では、現物支給で5,000ルピア、金銭支給で10,000ルピア

ア、合計15,000ルピアが支払われるのに対して、労働生産性の高い企業では、現物支給で5,000ルピア、金銭支給で15,000ルピア、合計20,000ルピアが支払われるような状況である。したがって、同じ水準の現物支給を受けていても、金銭支給による賃金が低い場合には、職場以外での食事内容に悪影響が生じることになる。その場合には、労働生産性が低い企業ほど、労働者の栄養状態が低水準となり、結果として W^k の効果が低下すると考えられるのである。

第二は、労働生産性の水準と労働者の質が関連している可能性である。潜在能力、教育、経験、意欲などの点で質の高い労働者は、労働生産性の高い企業で高い賃金を受け取ることを望むであろう。この結果、低い賃金しか提示できない労働生産性の低い企業は、相対的に質の低い労働者しか確保できなくなる。すると、同額の W^k の支給によって労働者の質が10%改善する場合であっても、質の低い労働者の絶対的な生産性の伸びは、質の高い労働者のそれを下回り、結果として W^k の効果は労働生産性の低い企業において相対的に小さくなると考えられるのである。しかし、雇用労働者の属性に関する情報は存在しないため、この点をモデルに組み込むことは容易ではない。パネルデータであれば、時間を通じて変化しない潜在的な能力の影響を除去することもできるが、本研究で用いているクロスセクションデータでは、そのような対応をすることは困難である。

第三は、過剰労働力が存在する可能性である。インドネシアをはじめとする途上国の農業部門においては過剰労働力が存在していることがしばしば報告される¹⁴。途上国の農村部では家族経営の中小企業が多く見られるが、それらの企業が過剰労働力を抱え込んでいる場合には、 W^k によって労働者の質が改善されても限界生産性がゼロ、もしくは極めて低いために、労働生産性の上昇に結びついていかないと考えられるのである。

¹⁴ インドネシアの事例については、新谷 [2004] を参照のこと。

V . おわりに

本研究では、これまで不十分な形でしか行われてこなかった効率賃金仮説の栄養モデルの実証面からの検討を、インドネシアの中小企業統計のマイクロデータを用いた分位点回帰によって行った。

効率賃金仮説の栄養モデルは、賃金 = 栄養リンク、栄養 = 生産性リンクが同時的に成立することを意味している。これまでの実証研究では、栄養 = 生産性リンクが成立することがおおむね確認されているが、雇用主と労働者の間の情報の非対称性に起因する阻害要因が影響を与えるため、賃金 = 栄養リンクは必ずしも成立しないことが示されている。また、いくつかの研究では、モデルの理論的帰結と矛盾するような現象が見られることも指摘されている。これらは栄養モデルの妥当性に疑問を投げかけるものとなっている。

しかしながら、既存の栄養モデルの妥当性に関する研究は、検証方法が十分に確立されてこなかったため、明確な実証上の証拠を提示しているとは必ずしも言えない。本研究では、雇用主が直面する情報の非対称性の問題を軽減し、賃金 = 栄養リンクを強化する方法として、賃金の一部を食事供与の形で現物支給する賃金形態を採用することが効果的であることを明らかにした。この賃金形態は、雇用主の利潤を拡大させると同時に、労働者の失業リスクを低下させるようにも作用するため、双方にとって有利な側面を持っている。このことは、この賃金形態がパレート最適なものであることを必ずしも意味しているわけではないが、一つの合理的な選択結果になっているとの解釈が可能である。

本研究の考察が正しければ、栄養モデルが妥当性する場合には、賃金の一部を食事供与の形で現物支給している企業では、労働生産性がより高くなっていることが観察されるはずである。そこで、この仮説をインドネシアの事例に基づいて検証したところ、それを強く支持する結果を得ることができた。したがって、栄養モデルが妥当する可能性は極めて高いと結論

づけることができるであろう。

最後に、若干の政策的含意と今後の研究課題を示してみたい。本研究を通じて明らかにされたことの一つは、賃金の一部を食事供与という形で支給することによって、労働者の労働効率を向上させることができるということであった。途上国においては、貧困層に対して雇用機会を提供することを通じて貧困を削減していく政策(「ワークフェア」と呼ばれる)が実施されることがある¹⁵。そこで雇われる労働者は栄養モデルが想定する低い栄養状態であることが一般的なため、職場で食事を供与する方法は、事業効率を高めるための有効な手段として機能するであろう。予算の限られた途上国政府にとって、貧困削減政策を効果的に進めていくことは重要な意味をもつと考えられるのである。また、賃金の一部を食事供与の形で支給することにより、失業問題が緩和されることも明らかにされているが、この点を踏まえた政策を実施していくことが一つの課題となるだろう。

今後の研究課題としては、近年の研究動向の中において、本研究の位置づけを明らかにすることを挙げることができよう。本研究は、「条件付き所得移転」というアプローチの有効性を支持している一方で¹⁶、援助の実施効率を高める上で有効とされる「キャッシュ・トランスファー」というアプローチとは異なる結論を出していると解釈することが可能である¹⁷。これらの新しい考え方との共通点および相違点を明らかにすることは、きわめて興味深い課題である。

現在、構造型モデルに適用可能な分位点回帰の手法についての研究が進められているので、それらを用いて推定方法を改善することが挙げられる。また、分析対象とする企業規模の範囲を拡大することも、検討に値する課題であろう。本研究では、労働生産性が高い企業ほど W^k の効果が大きい

¹⁵ ワークフェア(workfare)については、井伊[1998]や黒崎・山形[2003]の第8章を参照のこと。ILOの提唱するLabour-Based Technologyも同様の考え方と言える。

¹⁶ 条件付き所得移転の解説については、黒崎・澤田[2009]などを参照のこと。

¹⁷ キャッシュ・トランスファーに関する研究には、Ponce and Bedi[2009]などがある。

ということが明らかにされたが、その理由を理論と実証の両面からさらに分析していくことも重要である。また、栄養モデルが妥当する範囲、すなわち w^k の効果が消滅する賃金水準について明らかにすることも興味深い分析になると考えられる。

留意すべきことは、ここで得られた結論は、インドネシアという国のある 1 時点における特定の対象に基づくものでしかないということである。したがって、他の国・地域、あるいは他の時点において、どのような現象が見られるのかを注意深く観察する必要があると言える。本研究で十分扱うことのできなかつたこれらの点については、今後の研究に委ねたい。

補論 分位点回帰 (Quantile Regression: QR) の構造

最小二乗法 (OLS) をはじめとする従来の回帰推定は、説明変数ベクトル X が与えられた時、被説明変数である確率変数 Y の条件付期待値、 $E[Y | X]$ を求めるものである。これらは変数間の関係を捉える上できわめて有用な方法であるが、その妥当性は推定する X の係数ベクトル (β) や誤差項に関する諸仮定が満たされるかどうかには依存している。

例えば、従来の回帰推定においては、被説明変数がどのような水準であっても β が一定の値をとることが暗黙に仮定されている。しかし、被説明変数の分布上のあらゆる位置で同じ反応が観察されるとは限らず、分布上の異なる位置では異なる反応が見られると考える方が自然であるような状況も少なくない。また、誤差項に関しても、i.i.d. の仮定が満たされるという保証はなく、被説明変数の水準の上昇と共に誤差項の分散も大きくなる結果、分散不均一性が現れることが一般的である。このように、OLS の諸仮定が満たされないケースは広範に見られるが、そのような場合には OLS 推定の信頼性が著しく低下することになる。

これに対して、Koenker and Bassett [1978] によって提示された分位点回帰は、 X が与えられた場合の Y の条件付分位点を求める統計的手法で

あり、被説明変数の水準、すなわち分位点によって β の値が変化することを許容するものとなっている¹⁸。ここで Y の $(100 \times \tau)\%$ 分位点 ($Q_Y(\tau)$) は、 Y の累積分布関数を

$$F(y) = P(Y \leq y)$$

とすると、任意の $\tau \in (0, 1)$ について、

$$Q_Y(\tau) = F^{-1}(\tau) = \inf\{y \in R \mid F(y) \geq \tau\}$$

として定義される。また、条件付分位点関数は、

$$Q_{Y|X}(\tau) = X'\beta_\tau + \varepsilon_\tau$$

として表される。ただし、 β_τ と ε_τ は、それぞれ $(100 \times \tau)\%$ 分位点に対応した説明変数の係数推定値と誤差を表している。

分位点回帰では、 $(100 \times \tau)\%$ 分位点における係数の推定値 (β_τ) は、

$$\arg \min_{\beta_\tau \in R} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - X_i'\beta_\tau)$$

によって求められる。ただし、 $\rho_\tau(u)$ は、 $u_i = y_i - X_i'\beta_\tau$ として、

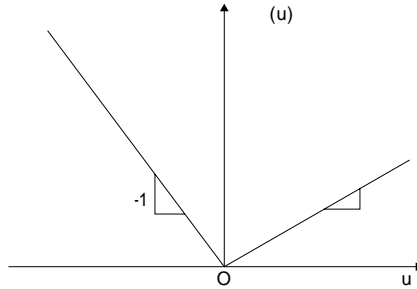
$$\rho_\tau(u) = u \cdot \{\tau - I(u < 0)\}$$

で定義されるが、図 A.1 で示されるように、これは左右で非対称な形状を

¹⁸ 分位点回帰については、Buchinsky [1998], Koenker and Hallock [2001], Koenker [2005], Hao and Naiman [2007]などを参照のこと。

図 A.1 . 分位点回帰の損失関数

(u)の形状: $\tau = 0.3$ のケース



持つ損失関数となっている。ここで、 $I(u < 0)$ は、

$$I(u < 0) = \begin{cases} I(u < 0) = 1 & \text{if } u < 0 \\ I(u < 0) = 0 & \text{if } u \geq 0 \end{cases}$$

で表される指示関数 (indicator function) である。つまり、QRにおいては、残差の符号によって異なる非対称なウエイト付けを $\rho(\cdot)$ で行いながら、残差の絶対値の加重和を最小化するような β_τ を求めていることになる。

ここでの最小化問題は、次に示される期待損失 (L)

$$L = E[\rho_\tau(Y - \hat{y})] = (\tau - 1) \int_{-\infty}^{\hat{y}} (y - \hat{y}) dF(y) + \tau \int_{\hat{y}}^{\infty} (y - \hat{y}) dF(y)$$

を最小化させることと同値となっている。ただし、 $\hat{y} = X' \hat{\beta}_\tau$ である。L を \hat{y} について微分すると、

$$\frac{\partial L}{\partial \hat{y}} = (1 - \tau) \int_{-\infty}^{\hat{y}} dF(y) - \tau \int_{\hat{y}}^{\infty} dF(y)$$

$$= F(\hat{y}) - \tau$$

が得られる。したがって、一階の条件は

$$F'(\hat{y}) = \tau$$

となる。

以上のことは、上記の期待損失(L)を最小にするように \hat{y} を選択すると、それが $100 \times \tau\%$ 分位点になっていることを意味している。このことは、例えば $\tau = 0.6$ の場合において、残差(= $y - \hat{y}$)の60%が負値、40%が正値となるように \hat{y} の値を求めていることに等しい。

この β_1 を探索する問題は、線形計画問題に置き換えて解釈することが可能であるため、実際の推定に当たっては線形計画法を用いて解が求められる。検定や信頼区間の推定をおこなうために必要な係数推定値の標準偏差は、解析的な手法を適用するには困難な側面があるため、パラメトリックな仮定を必要としないブートストラップ法を用いて求める。なお、ブートストラップ反復回数(bootstrap replication number)は、Hao and Naiman [2007]に従って100回に設定している。

(参考文献)

- 井伊雅子 [1998] 「公共支出と貧困層へのターゲティング」、絵所秀紀・山崎幸治編『開発と貧困 貧困の経済分析に向けて』、pp.131-159、アジア経済研究所。
- 黒崎卓・澤田康幸 [2009] 「途上国支援、開発援助の質高めよ」、日本経済新聞、2009年12月21日、17面。
- 黒崎卓・山形辰史 [2003] 『開発経済学貧困削減へのアプローチ』、日本評論社。
- 新谷正彦 [2004] 「農業部門における過剰就業」、本台進編『通貨危機後のインドネシア農村経済』、第8章、pp.139-161、日本評論社。
- 中村和敏 [2008] 「途上国における効率賃金仮説と賃金形態～理論面からのアプローチ～」、『長崎県立大学論集』、第41巻、第4号、pp.129-150。
- 中村和敏 [2009] 「途上国における賃金形態の経済分析 インドネシアの大規模労働統計個票

- データによる検証」、『長崎県立大学論集』、第42巻、第4号、pp.29-51。
- 本台進 [2002] 「インドネシア製造業における小規模事業所の資本生産性と生産効率」、『国際協力論集』、第9巻、第3号、pp.1-22。
- Bardhan, Pranab [1984] *Land, Labor and Rural Poverty*, Columbia University Press.
- Bardhan, Pranab and Christopher Udry [1999] *Development Microeconomics*, Oxford University Press.
- Bauatista, Romeo M., Helen Hughes, David Lim, David Morawetz and Francisco E. Thoumi [1981] *Capital Utilization in Manufacturing*, Oxford University Press.
- Binswanger, H. P., V. S. Doherty, T. Balaramaiah, M. J. Bhende, K. G. Kshirsagar, V. B. Rao and P. S. S. Raju [1984] “Common Features and Contracts in Labor Relations in the Semi-arid Tropics of India,” in *Contractual Arrangement, Employment, and Wages in Rural Labor Markets in Asia* (Binswanger, Hans P. and Mark R. Rosenzweig eds.), Yale University Press: New Haven.
- Bliss, Christopher and Nicholas Stern [1978a] “Productivity, Wages and Nutrition Part I : The Theory,” *Journal of Development Economics*, Vol.5, No.4, pp.331-362.
- Bliss, Christopher and Nicholas Stern [1978b] “Productivity, Wages and Nutrition Part II : Some Observations,” *Journal of Development Economics*, Vol.5, No.4, pp.363-398.
- Buchinsky, Moshe [1998] “Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research,” *Journal of Human Resources*, Vol.33, No.1, pp.88-126.
- Dasgupta, Partha and Debraj Ray [1986] “Inequality as a Determinant of Malnutrition and Unemployment: Theory,” *Economic Journal*, Vol.96, No.384, pp.1011-1034.
- Datt, Gaurav [1996] *Bargaining Power, Wages and Employment: An Analysis of Agricultural Labor Market in India*, Sage Publications: New Delhi, Thousand Oaks, London.
- Foster, Andrew D. and Mark Rosenzweig [1993] “Information, Learning, and Wage Rates in Low-income Rural Areas,” *Journal of Human Resources*, Vol.28, No.4, pp.759-790.
- Foster, Andrew D. and Mark Rosenzweig [1996] “Comparative Advantage, Information and the Allocation of Workers to Tasks: Evidence from an Agricultural Labour Market,” *Review of Economic Studies*, Vol.63, No.216, pp.347-374.
- Gersovitz, Mark [1983] “Savings and Nutrition at Low Incomes,” *Journal of Political Economy*, Vol.91, No.5, pp.841-855.
- Hao, Lingxin and Daniel Q. Naiman [2007] *Quantile Regression*, SAGE Publications.
- Koenker, Roger [2005] *Quantile Regression*, Cambridge University Press.
- Koenker, Roger and Gilbert Bassett, Jr [1978] “Regression Quantiles,” *Econometrica*, Vol.46, No.1, pp.33-50.
- Koenker, Roger and Kevin F. Hallock [2001] “Quantile Regression,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol.15, No.4, pp.143-156.
- Leibenstein, Harvey [1957] *Economic Backwardness and Economic Growth*, John Wiley.
- Mirrlees, James A. [1975] “A Pure Theory of Underdeveloped Economies,” in *Agriculture in Develop-*

- ment Theory* (Reynolds, Lloyd G. eds.), pp.84-106, Yale University Press: New Heaven, London.
- Ponce, Juan and Arjun S. Bedi [2010] "The Impact of a Cash Transfer Program on Cognitive Achievement: The Bono de Desarrollo Humano of Ecuador," *Economics of Education Review*, Vol.29, No.1, pp.116-125.
- Rajaraman, Indira [1986] "Offered Wage and Recipient Attribute: Wage Functions for Rural Labour in India," *Journal of Development Economics*, Vol.24, No.1, pp.179-195.
- Riveros, Luis A. and Lawrence Bouton [1994] "Common Elements of Efficiency Wage Theories: What Relevance for Developing Countries?" *Journal of Development Studies*, Vol.30, No.3, pp.696-716.
- Rosenzweig, Mark R. [1980] "Neoclassical Theory and the Optimizing Peasant: An Econometric Analysis of Market Family Labor Supply in a Developing Country," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.95, No.1, pp.31-55.
- Rosenzweig [1984] "Determinant of Wage Rate and Labor Supply Behavior in the Rural Sector of a Developing Country," in *Contractual Arrangement, Employment, and Wages in Rural Labor Markets in Asia* (Binswanger, Hans P. and Mark R. Rosenzweig eds.), Yale University Press: New Heaven.
- Rosenzweig, Mark R. [1988] "Labor Markets in Low-income Countries," in *Handbook of Development Economics Volume 1* (Chenery, Hollis and T. N. Srinivasan eds.), pp.713-762.
- Rosenzweig, Mark R. and Robert Evenson [1977] "Fertility, Schooling, and the Economic Contribution of Children in Rural India: An Econometric Analysis," *Econometrica*, Vol.45, No.5, pp.1065-1079.
- Stiglitz, Joseph E. [1976] "The Efficiency Wage Hypothesis, Surplus Labour, and the Distribution of Income in L.D.C.s," *Oxford Economic Papers*, Vol.28, No.2, pp.185-207.
- Subramanian, Shankar and Angus Deaton [1996] "The Demand for Food and Calories," *Journal of Political Economy*, Vol.104, No.1, pp.133-162.
- Swamy, Anand V. [1997] "A Simple Test of the Nutrition-based Efficiency Wage Model," *Journal of Development Economics*, Vol.53, No.1, pp.85-98.
- Willis, Robert J. [1973] "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, Vol.81, No.2, pp.S14-S64.