慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	経済較差を考える
Sub Title	An essay on economic disparities
Author	宮内, 環(Miyauchi, Tamaki)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2021
Jtitle	三田学会雑誌 (Mita journal of economics). Vol.113, No.4 (2021. 1) ,p.423 (1)- 456 (34)
JaLC DOI	10.14991/001.20210101-0001
Abstract	我が国のジニ係数を観察すると所得の世帯間較差が個人間較差よりも大きい。その原因として指摘された家計構成員の就業選択における構成員間の独立性についての吟味を行う。次に企業規模間に観察される系統的な賃金較差を確認し，これを叙述し得る「労働の選択順位指標」概念を導入した労働市場モデルについて紹介する。さらに市場の効率的資源配分機能の作動における必要条件である「最低必要臨界量」概念を導入した論を紹介し，最後に今後の課題を述べる。 This essay focuses on a microeconomic theoretical explanation of wage diffierences in the labor market. We observed that Japanese Gini coefficients demonstrate that the income disparity among households is more polarized than that among individuals, which prompted us to examine the hypothesis that the independency of an individual's labor force participation caused this observed disparity. Next, we observed substantial wage diffierences among diffierent firm scales, which motivated us to examine a labor market model with concern for “a priority index of the labor force.” Third, we reviewed an Edgeworth box diagram model that depicts “minimum subsistent levels” to examine the market conditions for efficient resource allocation. Finally, we discussed relevant open questions to conclude this essay.
Notes	会長講演
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20210101-0001

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

「三田学会雑誌」113 巻 4 号（2021 年 1 月）

会長講演

経済較差を考える

宮内　環 *

An Essay on Economic Disparities

Tamaki Miyauchi *

Abstract: This essay focuses on a microeconomic theoretical explanation of wage differences in the labor market. We observed that Japanese Gini coefficients demonstrate that the income disparity among households is more polarized than that among individuals, which prompted us to examine the hypothesis that the independency of an individual's labor force participation caused this observed disparity. Next, we observed substantial wage differences among different firm scales, which motivated us to examine a labor market model with concern for "a priority index of the labor force." Third, we reviewed an Edgeworth box diagram model that depicts "minimum subsistent levels" to examine the market conditions for efficient resource allocation. Finally, we discussed relevant open questions to conclude this essay.

Key words: Gini Coefficient, Labor Supply, Wage, Labor Market, Resource Allocation

JEL Classifications: D31, D43, J31

この稿は 2019 年 12 月 19 日三田研究室棟 A 会議室にて行われた慶應義塾経済学会会長講演の内容に加筆および修正を施したものである。講演にあたりオーディエンスとして参加された当経済学会会員である伊藤幹夫，中妻照雄，河井啓希，石井太の諸氏からは多くの貴重なコメントやご質問を頂き，改稿の機会を得た。さらに当経済学会委員会および秘書の諸氏には筆者の遅々として進まない執筆を辛抱強く待っていただいた。ここに記してこれら諸氏に対して深甚なる謝意を表する。なおこの稿におけるすべての誤謬は筆者に帰するものである。

＊ 慶應義塾大学経済学部
Faculty of Economics, Keio University
miyauchi@a5.keio.jp

1　はじめに

「経済較差」あるいは「経済格差」は，一般に個人，世帯または家計，企業，政府の他に地域や国等を経済主体とみなした場合に，それら経済主体間に存する賃金，収入または所得，資産そして生産性等の差を言う。その態様は非常に多岐に亘るが，当講演はこれら総体を論じることを目的とはしていない。その主たる目的は，個人や世帯が潜在的労働供給主体として参加する労働市場において観察される，賃金または収入の主体間較差を生じせしめるミクロ経済学的な理論構成に焦点を当てることである。換言すれば当講演の主たる関心は次の通りである。労働市場に参入する潜在的労働供給主体の労働の限界生産力の高低には，学歴や経験年数等が影響を与えることが従来の実証研究において示されている。これら変数を統御してもなお，主として企業規模間に系統的な賃金較差が観察され，これを叙述し得るミクロ経済学的な理論構成についての考察を行うことを目的とする。一方で当講演においては，賃金または収入の主体間の差についての善悪の判断はその議論の目的とはしていない。この講演では過去の研究報告を一部で含むが，経済較差についての今後の研究における学問的指針を得るための，問題設定，観測方法，理論的背景の考察を行いたいと考える。

・「較差」の言葉を用いる理由について

当講演では「格差」ではなく「較差」の文字を（引用の一部の例外を除き）次節以後に一貫して用いるが，その理由を最初に述べておくことがよいであろう。その理由は次の通りである。

当講演の題名は「経済較差を考える」である。この題名に用いた「較差」の文字は「こうさ」と読むが，慣用的に「かくさ」と読む。ここでは二つ以上の事物を比較したときのそれらの間の「数量的な差」を指す言葉として「較差」の文字を用いている。日本国語大辞典第二版編集委員会編（2001）によれば「格差」とは「価格，資格，等級などの差。」（p. 429）とあり，その字義には定量的な差とともに，「資格，等級」といった言わば格付けの明確な相違という内容を含む定性的な差も含んでいる。これに対し，「かくさ」と読む「較差」とは「二つ以上の事物を比較した時のその差。ひらき。」（同, 2001, p. 429）とあり，その字義は格付けの相違といった定性的な差というよりは，数量的な相違としての差を指し示すと理解されよう。当講演において主に論じるところの「経済較差」とは，複数の主体の収入などの経済的指標に見られる主体間の差であるが，以後の議論においてこの差とは，当該の複数主体について観察される学歴などの属性を一定にコントロールした母集団においても，なお消えることのない系統的な（ランダムでない）差として位置づけられる。資格や等級などの「格差」は非連続的であるために素朴な観察方法で見出せることが多い一方，定量的な「較差」は連続的であり，これを析出するには精密な理論構成と慎重な実験計画を要する。「較差」は連続的であるがゆえにあらゆる問題を複雑にし，それにより引き起こされる諸問題への対応は，より周到な理

論的考察を重ねた政策を要求し厄介である。こうした連続的，定量的な主体間の差に焦点を当てることを当講演の目的とする趣旨に即し，「較差」の言葉を用いる。

経済較差を考える観点は多様である。マクロ的観点ではまず国間の較差が考えられよう。国間の経済較差は伝統的な経済理論によれば要素賦存の違いと説明される。次に市場内における近年の著しい較差をもたらす原因の一つとして，最近の IT 産業の市場のように国境を越えた市場において生じた独占的な企業の台頭を挙げることができ，このような市場については “winner-takes-almost-all” market（Wolf 2019）の呼び方がある。こうした独占市場における独占主体およびそれとの取引のためにその市場に参加するミクロな主体との間の経済較差も伝統的なミクロ経済学の理論で説明できよう。さらに一国内の経済較差に目を向けてみよう。経済較差は，地域間，産業間，職種間，雇用・自営間や常用雇用と非常用雇用との間の就業形態間，学歴間，年齢階層間などで観察される。これらの多くも生産技術および人的資本といった伝統的経済学の概念で説明できるであろう。Birdsall and Londono（1997），Lee et al.（2013）が明らかにする通り，有する資産の多寡も市場に参加する主体の収入較差を生み出す重要な要素である。資産較差が収入較差を生み，さらに資産較差が拡大するという循環は，金融機関については Rezitis（2008）などが示すように Total Factor Productivity（TFP）概念によりその理論的背景が説明可能であろう。

一方でこの講演における主たる関心は，一般にパレート最適という状態を生み出す競争的市場の伝統的理論を踏まえながら，競争的市場において観察される経済較差をどのように理解するか，という点にある。本稿では次に述べる三点に注目して経済較差の発生について考察を行う。第一点目として，世帯間の所得較差の発生要因として，同一世帯に属する各世帯員の就業選択に関して人員単位の傾向を明らかにした「ダグラス・ロング・有沢法則（DLA 法則）」（辻村他 1959）に注目する。第二点目は，同一産業の企業が労働需要主体として参入する労働市場において観察される企業規模間賃金較差（小尾 1978, 1983，小尾・宮内 1998）である。伝統的ミクロ理論によれば競争的な労働市場においては，賃金較差が生じたとしても労働需要側および労働供給側のいずれにおいても，その主体間の競争により賃金較差は市場が有する価格調整機能により解消して一価の賃金率が成立し，さらに失業も発生しないという帰結を得る。一方で労働需要主体の産業を統御し，労働供給主体の限界生産力にシフトを与える系統的因子であるところの学歴および経験年数等を統御してもなお規模間賃金較差が安定的に観察される。一般に伝統的経済学の文脈では賃金較差が観察される場合には，それらは別個の労働市場で成立しているものと理解される。例えば勤務医の平均賃金率は製造業の組み立てラインで働く工員のそれよりも明らかに高いが，勤務医の労働市場に供給主体として参入できるのは医師免許を有する者に限られるという制度的に設けられた参入障壁のために，医師免許を有しない者は参入できないからである。その一方，製造業の労働市場に注目すると企業規模間において平均賃金率の較差が安定的に観察される。本稿の第 5 節および補論 1 では厚生労働省『賃金構

造基本統計調査』公表データを用いた産業大分類別の企業規模間の賃金較差の測定結果を示しているが，製造業のみならず企業規模間賃金較差がほぼ全部の産業部門において観察される。この企業規模間賃金較差は，勤務医と工員との間に観察される賃金の差とは異なり，別個の労働市場において成立した均衡賃金水準の差とは言い難い。第三点目が「最低必要臨界量」(辻村 1977)の概念である。辻村(1977)は競争市場におけるパレート最適成立は無条件に約束されたものではなく，各主体が交換のために有する初期保有量が「最低必要臨界量」を超えているという条件が必要であると指摘する。その内容はマルクス経済学による労働日（労働時間）の延長，および賃金が労働の再生産費用（最低生活費用）となるという帰結の一方，これとは対照的な伝統的新古典派経済学によるパレート最適の帰結は周知の通りであるが，これら帰結のいずれもが，「最低必要臨界量」の概念を導入した「縁付きエッジワース・ボックス」により統一的に導かれるとしている。これら三点はいずれも本稿における経済較差についての重要な観点である。

以下では，第 2 節で経済較差を取り上げる理由を述べ，第 3 節では経済較差についての観察を踏まえて世帯間における所得較差が，個人間のそれよりも大となる観察事実について確認し，第 4 節ではダグラス・ロング・有沢法則と，結果としての世帯間所得較差との間の関係を考察する。第 5 節では労働市場において企業規模間賃金較差を生み出す要素を分析的に考察する。第 6 節では最低必要臨界量と市場の資源配分機能との関係について考察を行い，最後に結語として今後に取り組むべき課題を述べる。

2　なぜ経済較差か

経済較差をこの講演で取り上げるのは，経済較差の問題に対し有効な手立てを示せないでいるように見える自由社会あるいは自由市場に対する不信が近年とみに高まり，ひいては民主主義への懐疑が強まっている結果と思える様々な出来事に私たちは直面しているからである。特に 2016 年米国大統領選挙においてドナルド・トランプが次期大統領に当選し，さらにその後のトランプ政権のもとで生じた米国の政治状況は衝撃的であった。2017 年にトランプ政権が成立する一方で時を同じくして「アメリカ民主社会主義者（Democratic Socialists of America, DSA）」の党員数が急速に増加し 2017 年には州議会選挙で DSA からの多数の候補が当選を果たすに至っている。さらにフランスでは 2018 年 11 月 17 日（土曜日）から具体的な行動を起こした「黄色いヴェスト運動（Le mouvement des Gilets jaunes）」がその後の約半年の期間に高まりを見せた。こうした事態の背後には民主的な選挙という手続きを経て我々の目前にある政治への強い不満があるように見える。筆者はこうした状況の背後には，自由市場において一向に改善しないように見える経済較差への強い不満があると考えている。こうした状況において印象深かったのは 2019 年 9 月 18 日付 *Financial Times Asia* に掲載された Wolf (2019)による “Saving capitalism from the rentiers” という見出しの紙面 1 頁すべてを埋める

特集記事であった。その見出しの上部には “A dynamic capitalist economy gives everybody the belief they can share in the benefits. Instead, weak competition, feeble productivity growth, high inequality and a degraded democracy are failing citizens.” (Wolf, 2019, p. 7) とある。当該記事の本文では見出しにある “rentiers” について次のように論じている。

> “Rentier capitalism” means an economy in which market and political power allows privileged individuals and businesses to extract a great deal of such rent from everybody else. (Wolf, 2019, p. 7)

当該記事ではこの “rentiers capitalism” が徐々に支配的となっているという示唆を与える米国の生産性についての実証的研究である Furman and Orszag (2018) を引用していると推測できる部分が出典を明らかにせずにある。ここでは Wolf (2019) が当該記事で引用していると推測できる部分を示しておこう。

> From 1948 to 1973, real median family income in the United States rose 3.0 percent annually. At this rate, incomes doubled once a generation and there was a 96 percent chance that a child would have a higher income than his or her parents. Since 1973, the median family has seen its real income grow only 0.4 percent annually, a rate at which it would take over a century to double. As a result, 28 percent of children have lower income than their parents did. (Furman and Orszag, 2018, p. 2)

Furman and Orszag (2018) は米国における世帯所得増加の 1973 年以後の停滞が主に弱い生産性増加により引き起こされ，小さいパイを分け合う過程で進む分配の偏りがさらに所得分布の中位にある世帯所得増加を妨げていると主張する[(1)]。同様の指摘は Altman et al. (2008) においてもなされ

> Between 1947 and 1973, productivity and real median family income both grew by 2.8 percent a year. Since 1973, however, productivity has grown by 1.8 percent a year while real median family income has risen by less than half of that. (Altman et al., 2008, p. 2)

---

(1) Furman and Orszag (2018) は併せて，1982 年から 2015 年の間にかけて市場における企業参入率が退出率の減少を超える速さで減少し，その結果この間に創業から 5 年未満の若い企業が約三分の一，そうした若い企業に雇用される者がほぼ半分に減少したという観察事実を掲げ，巨大古参企業の市場シェアがより支配的となったと論じている (Furman and Orszag, 2018, pp. 8–9)。

として同様に弱い生産性増加が所得分布の中位にある世帯所得増加の足かせとなっていることを示唆している。

わずかな生産性増加によって獲得された経済的恩恵が世帯所得の下位から上位に至るまで全体に亘ってもたらされるのであれば，生産性増加の鈍化は教育投資の促進による人的資本の蓄積や税制の調整といった政策的対応で解決可能であろう。しかし問題はそれほど単純ではないように見える。すなわち，市場の資源分配機能の偏りによりその経済的恩恵が言わば富裕層と呼ばれる世帯に専らもたらされるとしたら，単純な生産性促進策は所得分布の中位および下位にある世帯における所得増加にほとんど寄与することなく，その上位にある世帯におけるさらなる富の獲得に専ら貢献することになり，自由市場への信頼の回復は望めないことになる。そこで次に所得分配の平等の尺度であるジニ係数の時系列的変化を OECD 統計および日本の統計を用いて観察することで，市場においてなされる所得分配の様子を観察することにしよう。

3　経済較差についての素朴な観察

OECD 統計の Income Inequality のサイトにあるデータを用いて先進 7 か国のジニ係数を観察する。当サイトには “The income of the household is attributed to each of its members, with an adjustment to reflect differences in needs for households of different sizes.”（https://data.oecd.org/inequality/income-inequality.htm，参照日：2019 年 12 月 15 日）との記述があるので，OECD 統計のジニ係数は世帯所得ではなく，世帯所得 X を世帯人員数 n の平方根で割った等価所得である $X/\sqrt{n}$ により定義される個人所得に基づいて作成されていることを確認する。まず OECD 加盟の先進 7 か国（G7）のジニ係数の 2015 年横断面比較を図 1 に示す。G7 中ジニ係数が最も高く個人間の所得分配が最も不平等な国が米国（0.390）であり，日本（0.339）は英国（0.360）に続いて G7 中 3 番目にジニ係数が高いことが示される。一方，ドイツ（0.293）およびフランス（0.295）のジニ係数は比較的低い。

次に同じく OECD 統計により G7 のうち日本を除く国のジニ係数の時系列的変化を観察したのが図 2 である。2016 年時点で上から米国，英国，イタリア，カナダ，そしてフランスとドイツがほぼ重なっている。これらジニ係数が，2007 年から 2017 年にかけて急激に悪化した兆候は見られない。したがって 2018 年末頃からその激しさを増したフランスにおける黄色いヴェスト運動や米国における DSA 台頭の原因は経済的不平等なのか，の問題が残るところである[(2)]。

次に日本国内のジニ係数を観察することにしよう。所得再分配のジニ係数への効果を示すために

---

(2)　日本のジニ係数について次に行った観測によれば，世帯間のジニ係数が個人間のジニ係数よりも大きくなる傾向があり，本稿では論じていないが OECD 各国についても世帯間のジニ係数の推移について併せて観察する必要があろう。

図１　2015 年 G7 のジニ係数

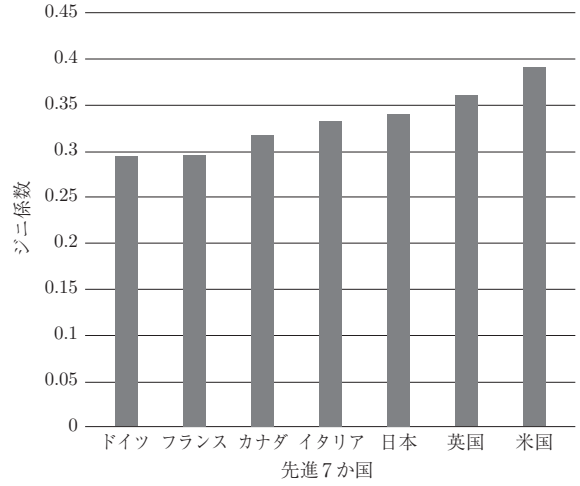
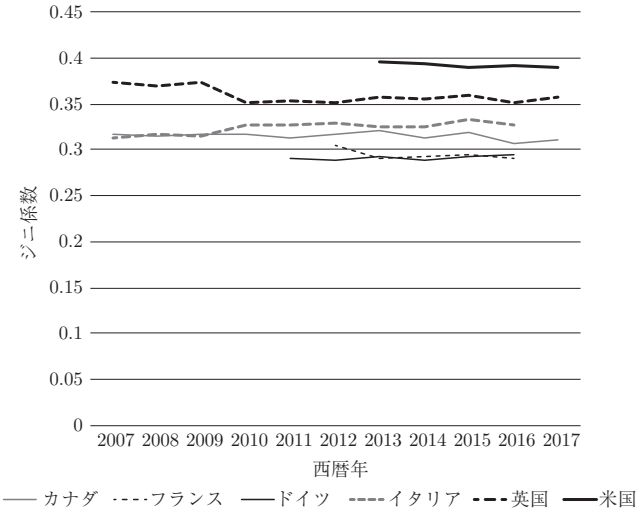


図２　G7（日本を除く）のジニ係数の推移



・ https://data.oecd.org/inequality/income-inequality.htm （参照日：2019 年 12 月 15 日）より筆者作成。

厚生労働省『所得再分配調査』に基づき，まず図 3 に三本ある折れ線により，上から順に世帯の「①当初所得」,「②（①当初所得＋社会保障給付－社会保険料）」,「③可処分所得（②－税金）」の各々のジニ係数の 2005 年から 2017 年にかけての変化を示す。ここで「①当初所得」とは『所得再分配調査』で用いられる所得概念で，公的年金の受け取りを含まない一方，退職金や保険金の受け取りを含んでいる。この「当初所得」と類似の所得概念として総務省統計局『家計調査』で用いられる「課税前所得」があるが，これは公的年金の受け取りを含む点で「当初所得」とは異なる。なお，収入が公的年金のみである場合には「当初所得」によるジニ係数が「課税前所得」によるそれよりも大き

図３　世帯単位で見た所得再分配

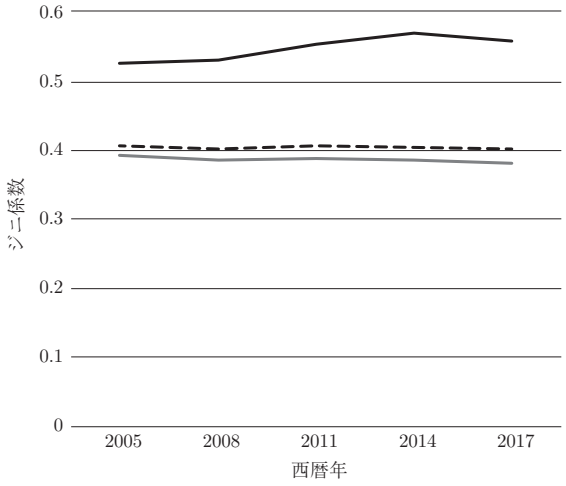
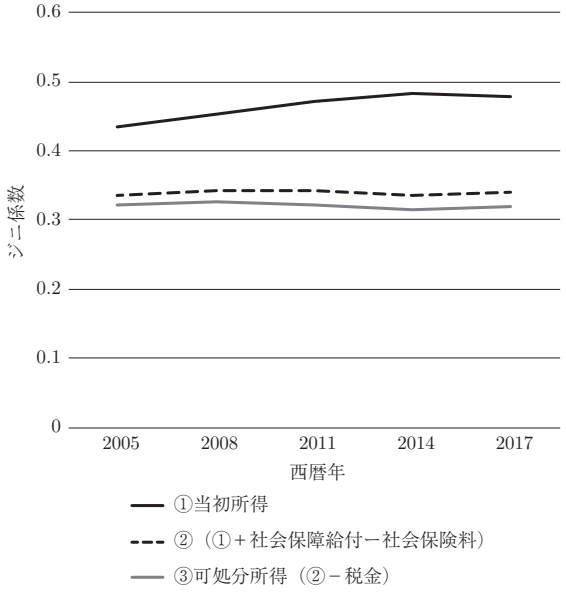


図４　世帯員単位で見た所得再分配（等価所得）



・厚生労働省『平成29年所得再分配調査報告書』「表2　所得再分配による所得較差是正効果（ジニ係数）」（図3）「表9　所得再分配による所得較差是正効果（ジニ係数，等価所得）」（図4）より筆者作成。

くなりがちである。図3では社会保障給付および社会保険料によりジニ係数が顕著に下がり，さらに税金を差し引いた後の可処分所得のジニ係数の低下はわずかであることから，税金による所得再分配効果は限定的であることが示される。

図4は世帯員単位の等価所得における所得再分配の効果を示すが，三本の線は図3の世帯単位に

図５　世帯単位と世帯員単位で見た当初所得のジニ係数

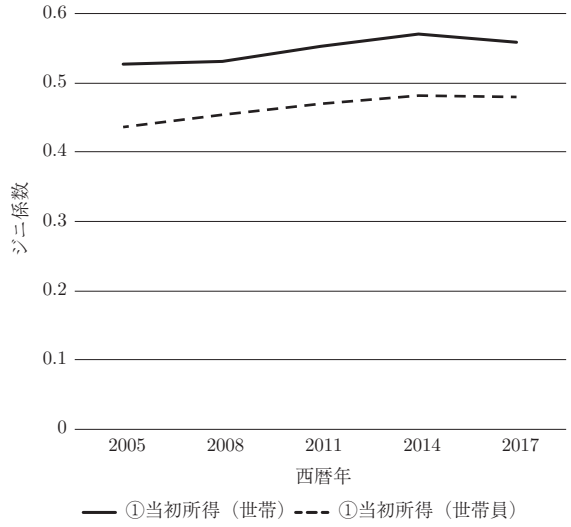
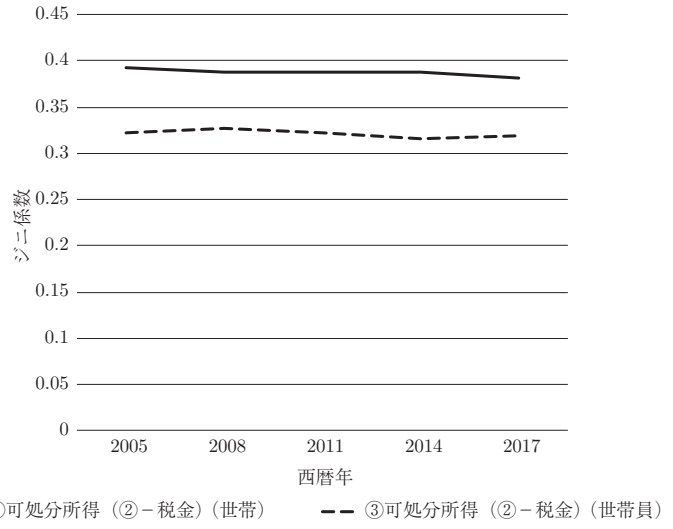


図６　世帯単位と世帯員単位で見た可処分所得のジニ係数



・ 厚生労働省『平成29年所得再分配調査報告書』表2および表9より筆者作成。

おけるそれと同じ並びとなっており，世帯員単位の等価所得においても世帯単位におけるのと同様に社会保障給付および社会保険料納付によりジニ係数が顕著に下がっていることが観察される。以上の図3と図4により，世帯所得および世帯員の等価所得のいずれにおいても社会保障給付および社会保険料納付による所得再分配効果が大きいことが分かる。

次に世帯所得と世帯員の等価所得のジニ係数を比較しよう。図5には「①当初所得」をジニ係数の計算に用いた結果を示す。図5の上の線は世帯所得におけるジニ係数，下の線が世帯員の等価所得

におけるそれであり，両者とも徐々に増加しているが，世帯員の等価所得のジニ係数の値が世帯のそれに比べて安定して約 0.1 程度低い水準で推移していることが分かる。世帯単位のジニ係数が世帯員単位（個人単位）のジニ係数がよりも大きくなる原因の一つとして，世帯員各々が稼得する所得の大きさ（労働の限界生産力の高さ）が比較的近い者同士が世帯を構成する傾向があることが考えられる。この傾向は親子による世帯の構成（または子供の幼少期における家庭環境が，その後に子供が社会に出た場合のその子供がなす成果に及ぼす影響）および婚姻等による世帯の構成の両方に見られる可能性がある。前者については Gregg and Machin (2000)，Hobcraft (1998)，Hobcraft and Kiernan (1999)など，後者については Binder and Lam (2019)，Qian (2018)，Eika et al. (2014)などの研究がある。

世帯単位のジニ係数が世帯員単位の等価所得のそれよりも大きくなる傾向は，社会保障および税による所得再分配を施した後の可処分所得のジニ係数でも同様であろうか。図 6 は可処分所得についてこれら両者のジニ係数を比較したものである。可処分所得においても世帯単位のジニ係数が世帯員単位の等価所得のそれよりも一貫して大きいことが分かる。すなわち社会保障および税による所得再分配政策がもたらす所得較差の緩和効果への寄与は，世帯間の所得較差に対しては限定的であると言える。

4　ダグラス・ロング・有沢法則が世帯間所得較差に与える効果

前節で述べた先行研究に示されるように，親子や婚姻等により同一世帯に属するようになった世帯構成員が稼得する所得水準または労働の限界生産力が互いに正相関しているという事情があった場合に，「ダグラス・ロング・有沢法則（DLA 法則）[(3)]」と呼ばれるところの法則性が強く働く場合には，世帯単位の所得較差はその法則性が働かない場合に比べて緩和される。DLA 法則とは世帯構成員の就業に関する選択についての法則性であり，Douglas (1934)の米国 41 都市の製造業において見出した平均賃金と有業率の相関関係（Douglas 1934, p. 275, Table 33）についての先駆的分析をふまえ，Long (1958)の広範な追試を経ているものである。我が国の家計調査資料からは早くは有沢(1956)により全国勤労者世帯の世帯主本業収入別の収入構成（有沢 1956, p. 56, 第 12 表）が報告されている。DLA 法則は次の三法則を指す。

第一法則：家計には核構成員，すなわち家計の中核的収入稼得者（家計調査の世帯主に相当）があり，非核構成員（核以外の家計構成員）の入手可能な就業機会（賃金率と指定労働時間）を所与

(3)　辻村他(1959)において Douglas (1934)，Long (1958)および有沢(1956)が見出した人員単位の労働供給に関する法則性は「ダグラス・ロング・有沢法則」という名称で紹介されている。なお，Saito (1981)もイングランド地方において同様の傾向を見出している。

とするとき，核収入のより低い家計グループの非核構成員の有業率はより高い。

第二法則：核収入を一定とするならば，非核構成員に提示された就業機会の好転は，非核有業率を上昇させる。

第三法則：世帯主的な核構成員にあたる青壮年男子の有業率は提示された就業機会の賃金率に対して不感応的である。

（小尾・宮内 1998, pp. 53–54）

DLA 第一法則は非核構成員の就業選択がその属する世帯における中核的収入稼得者の稼得する核収入の水準に影響されることを示唆している。DLA 第一法則が強く作用する場合には，高水準の核所得は壮年女子層に代表される非核構成員の労働供給を抑制する作用があるので，同一世帯に属する各世帯構成員の就業選択について，DLA 第一法則が作用せずに他の構成員が稼得する収入水準からの独立性が高い場合に比べ，結果として世帯間の所得較差（世帯単位のジニ係数）は小さくなる。大竹(2000)は総務省統計局『就業構造基本調査』の集計により得たジニ係数に基づき「高度成長期に日本の家計所得は平等化が進み，80 年代半ばから現在に至るまで不平等化が進んでいる。」(p. 2) と述べ，『全国消費実態調査』による分析から人口高齢化がその主因としているが，その他に「既婚女性の働き方の変化」を挙げて「八〇年代は低所得男性の配偶者ほど有業率が高いというダグラス＝有沢法則が明確に成り立っている。だが，九〇年代に入るとその関係は弱くなり，九七年には，夫の所得と妻の有業率の間には負の相関関係は観察されなくなっている。」(大竹, 2000, p. 6) と述べている。大竹(2000)が述べる「ダグラス＝有沢法則」は DLA 第一法則を指していると理解される。大竹(2000)は DLA 第一法則についてこのように述べる根拠として

米国では，フルタイムで働く有配偶女性の比率が急上昇したばかりでなく，高学歴・高所得カップルが増加した。（中略）高所得男性の配偶者も高所得女性となる比率が高まった結果，世帯レベルでみた所得格差のほうが個人間の所得格差より大きくなる傾向が現れだしたのである。

日本でも，高学歴女性がフルタイムで高所得を稼ぎながら高学歴男性と結婚する比率が高まりつつあれば，同じことがいえる。（大竹, 2000, p. 6）

と主張している。しかし，筆者はこの主張をもって DLA 第一法則の成立を否定することに懐疑的である。すなわち DLA 法則は単に，低所得世帯と高所得世帯を横断面的に比較して得られる観察事実を指しているのではない。一般に DLA の三法則は，世帯員の余暇－所得選好場における余暇－所得無差別曲線の特性を述べた命題であり，特に DLA 第一法則は余暇および所得が正常財であり，余暇需要の所得効果が明確に表れることを示していると理解すべきであると筆者は考える。妻の多くがパートタイム等の従業上の立場で短時間就業している低所得世帯と，近年「パワーカップ

ル」とも呼ばれ夫婦ともに高学歴で，高収入をフルタイムの従業上の立場で稼得する世帯を単に並べて横断面的に比較すれば，妻の余暇－所得選好場において余暇の所得効果が負となるあたかも劣等財のように見えるであろう。余暇－所得選好場の特性について測定しようとする場合には，諸々の変数を統御するなどの周到な実験計画が要求されるはずである。統御すべき変数の例として，世帯員の学歴，職業経験，年齢など労働の限界生産力に影響を与えると考えられる変数，例えば妻の選好場であればその夫以外に同一世帯に属する就業可能な世帯構成員の有無は妻の就業選択に影響を与えるはずであるから，その有無を統御し世帯タイプを特定する必要がある。世帯員が参入可能な労働市場の需給バランスの状況も重要な要素であり，世帯が属する地域が都市圏であるか否か，当該地域の主たる産業やその規模などは統御される必要がある。さらに当該世帯に自営業主がいる場合には，その他の世帯構成員は無給の家族従業者等の，自営に準じる従業上の地位となって就業を選択する追加的コストが，自営業主のいない世帯に比べて格段に低くなる。したがって，就業選択において世帯員に開かれた従業上の地位の機会を統御するために世帯における自営業主の有無を統御する必要もある。こうした実験計画に基づく余暇－所得選好場の測定の具体例は，小尾・宮内(1998)第 3 章～第 5 章，宮内(1993, 2003)を参照されたい。

5　別個ではない労働市場において発生する賃金較差

当講演の目的の一つとして先に述べた労働市場において生み出される賃金較差について，ここで確認しておこう。賃金較差は一般には「複数の個別の労働市場」の各々において相互に独立に需給均衡が成立した結果として，これら別個の労働市場間に賃金較差が生じていると説明される。ここに言う「複数の別個の市場」とは，参入が何らかの事情により制限されている労働市場と，その市場に参入できない主体が参入できる別の労働市場を指す。先に述べた勤務医の労働市場と製造業の工員のそれが「複数の別個の労働市場」の例と考えればよい。付言するならば，この概念は例えば一年といった政策的あるいは分析的に意味のある観測の単位期間を前提としている。すなわち観測の単位期間を例えば十年といったように長くとるならば，医師の資格を持たないために勤務医の労働市場に参入できなかった主体は観測の単位期間である十年の間に医師免許を取得することも可能となるので，勤務医の労働市場はその他の労働市場からの参入が明確に制限されているとは言えず，これら労働市場を「複数の別個の労働市場」と位置づけることが困難となる。

一方，観測の単位期間を例えば一年とした場合において，ある産業の新卒学生の獲得をめぐる労働市場を考えてみよう。大規模企業が労働需要主体として参入し，新卒学生が潜在的労働供給主体として参入する市場は，中小規模企業およびその求人に応募する新卒学生の市場とは，先に述べた勤務医の労働市場と製造業の工員のそれとのように，明確に「複数の別個の労働市場」とは呼べない。むしろ大規模企業と中小規模企業とが新卒学生の獲得をめぐり互いに競争し，他方で新卒学生同士

もより良い就業機会の獲得を目指して互いに競争をしている，という場として双方が参入可能な労働市場と考えてよい。大規模企業は新卒学生の就職面接時に学校指定を行うから，これが参入障壁であるという反論もあろう。しかし，この反論には次に述べる通り，大規模企業が新卒学生の獲得競争からその学校指定により中小規模企業を排除していることが自明ではないと論じることができる[(4)]。すなわち大規模企業が学校指定のハードルを設けることによって中小規模企業の参入を阻止するためには，次の二つの条件が必要である。まず中小規模企業が有する生産技術における労働の限界生産力が低く，大規模企業と同等かまたはそれを超える時間当たり賃金率を支払うことが中小規模企業にとって合理的でなくなるという条件である。次に大規模企業にとっては学校指定によって新卒学生の参入を制限し，学校指定がなかった場合よりも供給主体の層が狭められた結果として中小規模企業よりも高い時間当たり賃金率を支払うとすれば，大規模企業の技術における労働の限界生産力が十分に高く，その結果当該の高い賃金率を支払うことが大規模企業にとって合理的でなければならない。少なくともこれら二つの条件が充足されなければ，大規模企業が学校指定により中小規模企業を新卒学生の獲得競争から排除することには合理性がないと言える。これらの条件が実際に充足されているかは検証の対象とすべきであろう。さらに言えば大規模企業はその学校指定のハードルの高さを景気変動とともに上下させて，結果として採用する新卒学生の規模を景気変動に応じて大きく変動させていることが日常の素朴な観察により分かる。この事実は大規模企業および中小規模企業が行う労働需要についての最適化行動および労働市場の競争の構造についての示唆を与えていると考えてよい。

次に企業規模間の賃金較差測定事例を示し，こうした観察事実を記述可能な労働市場のモデルについて議論する。

・企業規模間で観察される賃金率較差について

複数の労働供給主体が稼得する賃金や収入の高低の違い，これを当該の労働供給主体が有する学歴や経験年数等の観察される変数の違いでよく説明できることは周知の事実である。学歴や経験年数等の変数は，潜在的な供給主体を含めた労働供給主体の人的資本の蓄積量の代理変数とみなすことができよう。一方，その代理変数であるこれら変数について，同程度の学歴や経験年数等を有するように統御を施した労働供給主体グループ内においても，なおそのグループに属する労働供給主体が稼得する賃金や収入に系統的な高低の違いが見出されることはしばしば経験することである。その主な違いは同一の産業分類に属する企業群の企業規模間において観察される。

次の図 7 に示す結果は，産業大分類別の民営に限定した賃金率について，企業の従業者が小規模

(4)　学校指定により大規模企業は直接には一部の新卒学生を排除している。一方で，大規模企業が（中小規模企業の賃金よりも）高賃金を提示することにより中小規模企業を（大規模企業が参入する）労働市場から排除しているとの解釈も可能である。

（10～99 人）である企業のそれを基準として，中規模（100～999 人）の企業および大規模（1,000 人以上）の企業の賃金率の平均比率を（性別を男子，学歴を大学・大学院卒に固定し，さらに年齢階層別の平均経験年数を統御変数として）推定して示したものである[(5)]。図 7 縦軸の 1.0 の水準に基準化した各産業部門に属する小規模企業の賃金率に対し，同じ産業部門に属する中規模および大規模企業の賃金率の（男子，大学・大学院卒のグループにおいて経験年数が互いに同じ集団における）平均比率をプロットの高さで示してある。各産業部門の左側のプロットが中規模の賃金率の，右側が大規模のそれの，各々小規模の賃金率に対する平均比率を示す。図 7 に示された規模間賃金較差の様子は「C 鉱業，採石業，砂利採取業」のように小規模・中規模間ですでに較差が観察される場合と，「E 製造業」のように中規模・大規模間で較差が観察される場合とに分かれるが，「R サービス業（他に分類されないもの）」などを除いて同一産業分類において概ね企業規模間で賃金較差が観察されると考えてよい。

さらに同じ推定結果を用いて図 8 に各産業部門の従業者の平均経験年数における（性別，学歴，経験年数を同様に統御した）従業者規模別平均賃金率の推定値の大きさを三本の柱の高さで示してある。各産業部門の左から右に小規模，中規模，大規模の各々における平均賃金率を，三本の柱の高さにより示す。なお図 8 縦軸の単位は「時間当たり千円」である。

図 7 および図 8 に示されるように，企業規模間賃金較差は広範な業種に亘って観察される。確認すべきはここに示された企業規模間賃金較差は，先に議論した通り「複数の別個の労働市場」における需給均衡の結果であると理解できない点である。したがって一価の賃金率の成立をその帰結とする伝統的市場理論は，少なくとも労働市場については，伝統的理論の原理・定理系を残したままそこに新たな分析的概念の導入による修正が施されるべきであろう。そこで以下では図 7 に示された企業規模間の賃金較差を記述するモデルの概略とそこに残された問題点について述べよう。小尾(1978, 1983)は複数の別個でない労働市場における賃金較差の成立およびケインズ体系における失業の発生を，新古典派経済学の体系において導くことを可能とする労働市場のモデルを提示している。次にその概略を述べよう。

小尾(1978, 1983)の貢献は次の二つの観点から評価できる。第一に伝統的な新古典派の市場理論では発生しないとされる規模間賃金較差の発生およびその変動を叙述可能としたことである。第二に伝統的な新古典派理論における主体均衡論を一切修正することなく，ケインズ体系における非自発的失業の発生を導くことを可能としたことである。これらを可能としたのは，新古典派の体系に「労働の選択順位指標」およびその「分布」の概念を導入したからである。その結果，企業規模間の

---

(5)　推定手続きおよびその結果の詳細は本稿の補論 1 を参照されたい。なお回帰式の左辺には時間当たり賃金率の自然対数を置き推定を行っているが，図 8 の結果は，各産業部門の平均経験年数を推定された回帰式に代入して得た左辺の対数賃金率を逆対数（自然対数の底による exp）で真数に変換した後，回帰の残差から推定した補正係数 $\exp(\sigma^2/2)$ を掛けて求めてある。推定された対数賃金率を真数に直す手続きの詳細も補論 1 を参照されたい。

図７　小規模に対する中・大規模の賃金率の平均比率

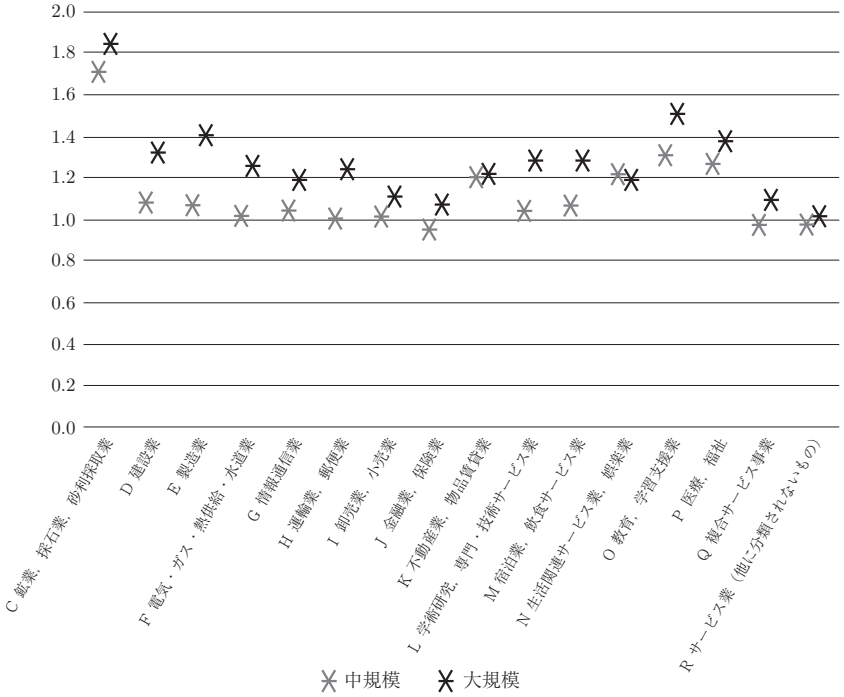
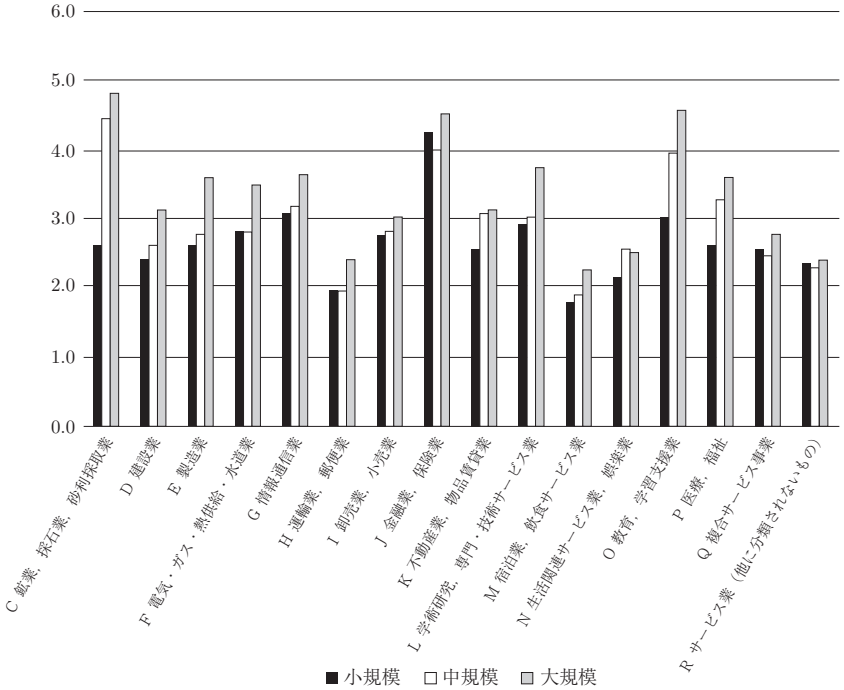


図８　平均経験年数における規模別平均賃金率（千円／時間）



・厚生労働省『平成21年賃金構造基本統計調査』の「表1　年齢階級別きまって支給する現金給与額，所定内給与額及び年間賞与その他特別給与額（産業計・産業別）」を用いた筆者の推定結果より筆者作成。

賃金較差が各規模の企業の最適化行動の結果として記述され，同時にケインズ体系における非自発的失業の発生と変動を記述できる労働市場のモデルを提示しているのである。労働の選択順位指標は主体間で分布する確率変数 G で示される。G とは企業から見て労働の潜在的な供給主体ごとが持つ指標で，その指標の値が大きい主体ほど他の条件一定の下で需要主体（企業）から優先的に需要される。伝統的な新古典派理論における失業解消の帰結は，ここでは選択順位指標 G が分散を失い（分散がゼロ），その分布関数が退化（degenerate）した特殊な場合において導かれる。一方，労働の選択順位指標 G が分散を持つ場合にケインズ体系の帰結である失業の発生を導く。したがって G の分散に関する条件の違いに応じて，新古典派およびケインズ体系の各々が導く失業に関する相異なる帰結を，同一の原理からの演繹において得るのである。以下では，まず賃金較差の発生がいかに記述されるかの概略を述べ，次に新古典派理論が示すように失業の発生しない労働市場が，G の分散を失った特殊ケースとして位置づけられる点を概略的に示す[(6)]。

まず企業規模間の賃金較差発生の仕組みを概略的に述べる。図 9 では第 1 象限と第 4 象限が描かれており，横軸は人員単位の労働 L で当該市場における労働力人口を N とする。第 1 象限の縦軸は賃金率 w である。第 4 象限は下向きに縦軸が描かれ，その縦軸が労働の選択順位指標 G の限界値 g を示す。G は主体間分布を示す確率変数であり，簡単化のために G の値は $0 < G < 1$ の範囲で一様分布に従うとする。G の値が 1 により近い主体の選択順位がより優位にあり，反対にそれが 0 により近い主体のそれがより劣位にある。第 4 象限に描かれた線分 ab は G の分布の上からの累積分布 $\nu(g) = \mathrm{Prob.}(G \geqq g)$ に労働力人口 N を掛けたもので，$N\nu(g)$ は g 以上の選択順位指標を持つ潜在的供給主体の人数である。図 9 の第 1 象限では企業部門が第 1 部門および第 2 部門と二部門の場合を描いている。第 1 部門の企業（群）および第 2 部門の企業（群）はその各々の生産関数により示される技術の下で，各々の生産量 Q_1, Q_2 を与件として費用最小化行動により，許容できる G の最低水準である g_1^*, g_2^* の各々および最適賃金率 w_1^*, w_2^* の各々を各部門が選択する。

図 9 では第 1 部門の企業（群）が第 2 部門の企業（群）よりも高い賃金率を選択している場合を示してある。換言すれば，第 2 部門の企業（群）が第 1 部門の企業（群）が選択した w_1^* よりも高い賃金率を選ぶことは費用最小化行動として不利であり，結果として w_1^* よりも低い賃金率 w_2^* を採択している状態を図 9 は示している。一方，労働供給スケジュールを示す線分 S_1–S_1', S_2–S_2' は，人員単位の労働供給確率関数 $\mu(w)$ および N, $\nu(g)$ から導かれる。第 1 部門が選択した G の最低水準は g_1^* であるから第 1 部門における「適格人口」は $N\nu(g_1^*)$ であり，図 9 ではこの適格人口は垂線 hj の左側，すなわち線分 0i の長さで示される。したがって第 1 部門の労働供給スケジュール S_1-S_1'，は $N\nu(g_1^*)\mu(w)$ により示される。第 1 部門が選択した賃金率は w_1^* であるから第 1 部門に応

(6)　当該モデルについての詳細な議論は小尾(1978, 1983)を，第一次接近としての測定とシミュレーション結果は小尾・宮内(1998)の第 8 章を参照されたい。

募する人員数 L_1^* は $L_1^* = N\nu(g_1^*)\mu(w_1^*)$ と示される。一方，第 2 部門の適格人口は同様に $N\nu(g_2^*)$ であるが，図 9 の垂線 km の左側のうち，0i の部分は第 2 部門に応募することはない。なぜなら 0r の部分はすでにより高い賃金率 w_1^* で第 1 部門に雇用され，さらに ri の部分は賃金率 w_1^* でも不服で第 1 部門に応募しなかった層であるからである。第 2 部門の適格人口のうち第 2 部門に応募する可能性のある主体は垂線 hj と垂線 km の間に限られ，その大きさは $N[\nu(g_2^*) - \nu(g_1^*)]$ で示される。したがってこれらの主体の供給スケジュール S_2–S_2' は $N[\nu(g_2^*) - \nu(g_1^*)]\mu(w)$ と示すことができる。第 2 部門は最適賃金率として w_2^* を選択しているので第 2 部門へ応募する主体の人員数 L_2^* は $L_2^* = N[\nu(g_2^*) - \nu(g_1^*)]\mu(w_2^*)$ と示すことができる。なお，垂線 km よりも右側の線分 ℓb にいる主体は第 2 部門からも排除されているので雇用就業の機会を得ることなく失業する。その人員数は $N[1 - \nu(g_2^*)]$ と示され，これらの中には自営就業など別の就業機会を探すなどせねばならない主体もいるであろう。さらに，図 9 には示していないが線分 ℓb の間および iℓ の間にいる主体の中には第一部門の賃金率 w_1^* の雇用機会から失業している層が存在する。なお有効需要が拡大し各部門の生産量 Q_1, Q_2 が増加すれば垂線 hj および km が右に移動しこれらの失業が減少する可能性もある。また図 9 では企業規模の異なる企業（群）を二部門のみに分けて示しているが，これら企業（群）をさらに細かい規模別に分けた場合であっても，各々の部門に属する企業（群）の行動は，図 9 を用いて述べた二部門の企業（群）の行動と同様に述べることができる。

以上，伝統的主体均衡の図式においても労働の選択順位指標 G とその分布を導入して賃金較差の発生とその変動を叙述できることを示した。次に新古典派の労働市場理論における失業の自律的解消という帰結が，いかにして以上に示したモデルの特殊ケースとして位置づけられるかの概略を述べておこう。図 10 には，図 9 におけるのと同様に第 4 象限に G に関する人員単位の累積分布 $N\nu(g)$ を描いてあるが，図 10 では，図 9 の特殊ケースとして，N 人の潜在的供給主体のすべてにおいて労働の選択順位指標 G が g_0 という一定値をとり，したがって分布関数 $\nu(g)$ が退化した場合を描いてある。このとき $N\nu(g)$ は，a$g_0$hb という折れ曲がった曲線で示される。この場合，企業は労働の選択順位指標の最低限の値を選ぶ余地がなくなり，図 9 で示した垂線 ij および ℓm は，図 10 の垂線 bc に一致してしまい，図 9 において失業が発生していた領域が図 10 では消滅することになる。これが従来の新古典派理論における労働市場の姿であると言える。

なお言うまでもなく当該の数学的モデルは仮説の一つであり，観測による検証に付されねばならない。この数学的モデルが繰り返し検証を通過し，法則として共有された場合において，労働の選択順位指標 G の分布関数に操作を加える方法が見出されれば，当該の数学モデルの知見が賃金較差の発生の統御，さらに失業発生の統御のための新たな方法に途を開くこととなるであろう。この検証作業を重ねることが今後の課題である。

図 9　企業規模二部門間の賃金較差モデル

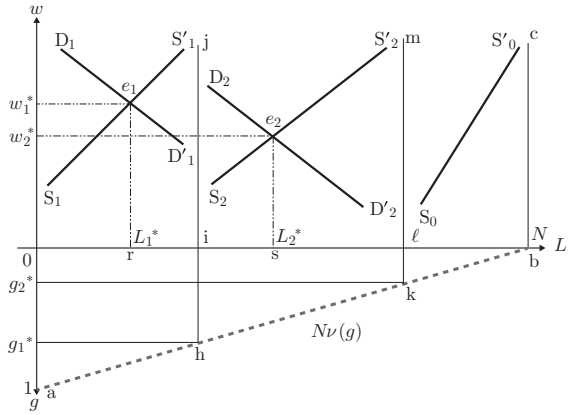
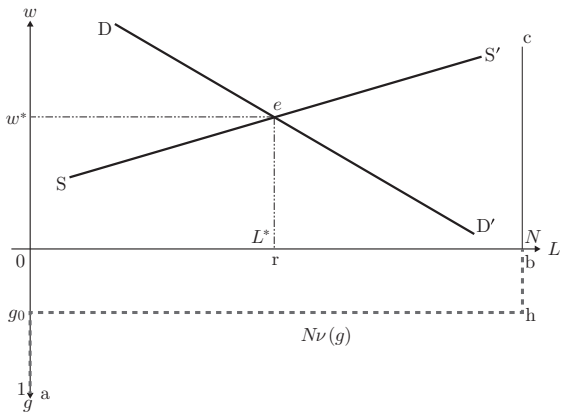


図 10　選択順位指標 G の分布が退化した場合



6 「最低必要臨界量」と市場の資源配分機能

周知の通り，新古典派経済学においては一般均衡体系のもとで，各市場で価格と取引量が同時に定まり，その結果としてパレート最適が各市場で成立するとの帰結を得る。労働市場もその例外ではない。この帰結は今日ではゲーム理論における一つのトピックとして論じられることが多いが，二財の交換を行う競争的市場での競争均衡の直感的理解にはエッジワースのボックス・ダイアグラムは依然として有用である。いま，交換の対象が二財でありそれらが A 財，B 財であるとする。A 財，B 財のいずれも豊富に保有する主体である甲の集団と，いずれの保有量もわずかな主体である乙の別集団が市場で出会ってそれら二財を交換することを考える。交換前に各々の集団が持っている A 財，B 財の量を「初期保有量」と呼ぶとしよう。このとき，エッジワースのボックス・ダイア

グラムの縦軸と横軸の長さは，両集団の A 財，B 財の初期保有量を合計した量で決まる。周知の通り，双方が合意する交換によって移動できる領域は，双方の集団の初期保有量を示すボックス・ダイアグラムの「初期保有点」座標を通る双方の集団の無差別曲線で囲まれる領域の内側に描かれる契約曲線上の「コア」に限られる。甲の集団と乙の集団が出会って A 財，B 財の交換を行う場合に，「コア」はこのボックス・ダイアグラムのどこに位置するであろうか。ボックス・ダイアグラムの乙の集団の原点を左下に置くとすると，無差別曲線は原点に対して凸であるから，「コア」はそのボックス・ダイアグラムの左下の原点近くに位置する隅のごく狭い範囲にしか存在せず，その「コア」がボックス・ダイアグラムの中央付近に存在することは不可能である。この簡単な例が示す通り，初期保有量に著しい差のある二つの集団が市場で出会って交換を行っても，それら二つの集団の間にある初期保有量の較差を縮める機能を競争市場は持ち合わせない。

上で考察した結果はパレート最適と何ら矛盾するものではなく労働市場においてもしかりである。しかし，市場において交換が行われる場合に，初期保有量の条件によってはさらに深刻な状況が生じる可能性がある。その状況とは乙の集団のようにわずかな初期保有量しか有しない主体の間で生じる初期保有量を安く叩き売る競争であり，注目すべきはその状況が，初期保有量の条件により発生するという事実である。これはマルクス経済学の次の帰結に一致する。すなわち，賃金について「労働力の価値は，その所有者の維持のために必要なる生活手段の価値」（マルクス著，向坂訳(1969) 第一巻 p. 297）に等しい水準に市場において定められ，「労働日の変化は，肉体的および社会的限界の内部を動く」（第二巻 p. 95）結果として「資本家は，労働日をできるかぎり延長し」（第二巻 p. 99），そのため賃金は労働の再生産が（言い換えれば，最低限の社会的生活が）可能な最低水準に張り付き，労働時間は肉体的および社会的限界まで延長される，という新古典派経済学におけるパレート最適の帰結とは対照的なそれである。この帰結は経験的事実に照らしても決して奇異なものではなく，勤労者の過労死や人身売買におけるように不当に安い賃金で働かざるを得ない状況が起こり得ることを我々は経験している。一方，市場の資源配分機能に関する伝統的理論におけるパレート最適の帰結は，我々の経験的事実と矛盾しているとも言い難い。とすれば，これら二つの経済学の帰結はどのように整合的に理解すべきであろうか。この問題に対し，辻村(1977)は「最低必要臨界量」（p. 141）の概念を導入し「「エジワースの箱」の一般化」（p.143）を行い，交換の初期条件である各主体が有する初期保有量が最低必要臨界量を超えるか否かの条件により，資源配分における新古典派経済学，マルクス経済学のいずれの帰結をも導くことを示した。以下労働市場における交換を余暇－所得選好場において記述しその概略を述べる。

図 11 は縦軸に所得 X，横軸に余暇時間 Λ をとり，余暇－所得の選好場を描いてある。c 点を通る水平線と縦軸の交点の高さは所得の最低必要臨界量 Xs，c 点を通る垂線の原点からの距離は余暇時間の最低必要臨界量 Λs を示し，c 点の座標は（Λs, Xs）である。一定の観測の単位期間内に処分可能な余暇の総時間には限りがあり，その上限値を T として原点から横軸の T 点までの長さで

図 11　最低必要臨界量と α ゾーン

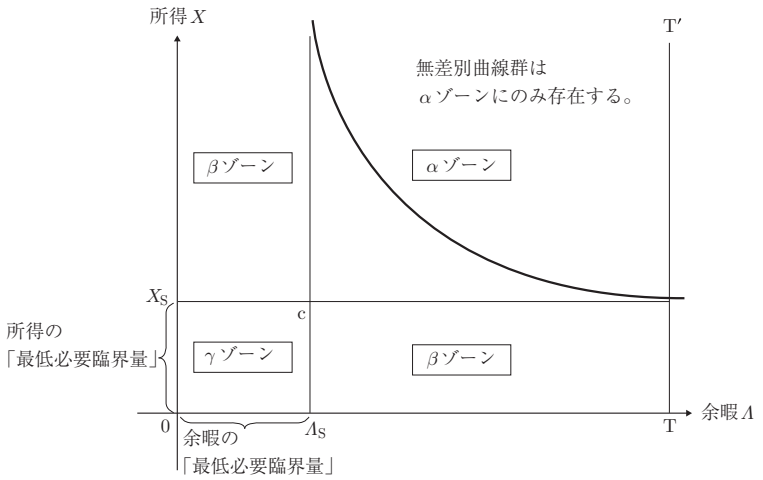
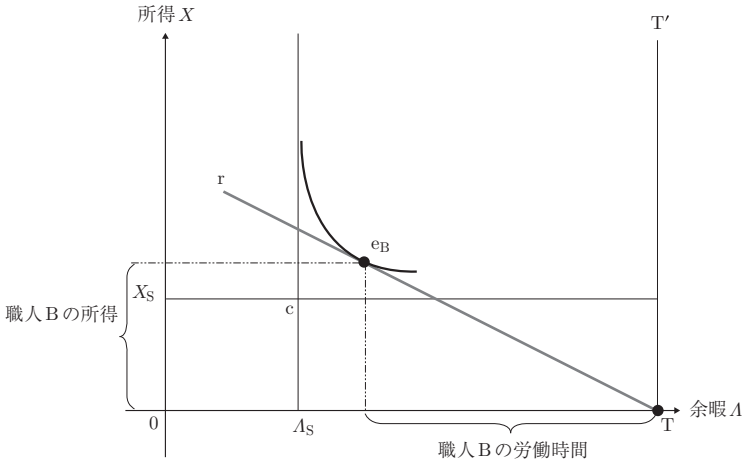


図 12　就労により β ゾーンから α ゾーンへ



示す。T から労働時間を差し引いた残りをすべて余暇時間とすれば，横軸上の T 点から左側に座標を読めば労働時間，原点から右側に座標を読めば余暇時間となる。c 点を通る高さが Xs である水平線と c 点を通り原点から横軸に沿って Λs だけ右に移動した垂線で囲まれた右上の領域（$X \geqq Xs$ かつ $\Lambda \geqq \Lambda s$）を「α ゾーン」（辻村, 1977, p. 144）と呼ぶ。さらに所得 X あるいは余暇時間 Λ の一方のみについてその最低必要量未満である領域（$X < Xs$ または $\Lambda < \Lambda s$ の領域から「$X < Xs$ かつ $\Lambda < \Lambda s$」の領域を差し引いた残り）を「β ゾーン」（辻村, 1977, p. 145）と呼ぶ。一定の観測期間内においては，所得 X および余暇時間 Λ の各々について，最低必要臨界量 $Xs, \Lambda s$ 以上の量を得なければ労働供給の主体は働き続けることができないから，余暇－所得の無差別曲線群は α ゾーンの内部にのみ存在する。一方 β ゾーン内に留まる主体は働き続けることができない。いま労働供給の主体

として職人 A，職人 B がともに唯一の親方 C に自己の労働を売り渡し，それと交換に賃金を得る雇用契約を結ぶ場合を考えよう。職人 A, B が先の乙の集団に属し，親方 C が甲の集団に属する主体と考えればよい。

第一のケースとして，職人は A, B とも働く他に所得を得る手段を持たず，両者の交換の初期点はともに図 11 横軸上の T 点であるとする。いま職人 B が職人 A よりも先に α ゾーンの内部において親方 C と雇用契約を結び，職人 B を雇い入れた親方 C にとっては追加的に別の職人を雇い入れる利点がないとする。なお，図 12 に示す通り職人 B は交換の初期点 T から左上がりの賃金線 Tr と，α ゾーン内に存在する無差別曲線との間の接点 e_B に位置する（賃金線 Tr の横軸に対する傾きは時間当たり賃金率である）。このとき，職人 A は親方 C と雇用契約を結ばねば β ゾーンに留まり，その生存すら危うくなる。職人 A は β ゾーンから脱せねばならない。そのためには，職人 B が結んだ雇用契約よりも親方 C にとって有利な条件を提示し職人 B から職を奪うしかない。親方 C にとり有利な条件とは，より安い賃金率でより長時間働く，という雇用契約を結ぶことである。職人 A のこうした行動により職を奪われた職人 B は β ゾーンに落ちてしまうので，今度は職人 B が親方 C にとってより有利な条件を提示して職人 A から職を奪い取り α ゾーンに戻ろうとする。こうして二人の職人の間で賃金切り下げの競争が続くことになる。二人の職人のこの賃金切り下げ競争は，いずれ賃金と労働時間の組み合わせが図 13 の c 点に至って終わることになる。なぜならば，c 点よりも低い所得，あるいは c 点よりも短い余暇時間では，いずれの職人も働き続けることができないからである。この結末は，マルクス経済学の帰結である労働市場で成立する賃金と労働時間に符合する。一方親方 C に目を向けると，職人 A, B の間でこの賃金切り下げ競争が続いている間，親方 C は何も失うものがないばかりか，より安い賃金費用で（職人の労働時間の限界生産力が正である限り）より多くの生産物を手にすることになる。この状況はマルクス経済学が言う「搾取」に対応すると言えよう。なお，少なくとも c 点の近傍においては，無差別曲線群の c 点に対する凸性のために，より低い賃金率にはより長い労働時間が対応する可能性が高く，その場合に労働量を man-hour 単位で表した労働の供給曲線は右下がりとなる。このため供給曲線と需要曲線との交点において成立した需給の均衡が不安定となり，賃金の一方的下落が生じる可能性がある。この場合，賃金決定を労働市場にのみ委ねることができず，最低賃金などの政策的介入が必要となる。

第二のケースとして，二人の職人の交換の初期点が T 点ではなく，図 14 で示した α ゾーン内の f 点であったとしよう。例えば Tf の高さの社会保障給付がなされた場合である。図 14 の α ゾーン内には無差別曲線が存在するから（図 14 には描いていない），例えば賃金線 fg の雇用機会が入手可能であり，この雇用機会を受け入れて f 点を通る無差別曲線よりも上位の無差別曲線に移ることができるのであれば，職人は雇用契約を締結すればよい。一方そのような有利な雇用機会がなければ職人は雇用契約を結ぶことなく f 点に留まることも可能である。なぜならばいずれの職人も α ゾーン内の f 点に留まったままでも生活を続けられるからである。すなわちその職人の自由意志により

図 13　競争の結果，最低必要臨界量に張り付く所得と余暇時間

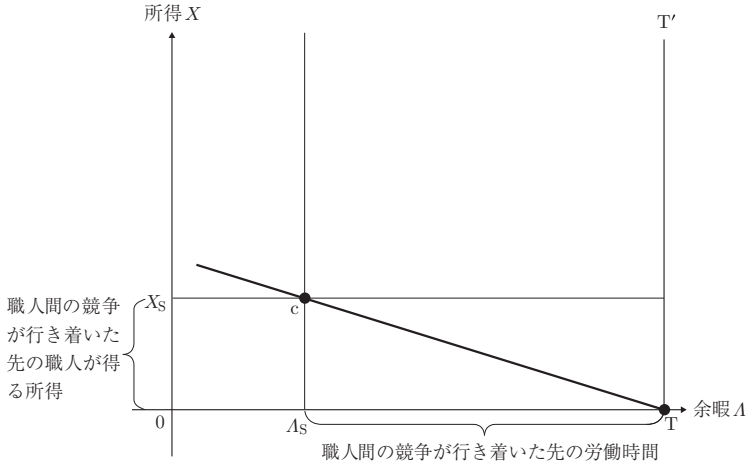
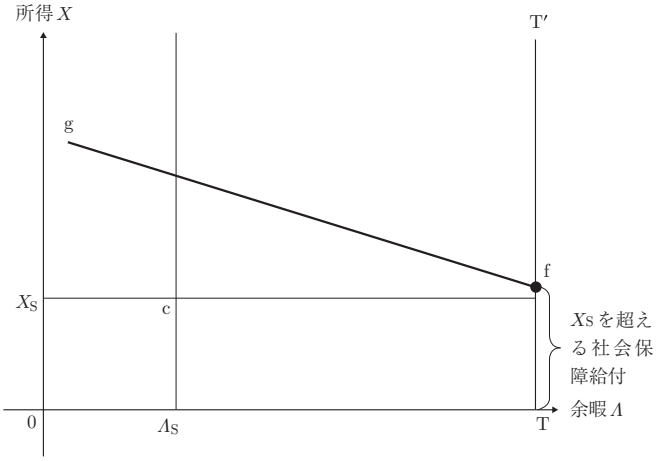


図 14　社会保障給付により α ゾーンに交換の初期点がある場合の労働供給の抑制



いずれの選択も可能である。一方，図 12，13 の T 点に位置する職人は好むと好まざるとにかかわらず他の職人から雇用機会を奪い取らなければたちまち困窮してしまった。T 点に位置する職人が就業せざるを得ない状況を「自由意志」に基づく選択と呼ぶことはできない。これに対し，図 14 の f 点に位置する職人は雇用機会が気に入らなければそれを拒否しても f 点に留まる限り困窮することはない。「自由意志」に基づく選択とは，交換の機会を拒否しても困窮しない場合に初めて可能となるのである。さらに交換の初期点が f 点である場合には，少なくとも f 点の近傍においては無差別曲線群が線分 cf に漸近する性質を有するので，雇用機会の賃金率が下がるほど労働時間は減少する可能性が高く，その場合 man-hour 単位で労働量を表した供給曲線は右上がりとなり，労働の需給均衡の安定条件を満たすから賃金決定を労働市場に委ねてよい。

第一のケースにおける「賃金切り下げ」競争をもたらす原因を，第二のそれと比較して確認しておく。まず交換の初期点が α ゾーン内の図 14 に示す f 点である第二のケースにおいても第一のケースと同様に，職人間で賃金の切り下げ競争は起こり得る。しかし，第二のケースである α ゾーン内における賃金切り下げ競争は，二人の職人がともにより上位の無差別曲線へ移ろうとすることにより起こるのであるから，賃金切り下げの範囲は交換の初期点 f を通る無差別曲線の右上の領域に限られる。これに対し，第一のケースである β ゾーン内の賃金切り下げ競争（図 12，13）は，生活が維持できない β ゾーンから抜け出すための，いわば生存をかけた競争であることを再確認しておく必要がある。

以上に述べたように，辻村(1977)は最低必要臨界量の概念を導入し，交換の初期点が α ゾーン内にあるか否かの条件により，新古典派のパレート最適の帰結と，マルクスの賃金と労働時間に関する帰結のいずれもが，縁付エッジワース・ボックスから導きだされることを示した。言うまでもなく，この図式は仮説にすぎず，観測事実により検証の対象とされねばならない[(7)]。しかし，ここで重要なのは，市場がもたらす帰結についての新古典派とマルクスの帰結の各々を，同一の主体均衡論を踏まえて演繹により導いている点である。交換の初期点が「最低必要臨界量」を超えるか超えないかの条件により，パレート最適の資源配分またはマルクス経済学の搾取の資源配分のいずれの帰結ももたらされ得るというこの理論構成が示唆するところは，職人を β ゾーンから α ゾーンに引き上げる社会保障給付等の政策が労働市場における賃金の下支え，さらに経済較差是正のための政策的手段として極めて経済学的な背景を持ったものであるという点である。

市場は分配の効率性を達成する極めて優れた装置であるが，その機能は無条件に発揮されるものではなく，交換に参加する各主体が有する初期保有量が最低必要臨界量を超えていなくてはならない，という一定の条件が充足される必要があることを以上の議論が示している。したがって市場の機能を妨げる状況を排除する限りにおいて我々は市場をコントロールする必要があることを忘れてはならない。一方で，甲の集団と乙の集団の間で行われる交換について考察したように，市場は初期保有量が著しく豊富にある集団とそれが著しく乏しい集団の間の初期保有量の較差を縮小せしめる機能は持ち合わせていない。初期保有量の著しい較差を放置することにより，市場への信頼が損なわれるのであれば，我々は市場という手段以外の，例えば政治的な手段によりこの較差の問題に対応せねばならないであろう。この点については筆者の限られた能力のために残念ながら何事かをこの場で述べることはできない。しかし経済学や政治学等の研究者の協力により近い将来に新たな知見を得ることを期待して止まない。

---

(7)　最低必要臨界量の測定事例は，Tsujimura and Kutsukake (1966)， 牧(1980)の他，辻村(1981)の第 2 章および第 3 章も参照されたい。

7　結語

最後に残された課題を三点述べて本稿の結語とする。第一点。本稿第 5 節の図 9 に示した g_1^*, g_2^* の値は直接には観測できない。宮内(2002)ではこれらの値が含まれる区間を示すことができたが，その区間をさらに狭める必要がある。図 9 の第 1 部門の賃金率 w_1^* に対する供給確率 $\mu(w_1^*)$ は「L_1^* ／線分 0i の長さ」，第 2 部門の賃金率 w_2^* に対する供給確率 $\mu(w_2^*)$ は「L_2^* ／線分 iℓ の長さ」が分かれば推定できる。問題はこれらの分子は直接に観測できるが，それら分母の値を推定できなければ，人員単位の労働供給スケジュールが推定できない点である。宮内 (2002) の方法は g_1^*, g_2^* の値を区間で推定するので，上記の人員単位の供給スケジュールの推定には g_1^*, g_2^* の測定誤差を伴うことになり，これをさらに小さくする必要がある。さらに本稿第 5 節の図 8 では規模間だけでなく産業間においても大きな賃金較差が観察される。産業間賃金較差の記述にも小尾(1978, 1983)の労働市場のモデルが適用可能である。しかし，産業間では同一産業内の規模間に比べ，生産技術の相違がより大きくなると考えられる。この点を理論的に整理し，モデルを検証可能とするための実験計画を検討する必要がある。

第二点。辻村(1977)の最低必要臨界量を本稿第 6 節の図 11〜14 にある所得 Xs および余暇 Λs について経済学的情報だけでなく隣接分野の情報を併せて用いて推定する必要があると考える。Tsujimura and Kutsukake (1966)，牧(1980)では家計調査における消費支出を細分化し，その各々の費目における最低必要臨界量を推定した後にそれらを合計して所得の最低必要量 Xs を推定している[(8)]。この推定方法を適用する過程において推定対象の費目別需要方程式右辺の変数間の相関が極めて高くなるという困難が生じる。そのためか今日ではこの方法はほとんど顧みられていないようである。筆者は家計調査等の経済学的情報だけでなく隣接諸科学より得る情報も活用して Xs の推定のために必要な情報の不足を補い，併せて余暇についても Λs の推定を行う必要があると考える。

第三点。本稿の前半でも述べた通り，近年に至って自由市場および民主主義への信頼が大きく揺らいでいるように見える。筆者はその背景には自由市場に参加する多くの者に不満の高まりがあり，その不満の高まりの主たる原因は経済的な不公平感が徐々に強まっているからではないかと受け止めている。本稿におけるジニ係数を用いた観察では先進 G7 の国々において経済較差が拡大しているという証拠は得られなかった[(9)]。自由市場および民主主義への不信，自由市場に参加する者の不満，

---

(8)　Tsujimura and Kutsukake (1966)，牧(1980)は費目ごとの最低必要臨界量をベルヌーイ・ラプラス型効用関数のパラメータにより推定を行っている。なお，ベルヌーイ・ラプラス型効用関数は序数的効用関数であるが，これが基数的効用関数であるとの誤った主張がある。ベルヌーイ・ラプラス型効用関数の最低必要臨界量のパラメータが効用指標の単調増加変換に対して不変であることを本稿の補論 3 で示す。

これらの内容を観察し，観察される経済較差との因果関係を科学的手続きによって明らかとする作業は容易ではない。しかし，自由市場および民主主義社会に自らの意思を持って参加する者の一人として，こうした問題は見過ごせない。福澤はその著書『文明論之概略』で文明の状態にある社会を指して「天地間の事物を規則の内に籠絡すれども，その内に在て自から活動を逞うし，人の気風快発にして旧慣に惑溺せず，身躬からその身を支配して他の恩威に依頼せず」（福澤 1875, pp. 23–24）と述べている。筆者は文明の維持のために自由主義や民主主義への信頼が欠かせないと考える者として，それに対する不信や懐疑の実態とその背景および原因に少しでも接近し，併せて自由市場が機能不全に陥っているのであればこれをより健全な状態に導こうとする研究者諸氏の努力に参加したいと願っている。そうした試みが上で引用した文明社会の今日における具体的姿の一つであろうと考えている。

A　補論 1：産業大分類別時間当たり賃金率の企業規模間較差の推定

本論第 5 節に示した図 7 および図 8 の作図のために行った計算手続きおよびその結果の概略をこの補論に示す。まず，賃金の資料は厚生労働省『平成 21 年賃金構造基本統計調査』の「表 1：年齢階級別きまって支給する現金給与額，所定内給与額および年間賞与その他特別給与額 （産業計・産業別）」を用いた。当該資料で報告された「産業大分類」別に民営事業所に属する男子で大学・大学院卒の全国「一般労働者」について，20 歳から 64 歳までの 5 歳年齢階層（9 階層）ごとの「所定内給与額（千円）」および「年間賞与その他特別給与額（千円）」を 12 で割り月当たりに換算した額の合計を同一階級の「所定内実労働時間（時間）」および「超過実労働時間数（時間）」の合計で割って，時間当たり賃金率を求めた。次に，この時間当たり賃金率を対数値にし，これを「企業規模」の三区分のうち「10〜99 人」（小規模: S）を基準として，「100〜999 人」（中規模: M），「1,000 人以上」（大規模: L）のダミー変数を回帰式(1)の右辺に置き，「労働者数（十人）」をウェイトとして企業規模間較差を推定した。なお統御変数として同一階級の平均勤続年数およびその二乗を回帰式の右辺に含めている。具体的には，第 i 産業 $(i = \mathrm{C}, \mathrm{D}, \ldots, \mathrm{R})$ について，従業員規模 $s (s = \mathrm{S}, \mathrm{M}, \mathrm{L})$($s$ = S: 小規模, s = M: 中規模, s = L: 大規模)，年齢階層 $k (k = 1, \ldots, 9)$（k = 1:20〜24 歳, k = 2:25〜29 歳, …, k = 9:60〜64 歳）をプールして(1)式を従業者数 L_{isk} をウェイトとして重み付き最小二乗法で推定している。なお，年齢階層 k の平均年齢は経験年数と相関が高いので(1)式右辺には含めていない。

---

(9)　会長講演ではフロアから，ジニ係数の計測を行うにあたり主体の属性を細かにコントロールしないと，経済的な不公平感とジニ係数により示される経済較差の実態との関係を明らかにはできないという内容のコメントを頂いた。筆者の力量不足のため，残念ながらこの課題に本稿で応えることができていないが，今後の課題としたい。

$$\log(w_{isk}) = \beta_0 + \beta_1 D_{isk}^{(\mathrm{M})} + \beta_2 D_{isk}^{(\mathrm{L})} + \beta_3 x_{isk} + \beta_4 x_{isk}^2 + \varepsilon_{isk} \tag{1}$$

w_{isk} : $\dfrac{\text{「所定内給与額（千円）」+「年間賞与その他特別給与額（千円）」/12}}{\text{「所定内実労働時間（時間）」+「超過実労働時間数（時間）」}}$

$D_{isk}^{(\mathrm{M})}$: 中規模（100〜999 人）ダミー

$D_{isk}^{(\mathrm{L})}$: 大規模（1,000 人以上）ダミー

x_{isk} : 年齢階層の第 k 階層の平均勤続年数

補論の表 1 には，(1)式の $\hat{\beta}_1$ および $\hat{\beta}_2$ についての推定結果を各々第 2 列目および第 3 列目に，産業大分類の各行の上段に推定値，下段に p 値を示す[10]。さらに重み付き回帰の決定係数 R^2（自由度調整済みではない）を第 4 列目に示す。表 1 の第 5 列目および第 6 列目には各々，対立仮説 $H_1\colon \beta_1 \neq \beta_2$ に対する帰無仮説 $H_0\colon \beta_1 = \beta_2$ の検定を行った t 検定，F 検定の結果を示す。なおこの t 検定および F 検定は次の方法で行った。まず，t 検定について。θ_2 を $\theta_2 \equiv \beta_2 - \beta_1$ と定義し，これを $\beta_2 = \theta_2 + \beta_1$ として(1)式に代入し

$$\log(w_{isk}) = \beta_0 + \beta_1 \left[D_{isk}^{(\mathrm{M})} + D_{isk}^{(\mathrm{L})} \right] + \theta_2 D_{isk}^{(\mathrm{L})} + \beta_3 x_{isk} + \beta_4 x_{isk}^2 + \varepsilon_{isk} \tag{2}$$

を(1)式と同様に従業者数 L_{isk} をウェイトとして重み付き最小二乗法で推定した。(2)式の θ_2 の推定値は $\hat{\theta}_2 = \hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1$ となり，帰無仮説 H_0 の検定統計量の t 値（表 1 の第 5 列目の各産業部門の行の上段）の値を基に $P(|\mathscr{T}| > |t|)$ を p 値（同じく下段）として示してある。ただし $\mathscr{T}$ は，$\mathscr{T} \sim t(df)$ となる確率変数で，$t(df)$ は(2)式の確率的攪乱項 ε_{isk} の分散の不偏推定量の自由度 df を持つ t 分布である。なお，(2)式を重み付き回帰で推定した決定係数 R^2 は(1)式のそれと同じであるので，表 1 には(1)式の R^2 のみを表示してある。次に表 1 の第 6 列目の F 検定について。検定統計量 F は

$$F \equiv \frac{\left(\mathbf{R}\hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{q}\right)' \left\{ \mathbf{R}\left[\hat{\sigma}^2 \left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\right]\mathbf{R}' \right\}^{-1} \left(\mathbf{R}\hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{q}\right)}{\ell} \sim F(\ell,\, n-4-1)$$

であり，$F = t^2$ となる。ただし n はウェイトとした従業者数の合計，ℓ は制約の個数でこの場合は $\ell = 1$ である。さらに，$\boldsymbol{R}$ は 1×5 の制約行列，$\boldsymbol{q}$ は $(\ell =)1$ 行の制約ベクトル，$\hat{\boldsymbol{\beta}}$ は，(1)式を推定した回帰式の係数の推定値 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \ldots, \hat{\beta}_4$ の列ベクトルであり，$\boldsymbol{R} \equiv (\,0\ 1\ -1\ 0\ 0\,)$, $\boldsymbol{q} \equiv (0)$ である。

A.1　規模間の賃金率の平均比率

第 5 節の図 7「小規模に対する中・大規模の賃金率の平均比率」は，補論の表 2「時間当たり賃金率水準の企業規模間の平均比率」に基づいて作成した。表 2 に報告した規模間の賃金率比率およびカッ

---

(10) The American Statistical Association (ASA)が 2016 年 3 月 7 日付けで統計的有意性と p 値についての声明を発表している。関連する議論は本稿補論 2 を参照されたい。

表 1　時間当たり賃金率（千円）対数値の企業従業者規模間較差の推定

従属変数: $\log(w)$

産業大分類	回帰式 (1) の推定 中規模ダミー $\hat{\beta}_1$ (p 値)	大規模ダミー $\hat{\beta}_2$ (p 値)	決定係数 R^2	$H_0 : \beta_1 = \beta_2$ の検定 検定統計量 t 値 (p 値)	F 値 (p 値)
C 鉱業，採石業，砂利採取業	0.5321 (0.00%)	0.6106 (0.00%)	0.945	1.488 (15.10%)	2.214 (15.10%)
D 建設業	0.0768 (6.90%)	0.269 (0.00%)	0.9596	4.901 (0.00%)	24.019 (0.00%)
E 製造業	0.0608 (14.70%)	0.3317 (0.00%)	0.9747	9.174 (0.00%)	84.168 (0.00%)
F 電気・ガス・熱供給・水道業	0.0039 (95.00%)	0.2172 (0.10%)	0.9773	5.811 (0.00%)	33.764 (0.00%)
G 情報通信業	0.037 (52.70%)	0.1663 (1.20%)	0.9591	2.896 (0.80%)	8.386 (0.80%)
H 運輸業，郵便業	0.0002 (99.70%)	0.2134 (0.30%)	0.8445	4.348 (0.00%)	18.909 (0.00%)
I 卸売業，小売業	0.0052 (90.70%)	0.0925 (6.10%)	0.9448	2.180 (4.00%)	4.752 (4.00%)
J 金融業，保険業	−0.0537 (66.40%)	0.0577 (60.90%)	0.9138	1.654 (11.20%)	2.737 (11.20%)
K 不動産業，物品賃貸業	0.1745 (0.00%)	0.1853 (0.00%)	0.9683	0.327 (74.70%)	0.107 (74.70%)
L 学術研究，専門・技術サービス業	0.0327 (25.30%)	0.2444 (0.00%)	0.9822	8.550 (0.00%)	73.107 (0.00%)
M 宿泊業，飲食サービス業	0.0557 (11.70%)	0.2442 (0.00%)	0.957	6.514 (0.00%)	42.43 (0.00%)
N 生活関連サービス業，娯楽業	0.1911 (0.00%)	0.1681 (0.00%)	0.9626	−0.747 (46.30%)	0.558 (46.30%)
O 教育，学習支援業	0.2616 (0.00%)	0.4101 (0.00%)	0.9839	6.822 (0.00%)	46.546 (0.00%)
P 医療，福祉	0.2347 (0.00%)	0.3159 (0.00%)	0.9404	1.430 (16.70%)	2.045 (16.70%)
Q 複合サービス事業	−0.0292 (44.30%)	0.0851 (4.30%)	0.969	4.297 (0.00%)	18.468 (0.00%)
R サービス業（他に分類されないもの）	−0.0266 (56.20%)	0.0126 (79.00%)	0.8984	0.880 (38.90%)	0.774 (38.90%)

統御変数：経験年数，経験年数の二乗

コ内の p 値は次の手続きで計算している。各産業 i の年齢階層 k について，経験年数 x_{isk} を $x_{isk} = \overline{x}$ として固定した場合の小規模，中規模，大規模の各々の賃金率の期待値 $E(w_{isk})(s = \mathrm{S}, \mathrm{M}, \mathrm{L})$ の推定値は，各々次のように示される。

$$\widehat{E(w_{i\mathrm{S}k})} = \left(e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_3 \overline{x} + \hat{\beta}_4 \overline{x}^2}\right) \exp(\hat{\sigma}^2/2) \tag{3}$$

$$\widehat{E(w_{i\mathrm{M}k})} = \left(e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \overline{x} + \hat{\beta}_4 \overline{x}^2}\right) \exp(\hat{\sigma}^2/2) \tag{4}$$

表 2　時間当たり賃金率水準の企業規模間の平均比率

産業大分類	(1) 式による w_M/w_S (p 値)	(1) 式による w_L/w_S (p 値)	(2) 式による w_L/w_M (p 値)
C 鉱業，採石業，砂利採取業	1.703	1.842	1.082
	(0.00%)	(0.00%)	(15.10%)
D 建設業	1.08	1.309	1.212
	(6.90%)	(0.00%)	(0.00%)
E 製造業	1.063	1.393	1.311
	(14.70%)	(0.00%)	(0.00%)
F 電気・ガス・熱供給・水道業	1.004	1.243	1.238
	(95.00%)	(0.10%)	(0.00%)
G 情報通信業	1.038	1.181	1.138
	(52.70%)	(1.20%)	(0.80%)
H 運輸業，郵便業	1.000	1.238	1.238
	(99.70%)	(0.30%)	(0.00%)
I 卸売業，小売業	1.005	1.097	1.091
	(90.70%)	(6.10%)	(4.00%)
J 金融業，保険業	0.948	1.059	1.118
	(66.40%)	(60.90%)	(11.20%)
K 不動産業，物品賃貸業	1.191	1.204	1.011
	(0.00%)	(0.00%)	(74.70%)
L 学術研究，専門・技術サービス業	1.033	1.277	1.236
	(25.30%)	(0.00%)	(0.00%)
M 宿泊業，飲食サービス業	1.057	1.277	1.207
	(11.70%)	(0.00%)	(0.00%)
N 生活関連サービス業，娯楽業	1.211	1.183	0.977
	(0.00%)	(0.00%)	(46.30%)
O 教育，学習支援業	1.299	1.507	1.164
	(0.00%)	(0.00%)	(0.00%)
P 医療，福祉	1.265	1.371	1.085
	(0.00%)	(0.00%)	(16.70%)
Q 複合サービス事業	0.971	1.089	1.121
	(44.30%)	(4.30%)	(0.00%)
R サービス業（他に分類されないもの）	0.974	1.013	1.04
	(56.20%)	(79.00%)	(38.90%)

統御変数：経験年数，経験年数の二乗

$$\widehat{E(w_{iLk})} = \left(e^{\hat{\beta}_0+\hat{\beta}_2+\hat{\beta}_3\overline{x}+\hat{\beta}_4\overline{x}^2}\right)\exp(\hat{\sigma}^2/2) \tag{5}$$

ただし，$\hat{\sigma}^2$ は(1)式の確率的攪乱項 ε_{isk} の分散の不偏推定量で，ε_{isk} は，(1)式の右辺の変数とは統計的に独立であるとしている。ε_{isk} が正規分布 $N(0,\sigma^2)$ に従う場合，$E[\exp(\varepsilon_{isk})] = \frac{\sigma^2}{2}$ であるから，賃金率 w_{isk} の期待値の推定値は

$$\widehat{\log(w_{isk})} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 D_{(M)isk} + \hat{\beta}_2 D_{(L)isk} + \hat{\beta}_3 x_{isk} + \hat{\beta}_4 x_{isk}^2$$

表 3　各産業の平均経験年数における各規模の平均賃金率水準（千円／時間）

産業大分類	平均経験年数	小規模	中規模	大規模	$\check{\alpha}_i$
C 鉱業，採石業，砂利採取業	12.28	2.636	4.489	4.855	1.0070
D 建設業	13.04	2.411	2.604	3.156	1.0095
E 製造業	13.56	2.596	2.758	3.617	1.0062
F 電気・ガス・熱供給・水道業	13.28	2.805	2.816	3.485	1.0050
G 情報通信業	11.10	3.079	3.196	3.636	1.0066
H 運輸業，郵便業	10.40	1.964	1.965	2.432	1.0075
I 卸売業，小売業	13.13	2.785	2.800	3.056	1.0030
J 金融業，保険業	14.37	4.258	4.035	4.511	1.0089
K 不動産業，物品賃貸業	9.13	2.590	3.083	3.117	1.0017
L 学術研究，専門・技術サービス業	11.28	2.924	3.021	3.733	1.0016
M 宿泊業，飲食サービス業	8.66	1.782	1.885	2.275	1.0019
N 生活関連サービス業，娯楽業	9.58	2.131	2.579	2.521	1.0037
O 教育，学習支援業	13.72	3.033	3.940	4.571	1.0022
P 医療，福祉	8.15	2.616	3.308	3.588	1.0114
Q 複合サービス事業	14.50	2.556	2.482	2.782	1.0015
R サービス業（他に分類されないもの）	8.85	2.364	2.301	2.393	1.0037

により得た $\exp(\widehat{\log(w_{isk})})$ に，(3)～(5)式に示されるように $\exp(\hat{\sigma}^2/2)$ を掛け合わせる必要がある。(4)式および(5)式を各々(3)式で辺々割れば

$$\frac{\widehat{E(w_{i\mathrm{M}k})}}{\widehat{E(w_{i\mathrm{S}k})}} = e^{\hat{\beta}_1} \tag{6}$$

$$\frac{\widehat{E(w_{i\mathrm{L}k})}}{\widehat{E(w_{i\mathrm{S}k})}} = e^{\hat{\beta}_2} \tag{7}$$

を得る。表 2 の規模間の賃金率比率のうち小規模に対する中規模，大規模の比率，各々 $w_{\mathrm{M}}/w_{\mathrm{S}}$（2 列目）と $w_{\mathrm{L}}/w_{\mathrm{S}}$（3 列目）は(6)式，(7)式に基づいて計算し，その各々の p 値の欄には(1)式の推定結果として得た $\hat{\beta}_1$ および $\hat{\beta}_2$ の p 値を掲げてある。さらに表 2 の 4 列目に表示した中規模に対する大規模の比率 $w_{\mathrm{L}}/w_{\mathrm{M}}$ は，(2)の推定結果より得た $\hat{\theta}_2 = \hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1$ から導き出される，次の(8)式により得た。

$$\widehat{E(w_{i\mathrm{L}k})/E(w_{i\mathrm{M}k})} = e^{\hat{\theta}_2} \tag{8}$$

なお，表 2 の 4 列目の p 値は $\hat{\theta}_2$ のそれを用いている。

A.2　平均経験年数における規模別平均賃金率

第 5 節の図 8「平均経験年数における規模別平均賃金率（千円／時間）」は，補論表 3 の第 3 列から第 5 列に表示した計算結果を基に描いてある。表 3 の計算は(3)～(5)式によって（$\bar{x}$ を表 3 第 2 列目の「平均経験年数」として）行っているが，これら式右辺の $\exp(\hat{\sigma}^2/2)$ の推定は Duan (1983)の

“smearing estimate” の方法を用いており，その概略を示す。

まず(1)式を推定して得た $\hat{\beta}_j$, $(j = 0, \ldots, 4)$ を用いて $\log(w_{isk})$ の推定値 $\widehat{\log(w_{isk})}$ を得て，各産業 i について

$$\hat{m}_{isk} = \exp\left[\widehat{\log(w_{isk})}\right], \ (s = \mathrm{S}, \mathrm{M}, \mathrm{L}, \ k = 1, \ldots, 9) \tag{9}$$

を計算する。次に，賃金率の観測値 w_{isk} を(9)式の $\hat{m}_{isk}$ の上に切片なしで回帰したその回帰係数を次の(10)式により計算し，その左辺 $\check{\alpha}_i$ を(3)～(5)式右辺の $\exp(\hat{\sigma}^2/2)$ の推定値とした。

$$\check{\alpha}_i = \left(\sum_s \sum_k \hat{m}_{isk}^2\right)^{-1} \left(\sum_s \sum_k \hat{m}_{isk} w_{isk}\right) \tag{10}$$

なお補論表 3 の第 6 列目に $\check{\alpha}_i$ を示す。

B　補論 2：p 値について
（The American Statistical Association の声明に関連して）

The American Statistical Association（ASA）が 2016 年 3 月 7 日付けで統計的有意性と p 値についての声明を発表している（American Statistical Association 2016）。併せて ASA の学術雑誌である *American Statistician* に Wasserstein and Lazar (2016)はその声明についての解説を行っている。この声明発表のわずか 3 日後には，自然科学雑誌の *Nature* において Baker (2016)がその声明内容の支持を表明している。本稿では紙幅の制約からその声明の全体について述べることはできないが，その声明の一部に

> A p-value, or statistical significance, does not measure the size of an effect or the importance of a result. (ASA 2016)

とあるように，p 値のみならず，例えば(1)式の推定された係数 $\hat{\beta}_j$ の大きさにも注意を払うべきことを述べるものである。すなわち，表 1 の第 2，3 列目の結果および表 2 の第 2～4 列目の結果は，その係数の大きさにも注意を払うべきことをこの声明は示している。

C　補論 3：ベルヌーイ・ラプラス型効用関数の最低必要臨界量のパラメータが，効用指標の単調増加変換に関して不変であること

ベルヌーイ・ラプラス型効用関数の最低必要臨界量のパラメータが，効用指標の単調増加変換に対し不変であることを次の順序で示しておく。まず，一般に効用指標の単調増加変換は，効用指標

の条件付き最大化の必要条件に影響を与えないことを示す。次にベルヌーイ・ラプラス型効用関数の無差別曲線群の限界代替率が効用指標の単調増加変換とは独立に決まることを示す。最後に構造方程式であるベルヌーイ・ラプラス型効用関数の最低必要臨界量のパラメータが効用指標の単調増加変換とは独立に識別できることを示す。

まず効用指標 u を単調増加関数 $F(\cdot)$ により変換し $F(u)$ とするとき，$\frac{dF}{du} > 0$ である。一般に効用関数を $u = u(q_1, q_2, \ldots, q_n)$，収支制約を $\sum_{i=1}^{n} p_i q_i = y$ とすることができる。F により u を変換した後の効用指標 $F(u)$ の条件付き最大化の必要条件は，ラグランジュ未定乗数 λ を用いて $\phi \equiv F(u) - \lambda\{\sum_{i=1}^{n} p_i q_i - y\}$ としたとき，周知の通り $\frac{\partial \phi}{\partial q_i} = \frac{\partial F}{\partial q_i} - \lambda p_i = \frac{dF}{du}\frac{\partial u}{\partial q_i} - \lambda p_i = 0,\ (i = 1, \ldots, n)$ である。いま λp_i を移項して限界代替率をとると，その分子および分母の $\frac{\partial F}{\partial u} > 0$ は約分されて消えるから，F による効用指標 u の単調増加変換後の $F(u)$ の条件付き最大化の必要条件は，その変換前の効用指標 u の条件付き最大化の必要条件と同値である。したがって，一般に効用指標の最大化の必要条件は，単調増加関数 F による変換を施すと施さずとにかかわらず，変換前の効用指標 u についての条件付き最大化の必要条件を吟味すれば足りる。

次に，第 i 財と第 j 財 $(i \neq j)$ の限界代替率 MRS_{ij} が効用指標 u の単調増加変換から独立に決まることを示す。一般に単調増加変換後の $F(u)$ について $\mathrm{MRS}_{ij} = \frac{\frac{\partial F}{\partial q_i}}{\frac{\partial F}{\partial q_i}} = \frac{\frac{\partial F}{\partial u}\frac{\partial u}{\partial q_i}}{\frac{\partial F}{\partial u}\frac{\partial u}{\partial q_j}} = \frac{\frac{\partial u}{\partial q_i}}{\frac{\partial u}{\partial q_j}}$ が成立するから，無差別曲線群の形状は単調増加変換から独立である。

ベルヌーイ・ラプラス型効用関数は財が n 種類あるとき一般に $u = \sum_i^n \alpha_i \log(q_i - c_i)$ と示される。ただし，α_i, c_i は未知定数で，$\alpha_i > 0$ である。このとき $\frac{\partial u}{\partial q_i} = \frac{\alpha_i}{q_i - c_i}$ で，限界効用が正であるためには $q_i > c_i$ でなければならず，さらに q_i が $q_i > c_i$ の範囲で $q_i \to c_i$ のとき $\frac{\partial u}{\partial q_i} \to +\infty$ であるから，c_i は q_i の最低必要臨界量であると理解される。ベルヌーイ・ラプラス型効用関数の限界代替率は $\mathrm{MRS}_{ij} = \frac{\alpha_i(q_j - c_j)}{\alpha_j(q_i - c_i)}$ であるから，その限界代替率は α_i, α_j の絶対水準に依存せず，q_i, q_j を与件とすれば α_i, α_j の間の相対比 $\frac{\alpha_i}{\alpha_j}$ および c_i, c_j の各々の絶対水準により決まる。

最後に，ベルヌーイ・ラプラス型効用関数の最低必要臨界量のパラメータが，単調増加変換とは独立に識別できることを示す。ベルヌーイ・ラプラス型効用関数から演繹される誘導形方程式として第 i 財の需要方程式は

$$q_i = \frac{c_i}{\sum_{j=1}^{n} \alpha_j}\left(\sum_{j \neq i} \alpha_j\right) + \frac{-\alpha_i}{\sum_{j=1}^{n} \alpha_j}\sum_{j \neq i}\left[c_j\left(\frac{p_j}{p_i}\right)\right] + \frac{\alpha_i}{\sum_{j=1}^{n} \alpha_j}\left(\frac{y}{p_i}\right) \tag{11}$$

である[(11)]。いま(11)式の各項の係数の分母にある $\sum_{j=1}^{n} \alpha_j$ を $\sum_{j=1}^{n} \alpha_j = k$（$k$ は任意の定数）と特定化すると，次の(12)式を得る。

$$q_i = \frac{c_i}{k}\left(\sum_{j \neq i} \alpha_j\right) + \frac{-\alpha_i}{k}\sum_{j \neq i}\left[c_j\left(\frac{p_j}{p_i}\right)\right] + \frac{\alpha_i}{k}\left(\frac{y}{p_i}\right)$$

(11) (11)式の導出過程は辻村(1964)，牧(1980)を参照されたい。

$$= A_{0i} + \sum_{j \neq i} A_{1i}^{(j)} \left(\frac{p_j}{p_i} \right) + A_{2i} \left(\frac{y}{p_i} \right) \tag{12}$$

ただし,

$$A_{0i} \equiv \frac{c_i}{k} \left(\sum_{j \neq i} \alpha_j \right), \quad A_{1i}^{(j)} \equiv \frac{-\alpha_i c_j}{k}, \quad A_{2i} \equiv \frac{\alpha_i}{k} \tag{13}$$

である。第 i 財の需要方程式(13)式の誘導形パラメータ $A_{1i}^{(j)}$, A_{2i} の比をとれば,

$$\frac{-A_{1i}^{(j)}}{A_{2i}} = \frac{\frac{\alpha_i c_j}{k}}{\frac{\alpha_i}{k}} = c_j, \quad (j \neq i) \tag{14}$$

となるから, 第 j 財の最低必要臨界量である構造パラメータ $c_j (j \neq i)$ の値が求まる。同じく(13)式より $\alpha_i = kA_{2i}$ なので $\sum_{j \neq i} \alpha_j = k(1 - A_{2i})$ であるから, これを(13)式の A_{0i} に代入すれば

$$c_i = \frac{kA_{0i}}{\sum_{j \neq i} \alpha_j} = \frac{kA_{0i}}{k(1 - A_{2i})} = \frac{A_{0i}}{(1 - A_{2i})} \tag{15}$$

を得る。(14)式および(15)式は, 第 i 財の需要方程式からすべての財の最低必要臨界量 $c_i (i = 1, \ldots, n)$ が $\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = k$ の特定化における k の値と独立に定まることを示している。

参 考 文 献

・有沢広己. (1956).「賃金構造と経済構造――低賃金の意義と背景――」中山伊知郎編『賃金基本調査――その構造形態および体制――』東洋経済新報社, 40–57.[Arisawa, Hiromi, "Chingin Kozo to Keizai Kozo: Teichingin no Igi to Haikei," Nakayama, Ichiro ed., *Chingin Kihon Chosa: Sono Kozo Keitai oyobi Taisei*, Toyo Keizai Shinposha, pp. 40–57, 1956]

・大竹文雄. (2000).「90 年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』480, 2–11, 日本労働研究機構. [Otake, Fumio, "90 Nendai no Shotoku Kakusa," *Nihon Rodo Kenkyu Zasshi*, Vol. 42, No. 7, pp. 2–11, Nihon Rodo Kenkyu Kiko, 2000]

・小尾恵一郎. (1968).「労働供給の理論――その課題および帰結の含意――」『三田学会雑誌』61(1), 1–25, 慶應義塾経済学会. [Obi, Keiichiro, "Rodo Kyokyu no Riron: Sono Kadai oyobi Kiketsu no Gan'i", *Mita Gakkai Zasshi*, Vol. 61, No. 1, pp. 1–25, Keio Gijuku Keizai Gakkai, 1968]

・――― (1969).「臨界核所得分布による勤労家計の労働供給の分析」『三田学会雑誌』62(1), 17–45, 慶應義塾経済学会. [Obi, Keiichiro, "Rinkaikaku Shotoku Bunpu ni yoru Kinro Kakei no Rodo Kyokyu no Bunseki," *Mita Gakkai Zasshi*, Vol. 62, No. 1, pp. 17–45, Keio Gijuku Keizai Gakkai, 1969]

・――― (1978).「労働市場のモデル――賃金格差の発生と変動機構の理論――」『三田学会雑誌』71(4), 1–31, 慶應義塾経済学会. [Obi, Keiichiro, "Rodo Shijo no Model: Chingin Kakusa no Hassei to Hendo Kiko no Riron," *Mita Gakkai Zasshi*, Vol. 71, No. 4, pp. 1–31, Keio Gijuku Keizai Gakkai, 1978]

・――― (1983).「ケインズ一般理論における失業の計測と賃金較差形成機構――労働市場の順位均衡モデルによる分析――」『三田学会雑誌』76(4), 93–115, 慶應義塾経済学会. [Obi, Keiichiro, "Keynes Ippan Riron ni okeru Shitsugyo no Keisoku to Chingin Kakusa Keisei Kiko: Rodo Shijo no Jun'i Kinko Model ni yoru Bunseki," *Mita Gakkai Zasshi*, Vol. 76, No. 4, pp. 93–115, Keio Gijuku Keizai Gakkai, 1983]

・小尾恵一郎・宮内環. (1998).『労働市場の順位均衡』東洋経済新報社. [Obi, Keiichiro and Miyauchi, Tamaki, *Rodo Shijo no Jun'i Kinko*, Toyo Keizai Shinposha, 1998]

・辻村江太郎．（1964）．『消費者行動の理論』経済学全集，有斐閣．[Tsujimura, Kotaro, *Shohisha Kodo no Riron*, Keizaigaku Zenshu 17, Yuhikaku, 1964]
・———（1977）．『経済政策論』筑摩書房．[Tsujimura, Kotaro, *Keizai Seisakuron*, Chikuma Shobo, 1977]
・———（1981）．『計量経済学』岩波全書，岩波書店．[Tsujimura, Kotaro, *Keiryo Keizaigaku*, Iwanami Zensho, Iwanami Shoten, 1981]
・辻村江太郎・佐々木孝男・中村厚史．（1959）『景気変動と就業構造』経済企画庁経済研究所シリーズ，第 2 号．[Tsujimura, Kotaro, Sasaki, Takao and Nakamura, Atsushi, *Keiki Hendo to Shugyo Kozo*, Keizai Kikakucho Keizai Kenkyujo Series, No. 2, 1959]
・日本国語大辞典第二版編集委員会．（2001）．『日本国語大辞典第二版』第 3 巻，小学館．[Nihon Kokugo Daijiten Dai 2 han Henshu Iinkai, *Nihon Kokugo Daijiten Dai 2 han*, Vol. 3, Shogakukan, 2001]
・福澤諭吉．（1875）．戸沢行夫編『福澤諭吉著作集 第 4 巻 文明論之概略』初版，慶應義塾大学出版会，2002．[Fukuzawa, Yukichi, 1875, Tozawa, Yukio ed., *Fukuzawa Yukichi Chosakushu Vol. 4 Bunmeiron no Gairyaku*, Shohan, Keio Gijuku Daigaku Shuppankai, 2002]
・牧厚志．（1980）．「合衆国の消費者選好場の測定」『三田商学研究』23(2), 51–74, 慶應義塾大学商学会．[Maki, Atsushi, “Gasshukoku no Shohisha Senkojo no Sokutei,” *Mita Shogaku Kenkyu*, Vol. 23, No. 2, pp. 51–74, Keio Gijuku Daigaku Shogakukai, 1980]
・マルクス，K. 著，向坂逸郎訳．（1969）．『資本論』岩波書店．[Marx, K., Sakisaka, Itsuro tr., *Shihonron*, Iwanami Shoten, 1969]
・宮内環．（1993）．「家計の労働供給の分析——雇用機会の諾否の選択とその確率——」『三田学会雑誌』85(4), 171–194, 慶應義塾経済学会．[Miyauchi, Tamaki, “Kakei no Rodo Kyokyu no Bunseki: Koyo Kikai no Dakuhi no Sentaku to sono Kakuritsu,” *Mita Gakkai Zasshi*, Vol. 85, No. 4, pp. 171–194, Keio Gijuku Keizai Gakkai, 1993]
・———（2002）．「労働市場の順位均衡モデルにおける選択順位指標の測定——労働供給確率関数の識別のために——」『三田学会雑誌』94(4), 219–235, 慶應義塾経済学会．[Miyauchi, Tamaki, “Rodo Shijo no Jun’i Kinko Model ni okeru Sentaku Jun’i Shihyo no Sokutei: Rodo Kyokyu Kakuritsu Kansu no Shikibetsu no tameni,” *Mita Gakkai Zasshi*, Vol. 94, No. 4, pp. 219–235, Keio Gijuku Keizai Gakkai, 2002]
・———（2003）．「家計労働供給の理論と検証 (2)——観測と理論構成——」『三田学会雑誌』96(1), 25–60, 慶應義塾経済学会．[Miyauchi, Tamaki, “Kakei Rodo Kyokyu no Riron to Kensho (2): Kansoku to Riron Kosei,” *Mita Gakkai Zasshi*, Vol. 96, No. 1, pp. 25–60, Keio Gijuku Keizai Gakkai, 2003]
・Altman, Roger C., Jason E. Bordoff, Jason Furman, and Robert E. Rubin. (2008). “Path to Prosperity,” in Jason Furman and Jason E. Bordoff, eds., *Path to Prosperity: Hamilton Project Ideas on Income Security, Education, and Taxes*, Washington, DC: The Brookings Institution.
・American Statistical Association. (2016). “American Statistical Association Releases Statement on Statistical Significance and *P*-values: Provides Principles to Improve the Conduct and Interpretation of Quantitative Science,” 7 March 2016.
https://www.amstat.org/asa/files/pdfs/p-valuestatement.pdf（参照日：2018 年 3 月 1 日）
・Baker, Monya. (2016). “Statisticians Issue Warning on *P* values,” *Nature*, Vol. 531, 151.
・Binder, Ariel J. and David Lam. (2019). “Is there a Male Breadwinner Norm? The Hazards of Inferring Preferences from Marriage Market Outcomes,” *NBER Working Paper* 24907, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
・Birdsall, Nancy and Juan L. Londono. (1997). “Asset Inequality Matters: An Assessment of the World Bank’s Approach to Poverty Reduction,” *The American Economic Review*, 87(2), 32–37.
・Douglas, Paul H. (1934). *The Theory of Wages*, New York: The Macmillan Company.（和訳書は辻村江太郎・續幸子訳『賃金の理論』，日本労働研究機構，2000）

・Duan, Naihua. (1983), “Smearing Estimate: A Nonparametric Retransformation Method,” *Journal of the American Statistical Association*, 78, 605–610.
・Eika, Lasse, Magne Mogstad and Basit Zafar. (2014). “Educational Assortative Mating and Household Income Inequality,” *Federal Reserve Bank of New York Staff Report*, No. 682, Federal Reserve Bank of New York.
・Furman, Jason and Peter Orszag. (2018). “Slower Productivity and Higher Inequality: Are They Related?” PIIE Working Paper WP18–4, Washington, DC: Peterson Institute for International Economics.
・Gregg, Paul and Stephen Machin. (2000). “Child Development and Success or Failure in the Youth Labor Market,” in D.G. Blanchflower and R.B. Freeman eds., *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, Chicago: University of Chicago Press.
・Hobcraft, John (1998). *Intergenerational and Life-Course Transmission of Social Exclusion: Influences of Childhood Poverty, Family Disruption, and Contact with the Police*, Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics.
・Hobcraft, John and Kathleen E. Kiernan. (1999). *Childhood Poverty, Early Motherhood and Adult Social Exclusion*, Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics.
・Lee, Tung-Hao, Lien-Wen Liang and Bor-Yi Huang. (2013). “Do Mergers Improve the Efficiency of Banks in Taiwan? Evidence from Stochastic Frontier Approach,” *The Journal of Developing Areas*, 47(1), 395–416.
・Long, Clarence D. (1958). *The Labor Force under Changing Income and Employment*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
・OECD Data: Income Inequality（https://data.oecd.org/inequality/income-inequality.htm, 参照日：2019 年 12 月 15 日）
・Qian, Yue. (2018). “Educational Assortative Mating and Income Dynamics in Couples: A Longitudinal Dyadic Perspective,” *Journal of Marriage and Family*, 80(3), 607–621.
・Rezitis, Anthony. (2008). “Efficiency and Productivity Effects of Bank Mergers: Evidence from the Greek Banking Industry,” *Economic Modeling*, 25(2), 236–254.
・Saito, Osaum (1981). “Labour Supply Behaviour of the Poor in the English Industrial Revolution,” *Journal of European Economic History*, 10, 633–652, Rome: Associazione Bancaria Italiana.
・Tsujimura, Kotaro and Satoru Kutsukake. (1966). “Estimation of Consumers’ Preference Fields for the Purpose of Demand Analysis,” *Econometrica*, 34(5), 53–54.
・Wasserstein, Ronald L. and Nicole A. Lazar. (2016). “The ASA Statement on *p*-Values: Context, Process, and Purpose,” *The American Statistician*, 70(2), 129–133.
・Wolf, Martin (2019). “Saving Capitalism from the Rentiers,” *Financial Times Asia*, Wednesday 18 September 2019.

要旨: 我が国のジニ係数を観察すると所得の世帯間較差が個人間較差よりも大きい。その原因として指摘された家計構成員の就業選択における構成員間の独立性についての吟味を行う。次に企業規模間に観察される系統的な賃金較差を確認し，これを叙述し得る「労働の選択順位指標」概念を導入した労働市場モデルについて紹介する。さらに市場の効率的資源配分機能の作動における必要条件である「最低必要臨界量」概念を導入した論を紹介し，最後に今後の課題を述べる。

キーワード: ジニ係数，労働供給，賃金，労働市場，資源配分