

所得分配が経済成長に与える影響*

—都道府県別パネルデータを用いた実証研究—

大山 昌子**

<要旨>

所得分配と経済成長に関する理論研究や実証研究は数多く存在する。理論的には、所得分配が経済成長に与える影響は正負両方の効果があり、どちらが大きいかは実証的な問題となる。既存の実証研究によると、所得分配が経済成長に与える影響の推定結果は、データや推定方法によって異なっている。そのため、本稿では、日本の1979年から2010年の都道府県別パネルデータを用い、所得分配がどのように経済成長に影響を与えたかに関する実証分析を行った。

ジニ係数等の所得分配の指標を用い、システムGMM推定及びArellano-Bond GMM推定等を行った結果、ジニ係数、第3五分位の所得シェア、所得が最も多い十分位の所得シェアと第5十分位の所得シェアの比率を用いると、所得分配が平等なことは経済成長率を高めていたことがわかった。一方、所得が最も少ない十分位の所得シェアと第5分位の所得シェアの比率は、成長率に有意な影響を与えていなかった。このように、異なる所得水準において、所得分配の平等度が経済成長に与える影響が異なるという結果は、既存研究の推定結果と整合的であり、頑健であると考えられる。

今後の研究においては、分配の平等さはどのように経済成長に影響を与えるのか、その経路について分析する必要があると考えられる。次のステップとして、例えば、教育に対する公的な支出や大学進学率、資本蓄積等を通じた経路について、推定していきたいと考えている。

JEL Classification Number : D31, O47, C23

Key Words : 所得分配、経済成長、パネルデータ

*謝辞：本稿の作成にあたり、大竹文雄先生、小川一夫先生、橋木俊詔先生、赤林英夫先生、黒崎卓先生、川口大司先生、原ひろみ先生、臼井恵美子先生、石瀬寛和先生、松下敬一郎先生、本西泰三先生、土居丈朗先生、日本経済学会2014年春季大会、関西マクロ経済学研究会、第17回労働経済学コンファレンス、東京労働経済学研究会、日本経済学会2015年春季大会、関西大学経済学研究会、大阪大学ISERセミナー、2015 Japanese Stata Users Group Meetingの参加者の先生方に有益なコメントを頂いたことを感謝します。また、龍谷大学、大阪大学、関西大学における支援に感謝します。

**大山 昌子：〒612-8577 京都市伏見区深草塚本町67 龍谷大学経済学部

New Evidence on Income Distribution and Economic Growth in Japan

By Masako OYAMA

Abstract

There have been many theoretical and empirical researches on the effects of income distribution on economic growth. Theoretically, the effects of income distribution on growth have both signs and the overall effect is an empirical problem. Therefore, this paper uses Japanese prefectural panel data from 1979 to 2010 in order to empirically analyze how income distribution has affected economic growth in Japan.

Four measures of the income distribution are used in the system GMM estimations and the Arellano-Bond GMM estimations. The Gini indices, income share of the third quintile and the ratio of the income share of the top decile and the 5th decile show that income equality has positive effects on growth. The ratio of the income shares of the bottom decile and the 5th decile does not have statistically significant effects.

Therefore, the estimation results show that the income equality at different levels of income had different effect on economic growth in recent Japan. This result is consistent with existing researches and considered to be robust.

The channels through which the income equality affected economic growth are planned to be investigated next. For example, the effects through investment in human capital or physical capital are to be estimated in the future research.

JEL Classification Number: D31, O47, C2

Key Words: Income distribution, economic growth, panel data

1. はじめに

所得分配と経済成長の関係に関しては、多くの理論及び実証研究がある。Weil (2013: 400-409) や Halter et.al. (2014:84-85)、小林 (2016) によると、理論研究に関しては、所得分配が平等なことは、次の4つの経路を通じて経済成長に正の影響を与える。

第1に、資本市場に不完全性があると、より平等な所得分配によって人的資本の蓄積が増加する。なぜなら、流動性制約に直面する家計が減少し、教育に対する投資や支出を増加させることができるからである (Perotti 1996: 152)。第2に、分配が平等だと、政府による財政的な所得再分配が少なくなるため、税率の低下と経済活動がより効率的になることにより、成長に正の影響を与える (Perotti 1996:151, Alesina and Rodrick 1994:465, Persson and Tabellini 1994:600)。第3に、所得分配が平等だと政治的安定性が高まり、将来の経済政策に関する予想を立てるのが容易となる (Perotti 1996:152)。第4に、富の格差が減少し、家計の過剰債務が減少すると、消費需要が増加して経済全体の総需要が拡大し、経済成長を高める可能性がある (小林 2016)。

一方、分配の平等さは貯蓄率と物的資本の蓄積を低下させることによって経済成長に負の影響も与える。なぜならば、所得の高い人々は貯蓄率が高いため、平等度が高まると全体的な貯蓄率が低下するからである (Weil 2013:400-409)。また、平等度が高いと、リスク許容度が高いと考えられる高所得者の比率を低下させることから、イノベーションを減少させるため、成長に負の影響を与えるという影響もある (Foellmi and Zweimullwe 2006:941)。

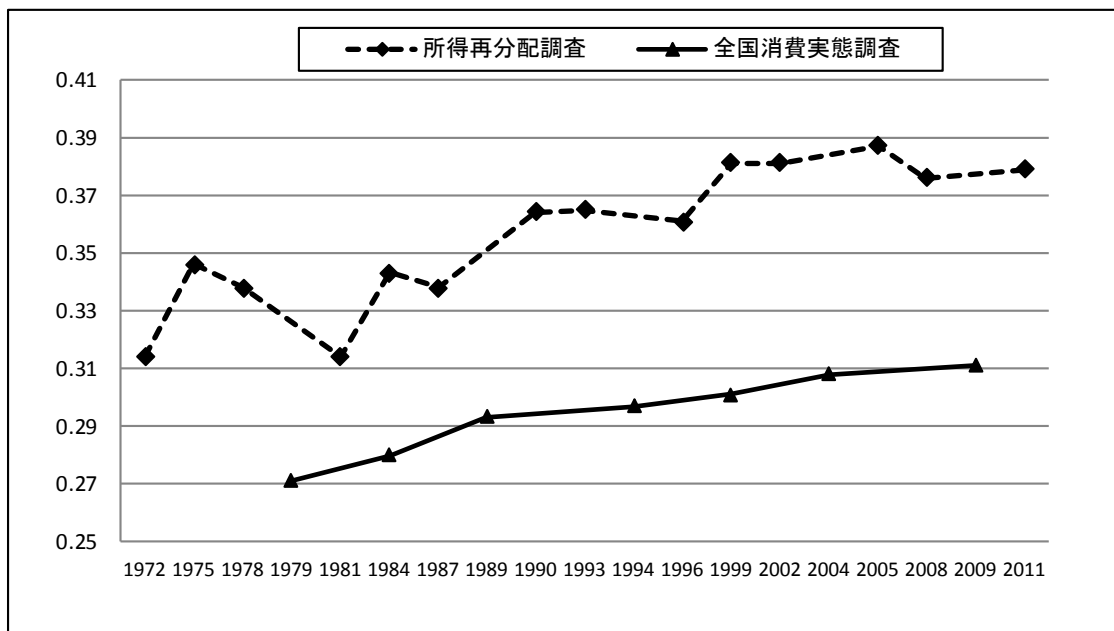
つまり、所得分配が経済成長に与える影響は正負両方の効果があり、どちらが大きいかは実証的な問題となる。従って、本稿のような実証研究が重要であると考えられる。

図1-1は日本の2つの主要な調査におけるジニ係数の推移を示している。破線は、所得再分配調査における、再分配所得のジニ係数であり、実線は全国消費実態調査における、課税前世帯所得のジニ係数である。この図から、1970年以降、ジニ係数の値は上昇していることがわかる。

このジニ係数の増加が、実際に所得分配の平等さが低下したことを示しているのかどうかに関しては、活発な議論が行われてきた (大竹 2005:1-106、橘木 2006:29-34、小塩、田近、府川 2006:11-38, 141-158)。それらの研究によると、ジニ係数の増加のうち、約半分は人口高齢化と単身世帯・二人世帯の増加によるが、世代内の消費の不平等度も高まっていたことが明らかになっている (大竹 2005:61)。恒常所得仮説によると、消費水準は恒常所得に依存するため、消費の平等さが低下したことは、恒常所得の平等さが低下したことを反映すると考えられる。

また、日本の所得税制は1990年代にフラット化が進められ、相続税制においても最高税率の引き下げが進められてきた。しかし、近年においては、所得格差が問題になっており、所得税の最高税率が高められたり、相続税の課税が強化されたり、同一労働同一賃金の実現が議論されたりしている。このような所得分配の変化は経済成長にどのような影響

図1-1 ジニ係数の推移



を与えているのだろうか。

既存の実証研究によると、所得分配が経済成長に与える影響の推定結果は、データや推定方法によって異なっている。以前はクロスセクションデータを用いた推定が多かったが、近年は、Deiningen and Square's (1996) 等のクロスカントリーのパネルデータや一国内の地域別パネルデータが多く用いられるようになってきている。

クロスセクションデータを用いた研究の多くや、クロスカントリーパネルデータを用いた Cingano (2014:6) や Ostry et.al. (2014:4) 等が分配の平等さと経済成長の間に正の相関を得ているのに対し、Forbes (2000:869) や Li and Zou (1998:318) 等は、Deiningen and Square のクロスカントリーパネルデータを用いて平等さと成長の間に負の相関を得ている (Castelló-Climent 2010:294)。

Weil (2013:409-410) は所得分配が経済成長に与える影響について一つの結論を得難い理由を、影響の符号が国の発展段階やその国が他国からの自由な資本移動を受け入れているか等の他の要因によって異なるからであると述べている。実際、Barro (2000) は分配の平等さは豊かな国では成長率を低下させるが、貧しい国では増加させるという推定結果を得ている。

一国内の地域別パネルデータを用いると、その国の発展段階や、その国が他国からの資本移動を自由に行っているかどうかや、所得分配の指標の計測方法が同一であるという長所がある (Dominicis et.al. 2008: 654, 662)。従って、本稿では、都道府県別パネルデータを推定に用いている。

近年、Panizza (2002:25) と Partridge (1997:1019) は米国の州のパネルデータを、Simoes

et. al. (2013:427) はポルトガルの地域別パネルデータを、Kurita and Kurosaki (2011:3) はタイとフィリピンの地域別パネルデータを用いた実証研究を行い、Panizza (2002:25) は、1940年から1980年の米国の48州のパネルデータを用いて、平等さと成長の間に正の相関があるという結論を得た。一方、Partridge (1997:1019, 1030) は同様に米国の州別パネルデータを用いた研究において、ジニ係数で測った分配の平等さは経済成長に負で統計的に有意な影響を与えているが、第3五分位の所得シェアで測った平等さは正で有意な影響を与えているという結論を得た。ここで、Partridge (1997:1021-1022) と Panizza (2002:27) は、その推定において、ジニ係数と第3五分位の所得シェアという同じ2つの所得分配の指標を用いている。

また、Simoes et. al. (2013:447) はポルトガルの地域別パネルデータ、Voitchovsky (2005:273, 279) はクロスカントリーのパネルデータを用いて、最も一般的なジニ係数に加えて、所得が最も多い階層と最も低い階層の百分位の所得データを用いて、所得分配の指標によって、成長に与える影響が異なるという推定結果を得ている。

そこで、本稿では、これらの既存研究の結果に基づき、Partridge (1997:1021-1022) と Panizza (2002:27) が用いた2つを含めた、4つの所得分配の指標と日本のデータを用いて、平等さは経済成長に正の影響があったことを明らかにした。また、その4つのうち、ジニ係数と第3五分位の所得シェアの影響をまず推定してから、所得が最も多い十分位の人々と最も少ない十分位の人々の所得分配の影響の推定を行った。

最も新しい研究の一つであるピケティ (2014:603) は、200年以上の長期データを分析し、過去に蓄積された富は、産出や賃金よりも急成長するため、富と所得の分配は不平等化していくと述べている。ピケティはこのような不平等化は成長促進にも役立たないと述べており、本稿の結論とも整合的である。

本稿の第2章では、使用したデータを説明する。第3章では、推定結果を説明し、第4章で全体をまとめた結論を述べる。

2. データ

表2-1にデータの基本統計量を、表2-2に相関係数を記載した。データは1980年（所得分配の指標については1979年）から2010年（2009年）の5年の期間が6回分である。growth5は基準年から5年間の平均年次成長率である。LogIncomeは都道府県の一人当たり県民所得の自然対数をとったものである。県民所得のデータは、県民雇用者報酬、財産所得（非企業部門の財産所得の純受取）、企業所得（企業の財産所得の純受取を含む）を合計したものであり、内閣府の「県民経済計算」から入手したか計算したものである。

Giniは47都道府県の年間世帯所得のジニ係数であり、Q3は第3五分位の所得シェアである。90/50は所得が最も多い十分位の所得シェアを第5十分位の所得シェアで除したものであり、10/50は所得が最も少ない十分位の所得シェアを第5十分位の所得シェアで除

したものである。

ジニ係数のデータは「全国消費実態調査」から入手した。第3五分位の所得シェア、90/50と10/50は「全国消費実態調査」の課税前世帯所得の十分位所得階級から計算した¹。

表2-1： 基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
growth5	282	0.0117	0.0245	-0.0375	0.0654
LogIncome	329	3.3730	0.1110	3.0790	3.6646
Gini	282	0.2523	0.0850	0.0590	0.3800
Q3	282	0.1769	0.0045	0.1565	0.1892
90/50	282	2.7151	0.2499	2.1666	4.0816
10/50	282	0.4024	0.0344	0.3067	0.5091
HighSchool	282	41.1663	5.8431	25.0151	56.8238
College	282	20.1745	8.2518	7.3391	47.6881
Agriculture	282	10.2585	6.0017	0.4000	26.6000
Urban	282	48.5993	18.5704	23.4000	98.0000
Old	282	16.7283	4.6685	6.1636	27.1352
Manufacturing	282	20.8058	6.5005	4.9178	34.6487
FinanInsRealEst	282	3.3291	0.9038	2.0771	7.0241
Government	282	3.7017	0.8064	2.2581	6.7096

表2-2： 相関係数表

	LogIncome	growth5	Gini	Q3	10/50	90/50
LogIncome	1.000					
growth5	-0.759 ***	1.000				
Gini	0.707 ***	-0.601 ***	1.000			
Q3	-0.254 ***	0.332 ***	-0.378 ***	1.000		
10/50	-0.237 ***	0.474 ***	-0.525 ***	0.230 ***	1.000	
90/50	0.308 ***	-0.422 ***	0.470 ***	-0.940 ***	-0.427 ***	1.000

注：***は1%水準で有意なことを示す。

¹ 「全国消費実態調査」から入手した、ジニ係数と課税前年間世帯所得の十分位所得のデータは2人以上の世帯に関するデータである。各都道府県の世帯人数のデータは入手できなかったため、本来は等価尺度で調整した一人当たり所得を用いるべきであるがここでは世帯所得のデータを用いている。

図 2-1. Q3 の変化と Q1+2、Q4+5 の変化 (1979-2004 年)

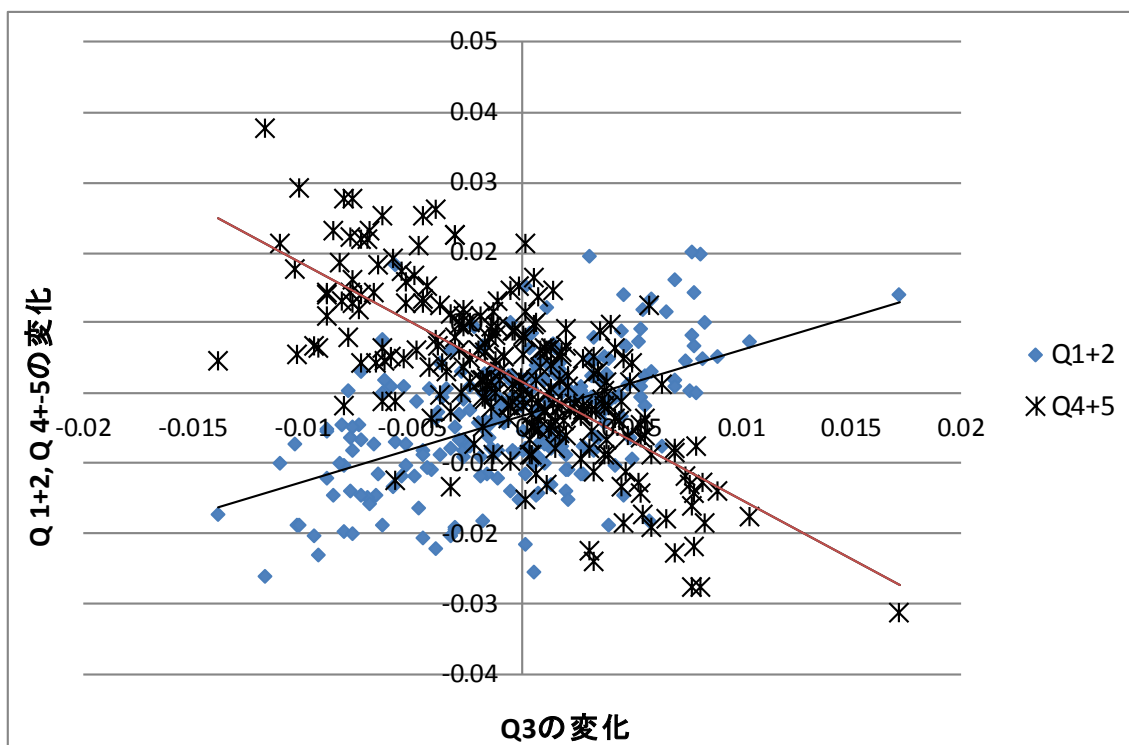


図 2-2. Q3 の変化と 10/50、90/50 の変化 (1979-2004 年)

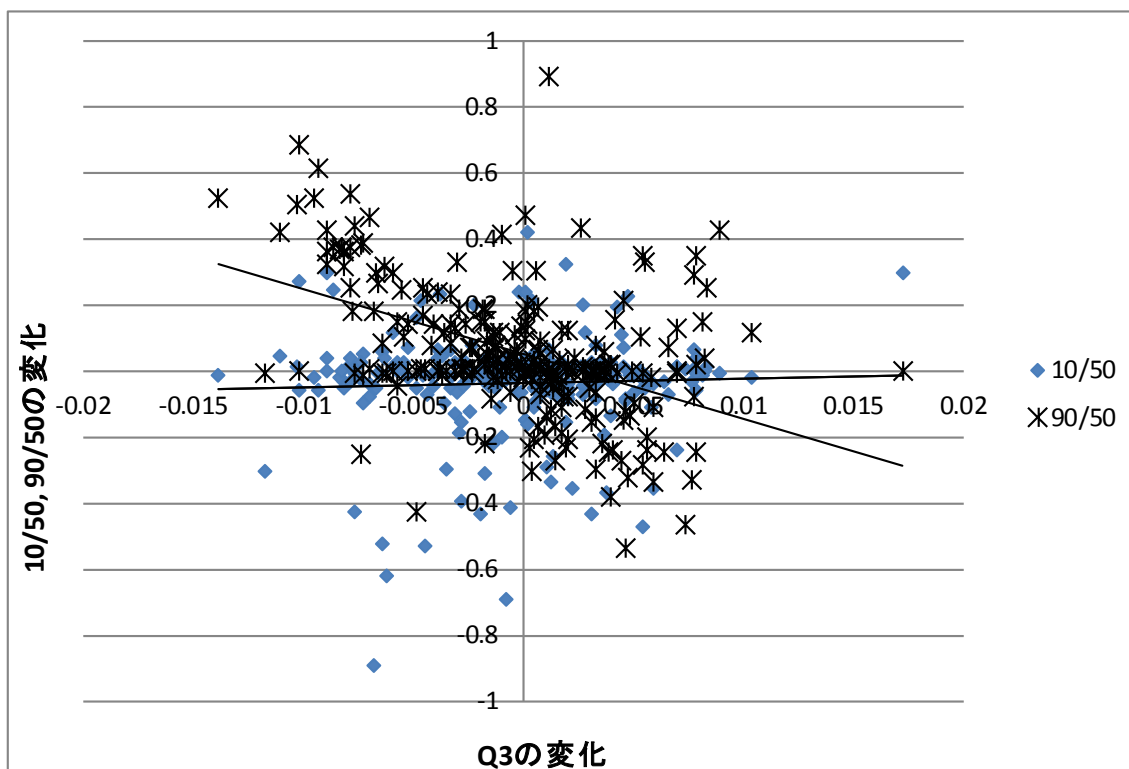


表2-2に示されているように、ジニ係数とQ3の相関係数は-0.378であった。ジニ係数は最もよく用いられている所得分配の指標であり、数値が大きくなると、平等度が低下したことを示す。従って、ジニ係数と負の相関があるということは、Q3の数値が大きいということは平等度が上がったことを示すと考えられる。

また、図2-1は第3五分位の所得シェア(Q3)の変化を横軸にとり、低所得の2つの五分位の所得シェア(Q1+Q2)と、高所得の2つの五分位の所得シェア(Q4+Q5)の変化を縦軸にとっている。このグラフは、第3五分位の所得シェアが増加したとき、低所得の2つの五分位の所得シェアは増加し、高所得の2つの五分位の所得シェアは減少することを示している。従って、Q3が増加しているときは、総合的な所得分配は平等化していると解釈できることがわかる。

図2-2には、Q3の変化と、高所得の十分位の所得シェアと第5十分位の所得シェアの比(90/50)の変化の相関と、Q3の変化と低所得の十分位の所得シェアと第5十分位の所得シェアの比(10/50)の変化の相関が示されている。それによると、Q3と90/50には負の相関があり、Q3と10/50には弱い正の相関があることがわかる。また、表2-2によるとQ3と90/50の相関係数は-0.940で、Q3と10/50の相関係数は0.230であり、Q3が上昇することは分配が平等化していることが再度示されている。

他の説明変数については、Panizza (2002:29)、Partridge (1997:1022-1023)、Perotti (1996:158-159, 161, 164-171)に習い、労働者の平均人的資本は、「就業構造基本調査」からデータを入手した(ただし、HighSchoolは15歳以上の居住者のうち、高校を卒業しているが大学は卒業していない人の割合、Collegeは2年または4年制の大学を卒業している人の割合)。次の変数は都市化率(Urbanは都市部居住者の割合)、年齢構造(Oldは65歳以上の居住者の割合)、そして産業構造(Agriculture、Manufacturing、FinanInsRealEst、Governmentはそれぞれ農業、製造業、金融・保険業・不動産業、公務における就業者の割合)である。UrbanとAgricultureのデータは総務省統計局の「社会生活統計指標—都道府県の指標—」から入手し、Old、Manufacturing、FinanInsRealEst、Governmentは「国勢調査」からのデータである。

3. 推定

この章では、推定結果について述べる。先行研究(Panizza 2002:29, Dominicis et.al.2008:659)に習い、推定式は以下の通りである。

$$Growth_{(t,t+5),i} = \beta y_{t,i} + \gamma DISTRI_{t-1,i} + \theta X_{t,i} + \alpha_i + \varepsilon_{t,i} \quad (1)$$

この推定式において、 $Growth_{(t,t+5)}$ はt年からt+5年までの県民所得の平均年次成長率、 $y_{t,i}$ はt年の一人当たり県民所得の対数値、 $DISTRI_{t-1,i}$ はt-1年の所得分配の指標(ジニ係数、

第3五分位の所得シェア、90/50 と 10/50)、 $X_{t,i}$ は t 年の都道府県 i のコントロール変数の行列である。

クズネッツカーブの議論が示すように、所得の成長率や水準は所得分配に影響を与えるため、被説明変数が説明変数に与える逆方向の影響も存在する。しかしながら本稿では、所得分配が成長に与える影響のみを推定している。それを明らかにするため、所得分配の指標に関する変数は1年のラグをとったものを用いている。

コントロール変数 X_i は人的資本 (HighSchool と College)、都市化率 (Urban)、年齢構造 (Old)、産業構造 (Agriculture, Manufacturing FinanInsRealEst, Government) である。 α_i は観察不可能な都道府県 i の固有効果を表し、 $\varepsilon_{t,i}$ は攪乱項を表す。

また、(1) 式の説明変数は被説明変数のラグ項 (県民所得) を含んでいるため、推定式はダイナミック・パネル推定となっており、固定効果推定の推定値はバイアスを持つ² (Panizza 2002:32; Judson and Owen 1999:9)。また、今回用いたデータは5年間のデータが6回分であり、データ期間数が少ないため、Arellano and Bover (1995:48-49) と Blundell and Bond (1998:138) のシステム GMM 推定が Arellano and Bond (1991:293) の GMM 推定より望ましい。従って、本稿においては、多くの最近の既存研究と同様、システム GMM 推定を行った (Vitchovsky 2005:283-286, Kurita and Kurosaki 2011:15-16, Castello-Climent, A., 2010:295 etc.)。

システム GMM 推定において用いられているモーメント条件は、誤差項に系列相関がない場合にのみ有効である。1次と2次の誤差ラグ項の系列相関検定の結果は $m1$ と $m2$ として表3に示されており、これらの推定においてモーメント条件が有効であることを示している。

ジニ係数と Q3 を用いたシステム GMM 推定の結果は表3-1に示されている。表3-1においては、期間ダミーを用いない推定の結果が最初の3列に、期間ダミーを用いた推定の結果が次の3列に示されている。すべての推定において、ジニ係数の変化は統計的に有意な時は負の影響を成長率に与えており、Q3の変化は成長率に正で統計的に有意な影響を与えている³。

従って、ジニ係数と第3五分位の所得シェアの両方ともが、所得分配の平等さは経済成長に正の影響があることを示している。この2つの指標の違いは、ジニ係数は全体的な所得分配を反映しているのに対し第3五分位の所得シェアは、中間層での所得分配を示していることである。また、これらの推定において高齢化は変数 Old によってコントロールさ

² OLS、ランダム効果、固定効果推定も行ない、F検定とハウスマン検定の結果、この3つの推定方法の中では固定効果推定が望ましいことが明らかになった。しかしながら、固定効果推定の推定値は普遍性を持たないため本稿には記載していない。

³ Q3 とジニ係数を両方説明変数に加えた推定では、期間ダミーがある場合とない場合の両方において、どちらの変数も統計的に有意でなくなっている。これは、用いている Q3 とジニ係数の両方のデータが、全国消費実態調査の十分位の年間収入から計算されていることから、多重共線性が生じてしまい、有意でなくなっている可能性があると考えられる。

れており、Old は成長に統計的に有意な影響を与えていないことにも注意すべきである⁴。

表 3-1 システム GMM 推定

	期間ダミーなし			期間ダミーあり		
LogIncome	-0.596 (.0632)***	-0.598 (.0635)***	-0.599 (.0651)***	-0.574 (.0676)***	-0.582 (.0678)***	-0.575 (.0684)***
Q3		0.413 (.1900)**	0.277 (.3269)		0.387 (.1964)**	0.274 (.3316)
Gini	-0.125 (.0610)**		-0.055 (.1074)	-0.114 (.0641)*		-0.048 (.1102)
Old	0.000 (.0014)	0.000 (.0014)	0.000 (.0015)	0.001 (.0020)	0.001 (.0020)	0.001 (.0020)
HighSchool	-0.001 (.0005)	-0.001 (.0005)	-0.001 (.0005)	-0.001 (.0007)	-0.001 (.0007)	-0.001 (.0007)
College	0.002 (.0009)**	0.002 (.0008)**	0.002 (.0009)**	0.002 (.0011)*	0.002 (.0011)*	0.002 (.0011)*
Urban	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0008)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)
Agriculture	0.002 (.0020)	0.001 (.0020)	0.001 (.0021)	0.002 (.0022)	0.001 (.0022)	0.002 (.0022)
Manufacturing	0.003 (.0016)*	0.003 (.0016)	0.003 (.0016)	0.002 (.0017)	0.002 (.0016)	0.002 (.0018)
FinanInsRealEst	0.021 (.0064)***	0.022 (.0060)***	0.021 (.0066)***	0.021 (.0067)***	0.022 (.0066)***	0.021 (.0068)**
Government	0.009 (.0093)	0.010 (.0093)	0.009 (.0095)	0.010 (.0098)	0.011 (.0098)	0.010 (.0100)
Constant	1.881 (.2380)***	1.743 (.2353)***	1.809 (.2711)***	1.833 (.2480)***	1.755 (.2402)***	1.735 (.2874)***
m1	-0.406	-0.582	-0.408	-0.794	-0.585	-0.716
m2	-0.031	-0.063	-0.147	-0.174	-0.061	-0.331
N. obs.	188	188	188	188	188	188

注: カッコ内は標準誤差。

*は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準で有意なことを示す。

⁴ 大竹、佐野 (2009:106-108) は都道府県別パネルデータと中位投票者仮説を用いて高齢化は教育に対する公的支出を低下させることを明らかにした。従って、高齢化は人的資本水準 (College) を低下させ、経済成長率を低下させる可能性がある。

Q3 について、Partridge (1997:1030, 2005:388) は米国の州別パネルデータを用いて同じ正の影響を得ている。Partridge (2005:388) はその結果を、第3五分位の所得シェアがより大きいことで示されるように、中間層の力が強くなると長期的な経済成長率が高くなると説明している⁵。

この点については、Easterly (2001: 317) も、クロスカントリーデータを分析し、中間層の所得シェアがより大きい国は、教育水準、健康水準、インフラストラクチャー、経済政策、政治的安定性がよりよい水準であり、所得水準や成長率がより高いことを明らかにしている。また、Weinhold and Nair-Reichert (2009: 889) は中間層が大きい国ではイノベーションが活発化し経済成長が高まることを明らかにし、Galor and Zeira (2013:51) は、中間層が厚く教育投資を受けられる人々が増加することは経済成長にとって重要であると結論し、Josten (2013: 1) はその理論研究において、中間層が減少すると社会的資本が減少し、経済成長率を低下させると述べている。

その他の説明変数に関しては、期初の所得がより高いと成長率は低くなっており、都道府県別の一人当たり県民所得は収束していることを示している。また、大卒者の比率で測った人的資本ストックは予想通り成長にプラスの影響を与えている。さらに、製造業、金融・保険業・不動産業の就業者比率が高いと成長率は高くなっている。このことは、これらの産業は所得や生産性の成長率が高いことを示している可能性がある。

次に、他の所得分配の指標を用いてその経済成長に対する影響を推定した。具体的には、所得の最も多い十分位と第5十分位の所得シェアの比率 (90/50) と、所得が最も少ない十分位と第5十分位の所得シェアの比率 (10/50) の成長に与える影響を見た。なぜなら、Castello-Climent (2010:309-314) and Voitchovsky (2005:273) などの既存研究によると、所得水準が異なるレベルにおける所得分配は、Q3 やジニ係数と異なる影響を成長に与えていることが明らかになっているためである。

システム GMM の推定結果が表 3-2 から表 3-3 に示されている。表 3-2 は期間ダミーがない推定、表 3-3 は期間ダミーがある推定の結論を示している。

これらの推定において、所得が低い十分位における所得分配は成長に有意な影響を与えていないが、所得が高い十分位での分配の平等さは、統計的に有意な場合は成長に正の影響を与えていることが多い。ジニ係数は、前半の推定と同様に統計的に有意な時は負の影響を与えている⁶。

⁵ Partridge(1997:1022, 1030)は Q3 の結果を、Persson and Tabellini (1994:600-601)や Alesina and Rodrik (1994: 465-467)のように、中位投票者仮説を用いて説明している。つまり、Q3 に含まれる中位所得投票者の所得が高くなると、再分配のために選ばれる税率が低下し、経済成長に正の影響を与えるという議論である。が、日本では、財政システムは中央集権的で都道府県別の税率はほぼ同一であるため、中位投票者仮説を適応することができるかどうかについては検証が必要である。

⁶ Q3 とジニ係数の場合と同様、90/50 や 10/50 とジニ係数を両方説明変数に加えると、それら所得分配の変数が統計的に有意でなくなったり、符号が逆になったりしているが、これも、どの変数も同じ十分位の年間収入から計算されていることにより多重共線性が生じているためと考えられる。

表3-2 システム GMM 推定 (期間ダミーなし)

	Gini	10/50	90/50	Gini and 10/50	Gini and 90/50	10/50 and 90/50	Gini, 10/50 and 90/50
LogIncome	-0.596 (.0632)***	-0.586 (.0638)***	-0.605 (.0632)***	-0.596 (.0641)***	-0.606 (.0653)***	-0.605 (.0644)***	-0.607 (.0670)***
10/50		0.003 (.0321)		-0.013 (.0330)		0.005 (.0319)	0.020 (.0404)
90/50			-0.009 (.0038)**		-0.012 (.0090)	-0.009 (.0039)**	-0.016 (.0112)
Gini	-0.125 (.0610)**			-0.129 (.0641)**	0.045 (.1454)		0.114 (.1834)
Old	0.000 (.0014)	0.000 (.0014)	0.000 (.0014)	0.000 (.0015)	0.000 (.0016)	0.001 (.0015)	0.000 (.0017)
HighSchool	-0.001 (.0005)	-0.001 (.0005)	-0.001 (.0005)	-0.001 (.0005)	-0.001 (.0006)	-0.001 (.0006)	-0.001 (.0006)
College	0.002 (.0009)**	0.002 (.0009)**	0.002 (.0008)**	0.002 (.0009)**	0.002 (.0009)**	0.002 (.0009)**	0.002 (.0009)
Urban	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0008)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)
Agriculture	0.002 (.0020)	0.002 (.0021)	0.002 (.0020)	0.002 (.0021)	0.002 (.0021)	0.002 (.0021)	0.002 (.0021)
Manufacturing	0.003 (.0016)*	0.003 (.0016)*	0.003 (.0015)*	0.003 (.0016)*	0.003 (.0016)*	0.003 (.0016)*	0.003 (.0016)*
FinanInsRealEst	0.021 (.0064)***	0.024 (.0062)***	0.022 (.0061)***	0.021 (.0065)***	0.022 (.0066)***	0.023 (.0062)***	0.024 (.0066)***
Government	0.009 (.0093)	0.007 (.0095)	0.011 (.0093)	0.010 (.0095)	0.011 (.0095)	0.010 (.0095)	0.010 (.0096)
Constant	1.881 (.2380)***	1.798 (.2389)***	1.881 (.2355)***	1.893 (.2442)***	1.886 (.2423)***	1.877 (.2409)***	1.872 (.2459)***
m1	-0.580	-0.870	-0.310	-0.719	-0.182	-0.350	-0.087
m2	-0.064	0.392	-0.127	0.117	-0.286	-0.006	-0.145
N. obs.	188	188	188	188	188	188	188

注: カッコ内は標準誤差。

*は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準で有意なことを示す。

表 3-3 システム GMM 推定 (期間ダミーあり)

	Gini	10/50	90/50	Gini and 10/50	Gini and 90/50	10/50 and 90/50	Gini, 10/50 and 90/50
LogIncome	-0.574 (.0676)***	-0.569 (.0671)***	-0.592 (.0679)***	-0.570 (.0689)***	-0.580 (.0679)***	-0.591 (.0694)***	-0.573 (.0696)***
10/50		0.002 (.0329)		-0.013 (.0339)		0.004 (.0330)	0.027 (.0411)
90/50			-0.009 (.0039)**		-0.013 (.0092)	-0.009 (.0040)**	-0.019 (.0114)*
Gini	-0.114 (.0641)*			-0.117 (.0670)*	0.072 (.1493)		0.176 (.1890)
Old	0.001 (.0020)	0.001 (.0020)	0.001 (.0020)	0.001 (.0020)	0.001 (.0020)	0.001 (.0020)	0.001 (.0021)
HighSchool	-0.001 (.0007)	-0.001 (.0007)	-0.001 (.0007)	-0.001 (.0007)	-0.001 (.0007)	-0.001 (.0007)	-0.001 (.0007)
College	0.002 (.0011)*	0.002 (.0011)*	0.002 (.0011)*	0.002 (.0011)*	0.002 (.0011)*	0.002 (.0011)*	0.002 (.0012)*
Urban	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)
Agriculture	0.002 (.0022)	0.001 (.0022)	0.001 (.0022)	0.002 (.0022)	0.002 (.0022)	0.001 (.0022)	0.002 (.0022)
Manufacturing	0.002 (.0017)	0.003 (.0017)	0.003 (.0016)	0.002 (.0018)	0.002 (.0017)	0.003 (.0017)	0.002 (.0018)
FinanInsRealEst	0.021 (.0067)***	0.023 (.0067)***	0.022 (.0066)***	0.022 (.0068)***	0.022 (.0068)***	0.023 (.0066)***	0.023 (.0068)***
Government	0.010 (.0098)	0.008 (.0101)	0.012 (.0098)	0.011 (.0102)	0.010 (.0100)	0.012 (.0102)	0.011 (.0102)
Constant	1.833 (.2480)***	1.783 (.2443)***	1.867 (.2456)***	1.834 (.2546)***	1.836 (.2469)***	1.860 (.2505)***	1.780 (.2505)***
m1	-0.794	-0.941	-0.530	-0.974	-0.489	-0.622	-0.415
m2	-0.174	0.456	-0.075	0.019	-0.671	0.068	-0.573
N. obs.	188	188	188	188	188	188	188

注: カッコ内は標準誤差。

*は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準で有意なことを示す。

従って、これらの推定において、所得が高い水準における平等さと全体的な平等さは成長にプラスの影響があるという結果となった。ただし、クロスカントリーパネルデータを用いた既存研究（Castello-Climent 2010:309-311, Voitchovsky 2005:273）においては、所得が高い人々の間における分配の平等さは成長に負の影響と与えるという結果になっており、本稿の結果と符号が逆になっている。

最後に、異なる推定方法と操作変数に対する頑健性の検証を行うため、表3-4から表3-6に Arellano-Bond GMM 推定量の推定結果を示している。これらの3つの表において、ジニ係数、Q3、90/50、10/50の4つの所得分配の指標の係数の推定値は、システム GMM 推定と符号であることがわかる。幾つかのコントロール変数の係数の推定値は異なっているものがあるが、所得分配の平等さが経済成長に正の影響を与えるという主要な結論に関しては同じであり、推定結果は頑健であると考えられる。

本稿では、日本において所得分配の平等さは経済成長に正の影響を与えてきたという結果を得たが、平等さはどのように経済成長に影響を与えるのか、その経路について分析する必要があると考えられる。次のステップとして、例えば、教育に対する公的な支出や大学進学率、資本蓄積等を通じた経路について、今後の研究において推定していきたいと考えている。

4. 結論

本稿では、日本の1979年から2010年の都道府県別パネルデータを用いて所得分配が経済成長にどのような影響を与えたかに関する分析を行った。システム GMM 推定及び Arellano-Bond GMM 推定において、ジニ係数等で測った所得分配の平等さは、5年間の経済成長に正で統計的に有意な影響を与えていたことが明らかになった。

また、所得水準によって、分配が成長に与える影響が異なっているという結果も得られた。具体的には、日本においては、高所得層及び中間層での所得分配の平等さは成長に正の影響を及ぼしていたが、低所得層での所得分配は成長に統計的に有意な影響を与えていなかった。このような推定結果は、ピケティ（2014: 276）、Voitchovsky（2005: 273）などの既存研究の結果と整合的であり、頑健であると考えられる。

表 3-4 頑健性の検証: Arellano - Bond GMM 推定

	期間ダミーなし			期間ダミーあり		
LogIncome	-0.515 (.038)***	-0.552 (.041)***	-0.584 (.048)***	-0.740 (.050)***	-0.739 (.047)***	-0.741 (.048)***
Q3	0.208 (.1519)		0.396 (.2284)*	0.297 (.1592)*		0.158 (.2227)
Gini		-0.013 (.0388)	0.067 (.0606)		-0.094 (.0471)**	-0.057 (.0663)
Old	-0.005 (.001)***	-0.004 (.001)***	-0.003 (.001)**	-0.003 (.001)**	-0.003 (.001)**	-0.003 (.001)**
HighSchool	0.000 (.0003)	0.000 (.0003)	-0.001 (.0002)*	-0.0013 (.0006)**	-0.0011 (.0006)*	-0.0011 (.0006)*
College	0.000 (.0004)	0.001 (.0004)	0.001 (.0004)	-0.001 (.0006)	-0.001 (.0006)	-0.001 (.0006)
Urban	0.000 (.0006)	0.000 (.0005)	0.000 (.0005)	0.000 (.0005)	0.000 (.0005)	0.000 (.0005)
Agriculture	-0.001 (.0013)	0.000 (.0014)	-0.001 (.0013)	0.001 (.0011)	0.001 (.0011)	0.001 (.0011)
Manufacturing	0.000 (.0010)	0.001 (.0009)	0.001 (.0009)	0.002 (.0009)**	0.002 (.0009)**	0.002 (.0009)*
FinanInsRealEst	0.002 (.0060)	0.002 (.0059)	0.002 (.0058)	0.007 (.0053)	0.006 (.0051)	0.006 (.0054)
Government	0.002 (.0073)	0.004 (.0068)	0.006 (.0067)	0.007 (.0058)	0.007 (.0059)	0.007 (.005)
Constant	1.730 (.173)***	1.856 (.165)***	1.776 (.178)***	2.476 (.227)***	2.560 (.221)***	2.550 (.241)***
m1	0.751	0.563	0.734	0.614	0.366	0.516
m2	0.239	0.023	0.088	0.402	0.136	-0.009
N. obs.	188	188	188	188	188	188

注：カッコ内はロバストな標準誤差。

*は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準で有意なことを示す。

表 3-5 頑健性の検証: Arellano - Bond GMM 推定 (期間ダミーなし)

	Gini	10/50	90/50	Gini and 90/50	Gini and 10/50	10/50 and 90/50	Gini, 10/50 and 90/50
LogIncome	-0.618 (.063)***	-0.601 (.063)***	-0.618 (.062)***	-0.629 (.065)***	-0.616 (.064)***	-0.616 (.064)***	-0.628 (.066)***
10/50		-0.008 (.0311)			-0.021 (.0319)	-0.003 (.0311)	0.004 (.0401)
90/50			-0.009 (.0039)**	-0.010 (.0088)		-0.009 (.004)**	-0.011 (.0112)
Gini	-0.130 (.0637)**			0.004 (.1440)	-0.135 (.066)**		0.032 (.1863)
Old	0.000 (.0014)	0.000 (.0014)	0.000 (.0014)	0.000 (.0015)	0.000 (.0015)	0.000 (.0014)	0.000 (.0016)
HighSchool	0.000 (.0006)	-0.001 (.0007)	0.000 (.0006)	-0.001 (.0006)	-0.001 (.0007)	-0.001 (.0007)	-0.001 (.0007)
College	0.001 (.0009)	0.001 (.0009)	0.002 (.0009)*	0.001 (.0009)	0.001 (.0009)	0.002 (.0009)*	0.001 (.0009)
Urban	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0008)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)	-0.001 (.0009)
Agriculture	0.003 (.0021)	0.002 (.0021)	0.003 (.0020)	0.003 (.0021)	0.003 (.0021)	0.003 (.0021)	0.003 (.0021)
Manufacturing	0.003 (.0015)*	0.003 (.0016)*	0.003 (.0015)*	0.003 (.0015)	0.003 (.0016)	0.003 (.0016)*	0.003 (.0016)*
FinanInsRealEst	0.011 (.0082)	0.011 (.0082)	0.013 (.0082)	0.013 (.0083)	0.012 (.0083)	0.013 (.0082)	0.013 (.0083)
Government	0.015 (.0091)	0.015 (.0094)	0.016 (.0091)*	0.015 (.0092)*	0.016 (.0093)*	0.017 (.0093)*	0.016 (.0094)*
Constant	2.015 (.254)***	1.994 (.259)***	1.977 (.250)***	2.033 (.258)***	2.025 (.260)***	1.968 (.256)***	2.031 (.262)***
m1	0.563	0.263	0.783	0.248	0.943	0.687	0.849
m2	0.023	0.501	0.054	0.269	-0.180	0.178	0.061
N. obs.	141	141	141	141	141	141	141

注：カッコ内はロバストな標準誤差。

*は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準で有意なことを示す。

表 3-6 頑健性の検証：Arellano - Bond GMM 推定（期間ダミーあり）

	Gini	10/50	90/50	Gini and 90/50	Gini and 10/50	10/50 and 90/50	Gini, 10/50 and 90/50
LogIncome	-0.739 (.0479)***	-0.732 (.0496)***	-0.738 (.0497)***	-0.740 (.0484)***	-0.741 (.0491)***	-0.737 (.0499)***	-0.742 (.0493)***
10/50		0.002 (.0262)			-0.010 (.0260)	0.003 (.0254)	-0.007 (.0353)
90/50			-0.005 (.0029)*	-0.001 (.0061)		-0.005 (.0029)*	0.000 (.0082)
Gini	-0.095 (.0471)**			-0.082 (.0993)	-0.100 (.0496)**		-0.096 (.1406)
Old	-0.003 (.0014)**	-0.004 (.0015)**	-0.003 (.0015)**	-0.004 (.0015)**	-0.003 (.0015)**	-0.003 (.0015)**	-0.003 (.0015)**
HighSchool	-0.0011 (.0006)*	-0.0013 (.0006)**	-0.0012 (.0006)**	-0.0011 (.0006)*	-0.0011 (.0006)*	-0.0012 (.0006)**	-0.0011 (.0006)*
College	-0.001 (.0006)	-0.001 (.0006)	-0.001 (.0006)	-0.001 (.0007)	0.000 (.0005)	-0.001 (.0006)	-0.001 (.0007)
Urban	0.000 (.0005)	0.000 (.0005)	0.000 (.00058)	0.000 (.0005)	0.000 (.0005)	0.000 (.0005)	0.000 (.0005)
Agriculture	0.001 (.0011)	0.001 (.0012)	0.001 (.0011)	0.001 (.0011)	0.001 (.0011)	0.001 (.0011)	0.001 (.0012)
Manufacturing	0.002 (.0009)**	0.002 (.0009)**	0.002 (.0009)**	0.002 (.0010)*	0.002 (.0010)**	0.002 (.0009)**	0.002 (.0010)*
FinanInsRealEst	0.006 (.0051)	0.006 (.0054)	0.007 (.0053)	0.006 (.0054)	0.007 (.0051)	0.007 (.0053)	0.006 (.0053)
Government	0.007 (.0059)	0.005 (.0054)	0.007 (.0059)	0.007 (.0059)	0.007 (.0058)	0.007 (.0059)	0.007 (.0058)
Constant	2.560 (.2213)***	2.534 (.2214)***	2.541 (.2235)***	2.571 (.2217)***	2.573 (.2229)***	2.535 (.2245)***	2.587 (.2241)***
m1	0.366	0.148	0.627	0.125	0.677	0.600	0.571
m2	0.136	0.556	0.300	0.282	-0.417	0.360	-0.350
N. obs.	188	188	188	188	188	188	188

注：カッコ内はロバストな標準誤差。

*は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準で有意なことを示す。

参考文献

- Alesina, Alberto, and Rodrik, Dani “Distributive Politics and Economic Growth,” *Quarterly Journal of Economics*, 1994,109(2), pp.465-490.
- Arellano, M., and S. Bond “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*,1991, 58, pp.277-297.
- Arellano, M., and O. Bover “Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models,” *Journal of Econometrics*, 1995, 68, pp.29-52.
- Barro, Robert J. “Inequality and Growth in a Panel of Countries,” *Journal of Economic Growth*, 2000, 5, pp.5-32.
- Blundell, R., and S. Bond “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models,” *Journal of Econometrics*, 1998, 87, pp.115-143.
- Castello-Climent, Amparo “Inequality and growth in advanced economies: an empirical investigation,” *Journal of Economic Inequality*, 2010, 8, pp.293-321.
- Cingano, Federico “Trends in Income Inequality and its Impact of Economic Growth,” *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*,2014, No. 163.
- Deininger, K., and L. Squire “A New Data Set Measuring Income Inequality,” *World Bank Economic Review*,1996, 10, pp.565-591.
- Dominicis, L., R. J. M. Florax, and H. L. F. Groot. 2008. “A Meta-Analysis on the Relationship between Income Inequality and Economic Growth.” *Scottish Journal of Political Economy* 55(5): 654-682.
- Easterly, William. “The Middle Class Consensus and Economic Development,” *Journal of Economic Growth*, 2001, 6: 317-335.
- Foellmi, Reto and Josef Zweimuller “Income Distribution and Demand-Induced Innovations,” *Review of Economic Studies*,2006, 73, pp.941-960.
- Forbes, Kristin “A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth,” *American Economic Review*, 2000, 90(4), pp.869-887.
- Galor, Oded and Joseph Zeira “Income Distribution and Macroeconomics,” *Review of Economic Studies*,1993, 60, pp.35-52.
- Halter, Daniel, M. Oechslin, and J. Zweimuller “Inequality and growth: the neglected time dimension,” *Journal of Economic Growth*, 2014, 19, pp.81-104.
- Josten, S.D. 2013. “Middle-Class Consensus, Social Capital and the Fundamental Causes of Economic Growth and Development.” *Journal of Economic Development* 38(1): 1-26.
- Judson, R., and A. Owen “Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists,” *Economics Letters*, 1999, 65, pp.9-15.
- Kurita, Kyosuke, and Takashi Kurosaki “Dynamics of Growth, Poverty, and Inequality: A Panel Analysis of Regional Data from Thailand and the Philippines,” *Asian Economic Journal*, 2011,

25(1), pp.3-33.

Li, Hongyi, and Heng-fu Zou “Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence,”
Review of Development Economics, 1998, 2(3), pp.318-334.

Ostry, Jonathan D., Andrew Berg, and Charalambos G. Tsangarides “Redistribution, Inequality, and
Growth,” IMF Staff Discussion Note 2014.

Panizza, Ugo “Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data,” Journal
of Economic Growth, 2002, 7, pp.25-41.

Partridge, Mark D. “Is Inequality Harmful for Growth? Comment,” American Economic Review,
1997, 87(5), pp.1019-1032.

Partridge, Mark D. 2005. “Does Income Distribution affect U.S. State Economic Growth?” Journal
of Regional Science 45(2): 363-394.

Perotti, Roberto “Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say,” Journal of
Economic Growth, 1996, 1, pp.149-187.

Persson, Torsten, and Guido Tabellini “Is Inequality Harmful for Growth?” American Economic
Review, 1994, 84(3): pp.600-621.

Simoes, Marta C. N., Joao A. S. Andrade, and Adelaide P. S. Duarte “A regional perspective on
inequality and growth in Portugal using panel cointegration analysis,” International Economic
Policy, 2013, 10, pp.427-451.

Vitchovsky, Sarah “Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth?” Journal
of Economic Growth, 2005, 10, pp.273-296.

Weil, David N. Economic Growth, International Edition, Pearson Education, Inc., 2013.

Weinhold, D. and U. Nair-Reichert. 2009. “Innovation, Inequality and Intellectual Property Rights,”
World Development 37(5): 889-901.

大竹文雄 『日本の不平等』 日本経済新聞社、2005.

大竹文雄、佐野晋平 「人口高齢化と義務教育費支出」 『大阪大学経済学』 2009、vol.59(3),
pp.106-130.

小塩隆士、田近栄治、府川哲夫 『日本の所得分配 — 格差拡大と政策の役割』 東京大学出
版会、2006.

小林慶一郎 「エコノミクストレンド 格差拡大、成長に悪影響？」 日本経済新聞 2016年2
月22日朝刊.

橘木俊詔 『格差社会 — 何が問題なのか』 岩波書店、2006.

ピケティ、トマ 『21世紀の資本』 みすず書房、2014