

Doshisha University Center for the Study of the Creative Economy

Discussion Paper Series No. 2016-02

中国の対日本輸出が日本の所得格差に与えた影響

-ジニ係数の時系列データによる計量的分析-

中尾武雄



Discussion Paper Series

中国の対日本輸出が日本の所得格差に与えた影響 -ジニ係数の時系列データによる計量的分析-

中 尾 武 雄

2016 年 10 月 24 日改訂版

論文要旨

バブル崩壊後の約 20 年を対象にジニ係数決定要因の回帰分析を行うと、中国・日本輸出比率（中国から日本への輸出の対日本 GDP 比率）、進学率、女性就業率、経済成長率、男性失業率によって経年的変化のほとんどを説明できた。更にジニ係数に対する寄与率を算出すると、中国・日本輸出比率以外の国内的要因の影響は全体としては無視できるレベルであった。一方、中国・日本輸出比率の寄与率はほぼ 100 %で、近年の日本の所得格差拡大は中国から日本への輸出による賃金低下圧力が主たる原因であることが明らかになった。

1 序

本稿では、中国との貿易が日本の所得格差に与えた影響を時系列データの回帰分析によって明らかにする。グローバル化が進行し隣国の中国が世界の工場化するとともに中国から日本への輸出は急増してきた。たとえば、中国から日本への輸出額の対「日本の GDP」の比率は 1965 年の 0.25 %から 2010 年の 2.82 %に 10 倍以上増

加している¹。ストルパー・サミュエルソン定理によれば、自由貿易は資本が豊富な日本の資本用役価格を上昇させ、労働用役の価格である賃金率を低下させる。具体的には、比較優位がある中国製品が日本市場で増加し、該当産業の日本企業の生産量を減少させて労働市場で需要が減少し、賃金率に対して低下圧力が生じる(これを以下では「中国輸出による賃金低下圧力」と呼ぶ)。しかし実際には日本の労働市場が完全競争市場でないため、この賃金低下圧力はすべての労働市場で均等に働くのではなく、中国企業との競争に直面している財市場に関連する労働市場を中心に働く。この中国輸出による賃金低下圧力が低賃金率市場で強い場合には、低賃金労働者の賃金率が更に低下し、賃金格差から生じる所得格差(以下では簡単に「賃金格差由来の所得格差」と呼ぶ)が拡大する²。ただし、ここで賃金格差と言うときには高賃金率と低賃金率の差を、賃金格差由来の所得格差と言うときには高賃金労働者が全体として得る賃金所得と低賃金労働者が全体として得る賃金所得の不平等度を意味している。賃金格差はたとえば男女賃金格差比率のように女性労働者の賃金率を男性労働者の賃金率で割った比率で表されるし、賃金格差由来の所得格差はたとえばジニ係数によって表される。本稿では、中国輸出による賃金低下圧力で賃金格差由来の所得格差が拡大するような現象が実際に日本で起こったのかどうかを、時系列回帰分析で検証する。また、この回帰分析の推定結果を用いることで、中国貿易が賃金格差由来の所得格差に与えた影響の大きさを推定する。

具体的には、1965年から2010年の46年間の日本の賃金率分布から算出したジニ係数を賃金格差由来の所得格差を表すデータと見なして被説明変数とし、これに影響を与えると考えられるさまざまな要因を説明変数として回帰分析を行う。その説明変数

1 これらの比率は中国から日本への輸出額とGDPのデータを使って算出した。データは中国からの日本の輸入金額については『外国貿易概況』より、GDPは『国民経済計算年報』より収集した。

2 所得格差には賃金格差由来でない部分もある。たとえば資産収入の差から生じる所得格差がある。

の 1 つに「中国から日本への輸出」を使うのである。中国貿易が日本の賃金格差由来の所得格差に影響を与えてきたのであれば、説明変数としての中国から日本への輸出は統計的に有意になる。また、中国から日本への輸出が賃金格差由来の所得格差に与えた影響の大きさは、他の変数が一定不変で中国から日本への輸出のみが変化したときのジニ係数の変動の大きさ、すなわち寄与度を算出することで把握する。中国の日本輸出の寄与度がジニ係数の現実の増加分に占める比率、すなわち寄与率を見れば中国から日本への輸出が賃金格差由来の所得格差に与えた影響の重要度を推測することができる。

所得格差や資産格差に関する先行研究は多くある。たとえば Bahmani-Oskooee, Hegerty, and Wilmeth (2008)はアメリカ合衆国と 15 の開発途上国を対象に時系列データでジニ係数の回帰分析を行ってクズネッツの逆 U 字仮説について検証している。Çelik and Basdas (2010) はパネルデータの回帰分析で直接投資や市場開放度が所得格差に与えた影響を分析し経済発展の程度によって影響が異なることを発見している。その他にも多くの研究はあるが³、中国から日本への輸出が所得格差に与えた影響を時系列データを使って計量経済学的手法で分析している研究はほとんど存在しない⁴。中国貿易が労働市場を通じて日本国内の所得格差に重要な影響を与えたと推測されるにもかかわらず、これを実証的に厳密に確認しようとする研究がないのである。したがって、本稿の研究はそれなりの価値があると思われる。

本稿の第 2 章では賃金率格差を生み出す 2 つの労働市場が存在する経済に関する理論モデルを構築し、賃金格差由来の所得格差に影響を与える要因について分析す

3 日本の所得格差に関する研究については田辺・鈴木(2013)、海外の研究については田辺・鈴木(2015)を参照されたい。

4 佐々木・桜(2004)では、賃金支払い総額に占める大卒向け賃金支払い額の比率を被説明変数とし、東アジアからの輸入額が国内出荷額と輸入額の合計に占める比率を説明変数に含む回帰分析を行っている。大卒向け賃金支払い比率を所得格差の 1 つの指標と考えれば貴重な先行研究と言える。

る。第3章では、回帰分析で用いる推定モデル、すなわち被説明変数と説明変数を提示すると同時に具体的なデータについて解説し、第4章で回帰分析の手法を説明し、推定結果を提示する。第5章では、寄与率を算出することで中国貿易が所得格差に与えた影響の大きさを推定する。第6章では、本稿の研究内容と重要な結論を要約する。

2 理論モデルと仮説

2.1 理論モデル：労働市場の2分割

所得格差について分析するためには、どのような所得の定義を用いるかがまず問題となる⁵。所得は、一般的に言えば、労働用益から得る所得、資本用益から得る所得、独占力など超過利潤から得る所得、資産売却により得る譲渡所得から成っている。したがって、所得分配の公正さを議論する場合は、所得格差の定義にはこれら4種の所得の合計所得を用いるのが望ましいかもしれないが、本稿は中国貿易が日本の労働市場を通じて賃金格差由来の所得分配に与える影響を分析するのが目的である。そこで、以下では中国貿易が「賃金格差が存在する労働市場」に与える影響を分析するための簡単な労働市場の理論モデルを構築する。

賃金格差が存在するという事は、労働市場が不完全で複数の労働市場に分断されていることを意味している。均衡賃金率が異なる無数の労働市場が存在し、労働市場間には参入障壁があって、労働者は賃金率が低い労働市場から高い労働市場に自由に行き来できないために異なった賃金率が存在する状況になっているはずである。そこで、ここでは簡単化のために労働市場が均衡賃金率の高い市場と低い市場の2つに分割されていると仮定する。均衡賃金率が高い市場では、労働を需要する側は労働者に特定の資格・技術・知識あるいは優れた能力を保有していることを要求するため、多くの労働者にはハードルすなわち参入障壁が高く参入が困難となっている。具体的な職業

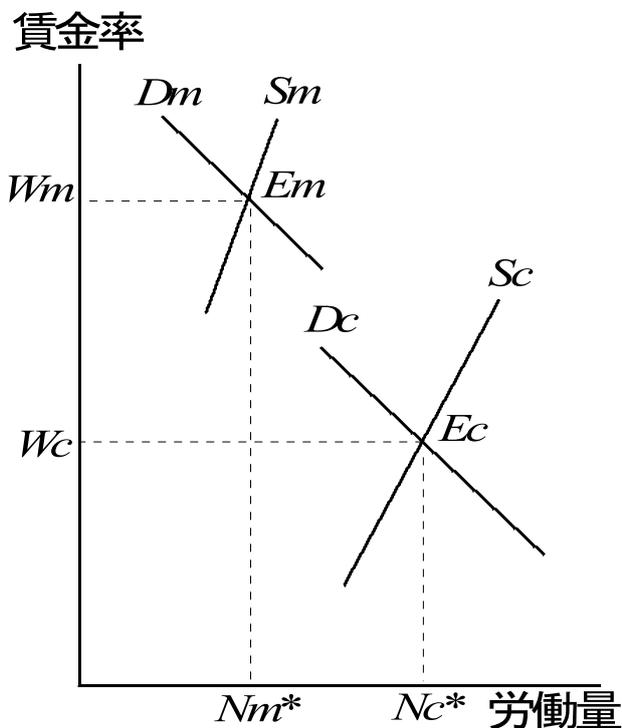
5 本稿での目的から考えると政府による所得再分配の影響は排除することが望ましい。したがって、ここでの所得の定義は政府による所得再分配前の所得となる。

の例としては、プロ経営者・技術専門職・研究者，医者・薬剤師，パイロット・航海士，会計士・弁護士・税理士・公務員，俳優・歌手・スポーツ選手などさまざまな職種があるが，最も一般的なのは「競争力のある大企業」の正規社員であろう。たとえば，5大商社社員の平均年収は5社平均 1,347 万円⁶，日本の労働者の平均年収 361 万円⁷の 3.7 倍であるが，5大商社の正規社員になるためには就活突破と言う参入障壁が存在するため，誰でも参入できるわけではない。そこで，以下ではこのような労働市場を「独占的労働市場」と呼ぶことにする。この独占的労働市場に参入障壁が存在するため，これを乗り越えられない労働者はすべて参入自由な労働市場に参加することになる。以下では，この参入自由な労働市場を「競争的労働市場」と呼ぶ。このように労働市場が独占的労働市場と競争的労働市場に分割されている経済状況を示しているのが図1である。図では，曲線 D_m が独占的労働市場の需要曲線， S_m が供給曲線で，均衡点 E_m の高さである W_m が独占的労働市場の均衡賃金率， N_m^* が均衡雇用量となる。同様にして，曲線 D_c が競争的労働市場の需要曲線， S_c が供給曲線で， E_c が均衡点， W_c が競争的労働市場の均衡賃金率， N_c^* が均衡雇用量となる。

6 Yahoo ファイナンスのサイト <http://finance.yahoo.co.jp/>から収集した。たとえば伊藤忠商事(株)の場合の URL は <http://stocks.finance.yahoo.co.jp/stocks/profile/?code=8001.T> である。収集したのが 2016 年 6 月であるから 2015 年度決算からのデータと推定できる。

7 『民間給与実態統計調査』にある 2014 年のデータより給与額と給与所得者数を収集し，前者を後者で割った値である。データは国税庁ホームページの「統計情報・長期時系列データ」<https://www.nta.go.jp/kohyo/tokei/kokuzeicho/jikeiretsu/01.htm> にある。

図1 2分割された労働市場



2.2 ローレンツ曲線と累積所得曲線

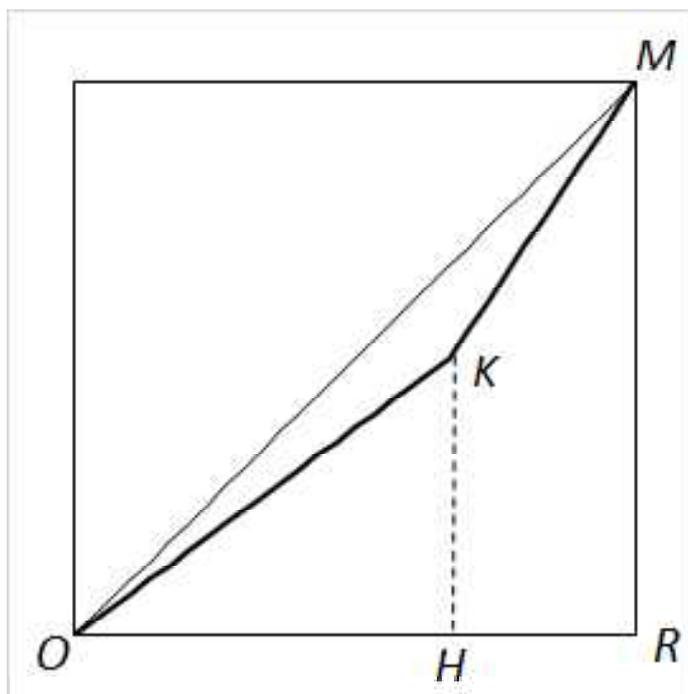
図1では、独占的労働市場の賃金率は競争的労働市場の約2倍あって賃金格差が存在しているが、賃金格差から生じる社会全体としての所得格差の大きさ、すなわち賃金格差由来の所得格差を把握するためには、独占的労働市場と競争的労働市場の労働者の人数を考慮する必要がある。この所得格差を説明するために図1に対応しているローレンツ曲線が図2に太い線で描かれている。図1の労働市場と図2のローレンツ曲線の対応関係を理解するために、図2の横軸座標を累積労働者数、縦軸座標を累積賃金所得額と考えると、ローレンツ曲線であった曲線は累積労働者数と累積賃金所得の関係を表す曲線となる。これを累積所得曲線と呼ぶことにする。この累積所得曲線の場合には屈折点 K の横軸は Nc^* である。すべての労働者の労働時間を1と想定すると独占的労働市場の労働者の所得は Wm 、競争的労働市場の労働者の所得は Wc とな

るから、累積所得曲線の傾きは点 K より左側では W_c 、右側では W_m となる。したがって、累積所得曲線の高さは点 K より左側では $W_c N_c$ 、点 K では $W_c N_c^*$ となる。点 K より右側の累積所得曲線は横軸座標が「全低賃金労働者数 N_c^* + 高賃金労働者数 N_m 」で、縦軸座標が「全低賃金労働者の所得合計 $W_c N_c^*$ + 高賃金労働者の累積所得 $W_m N_m$ 」となる。したがって、右下端 R の横軸座標は $N_c^* + N_m^* =$ 全労働者数である「累積労働者総計」で、右上端 M の縦軸座標は $W_c N_c^* + W_m N_m^* =$ 全労働者の所得合計である「累積所得総計」となる。

ローレンツ曲線の場合には右上端 M の縦軸座標も右下端 R の横軸座標も1であるから、縦軸座標は累積所得曲線の縦軸座標値を累積所得総計 ($W_c N_c^* + W_m N_m^*$) で割った値、横軸座標は累積所得曲線の横軸座標値を累積労働者総計 ($N_c^* + N_m^*$) で割った値になる。ローレンツ曲線の傾きは累積所得曲線の傾きである W_c および W_m を平均賃金率 $= (W_c N_c^* + W_m N_m^*) / (N_c^* + N_m^*)$ で割った値となるから⁸、たとえば、屈折点 K の高さは $W_c N_c^* / (W_c N_c^* + W_m N_m^*) =$ 総所得に占める低賃金労働者所得の比率となる。独占的労働市場と競争的労働市場の賃金格差は図2では線分 OK の傾き ($= W_c$) と線分 KM の傾き ($= W_m$) の差で表されるが、経済社会全体としての所得格差を表す方法としては図2の $\triangle OMK$ を $\triangle OMR$ で割った値を用いる方法が考えられる。これがジニ係数である。

8 屈折点より左側では W_c を平均賃金率で割った値、右側では W_m を平均賃金率で割った値となる。

図2 ローレンツ曲線と累積所得曲線



2.3 賃金率と労働者分布の変化がジニ係数に与える影響

図1でどちらかの市場の需要曲線が右側にシフトすれば、均衡点は右上にシフトして賃金率は上昇し雇用量は増加する。供給曲線のシフトでも同じでたとえば左側にシフトすれば均衡賃金率は上昇し均衡雇用量は減少する。このように需要曲線でも供給曲線でもシフトすれば均衡賃金率と均衡雇用量が同時的に変化する。ところが、賃金率と雇用量が同時的に変化したときにジニ係数で表される賃金格差由来の所得格差が受ける影響は複雑である。そこで、以下では賃金率だけが変化したケースと労働者の市場間分布だけが変化したケースに分けて分析する。

まずは賃金率だけが変化したケースを考える。ジニ係数の定義と屈折点 K の高さが $1/(1+(W_m N_m^*/W_c N_c^*))$ と表されることから、独占的労働市場の均衡賃金率 W_m が上がるか競争的労働市場の均衡賃金率 W_c が下がって賃金格差が拡大すれば、低賃金労働者所得の比率を示す点 K が下方にシフトする。ところが、2市場間の労働者分布 (N_m^* と N_c^*) が一定であれば屈折点 K の横軸座標が不変であることから、ジニ係数が増加して賃金格差由来の所得格差が拡大する。反対に独占的労働市場の均衡賃金率

W_m が下るか競争的労働市場の均衡賃金率 W_c が上がって賃金格差が減少すれば屈折点 K は真上にシフトしてジニ係数が減少する。このように、労働者分布が不変であれば、賃金格差と賃金格差由来の所得格差の変化方向は一致する。

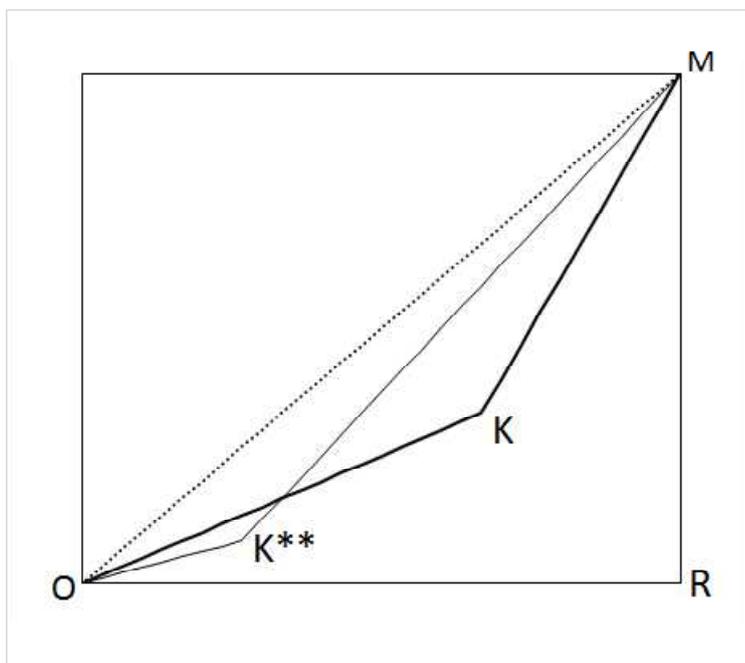
賃金率がジニ係数に与える影響は簡単であるが独占的労働市場あるいは競争的労働市場の労働者数の変化が賃金格差由来の所得格差に与える影響の分析は簡単ではない。賃金率および総労働者数が一定不変のまま、たとえば競争的労働市場の低賃金労働者数が N_{c^*} から $N_{c^{**}}$ に減少し独占的労働市場の高賃金労働者数が N_{m^*} から $N_{m^{**}}$ に増加するような労働者の2市場間分布変化が起こった場合には累積所得総計が $(W_c N_{c^*} + W_m N_{m^*})$ から $(W_c N_{c^{**}} + W_m N_{m^{**}})$ に増加する⁹。このため累積所得曲線を(労働者総数/累積所得総計)で乗じているローレンツ曲線の低賃金労働者の部分(横軸座標の 0 と $N_{c^{**}}$ の間)は図3に示されているように分布変化後には下方にシフトする。ただし、この図では太い線が労働者分布の変化前、細い線が分布変化後のローレンツ曲線、点 K が分布変化前、点 K^{**} が分布変化後の屈折点を表す。新しい屈折点 K^{**} より左側のローレンツ曲線が分布変化後に低くなることを式で示せば

$$W_c N_c / (W_c N_{c^*} + W_m N_{m^*}) > W_c N_c / (W_c N_{c^{**}} + W_m N_{m^{**}}) \quad (1)$$

となる。ただし、 N_c は屈折点 $N_{c^{**}}$ より小さい任意の値で、左辺は分布変化前、右辺は分布変化後のローレンツ曲線の高さを表す。同様にして新屈折点 K^{**} の高さは $W_c N_{c^{**}} / (W_c N_{c^*} + W_m N_{m^*}) > W_c N_{c^{**}} / (W_c N_{c^{**}} + W_m N_{m^{**}})$ であるから新屈折点でもローレンツ曲線は元の水準よりも低くなっている。

9 労働市場の分布変化が起こっても労働者数が一定のため $N_{c^*} + N_{m^*} = N_{c^{**}} + N_{m^{**}}$ である。

図3 高賃金労働者増加の影響



新しい屈折点 K^{**} より右側では分布変化前には低賃金率であった部分が高賃金率に取って代わられるため、分布変化後のローレンツ曲線は急上昇して元のローレンツ曲線を上回るようになる。例としてローレンツ曲線図の右上端点 M （縦軸座標値=1）の近辺にあって点 M より $\Delta N/(Nc^*+Nm^*)$ だけ左側の任意の点すなわち横軸座標 $=1-\Delta N/(Nc^*+Nm^*)$ の点での分布変化前と分布変化後のローレンツ曲線の高さを比較してみる。点 M の近辺ではローレンツ曲線の傾きが $Wm \times (Nc^*+Nm^*)/(WcNc^*+WmNm^*)$ であることから、ローレンツ曲線の高さは分布変化前が $1-\Delta NWm/(WcNc^*+WmNm^*)$ 、分布変化後が $1-\Delta NWm/(WcNc^{**}+WmNm^{**})$ となり後者のほうが高い位置にある。この分析は $\Delta N/(Nc^*+Nm^*)$ が Nm^* より小さいかぎり成立するから、元の屈折点 K より右側では変化前のローレンツ曲線より変化後のローレンツ曲線のほうが上にあることは明らかである。

以上の分析から分かるように高賃金労働者の増加はローレンツ曲線を引き下げる効果と引き上げる効果があり、前者はジニ係数を増加させるが後者は減少させるため、全体としてどのようになるかは一般的には不明となる。競争的労働市場の低賃金労働者の人数 Nc^* が相対的に増加した場合も同じで、累積所得総計の減少はローレンツ曲線

を上方にシフトさせるが、低賃金労働者の増加自体はローレンツ曲線を低下させるため、全体としてジニ係数がどうなるかはケースバイケースで一般的には予測できない¹⁰。

2.4 賃金格差由来の所得格差に影響を与える要因

労働市場が2分割されている経済の理論モデルより賃金格差由来の所得格差を決定しているのは独占的労働市場と競争的労働市場の賃金率や労働者数に影響を与える要因であることが分かる。たとえば、独占的労働市場と競争的労働市場の需要・供給曲線の位置や形状あるいはこれらの2市場の間に存在する参入障壁の高さに影響を与える要因である。具体的には、国内の労働需要に影響を与えるグローバリゼーション関連要因、労働供給に影響を与える国内要因、労働市場の需給条件に影響を与える経済成長・景気状況関連の要因が考えられる。次章では、これらの要因について分析することで推定モデルを導出する。

3 推定モデルとデータ

この章では、回帰分析を行うための推定モデルを構築するが、そのためには被説明

10 ほぼ全員が低賃金労働者であれば屈折点は点 M の近辺に存在し、ローレンツ曲線は対角線とほぼ一致するからジニ係数はほぼゼロとなる。点 M の近辺では対角線の傾き(=1)よりローレンツ曲線の傾き(=高賃金率/平均賃金率)が大きいため、高賃金労働者が増加すると屈折点は左下にシフトしながら対角線から離れるためジニ係数は増加する。反対にほぼ全員が高賃金労働者であれば屈折点は点 O の近辺に存在してジニ係数はほぼゼロとなる。点 O の近辺では対角線よりローレンツ曲線の傾き(=低賃金率/平均賃金率)が小さいため、賃金労働者の増加で屈折点は右上にシフトしながら対角線から離れてジニ係数が増加する。これらの極端な例からも労働者分布の変化の影響は状況により異なることがわかる。

変数と説明変数について分析する必要がある。そこで、以下では被説明変数であるジニ係数とこれに影響を与えると考えられるさまざまな説明変数について分析すると同時に被説明変数・説明変数として回帰分析で利用する具体的なデータについても解説する。

3.1 被説明変数とデータ

被説明変数としては所得格差の大きさを表す変数が必要で、これには最も一般的なジニ係数を使う。ジニ係数を算出するためには所得データが必要であるが、問題はさまざまな所得データが存在し、どの所得データを使うかでジニ係数の値には大きな差異が存在することである。この点については田辺・鈴木(2013)が非常に有益である。この論文では、日本で利用可能な12種類の所得データについてジニ係数が算出されている¹¹。これらの所得データで、ジニ係数の長期的な回帰分析に必要なデータが揃っているのは6種類であるが¹²、本稿では個人の賃金所得の格差に焦点を当てているため『賃金構造基本統計調査』と『民間給与実態統計調査』以外の所得データは適切ではない¹³。本稿ではこれら2種類の所得データを用いて算出したジニ係数を被説明変数の候補とする。これらのデータについては田辺・鈴木(2013)で公表されているので、それらの値を用いる。連続したデータとしては『賃金構造基本統計調査』は1964年から2010年、『民間給与実態統計調査』は1950年から2010年の間で年データとして算出されているが、他の変数のデータ収集期間の都合で分析期間は1965年から2010年とする。

11 以下の分析では田辺・鈴木(2013)のp.122にある表1およびpp.123-124の表2を参照した。

12 具体的には『家計調査』『国民生活基礎調査』、『貯蓄動向調査』、『国税庁申告所得調査』、『賃金構造基本統計調査』、『民間給与実態統計調査』のデータである。

13 世帯所得であれば複数の個人の合計所得となるし、賃金以外の所得が含まれる可能性もある。

本稿では所得格差が拡大した原因を分析するのが目的であるから、実際にこれら2種類のジニ係数で所得格差の拡大を確認するために、ジニ係数を被説明変数とし時間 t を説明変数として 1965 年から 2010 年のデータで回帰分析を行うと、『賃金構造基本統計調査』から算出したジニ係数 $Jwage$ の場合には

$$Jwage = 0.27 - 0.0005 t \quad (2)$$

(0.00) (0.00)

『民間給与実態統計調査』から算出したジニ係数 $Jsala$ の場合には

$$Jsala = 0.33 + 0.0007 t \quad (3)$$

(0.00) (0.00)

となった。ただし、推定係数の下の括弧内の値は p -値である。これらの推定結果によれば『賃金構造基本統計調査』から算出したジニ係数では所得格差は長期的に減少し、『民間給与実態統計調査』から算出したジニ係数では増加したことになる。本稿の目的は所得格差拡大の原因を分析することであるから、被説明変数としては『民間給与実態統計調査』から算出したジニ係数を用いることにする。

3.2 説明変数とデータ

ここではグローバリゼーションが国内の労働需要に与える影響を反映する説明変数、国内の労働者の供給行動を反映する説明変数、労働市場の需給条件に影響を与える経済成長や景気状況を反映する説明変数について分析する。

3.2.1 グローバリゼーション関連の要因

グローバリゼーションは日本の労働市場にも甚大な影響を与えてきている。特に重要と思われるのは中国との貿易である。そこで、グローバリゼーション関連の説明変数として中国から日本への輸出額を日本の GDP で割った値を採用し、以下では「中国・日本輸出比率」と呼ぶ。グローバリゼーションを反映する説明変数として中国・日本輸出比率だけでは偏っているように思われるため、すべての外国からの輸入額の GDP に対する比率である輸入比率も考慮したが、試験的分析の結果で統計的に有意にならなかつ

たため説明変数として採用しない¹⁴。以下では、グローバルゼーションを表す変数としての中国・日本輸出比率が賃金格差に与える影響と回帰分析に用いるデータの収集方法について説明する。

・中国・日本輸出比率 *CHNA*

中国から日本への輸出が増加すれば独占的労働市場も競争的労働市場も影響を受けるのは明らかであるが、中国は新興経済国で熟練労働者が少ないことから、参入障壁が高い独占的労働市場よりは競争的労働市場に対する影響が強いと考えられる。そこで、中国からの輸入は競争的労働市場にのみ影響を与えると想定する。この場合には、中国・日本輸出比率の増加は日本の競争的労働市場での労働需要を減少させ、図1の労働需要曲線 D_c を左側にシフトさせて均衡賃金率を引き下げ均衡雇用量を減少させる¹⁵。理論モデルで分析したように競争的労働市場の賃金率低下は賃金格差を拡大しジニ係数を上昇させるから、この側面からはジニ係数とはプラスの関係が予想される。しかしながら雇用減少がジニ係数に与える影響は明確ではない。したがって、中国・日本輸出比率が賃金格差由来の所得格差に与える総合的影響は理論的には不明で、推定結果の係数の符号から判断するほかない。

中国から日本への輸出金額については『外国貿易概況』より、GDP は『国民経済計算年報』より収集する¹⁶。ただし具体的には日本経済新聞社『NEEDS-CD ROM 日経マクロデータ』2013年版(以下では簡単に『日経マクロデータ』と呼ぶ)を利用する。また、『日経マクロデータ』を用いてデータを収集する場合には、オリジナルな出典名などについて詳細には記載しないケースがあるので『日経マクロデータ』を参照された

14 念のため輸入比率を説明変数として採用したケースの推定結果が表1に示されている。

15 競争的労働市場での雇用量は減少するが、参入障壁があるため独占的労働市場はほとんど影響を受けないと考えられる。

16 3つの基準が異なるGDPデータを、差が最小になっている年を選んで繋いでいる。

い。回帰分析に用いる中国・日本輸出比率は中国から日本への輸出金額を日本のGDPで割った値である。単位はジニ係数がパーセントでなく小数点以下の比率で表示されるため、これに合わせている¹⁷。

3.2.2 労働供給関連の要因

労働市場の条件が変化して、独占的労働市場か競争的労働市場で供給曲線がシフトすれば均衡賃金率も変化するため賃金格差由来の所得格差も影響を受ける。たとえば、独占的労働市場で供給を増加させ、競争的労働市場で供給を減少させるような社会的・経済的変化が起これば、独占的労働市場の高い賃金率が相対的に低下し、競争的労働市場の低い賃金率が上昇する、その結果賃金格差は縮小し、賃金格差由来の所得格差も影響を受けることになる。このような賃金格差由来の所得格差変化を分析するための説明変数としては、独占的労働市場と競争的労働市場に対して非対称的な影響を与える社会的・経済的変化が望ましい。そこで、本稿では説明変数として大学進学率、女性就業率および高齢男性労働人口比率を採用する。

・大学進学率 *UNIV*

大学進学は、独占的労働市場と競争的労働市場の間に存在する参入障壁を克服して、独占的労働市場に参入する可能性を開く。したがって、大学進学率（以下では略して「進学率」と呼ぶ）の上昇は競争的労働市場から独占的労働市場に労働者をシフトさせるから、独占的労働市場の労働供給を増加させ図1の S_m 曲線の右側へのシフトを引き起こして、独占的労働市場の均衡賃金率の低下と均衡雇用量の増加をもたらす。一方、競争的労働市場では労働供給が減少し均衡賃金率の上昇と均衡雇用量の減少を引き起こす。独占的労働市場の賃金率低下と競争的労働市場の賃金率上昇は賃金格差を減少してジニ係数を低下させるため、進学率とジニ係数の間にはマイナスの関係が予想される。ただし、ここでも雇用量増加の影響は不明であるため、進学率がジニ係数に与える総合的影響は推定結果から判断することになる。進学率のデータは「政

17 他の比率の説明変数についても同様である。

府統計の総合窓口」<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/eStatTopPortal.do?method=init> を使って『学校基本調査』『年次統計』(2015年12月25日公表)の総括表・第4表より収集する。

・女性就業率 *WWK*

男性労働者と女性労働者の間には賃金格差が存在するが¹⁸、その原因の1つは女性労働者の多くが競争的労働市場を中心に労働を供給していることにある。したがって、女性就業率の上昇は競争的労働市場における労働供給の増加を意味し、供給曲線を右側にシフトさせて、競争的労働市場における均衡賃金率低下と均衡雇用量増加をもたらす。競争的労働市場での賃金率低下はジニ係数を上昇させるが、雇用量増加の影響は不明である。したがって、女性就業率がジニ係数に与える総合的影響についても推定結果から判断する。このデータは『労働力調査年報』より15歳～64歳の女性労働人口数、『人口推計月報』より女性人口総数を収集し、前者を後者で割って算出する。ただし、実際にデータを収集する作業には『日経マクロデータ』を用いる。

・高齢男性労働比率 *M60*

女性労働者と同様に男性労働者であっても退職後の高齢労働者は独占的労働市場に参入することは困難である。したがって、高齢男性の労働人口が増加すると競争的労働市場の供給曲線が右側にシフトして、競争的労働市場における均衡賃金率低下と均衡雇用量増加をもたらす。競争的労働市場での賃金率低下はジニ係数を上昇させるが、雇用量増加の影響は不明であるため、ジニ係数に与える総合的影響は推定結果から判断する。退職年齢も退職後に働く期間も時代とともに変化しているであろうが、本稿

18 30人以上の事業所を対象とした『毎月勤労統計』の現金給与額(産業計)のデータで女性給与の男性給与に対する比率を2001年から2010年で平均すると0.502となる。このデータでは女性は男性の約半分の収入しかない。算出に使ったデータは『日経マクロデータ』で収集した。

では高齢男性で本格的な労働力となるのは 60 歳から 64 歳と想定し、これが全男性労働者に占める比率を説明変数とする¹⁹。算出に必要なデータは『労働力調査年報』より 60 歳～ 64 歳男性の労働人口数と男性の総労働人口数を収集して、前者を後者で割った値を用いる。実際のデータ収集には『日経マクロデータ』を用いる。

3.2.3 経済成長・景気状況関連の要因

経済成長も景気状況も賃金格差に影響を与える可能性がある。経済成長がもたらした賃金率上昇が全労働者で均等でないかぎり、経済成長は賃金格差に影響を与える。景気状況はもっと直接的で、好景気で男性労働者が不足すれば男性労働者の賃金率が上昇し、女性労働者が不足すれば女性労働者の賃金率が上昇する。このような変化は男女で賃金格差が存在するため賃金格差由来の所得格差に影響を与える。そこで、経済成長・景気状況関連の説明変数としては経済成長率と男女の失業率を用いる。

・経済成長率 GR

経済が成長期にあるときには労働力不足が生じて賃金率が上昇するなどの変化が生じる。経済成長が引き起こす変化が所得格差にどのような影響をもたらすかは簡単には分析できないが、経済成長が独占的労働市場の成長を中心に進行すれば高い賃金率を相対的に高めて賃金格差を拡大するし、反対に競争的労働市場が発展すれば低い賃金率を相対的に高めて賃金格差を縮小する。どちらが現実にあてはまるかを理論的に予想することは困難であり、経済成長率がジニ係数にどのような総合的影響を与えるかについては推定結果から判断する。経済成長率を表す具体的なデータとして、1人当たり国民所得の増加率がまず考えられるが、この所得の定義には利潤所得も含まれている。被説明変数は民間給与という賃金率データを用いて算出されたジニ係数であるから整合性がないし対応関係も明確でない。たとえば、利潤所得が増加しても、賃金率で算出されたジニ係数には直接的な影響はないのである。そこで、経済成長率

19 60 歳～ 69 歳のケースも推定したが、60 歳～ 64 歳のほうが推定結果が良好であった。

の算出には、被説明変数のジニ係数の算出に使われている『民間給与実態統計調査』の所得データを用いる。具体的には国税庁のホームページの「統計情報・長期時系列データ」<https://www.nta.go.jp/kohyo/tokei/kokuzeicho/jikeiretsu/01.htm> より給与額と給与所得者数を収集し、前者を後者で割って1人当たりの給与を算出する。このデータを消費者物価指数で割って実質化することも可能であるが、名目値のほうが景気変動に敏感である点を考慮して、1人当たりの給与データを用いて各年の上昇率を算出し、これをそのまま経済成長率として利用する。

・男性失業率 MU と女性失業率 WU

景気変動も経済成長と同様に所得格差に重要な影響を与える可能性がある。景気が良いときには労働力が不足するし、景気が悪いときには労働力に余剰が生じる。このように景気変動は労働市場の需給状況を変化させ、結果として賃金格差由来の所得格差に影響を与える可能性がある。ただし、女性労働者が競争的労働市場、男性労働者が独占的労働市場を中心に労働を供給している可能性が高いため、男性労働市場と女性労働市場では需給状況が所得格差に与える影響は異なる可能性がある。男性労働市場の供給不足で男性賃金率が上がれば賃金格差は拡大し、女性労働市場の供給不足で女性賃金率が上がれば賃金格差は縮小する。男性労働市場の需給状況を表す説明変数として男性失業率、女性労働市場の需給状況を表す説明変数として女性失業率を用いる。男性失業率は賃金格差とマイナス、女性失業率はプラスの関係があると予想されるため雇用量変化がないとすれば賃金格差由来の所得格差とも同じ関係が予想される²⁰。男女の完全失業率データは『日経マクロデータ』を用いて『労働力調査報告』より収集する。

20 景気変動に伴う失業率変化は労働需要曲線のシフトで起こっている可能性が高いが、たとえば需要曲線が左側にシフトすれば雇用量が減少して失業率が高くなり、賃金率が低下する。失業率と賃金格差との関係は予想できるが、雇用量変化があるため賃金格差由来の所得格差に与える影響は明確でない。

4 推定結果

4.1 推定モデルと推定方法

回帰分析に使う推定モデルは以下のように表される。

$$Jsala_t = a_0 + a_1 CHNA_t + a_2 UNIV_t + a_3 WWK_t + a_4 M60_t + a_5 GR_t + a_6 MU_t + a_7 WU_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

ただし、 $a_i (i=0,1,2,3,\dots,7)$ は推定されるべきパラメータである。また ε は誤差項、下付き添え字の t は時間を表す。賃金率に与える影響だけにかぎれば中国・日本輸出比率 $CHNA$ 、女性就業率 WWK 、高齢男性労働比率 $M60$ はジニ係数とはプラスの関係、進学率 $UNIV$ はマイナスの関係が予想されるが、既述のように雇用量を通じての影響が不明のためこれらの説明変数の推定係数の符号を予想することは困難である。男性失業率 MU の推定係数の符号はマイナス、女性失業率 WU はプラスが予想されるが²¹、経済成長率 GR については予想が困難である。

この推定モデルに対して通常最小自乗法を用いて回帰分析を行う。時系列データであるから、被説明変数および説明変数が定常的である必要があるが、推定モデルに含まれている変数はすべて定常的と判断できる。単位根過程は時間が経過するにつれて分散が無限になると言う性質を持つが²²、被説明変数のジニ係数を始め説明変数の中国・日本輸出比率、進学率、女性就業率、高齢男性労働比率、経済成長率、男性失業率、女性失業率はすべて比率データであるから平均的に発散するような性質のデータではなく、無限期間をとっても有限な範囲にとどまるため、すべての変数が定常的と

21 既述のように失業率の変化が賃金率だけでなく雇用量にも影響を与える場合には、推定係数の符号は不明となる。

22 Wooldridge(2008, p.389)で示されているように、分散は時間の一次関数となる。

考えられる²³.

4.2 推定結果

1965年から2010年のジニ係数を被説明変数とする回帰分析の推定結果は表1に示されている。ただし、この表で AR^2 は自由度修正済決定係数、 DW はダービンワトソン値である。モデル1が(4)式に対応する推定結果で、モデル2は日本の輸入比率を説明変数として追加したものである。既述したように、輸入比率は統計的に有意ではなく、ジニ係数の時間的変化に影響を与えてきたとは言えないため、以下では輸入比率を説明変数から省いたモデル1について考察する²⁴。ダービンワトソン値に問題はないし、LM検定の p -値は 0.28 で不均一分散は存在しないと判断できる。経済成長率の p -値は 0.35 となったが、それ以外の推定係数は 10 %水準で統計的に有意である。これらの7つの説明変数でジニ係数のばらつきの約 93 %を説明できる。言い換えれば、ジニ係数の時間的変化は、これら7つの変数によってほぼ完全に説明されることになる。

23 これらの変数を対象に加重対称タウ検定、ディッキー・フラー検定、フィリップス・ペロン検定のような検定を行うとほとんどのケースで「単位根を持つと言う帰無仮説」は棄却できないと言う結果になる。しかし、これは中尾・東(2015)、中尾(2016)で説明されているように、根が1に近いが1より小さいケースと考えられる。詳しい議論は副島(1994,p.126)、Kwiatkowski *et al.*(1994, pp.160-161)、Maddala(2001, p.547)、Greene(2012, p.987)などを参照されたい。

24 輸入比率の代わりに総輸入額を説明変数としたケースも推定したが、推定係数は -0.04 で、 p -値は 0.82 であった。総輸入額は『外国貿易概況』より『日経マクロデータ』をつかって収集した。

表1 ジニ係数決定要因の推定結果：1965年～2010年

説明変数	モデル1		モデル2	
	推定係数	p-値	推定係数	p-値
切片	0.28	0.00	0.28	0.00
中国・日本輸出比率	1.42	0.00	1.49	0.00
進学率	-0.12	0.00	-0.12	0.00
女性就業率	0.12	0.09	0.12	0.10
高齢男性労働比率	0.44	0.04	0.42	0.07
経済成長率	0.02	0.35	0.02	0.42
男性失業率	-2.39	0.00	-2.44	0.00
女性失業率	3.02	0.00	3.06	0.00
輸入比率			-0.01	0.82
AR ² /DW	0.93	1.87	0.93	1.90

推定係数の符号を見ると進学率と男性失業率はマイナスであるが、その他はすべてプラスである。理論モデルの予想では、中国・日本輸出比率、女性就業率、高齢男性労働比率の3変数の上昇は競争的労働市場の低い賃金率を更に低下させてジニ係数を上昇させるが雇用量減少が与える影響は不明とした。しかし推定係数がプラスであることから、雇用量減少もジニ係数を増加させたか、あるいは雇用量減少より賃金率低下の方がジニ係数に与えた影響が大きかったと考えられる。進学率の上昇は独占的労働市場の賃金率の低下と競争的労働市場の賃金率の上昇でジニ係数を低下させるため、賃金率上昇が雇用量増加よりも影響が強ければ、推定係数はマイナスになるはずで、実際にそのようになっている。これら4変数すべてで賃金率を通じてジニ係数に与える影響と推定係数の符号が一致していることから、労働市場の需要・供給曲線のシフトがジニ係数に与える影響の方向については、シフトがもたらす賃金率変化の影響を調べて判断してよいと思われる。

これらの説明変数の推定結果から以下のような状況を確認できた。

- ①中国輸出による賃金低下圧力は賃金格差由来の所得格差を拡大してきた。

- ②女性就業率の増加は競争的労働市場の労働供給を増加させて賃金格差由来の所得格差を拡大した。
- ③退職後の高齢男性労働者の増加は競争的労働市場の労働供給増加を招いて賃金格差由来の所得格差を拡大した。
- ④大学進学率の上昇は、競争的労働市場から独占的労働市場への労働者のシフトを引き起こして賃金格差由来の所得格差を縮小した。

男性と女性の失業率が賃金格差由来の所得格差に与える影響は理論的に予想できた。前者はマイナスで後者はプラスになるはずであるが、推定係数の符号は理論的予想と一致した²⁵。したがって、相対的に高賃金率の男性労働者が不足すれば賃金格差由来の所得格差は拡大するし、相対的に低賃金率の女性労働者が不足すれば賃金格差由来の所得格差は縮小するという結果となった。経済成長率は推定係数がプラスであるが p -値が 0.35 であることから、賃金格差由来の所得格差に与えてきた影響はほぼ中立的であったと思われる。

5 中国・日本輸出比率の所得格差への影響

5.1 バブル崩壊前後での構造変化

この章の目的は、中国輸出による賃金低下圧力が賃金格差由来の所得格差拡大に果たした役割の大きさを可能なかぎり数字で把握することである。ところが、分析の初期年と終端年のジニ係数を比較すると 1965 年が 0.3715 で、2010 年が 0.3665 となっているため過去 40 年から 50 年の間で賃金格差が拡大したことを確認することはできない。そこで、分析期間をバブル崩壊の前と後に分けて、ジニ係数を被説明変数、時間を説明変数として回帰分析を行うと 1965 年から 1989 年は

25 既述のように失業率は賃金率だけでなく雇用量にも影響を与える可能性があるが、これらの変化が賃金格差由来の所得格差に与える影響では、賃金率が雇用量を圧倒したと考えることもできる。

$$Jsala=0.35-0.0005 t \quad (5)$$

(0.00) (0.22)

1989 年から 2010 年は

$$Jsala=0.32+0.0013 t \quad (6)$$

(0.00) (0.00)

となる。ただし、推定係数の下の括弧内の値は p -値である。これらの結果からバブル崩壊前の期間ではジニ係数にはトレンドは存在しなかったが、バブル崩壊後には上昇トレンドが発生したことが分かる。言い換えれば、バブル崩壊前の期間では、賃金格差由来の所得格差が長期的に拡大するような変化はなかったが、バブル崩壊後の期間では長期的に拡大するようなトレンド変化が起こったのである。表1の推定モデルでも「バブル崩壊前後で推定係数に変化がなかった」という帰無仮説を Chow 検定で調べると p -値は 0.02 となって棄却される。そこで、推定モデルをバブル崩壊の前と後に分けて回帰分析を行うと表2のような推定結果が得られる。ただし、この表のモデル3が 1965 年～1989 年、モデル5が 1989 年～2010 年を対象に(4)式を推定した結果である²⁶。分析期間をバブル崩壊前後に分けることで幾つかの説明変数が統計的に有意でなくなったが、これは多重共線性が原因と思われる。そこで、 p -値が相対的に高い説明変数をモデル3から省いて推定した結果がモデル4、モデル5から省いて推定した結果がモデル6である。

26 1989 年～2010 年を対象とした回帰分析のケースではアセアン諸国からの輸入データも収集可能であった。そこで、その対日本 GDP 比率を説明変数として追加して推定してみたが統計的に有意にはならなかった。たとえばモデル6に追加した場合の p -値は 0.99 となった。ただしアセアン諸国からの輸入データは『日経マクロ経済データ』を使って『外国貿易概況』より収集した。

表2 バブル崩壊前後のジニ係数の推定結果

説明変数	推定期間:1965-1989				推定期間:1989-2010			
	モデル3		モデル4		モデル5		モデル6	
	推定係数	p-値	推定係数	p-値	推定係数	p-値	推定係数	p-値
切片	0.12	0.21	0.11	0.23	0.43	0.00	0.44	0.00
中国・日本輸出比率	1.28	0.41			1.16	0.00	1.06	0.00
進学率	-0.17	0.00	-0.16	0.00	0.06	0.43	0.08	0.08
女性就業率	0.14	0.22	0.12	0.28	-0.18	0.26	-0.20	0.14
高齢男性労働比率	3.27	0.01	3.62	0.00	-0.01	0.99		
経済成長率	0.11	0.01	0.11	0.01	-0.05	0.27	-0.08	0.06
男性失業率	-1.54	0.16	-2.00	0.04	-0.95	0.20	-0.33	0.01
女性失業率	3.96	0.00	4.57	0.00	0.87	0.40		
AR ² /DW	0.90	2.29	0.91	2.39	0.92	2.35	0.93	2.25

表1のモデル1と表2のモデル4の推定結果を比較すると推定係数の符号がすべて一致しているが、モデル6とは進学率、女性就業率と経済成長率の3か所で符号が異なる。したがって、バブル崩壊前後でこれらの変数が賃金格差由来の所得格差に与えた影響が180度変化したことが分かる²⁷。以下ではこれらの変化の理由を考える。まず進学率についてはバブル崩壊前は賃金格差由来の所得格差を縮小させたが崩壊後は拡大した。そこで、進学率のデータを見ると1965年の17%から1989年の36%に、更に2010年には56%まで上昇している。これらの数字から、バブル崩壊後に大学に進学した学生の多くが独占的労働市場に参入できずに競争的労働市場に労働を供給し、競争的労働市場の賃金率を低下させたのではないかと推測できる。大学進学率が高くなりすぎて独占的労働市場の参入障壁を乗り越える効果がなくなったのが推定係数の符号

27 高齢男性労働者がバブル崩壊後の期間で統計的に有意となっていないが、これは多重共線性が原因の可能性もある。

が変わった理由と考えられる²⁸。女子就業率はバブル崩壊前は賃金格差を拡大させていたが崩壊後は縮小するようになった。そこで、女子就業率のデータを見ると 1965 年は 0.532、1989 年は 0.556 と変化は小さかったが、2010 年は 0.622 と顕著に上昇している。これはキャリアを追求する女性労働者が増加して独占的労働市場への供給が増加した結果である可能性が高い。進学率と女子就業率の場合には、量の変化が質の変化をもたらしたということである。

経済成長率もバブル崩壊前後で推定係数がプラスからマイナスに変化している。経済成長率についてもデータを調べると、1965 年から 1989 年の平均は 9.3 %であるのに対して、1989 年から 2010 年は 1 %である。したがって、バブル崩壊前の成長率が高かった時期には、すべての労働者の所得が増加したが豊かな労働者のほうが所得上昇率がより高かった。これに対してバブル崩壊後は所得が長期的にほぼ一定で、分析期間 22 年のうち 8 年は所得が減少している。経済成長率の推定係数がマイナスと言うことは、バブル崩壊後には所得が少しだけでも増加したときには高賃金労働者よりも低賃金労働者の賃金所得上昇が大きく、所得が減少したときには低賃金労働者の賃金所得低下のほうが大きかったことを意味する²⁹。言い換えれば、経済成長率はバブル崩壊前には経済成長の速さを反映する変数であったが、バブル崩壊後は経済成長が止まったため景気変動を反映する変数に変化したと言えそうである。

中国輸入はバブル崩壊前は統計的に有意でないが、バブル崩壊後は有意になり推定係数がプラスになっている。中国から日本への輸入の GDP に対する比率を調べると

28 進学率が上昇すると、独占的労働市場の規模よりも大学卒業者の規模が大きくなってミスマッチが生じ、就職活動に失敗して非正規労働者になる割合が上昇する可能性が高い。そうなればジニ係数も上昇する。これがバブル崩壊後に進学率の推定係数がプラスになった原因の 1 つと思われるが、この問題を詳しく分析することは本稿の目的を逸脱するため、ここでは行わない。

29 競争的労働市場よりも独占的労働市場の賃金率のほうが景気変動に対して安定的・硬直的であったとも言える。

1965 年が 0.25 %，1989 年が 0.37 %，2010 年が 2.82 %である。バブル崩壊前の 25 年間では約 1.5 倍しか増加していないのに対してバブル崩壊後の 22 年間で約 7.6 倍に急増している。中国輸出による賃金低下圧力が顕著になったのがバブル崩壊後であったため、バブル崩壊前は統計的に有意でなく、バブル崩壊後にプラスで有意になったのである。

5.2 中国輸入が賃金格差に与えた影響の大きさ

本稿では中国から日本への輸入が賃金格差由来の所得格差に与えた影響を評価するのが目的で、そのためには日本でのこの所得格差が拡大している期間を分析の対象とする必要がある。ところが、これまでの分析から明らかなように、日本で賃金格差由来の所得格差が拡大したのはバブル崩壊後のことなのである。そこで、ここでの分析対象はバブル崩壊後の期間とするが、終端年ではジニ係数が急落しているため³⁰、1989 年と 2008 年の 20 年間を選択する。この期間ではジニ係数は 0.3511 から 0.3802 に約 0.029 増加している。

表 2 のモデル 6 の推定結果を見れば明らかなように、ジニ係数のバブル崩壊後約 20 年間の経年的変化は中国・日本輸出比率，進学率，女性就業率，経済成長率，男性失業率の 5 要因によって約 93 % が説明できる。しかし、これらの変数が個別にジニ係数にどれほどの影響を与えてきたかは回帰分析だけでは明らかではない。そこで、これらの変数が個別にジニ係数に与えた影響を知るために、1989 年～2008 年の期間を対象に寄与度と寄与率を算出する。ただし、寄与度とは「分析期間中に任意の 1 つの説明変数のみが増加したときの被説明変数の変化分」のことで、これを被説明変数の総変化分で割った値が寄与率である。たとえばある変数の寄与率が 50 % であれば、被説明変数の総変化分の半分がその変数によって引き起こされたことになる。また、すべての説明変数の寄与度合計は被説明変数の推定値の総変化分に等しく、寄与率の合計は

30 2008 年の 0.3802 から 2010 年の 0.3665 に低下している。1989 年から 2008 年の間に約 0.03 増加したが、この 2 年間でその約半分を減らしたことになる。

100 %になる³¹.

モデル6の推定結果を使って算出した寄与度と寄与率が表3に示されている。この表にある初期値とは1989年、終端値とは2008年の値を表し、変化分は2008年の値から1989年の値を差し引いた数字である。この変化分に推定係数を乗じた値が寄与度である。経済成長率の推定係数がマイナスであるのに寄与度がプラスになっているのは、変化分がマイナス、すなわち経済成長率が1989年より2008年のほうが低かったためである。寄与率がマイナスになっているのは女子就業率と男性失業率で、それぞれ寄与率は-43.5%と-21.4%となっている。ところが、進学率の寄与率が51.6%で女子就業率の影響をほぼ相殺し、経済成長率の寄与率が13.4%で男性失業率の影響をほぼ相殺するため、これら4つの変数を総合すると寄与率は1%となってジニ係数にほとんど影響を与えていないと言う結果である。これらの4変数は国内の経済的・社会的な要因であるから、国内要因を総合的に見ればジニ係数にほとんど影響を与えなかったことになる。これに対しグローバリゼーションの進行を反映する変数として採用した中国・日本輸出比率の寄与率は95.7%である。したがって、日本の賃金格差由来の所得格差はほぼすべて中国から日本への輸出の増加による賃金低下圧力から生じたと結論できる。

31 被説明変数の推定値の総変化分と実際のデータの総変化分は異なるのが普通である。したがって、被説明変数の総変化分として実際のデータを使った場合には若干の乖離が生じる。表3の場合には実際のデータの総変化分値は0.0291で、推定値は0.0279であったため、全説明変数の寄与率を合計しても100にならない。

表3 説明変数の寄与度と寄与率

説明変数	初期値	終端値	変化分	寄与度	寄与比(%)
中国・日本輸出比率	0.004	0.030	0.026	0.028	95.7
進学率	0.363	0.553	0.190	0.015	51.6
女性就業率	0.556	0.618	0.062	-0.013	-43.5
経済成長率	0.046	-0.005	-0.051	0.004	13.4
男性失業率	0.022	0.041	0.019	-0.006	-21.4

グローバリゼーション、特に中国貿易が日本の所得格差に与えた影響の重要性を寄与率のような方法で分析した先行研究が存在しないため他の研究結果と直接的な比較はできないが、佐々木・桜(2004,p.21)が1988年から2003年の16年間を対象に東アジア輸入比率が大卒向け賃金支払額比率に与えた影響の大きさを寄与率で算出している。その分析によれば東アジア輸入比率は大卒向け賃金支払額比率とプラスの関係があり、その寄与率は10.8～12.7%程度とされている。この寄与率は大卒向け賃金支払額比率を対象とし、本稿での寄与率はジニ係数を対象としているため、これらの値を比較することには問題がある³²。しかし、あえて比較すれば本稿での中国貿易のジニ係数に対する寄与率は、佐々木・桜(2004)の大卒向け賃金支払額比率に対する東アジア輸入比率の寄与率の7.5倍から9倍の大きさである。言い換えれば、本稿では日本の所得格差拡大

32 大卒労働者は独占的労働市場で働き、それ以外の労働者は競争的労働市場で働くと考えると大卒賃金支払い額比率は図2では $(1-KH/MR)$ によって表される。グローバリゼーションが大卒労働者に対する需要を増加して、点 K を真下にシフトさせるとすればジニ係数は増加する。ところが、大卒労働者数も同時に増加するとすれば点 K は左側にもシフトするため、ジニ係数が増加するかどうかは不明となる。この分析からも明らかかなように、大卒賃金支払い額比率を所得格差を表す指標と考えることには無理があると思われる。

のほとんどは中国貿易の影響としているのに対して、佐々木・桜(2004)では中国を含む東アジア貿易は寄与率 10%強程度のマイナーな影響しか与えていないとされている。どちらの結論が現実により近いかを現時点で判断するのは困難であり、今後の研究の結果を待ちたい。

6 結 語

本稿では、グローバリゼーションが日本の賃金格差由来の所得格差に与えた影響を実証的に分析した。隣国として中国が存在していたため日本がグローバリゼーションから受けたインパクトの多くは中国との貿易から生じている。そこで、時系列データを用いて回帰分析を行うことで、中国との貿易が日本の賃金格差由来の所得格差に与えた影響を分析した。具体的には、1965年から2010年の期間を対象に、賃金所得から作成されたジニ係数を被説明変数とし、中国・日本輸出比率、進学率、女性就業率、高齢男性労働比率、経済成長率、男性失業率、女性失業率を説明変数として回帰分析を行った。経済成長率以外は統計的に有意となり、ジニ係数の経年的なばらつきをほぼ完全に説明できたが、バブル崩壊前後で構造変化が起こった可能性があったことと、賃金格差が拡大した期間がバブル崩壊後であったことから、バブル崩壊後の期間 1989年～2010年のデータに対して回帰分析を行った。この回帰分析の結果、バブル崩壊後の期間で統計的に有意になったのは、中国・日本輸出比率、進学率、女性就業率、経済成長率、男性失業率の5要因で、これらの説明変数によってバブル崩壊後のジニ係数のばらつきの約 93%が説明できた。最後に、これらの推定結果を用いて、5つの説明変数の寄与率を算出したところ、国内的要因と言える進学率、女性就業率、経済成長率、男性失業率の4要因を統合した寄与率はほぼゼロであった。したがって、国内的要因は全体としては賃金格差由来の所得格差にほとんど影響を与えていなかったことになる。言い換えれば、中国・日本輸出比率の寄与率はほぼ 100%で、バブル崩壊後の賃金格差由来の所得格差拡大はグローバリゼーションの進行で増加した中国から日本への輸

出による賃金低下圧力が引き起こしたと結論できる。

【謝辞】

この論文は創造経済研究センター・嘱託研究員の研究成果の一部として書かれたものである。また、回帰分析の被説明変数であるジニ係数は田辺・鈴木(2013)に掲載されていたデータを利用させていただいたので、ここに謝意を表したい。

【参考文献】

- 佐々木仁・桜健一(2004)「製造業における熟練労働への需要シフト:スキル偏向的技術進歩とグローバル化の影響」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No.04-J-17 .
- 田辺和俊・鈴木孝弘(2013)「多種類の所得調査を用いた我が国の所得格差の動向の検証」『経済研究』第64巻第2号, pp.119-131.
- 田辺和俊・鈴木孝弘(2015)「サポートベクターマシンを用いた所得格差の決定要因の実証分析」『情報知識学会誌』第25巻第3号, pp.223-242 .
- 中尾武雄・東良彰(2015)「日本の開業率が低下した原因について -1966年から2010年の開業率の決定要因の時系列分析-」同志社大学・創造経済研究センター Discussion Paper Series No. 2015-02.
- 中尾武雄(2016)「日本の婚姻率低下の原因について -1971年から2012年の時系列データを用いた回帰分析-」同志社大学・創造経済研究センター Discussion Paper Series No. 2016-01 .
- 福島豊(1994)「日本のマクロ変数の単位根検定」『金融研究』第13巻第4号,pp.97-129.
- Bahmani-Oskooee, M., S. W. Hegerty, and H. Wilmeth (2008) "Short-run and Long-run Determinants of Income Inequality: Evidence from 16 Countries," *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 30, pp.463-484.
- Çelik, S. and U. Basdas (2010) "How Does Globalization Affect Income Inequality? A Panel Data Analysis," *International Advances in Economic Research*, Vol. 16, pp. 358-370.

- Greene, W.H. (2012) *Econometric Analysis*, 7th ed., Pearson Education Ltd.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, Peter Schmidt and Yongcheol Shin (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, Vol.54, pp.159-178.
- Maddala, G.S. (2001) *Introduction to Econometrics*, 3rd ed., John Wiley & Sons Ltd.
- Wooldridge, J.M.(2008) *Introductory Econometrics, A Modern Approach*, 4th ed., South-Western Pub.