

見過ごされた所得格差

——若年世代 vs. 引退世代, 自営業 vs. 雇用者——

玄 田 有 史

I はじめに

1990年代, 所得格差に関する様々な研究がなされてきた。そこからは, 不平等化の実態や格差の動向について, 多くの新たな知見が得られた。所得格差に関する研究について, 経済学をベースに幅広い視点から編まれた著作や特集もすでにあり, それらは格差研究の一つの集大成となっている。

ところが, これらの所得格差についての文献のなかで, 必ずしも研究が十分に蓄積されているとは思えない分野もある。たとえば, 格差研究の論文を取りまとめた石川経夫編『日本の所得と富の分配』(1994年)や宮島洋編『日本の所得分配と格差』(2002年)では, ともに自営業の所得分布や雇用者との所得格差を直接考察した例が見当たらないのである。もちろん, これまでも自営業の所得についての研究がなかったわけではない(三谷(1996), 大日・浦坂(1997), 阿部・山田(1998), 玄田・神林(2000)など)。しかし, そのなかでも90年代に起きた自営業とそうでない人々の所得格差について, その推移をみた研究は, きわめて少ないのが現状なのである。

社会移動の枠組みの中での自営・農業への参入について, 石田(2002)は1980年以降その閉鎖性が高まった可能性を指摘する。実際, 自営業の減少は顕著であり, それが雇用者に対する自営業の所得低下と密接である可能性が高いことを, 本稿は明らかにする。

他方, 年功賃金崩壊の是非に代表される年齢間

の所得格差とその規定要因については, 多くの議論がすでにある。そもそも年齢という要素については, 高齢化という人口構成の変化が所得の不平等化をもたらしたかどうか, 格差研究の一つの焦点だった。しかしながら, 年齢間所得格差についての分析視点の多くは, 学卒後から賃金がピークに到達する40代後半から50代前半までの「賃金プロファイル」の傾きの変化に注目することで検討されている。ところが, 所得のピークを過ぎた世代, なかでも現役を引退した世代と, 若年世代の間での所得格差の動向を把握しようとした例は実際のところ少ないのである。

大竹・齋藤(1999), 大竹(2000)など, 大竹文雄氏の一連の所得格差研究では, 所得不平等化は高齢化による見かけ上のものであるという主張がなされてきた。筆者も格差拡大の理由として, 大竹氏と同様の主張を展開したこともあり, その意見に同意する(玄田(1994))。ただし, このような人口分布の変化が所得格差に与えた影響は1990年代よりも1980年代の方が強かったという指摘(篠崎(2001)), および理論的には人口分布の変化がジニ係数の上昇をもたらすとは限らないという主張(小西(2002))も, 同時に傾聴に値する。そもそも市場要因を強調すれば, 高齢化という労働供給シフトは中高年の賃金を相対的に低下させ, 年功的な賃金制度のもとでは, 世代全体の賃金所得を平等化させる方向に機能するはずである。しかし本稿の結論をもう一つ先取りすれば, そのような市場原理にもかかわらず, 引退世代の所得は若年世代に比べて相対的に高まっていることが発見されることになる。

格差研究のなかには、多くの蓄積がなされる一方で、未だ焦点が十分に当たっているとはいえない観点も少なからず存在する。そこで本論文では、「所得再分配調査」個人票を用いて、分析されることの多い現役世代の雇用者のみならず、自営業者、無業者、引退世代まで含めたすべての人々の所得状況を検討することを目的とする¹⁾。

これらの現役雇用者以外の所得状況も分析するため、所得は各個人の「総所得」を対象とする。ここでいう総所得とは、雇用所得、事業所得、農耕・畜産所得、家内労働所得、家賃・地代の所得、利子・配当金、仕送りの総和であり、公的年金や各種社会保障給付、企業からの受給金、雑収入は含まない²⁾。再分配所得を含まない総所得に注目するのは、市場環境、経済環境の変化による所得構造を把握するためであり、再分配政策の影響を受ける以前の格差の在りように注目したいからである。

格差の評価としては、ジニ係数など全体の所得ばらつきではなく、異なる属性間の格差に注目する³⁾。分析手法としては、もっともオーソドックスな収入関数の推計を用いる。その上で、一部、サンプルセレクション・バイアスを考慮した推計も行う。同一の属性間での所得分布の変化についての詳細な検討は将来の研究に譲ることにし、ここではあくまで統計的に観察できる異なる属性間での所得格差とその変化に注目する。

II 所得関数の推計

まず個人毎の総所得がどのような要因によって規定されているのか、そしてその影響が1990年代を通じて変化してきたのかを、所得関数の推計を通じて考察する。被説明変数は、調査された各個人について、年間総所得を自然対数化した値である。説明変数は表1に掲げたとおりである。表左端にある〈〉は、各説明変数ダミー群のリファレンスグループである。婚姻状態を例にとれば、有配偶、死別、離別の係数は、すべて未婚者に対する自然対数差を表している。

表1は所得再分配調査で年間の所得状況が調べ

られている1986、1989、1992、1995年のそれぞれの年次ごとに所得関数を推計した結果である。

年齢階級の係数をみると、総所得と年齢の関係は逆U字型であり、40代もしくは50代でピークとなる点は、各年次ともに共通である。しかし、年齢別の相対所得が、92年と95年では、86年や89年に比べて変化している。相対的に10代の所得が低下しているのに対し、60代や70代以上では逆に上昇している1995年には60代ダミーの係数が有意に正となり、20代に比べて60代の総所得が高くなっている。冒頭でも述べたとおり、ここでいう総所得には公的年金給付は含まれておらず、それを加味すれば、引退世代と若年世代の所得格差はさらに拡大することになる。つまりは、1980年代後半から90年代前半にかけて、若年世代よりも引退世代の方が所得面では相対的に有利になっているのである。

次に「働き方」の項目をみると、自営業の所得状況に顕著な特徴がみられる。雇い人のある自営業者の総所得は、5-29人規模の常用雇用労働者に比べて90年代に大きく低下している。たとえば、1989年に雇い人のある自営業は従業員5-29人企業の常用雇用者よりも、他の属性を考慮すると、20パーセント以上総所得が高くなっていた。ところが、1995年にはその差が10パーセント近くまで半減している。

OECD(経済協力開発機構)による年次報告『エンプロイメント・アウトック』では、その2000年で各国間の非農林業自営業増加率を比較している。それによると、1980年代と90年代を通じて、自営業が減少している先進国はわずかに日本、フランス、デンマークのみである。表1の結果からは、日本の自営業減少の背景には自営業者の雇用者に対する所得の低下があったと考えられる。

一方、雇用者間では、異なる企業規模で働く常用雇用労働者の間にみられる所得格差に、90年代以降、顕著な変化はみられない。雇用の過剰感が強まった大企業の雇用者ほど所得の伸びが鈍化するといった傾向はみられず、その他の規模の相対所得もほぼ安定的に推移している。相対所得に

表1 重回帰分析結果

	調査年	自然対数化総所得(個人単位)							
		1995年		1992年		1989年		1986年	
	被説明変数	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
年齢 <20-29歳>	(自然対数化総所得)	-0.5283	-7.42***	-0.5122	-8.64***	-0.3250	-4.80***	-0.3218	-4.76***
	30-39歳	0.1566	6.54***	0.1134	4.75***	0.1563	6.54***	0.1572	6.65***
	40-49歳	0.3052	12.85***	0.2576	10.66***	0.2829	10.95***	0.2774	11.13***
	50-59歳	0.3221	12.94***	0.2446	9.65***	0.2518	9.21***	0.2579	9.85***
	60-69歳	0.2093	7.80***	-0.0779	-2.66***	-0.0940	-2.96***	-0.1405	-4.45***
	70歳以上	-0.0946	-3.15***	-0.4899	-12.17***	-0.4153	-9.93***	-0.4207	-10.02***
	働き方 <一般常雇・5-29人>	自営業(雇人あり)	0.1036	3.01***	0.2295	6.53***	0.2631	7.39***	0.2167
	自営業(雇人なし)	-0.3988	-13.95***	-0.3221	-11.07***	-0.4029	-13.71***	-0.3462	-12.50***
	家族従業者	-0.3388	-10.20***	-0.2921	-8.86***	-0.3694	-10.44***	-0.3884	-11.32***
	会社・団体等の役員	0.5085	14.37***	0.6332	18.37***	0.6064	16.45***	0.5297	12.63***
	一般常雇者・5人未満	-0.1812	-4.53***	-0.1584	-3.77***	-0.1892	-4.33***	-0.0390	-1.00
	//	0.0785	3.07***	0.1346	5.16***	0.0814	2.86***	0.1623	6.10***
	//	0.2248	8.73***	0.2319	8.95***	0.1812	6.51***	0.2497	9.34***
	//	0.3539	9.40***	0.3061	8.25***	0.3326	8.37***	0.3750	9.91***
	//	0.4634	17.39***	0.4639	17.64***	0.4751	16.97***	0.5372	22.55***
	//	0.6245	21.03***	0.5819	19.48***	0.5465	18.00***		
	1月以上1年未満契約の雇用者	-0.5389	-13.29***	-0.5736	-13.88***	-0.4972	-10.26***	-0.5251	-9.88***
	日々又は1月未満契約の雇用者	-0.6335	-9.40***	-0.5681	-8.13***	-0.6687	-11.39***	-0.5947	-8.99***
	家庭内職者	-0.9810	-11.85***	-1.3129	-16.51***	-1.2581	-17.80***	-0.9102	-11.56***
	その他	-0.3867	-7.80***	-0.5062	-10.17***	-0.4048	-8.36***	-0.3058	-6.02***
	仕事なし	-0.6395	-26.47***	-0.7912	-28.81***	-1.0137	-33.18***	-0.8433	-29.99***
性別	女性ダミー	-0.7530	-58.16***	-0.6139	-42.69***	-0.6452	-42.01***	-0.5995	-39.20***
婚姻の状況 <未婚>	有配偶	0.0683	3.34***	0.1194	5.61***	0.0895	3.92***	0.1625	7.15***
	死別	0.2864	9.73***	0.0944	2.45**	0.0677	1.69*	0.0403	0.99
	離別	0.1306	3.60***	-0.0548	-1.33	0.0509	1.11	0.0305	0.64
市群 <人口5万人未満の市>	大都市	0.1592	5.71***	0.2979	9.92***	0.2677	3.85***	0.2181	7.36***
	人口15万人以上の市	0.1550	6.11***	0.2468	8.93***	0.1494	2.44**	0.1312	5.03***
	人口5万人以上15万人未満の市	0.0842	3.32***	0.1564	5.55**	0.1079	1.54	0.0663	2.40**
地域ブロック <東海>	都部	0.0117	0.45	0.0550	2.02**	0.1055	1.50	-0.0589	-2.30**
	北海道	-0.0622	-1.92*	0.0171	0.46	-0.0262	-0.69	-0.0057	-0.15
	東北	-0.0898	-3.62***	-0.1429	-4.93***	-0.1922	-6.84***	-0.1349	-4.61***
	関東-I	0.0843	4.28***	0.1081	4.87***	0.1899	8.55***	0.0714	3.07***
	関東-II	-0.0782	-2.99***	0.0185	0.66	-0.0899	-0.49	-0.0359	-1.22
	北陸	-0.0566	-1.99**	-0.0600	-1.74*	-0.0398	-1.34	-0.1457	-4.53***
	近畿-I	0.0361	1.60*	0.0116	0.44	0.0095	0.36	-0.0014	-0.05
	近畿-II	0.0819	2.14**	0.0508	1.14	-0.0430	-0.80	0.0265	0.63
	中国	-0.0703	-2.64***	-0.0886	-3.03***	-0.0724	-2.33**	-0.0390	-1.26
	四国	0.0615	1.71*	-0.0891	-2.23**	-0.2060	-5.06***	-0.1108	-2.67***
	北九州	-0.1099	-4.16***	-0.1387	-4.72***	-0.1936	-6.30***	-0.0772	-2.60***
	南九州	-0.2085	-7.71***	-0.2324	-6.81***	-0.2057	-6.13***	-0.2820	-8.03***
	定数	5.6126	159.14***	5.4490	141.99***	5.3445	78.83***	5.2762	136.76***
	サンプル数	14,871		13,231		13,266		11,425	
F値	393.27		300.98		310.72		293.91		
修正決定係数	0.513		0.475		0.482		0.500		

注) *(有意水準10%), ** (5%), *** (1%)。左端内<>は、リアレンジメント・グループ。

増加傾向がみられるのは、官公庁で働く常用雇用労働者だけである。業績悪化による所得の伸びの鈍化が、民間企業の雇用者には直接的に表れるのに対し、官公庁の雇用者にはその影響は間接的もしくは賃金調整の速度も緩やかになっている。

もう一つ、働き方の形態のなかで特徴的な事実として、「家庭内職者」と「仕事なし」の人々の所得が相対的に上昇している。各年次ともに「家庭内職者」と「仕事なし」は最も所得水準の低い働き方である。しかし、1989年と1995年を比べると、各ダミーの係数は有意に負であるものの、その絶対値は徐々に減少しているのである。これら低所得層に属する人々の所得水準が相対的に上昇していることが、統計上、日本の所得格差の拡大が顕著ではない一つの要因となっている可能性がある。

婚姻状態別をみたときも、所得状況に最も改善の兆しがみられるのは、配偶者と死別した場合である。死別者の多くが高齢者だとするならば、先ほどみた年齢別の所得状況とあわせると、高齢者、なかでも単身の高齢者の所得環境が90年代に入って急速に改善していたことがうかがえる。

だとすれば、「家庭内職者」、「仕事なし」、そして「配偶者との死別者」の所得がどのような理由によって増加傾向にあったのだろうか。無業者や死別者の収入改善理由について、断定的な判断は下せないものの、バブル経済の隆盛と崩壊の過程を経験するなかで、家賃・土地収入、利子・配当などを糧に生計を立てることができるようになった世帯や個人が増えつつあることを意味しているのかもしれない。

ただし、無業者や配偶者が死別した個人の総所得を調べてみると、その大部分は家賃や利子所得などではなく、雇用所得である。無業者の所得の大部分が雇用所得であることは、以前は雇用者として就業していながら、現在は離職し、引退もしくは失業状態にある人々が多数いることを示唆している。その意味で90年代の失業率の上昇が、結果的に無業者の所得状況を改善するように統計には映っただけかもしれない。同様に夫が死別した妻の場合もかつては専業主婦が多く、その個人

所得が限られていたのに対し、女性の労働力率がゆるやかに高まるなか、パートタイムも含めて何らかの雇用所得を得ている人々が増えつつあることを表しているのかもしれない。

いずれにせよ、失業者数や非労働力人口が増加傾向にあり、さらには高齢化の進展に伴い配偶者と死別した女性が人口に占める割合も高まるなか、このような人々の所得状況のより正確な把握はさらに重要な政策課題となっていくだろう。総所得に年金や社会保障給付金などを加えた場合、格差はさらにどの程度縮小するのかなど、いずれも今後の重要な検討課題である。

表1に戻り、性別の影響をみると、男性に比べて女性の総所得は低下傾向にある。厚生労働省が毎年調査している「賃金構造基本統計調査」などを用いた分析からは、男女間格差は縮小気味に推移しているという結果を得ている指摘が多い(原嶋・手嶋(2002)など)。しかし、これらの統計で用いられているのは従業員10人以上の企業の一般労働者(フルタイム労働者)に関する賃金データである⁹⁾。それに対して「所得再分配調査」では、調査設計上、フルタイムおよびパートタイムといった就業形態による区分がされていない。その結果、性別による格差には、男女間での就業形態構成比の違いが影響を与えることになる。

女性の方が男性に比べてパートタイム労働者が多く、かつその構成比は90年代を通じて大きく増加している。パートタイム労働の賃金はフルタイムに対して低だけでなく、90年代にパートの相対賃金がさらに低下する傾向があることも確認されている(篠崎(2001)など)。このような女性パート比率の一層の上昇とパート賃金の下落が、ここでの男女間所得格差の拡大につながっている。

表1の最後に、居住地域の影響をみしてみる。1990年代の大きな地域要因の変化としては、なんといってもバブル経済の隆盛と崩壊による土地価格の高騰と下落である。その影響を最も大きく受けたのは大都市部であり、なかでも東京圏と大阪圏である。表1をみると、たしかに大都市部の相対所得は低下しており、地域別でも東京都および埼玉県、千葉県、神奈川県から構成される「関

東-I」ダミーの係数が大きく低下している。相対的に所得水準の高かった関東首都圏における所得の伸びが鈍化したことも、日本全体での所得格差の拡大にブレーキをかけていたことが想像できる⁵⁾。

III 構造変化の検証

ここまでは所得格差の中身がどのように変わってきたのかを、各年別に推計した結果を比較することで考察してきた。しかし、推計された係数に微妙な増減がみられたとしても、それが統計的に意味のある変化かどうかは必ずしも明確ではない。そこで、所得格差の構造が生じたといえるかについて、次のような統計的検証を行った。

1990年代における構造変化の可能性を調べるため、1989年と1995年のデータをプールする。その上で、1995年ダミーと表1に掲げた変数及び、それらの変数と年次ダミーの交差項を説明変数として加え、自然対数化した総所得関数を推計する。この場合、交差項の係数は、1989年から95年にかけて、リファレンスグループに対する総所得の相対値がどの程度変化したかを表すことになる。その係数が統計的に有意であれば、1989年から95年にかけて相対所得に構造的な変化が生じたと考えられることができる。

その推計結果が表2である。ここからは、先にみた推計結果からの予想の大部分が、やはり構造変化の結果である可能性が高いことを示唆している。まず年齢ダミーと年次ダミーの交差項の推計結果をみると、20歳未満の係数が有意に負なのに対し、60-69歳と70歳以上の係数が有意に正となっている。ここからは、総所得の伸びが60歳以上の引退世代ほど高くなっていることが確認できる。労働市場における年功賃金の弱まりという指摘や、少子高齢化が引退世代に不利に働くという暗黙の理解とは裏腹に、年齢別の所得格差は90年代に入って明らかに拡大しているのである。

では、10代や20代に比べて60代以上の方が所得面で恵まれている理由は何だろうか。背景にあるのは、まずは若年の就業環境の悪化だろう。

90年代初期には少子化の進展から慢性的な人手不足が予想され、あわせて若年の就業環境も改善することが期待されていた。しかし、実態はそれとは反対に若年の就業環境を悪化させており、その傾向は今後さらに強まるおそれすらある。

なぜ、人手不足から収入の改善が期待できた若年の状況が悪化したのだろうか。実際にはバブル経済の崩壊のなか、中高年の雇用維持のため、若年正社員の新規採用は抑制され、失業・無業のほか、非正社員化の傾向が一気に強まっている(玄田(2000)、太田(聰)(2002)など)。なお、これらの結果は、90年代前半までのものであって、90年代後半にはさらに若年の就業環境は悪化しており、引退世代に比べて若年の相対所得の低下は一層深刻な状況になっている可能性が強い。

もう一つ、太田(清)(2002)も指摘するように、高齢者所得の「底上げ」という側面もある。太田(清)(2002)は底上げの理由として公的年金の役割を強調しているが、何度も繰り返すように、ここでは高齢者の所得に公的年金を含んでいない。にもかかわらず、若年は相対的に収入面で不利になっているのである。

だとすれば底上げの要因とは、高齢者の就業環境の改善による雇用所得の増加の影響が大きいかもしれない。90年代を通じて、定年制も50代後半から60歳に延長され、契約社員などによる雇用も増えるなど、高齢者の就業機会は着実に増えている。今後は年金支給開始年齢の延長をにらんで、一層、60歳前半層の高齢者の就業環境の整備は進む。このことも若年に比べて引退世代の方が裕福であるという状況を加速するかもしれない。

表2に戻ると、雇い人のある自営業の相対所得が減少していることについても、その構造的変化が統計的に確認できる。加えて、会社・団体等の役員の相対所得も低下する傾向がみられ、組織の経営層に対する報酬が伸び悩んでいることが予想される。一方、常用雇用者の規模間格差には、官公庁の相対賃金が上昇していることを除いて統計的な変化はやはりみられない。「家庭内職者」と「仕事なし」の相対所得は、ここでも増加している。女性の男性に対する総所得は大きく減退して

表2 1990年から1996年にかけての所得格差についての構造変化の可能性

	被説明変数 (自然対数化総所得)	1989年基準		1995年ダミーとの交差項	
		説明変数	係数	t値	係数
年次	1996年ダミー			0.2680	3.59***
年齢 <20-29歳>	20歳未満	-0.3250	-5.02***	-0.2032	-2.06**
	30-39歳	0.1653	6.83***	-0.0086	-0.24
	40-49歳	0.2829	11.45***	0.0222	0.63
	50-59歳	0.2518	9.63***	0.0703	1.90*
	60-69歳	-0.0940	-3.09***	0.3033	7.34***
	70歳以上	-0.4153	-10.38***	0.3206	6.31***
働き方 <一般常雇・5-29人>	自営業(雇人あり)	0.2631	7.73***	-0.1595	-3.22***
	自営業(雇人なし)	-0.4029	-14.34***	0.0041	0.10
	家族従業者	-0.3694	-10.92***	0.0306	0.63
	会社・団体等の役員	0.6064	17.20***	-0.0978	-1.91*
	一般常雇者・5人未満	-0.1892	-4.53***	0.0079	0.13
	〃・30-99人	0.0814	2.99***	-0.0029	-0.07
	〃・100-499人	0.1812	6.80***	0.0436	1.15
	〃・500-999人	0.3326	8.75***	0.0213	0.39
	〃・1000人以上	0.4751	17.75***	-0.0117	-0.30
	〃・官公庁	0.5465	18.82***	0.0779	1.83*
	1月以上1年未満契約の雇用者	-0.4972	-10.73***	-0.0416	-0.66
	日々又は1月未満契約の雇用者	-0.6687	-11.91***	0.0352	0.39
	家庭内職者	-1.2581	-18.61***	0.2771	2.52**
	その他	-0.4048	-8.74***	0.0180	0.26
仕事なし	-1.0137	-34.70***	0.3741	9.69***	
性別	女性ダミー	-0.6452	-43.93***	-0.1078	-5.40***
婚姻の状態 <未婚>	有配偶	0.0895	4.10***	-0.0211	-0.69
	死別	0.0677	1.76*	0.2186	4.45***
	離別	0.0509	1.16	0.0797	1.37
市群 <人口5万人未満の市>	大都市	0.2677	4.03***	-0.1084	-1.49
	人口15万人以上の市	0.1494	2.55**	0.0055	0.08
	人口5万人以上15万人未満の市	0.1079	1.61	-0.0236	-0.33
	郡部	0.1055	1.57	-0.0937	-1.30
地域ブロック <東海>	北海道	-0.0262	-0.72	-0.0360	-0.72
	東北	-0.1922	-7.16***	0.1024	2.74***
	関東-I	0.1899	8.94***	-0.1055	-3.56***
	関東-II	-0.0144	-0.51	-0.0638	-1.63
	北陸	-0.0398	-1.40	-0.0167	-0.40
	近畿-I	0.0095	0.38	0.0266	0.78
	近畿-II	-0.0430	-0.84	0.1249	1.92*
	中国	-0.0724	-2.43**	0.0020	0.05
	四国	-0.2060	-5.29***	0.1444	2.67***
	北九州	-0.1936	-6.58***	0.0837	2.07**
	南九州	-0.2057	-6.42***	-0.0027	-0.06
	定数		5.3445	82.43***	
	サンプル数	28,137			
	F値	346.79			
	修正済決定係数	0.498			

注) *(有意水準10%), ** (5%), *** (1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。

いる一方、配偶者が死別した個人の所得は増加していることも表1の結論と共通している。

表1では「大都市」の総所得がバブル経済の崩壊の後、相対的に低下しているようにみえた。しかし表2をみる限り、それは統計的に明確な私たちでは表れていない。反面、地域別にみたとき、もっとも所得の高い「関東-I」地域の相対所得が低下したことはここでも確認できる。反対に所得の低かった「東北」、「四国」、「北九州」といった地域では、所得水準が相対的に上昇する傾向が有意に観察できている。しかし同じく低所得地域であった「南九州」（熊本、宮崎、鹿児島、沖縄）には相対所得の改善傾向はみられない。

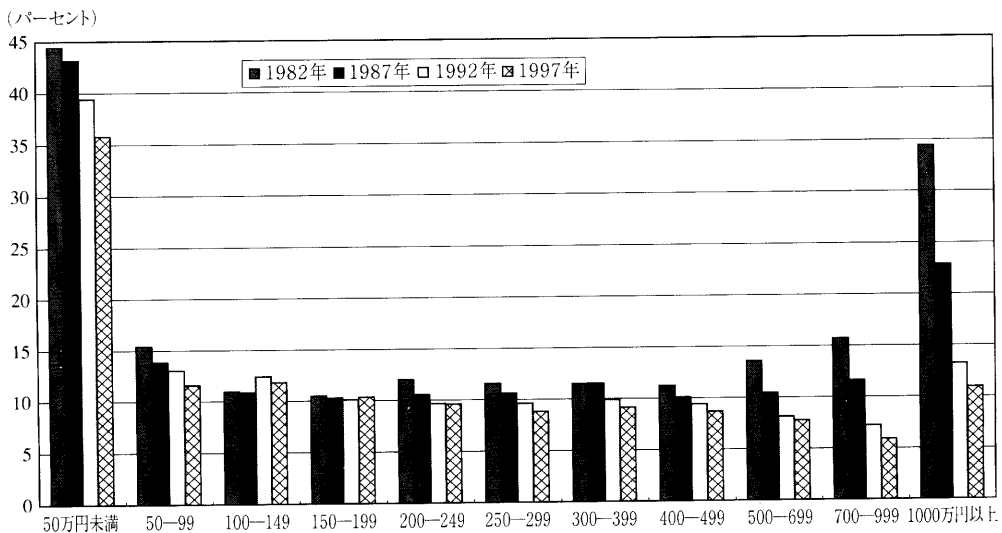
IV 自営業と雇用者の比較

これまでの推計から、90年代における所得格差の構造変化の可能性を検証した。なかでも、自営業者の所得状況が雇用者に比べて停滞していることが特徴的であった。しかし、このような変化は90年代にはじめて生じたものではなく、もっと長期的、構造的な変化である。図1は、非農林業就業者に占める自営業者の比率を年間所得階層

別にみたものである。1982年には1000万円以上の収入を得る者のうち、およそ3人に1人は自営業者だった。しかし、その割合は趨勢的に低下し、1997年には10人に1人程度まで低下している。自営業比率はほとんどの年齢階層で低下傾向にあるものの、長期的な低下度合は高所得層ほど顕著になっている。高所得を得るには自営業者となるよりも雇用者である方が有利である状況が強まりつつあるようにみえる。

実際、Genda and Kambayashi (2002) では、総務省「全国消費実態調査」を特別集計することで、自営業減少の背景として、1989年から94年にかけて40代の自営業者で所得の伸び悩みがみられたことを確認している。経済環境の悪化は自営業者の収入を直接的に引き下げる。それに対し、内部労働市場で決定される雇用者の賃金の変化はその影響を間接的に受ける、もしくは影響に時間を要するため、自営業の相対所得がいちはやく低下したことが示唆されている。独立に対する関心が潜在的にも高まりながらも、いざ収入面だけみると、被雇用者よりも厳しさを増していることが、自営業の選択を阻害している。

このような自営業の収入構造の変化がどのよう



出所) 総務省統計局「就業構造基本調査」より作成。

図1 所得階層別自営業割合 (パーセント) <非農林業就業者>

な要因によってもたらされたのかを知るために、今度は自営業者に関する事業所得（自然対数化）を被説明変数とする収入関数を推計した⁶⁾。対比のために、雇用者に関する雇用者所得（自然対数化）を被説明変数とする収入関数も推計した。その結果が表3である。

自営業の事業所得について、説明変数のうち年齢の効果をみると、年齢一次項の係数は減少、一方で年齢二乗項の係数は上昇している。雇用者の賃金が年齢とともに上昇する傾向があることはよく知られているが、自営業についても年齢を積みまますことで経験やノウハウを蓄積し、一定の年齢までは事業収入の増加につながっている。しかし1989年から95年にかけて、年齢の増加に伴う限界収入は減少している。推計結果から計算すると、事業収入がピークとなる自営業者の年齢は、1989年では46.7歳だったのに対し、95年には39.7歳まで低下している。このことは、他の条件を一定とする限り、40歳代の自営業者の収入が大きく鈍化したことを意味している。

それに比べ、雇用者の年齢の効果には自営業者ほどの顕著な変化がみられない。年功賃金制度の崩壊が叫ばれるものの、実態としては雇用者の年齢に応じて賃金が増加する傾向はさほど変化していない。40歳代などの中年齢の場合、自営業者となるよりも雇用者となる方が、収入条件は良いといった傾向が、1990年代には強まっているのである。

ここで注目してきた自営業の収入状況については、調査に対する回答率の低さ、所得の定義の問題、さらに所得の記入内容の精度の問題など、実際には困難な問題を少なからず含んでいるとされてきた⁷⁾。しかしながら、先のGenda and Kambayashi (2002) で用いた「全国消費実態調査」と、ここでみた「所得再分配調査」という異なるデータから検証したいいずれの場合でも、自営業の相対所得の減少が確認されたことになる。その意味で、自営業の収益状況の悪化は、データの精度の問題を考慮したとしても発生していた可能性は高いように思う。

このような自営業の相対収入の変化は、自営業

者数の推移にも影響している。図2は年齢階層別にみた自営業者数の動向であるが、50代、60代の自営業が増加気味に推移してきたのに対し、30代、40代の自営業者数が90年代に入って大幅に減少している。このような比較的若い年代における自営業者数の減少には、雇用者に対する自営業者の相対所得の低下が影響を及ぼしている。

その他の自営業収入構造の変化としては、女性ダミーの係数が有意に負であるものの、その絶対値は低下気味である。雇用者の女性ダミーの係数が減少していることと比べれば、女性の収入条件は雇用者となるよりも自営業者の方がやや改善している。しかしOECD『エンプロイメント・アウトLOOK 2000』を再びみると、加盟国のなかで1990年代に女性の非農林業自営業者数が減少している国はわずかであり、なかで最も減少率が高いのは日本である(同161ページ)。表4には日本における男女別の自営業者数を示したが、女性では内職による就業が最も低下している他、雇用者のいない女性自営業者も減少しており、雇用者のいる自営業者も80年代初め以降、ほとんど増えていないのが現状である。

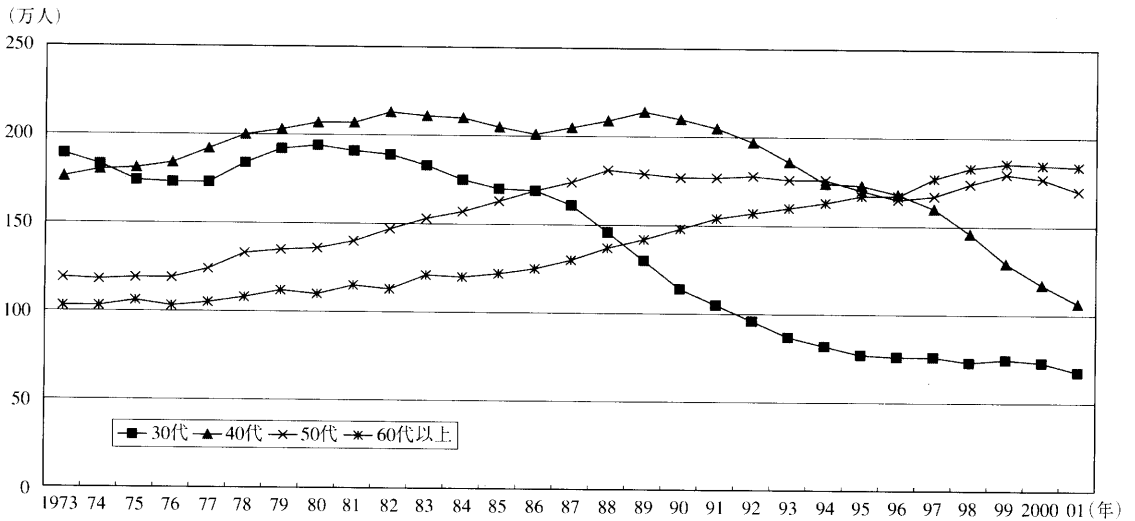
女性の自営業者の収入条件が改善傾向にあるにもかかわらず、なぜ女性自営業者数の伸びが日本では低いのだろうか。女性や若年の自営業収入は、男性や中高年に比べて相対的に改善しているにもかかわらず、である。収入面で有利になっているのに顕著な増加がみられないとすれば、資金制約や家庭環境などが女性の自営業の選択を阻害しているのかもしれない。

地域別の動向をみると、自営業者、雇用者ともに他の地域よりも「関東Ⅰ」は収入が相対的に高くなる傾向が1989年にはみられた。しかし、バブル経済が崩壊した後の1995年には「関東Ⅰ」地域の所得面の優位性は薄れ、自営業にいたっては特段有意であるといった傾向はなくなっている。また95年には「関東Ⅱ」(茨城、栃木、群馬、山梨、長野)と「南九州」地域の自営業の相対収入が他地域に比べて減少する傾向も強まっている。

表3 重回帰分析結果(非農業就業世帯)

説明変数	被説明変数				事業所得				雇用者所得			
	(自然対数化所得)				自営業者				被雇用者			
	年次	1995年	1989年	1989年	1995年	1989年	1989年	1995年	1995年	1989年	1989年	1989年
説明変数	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
年齢	0.0430	2.06**	0.0710	4.12***	0.0803	21.62***	0.0771	22.44***	-0.0856	-20.27***	-0.0829	-21.33***
年齢二乗/100	-0.0542	-2.82**	-0.0760	-4.81***	-0.0856	-20.27***						
自営業(雇人あり)ダミー	0.4430	6.38***	0.5401	9.82***								
働き方 〈一般常雇・5-29人〉												
一般常雇者・5人未満					-0.2103	-6.62***	-0.1798	-5.97***				
〃					0.0856	4.29***	0.0848	4.42***				
〃					0.2357	11.71***	0.1936	10.27***				
〃					0.3944	13.42***	0.3414	12.76***				
〃					0.5097	24.14***	0.4943	25.95***				
〃					0.6279	27.12***	0.5546	27.01***				
性別												
1月以上1年未満契約の雇用者					-0.6684	-20.51***	-0.5103	-15.29***				
日々又は1月未満契約の雇用者					-0.8682	-15.50***	-0.7277	-17.62***				
婚姻の状態 〈未婚〉												
女性ダミー	-0.6638	-6.45***	-0.7310	-8.46***	-0.6403	-47.37***	-0.6367	-50.79***				
有配偶	0.1746	1.10	0.0873	0.67	0.0117	0.61	-0.0098	-0.53				
死別	0.4341	1.90*	0.1524	0.85	-0.0411	-0.89	-0.0849	-2.07**				
離別	0.3383	1.54	0.0629	0.32	-0.0996	-2.74***	-0.0756	-1.99**				
市群 〈人口5万人未満の市〉												
大都市	0.1986	1.26	0.0917	0.20	0.0855	2.83***	0.1729	3.09***				
人口15万人以上の市	0.1096	0.79	0.0052	0.01	0.0622	2.26***	0.1236	2.55***				
人口5万人以上15万人未満の市	0.0187	0.13	0.1210	0.26	0.0344	1.25	0.0871	1.56				
郡部	0.0886	0.62	0.0288	0.06	0.0001	0.00	0.0639	1.13**				
地域ブロック 〈東海〉												
北海道	-0.3284	-1.63	-0.0411	-0.22	-0.0060	-0.16	-0.0059	-0.18				
東北	-0.0972	-0.57	-0.0153	-0.12	-0.0579	-2.18**	-0.1683	-7.01***				
関東-I	0.0677	0.60	0.3488	3.90***	0.1147	5.59***	0.1233	6.55***				
関東-II	-0.3527	-2.29**	0.2114	1.72*	0.0050	0.17	-0.0121	-0.47				
北陸	-0.0046	-0.02	-0.1400	-1.18	-0.0268	-0.90	-0.0234	-0.92				
近畿-I	-0.0591	-0.46	0.0946	0.91	0.0429	1.78*	0.0353	1.63				
近畿-II	-0.1775	-0.80	-0.0035	-0.01	0.0310	0.73	0.1519	3.13***				
中国	-0.0724	-0.42	0.0469	0.40	-0.1079	-3.82***	-0.0271	-1.02				
四国	-0.3055	-1.48	-0.2321	-1.39	-0.0663	-1.64*	-0.1386	-4.07***				
北九州	-0.2140	-1.44	-0.1969	-1.64	-0.0821	-2.88***	-0.0954	-3.60***				
南九州	-0.3421	-2.22**	-0.0608	-0.46	-0.0821	-2.88***	-0.1967	-6.35***				
定数	4.5491	7.96***	3.6775	5.93***	4.0839	53.21***	3.9430	47.91***				
サンプル数	775		1,031		7,590		8,072					
F値	6.68		14.51		289.01		299.93					
修正決定係数	0.139		0.223		0.523		0.517					

注) *(有意水準10%), **(5%), ***(1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。



出所) 総務省統計局「労働力調査年報」より作成。

図2 年齢階級別自営業数の推移(万人)〈非農林業〉

表4 自営業数の推移(千人)

		1982	1987	1992	1997
男性	非説明変数	6,543	6,271	5,881	5,621
	(自然対数化総所得)				
	うち雇用者有り	1,785	1,787	1,734	1,694
	うち雇用者無し	4,732	4,456	4,113	3,901
	うち内職者	26	28	35	27
女性	自営業総数	2,994	2,800	2,561	2,309
	うち雇用者有り	338	343	373	350
	うち雇用者無し	1,610	1,560	1,406	1,411
	うち内職者	1,046	898	782	548

資料) 総務庁統計局「就業構造基本調査」。

V セレクション・バイアスの可能性

自営業に対する年齢等の効果を推計する際、注意すべき点がある。サンプルセレクション・バイアスの問題である。

たとえば自営業の後継者であるために経営のノウハウを得ることが比較的容易だったり、生来の資質として起業家精神に恵まれている人々は、年齢や資産とは無関係に高い自営業収入が獲得できるだろう。自営業サンプルには、統計的に観察できないこれら特有な属性を保有するサンプルが多く含まれる可能性がある。一方、年齢が低いために

資産の蓄積が少なく自営業者となっていない人々のなかには、自営業に就けば高い収入を得ることもできた場合があるかもしれない。これらの自営業を選択しなかったサンプルまで含めると、年齢と自営業収入の関係は実際に観察できるデータから得られるものと異なる可能性がある。

そこでサンプルセレクション・バイアスを取り除くため、女性や高齢者の収入関数や労働供給関数の推計にしばしば用いられるヘックマン二段階推計方法を用いる。具体的には年齢および性別、大都市居住の各ダミーを説明変数に自営業就業確率関数を推計し、そこからバイアス修正変数(いわゆる Heckman's λ)を計算、それを自営業収入関数の説明変数に加えて最尤推計した。その結果が表5に示されている。

表3の推計では自営業収入に対する年齢蓄積の効果が弱まっていることを指摘したが、表5の結果はさらにドラスティックである。1989年では40代後半に至るまでは年齢の上昇に伴い事業収入が増大する傾向はみられたものの、その関係は1995年には消失している。年齢の効果は一次項、二次項ともに統計的に有意でなく、年齢の増加が収入の増加にはまったく結びついていない。さら

表5 セレクション・バイアスを除去した推計(ヘックマンモデル2段階最尤推計)

	被説明変数	事業所得(自然対数化)			
		自営業者			
	(自然対数化総所得)	1995年		1989年	
	年次	係数	t値	係数	t値
年齢	年齢	-0.0150	-0.73	0.0837	3.96***
	年齢二乗/100	-0.0301	-1.62	-0.0786	-4.92***
	自営業(雇人あり)ダミー	0.4610	7.04***	0.5366	9.76***
性別	女性ダミー	0.0272	0.21	-0.9447	-4.40***
婚姻の状態 <未婚>	有配偶	0.1472	1.00	0.0868	0.68
	死別	0.4415	2.02**	0.1550	0.88
	離別	0.2512	1.23	0.0614	0.31
市群 <人口5万人未満の市>	大都市	0.3071	1.90*	0.0660	0.14
	人口15万人以上の市	0.0977	0.75	-0.0021	-0.01
	人口5万人以上15万人未満の市	0.0606	0.46	0.1174	0.25
	郡部	0.0701	0.52	0.0210	0.04
地域ブロック <東海>	北海道	-0.4038	-2.18**	-0.0383	-0.20
	東北	-0.2210	-1.38	-0.0137	-0.11
	関東-I	0.0708	0.66	0.3476	3.93***
	関東-II	-0.3486	-2.38**	0.2103	1.73*
	北陸	-0.0107	-0.06	-0.1410	-1.20
	近畿-I	-0.0646	-0.53	0.0954	0.93
	近畿-II	-0.1655	-0.77	-0.0105	-0.04
	中国	-0.0852	-0.53	0.0479	0.41
	四国	-0.2556	-1.33	-0.2288	-1.39
	北九州	-0.2715	-1.95*	-0.1955	-1.64*
	南九州	-0.3655	-2.57***	-0.0647	-0.49
	定数	9.2839	13.99***	2.4481	1.90*
	サンプル数	775		1,031	
	Wald chi 2 (22)	209.42		320.76	
	Log Likelihood	-3,548.096		-4,474.028	

注) 1. * (有意水準10%), ** (5%), *** (1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。

2. セレクション関数は、年齢、性別ダミー、大都市ダミー、定数項を説明変数とした。

に女性ダミーの係数も1989年には有意に負だったのが、1995年には有意ではなくなっている。

これらを併せると、自営業の収入条件に与える年齢や性別の影響は1990年代には急速に弱まり、自営業者が若くて女性である場合でも高収入を挙げられる市場環境が整いつつあることを意味している。それにもかかわらず、若年や女性の自営業者が増えていない。やはり、開業・起業を阻害する何らかの非市場要因が存在し、このような高収入の機会に実際就く若年や女性の登場を制限している可能性が高い。

さらにセレクション・バイアスを考慮した場合でも、「関東-I」の事業収入面での相対的優位性は1989年から1995年にかけてやはり消失している。加えて、89年時点までは必ずしも収入面で不利であるとはいえなかった「北海道」や「南九州」地域での収入が相対的に低下している。90年代後半には両地域の経済状況は大きく悪化してきたが、その影響は自営業の収入鈍化となって表れているのである。

VI むすびにかえて

最後に主な結論を整理し、その所得再分配政策への含意を述べて本稿を閉じたい。

第一に、本論のサブタイトルに示した若年世代 vs. 引退世代についていえば、年功の崩壊という声とは裏腹に、60歳以上の引退世代にくらべて、10代や20代の若年世代の総所得が低下していることを確認した。それは公的年金の影響を除いてもいえることであり、高齢者への年金給付を加えれば、若年の所得劣位はいっそう拡大されることになる。このような状況の背景にあるのは、60代に対して定年制延長や多様な就業機会の選択が広がりつつあるのに対し、若年に対して市場環境、経済環境が深刻化していったことである。

第二の自営業 vs. 雇用者に関しては、雇用者に比べたときの自営業者の所得の相対的な低下傾向がみられた。なかでも首都圏の自営業の収入と雇い人のいる自営業の所得の下落が著しくなっている。90年代に生じた他の先進諸国にはみられない自営業者減少の背後には、自営業収入の相対的な低下がある。

では、これらの結果が与える再分配政策上の含意とは何だろうか。90年代に入って若年者の失業率が急上昇しているが、失業者のうち若年については雇用保険の受給率も低い等、そもそも所得再分配は手薄である。その結果、無業や失業状態の若年の生活は、もっぱら家族からの支援によって成り立っているのが実態である。しかし、親世代の家計も逼迫している現在の状況では、そのような支援は得られない若者も増えている。2002年9月に出された厚生労働大臣の私的懇談会である「少子化をめぐる懇談会」の中間とりまとめでも指摘されているように、少子化対策としても若年の経済的自立を実現するための分配政策の充実が課題となる。

自営業についても、失業率を改善するために、独立開業の活発化が大きな役割を果たす。照山・玄田(2001)では、従来からマクロ経済全体に占める雇用創出の多くの部分を開業と5人未満の企

業からの成長が担っていることを指摘した。同時にそこでは、1996年から98年にかけての開業による雇用創出力の大幅な低下が失業率急上昇の一因となっていたことも述べている。今後、起業に関連した雇用創出を拡大する方策として、起業促進税制の充実などが自営業の所得を確保し、創業のインセンティブを拡大する上で一つの契機となりえる。さらには開業後、特に2,3年の経済状況はきわめて厳しいことから、自営業者の創業後の一定期間の減税措置の拡充など、その期間中の所得を確保するための政策形成の国民的合意が必要だろう(玄田(2001))。

ところが、実際の再分配政策は、中高年の長期勤続雇用者に相対的に手厚い所得保障など、長期的に若年や独立自営業者には不利な方向に動いてきたのではないだろうか。95年以降の所得格差の動向を、今後、丁寧に把握しながら、若年の経済的自立や自営業の開業を促進する新たに分配政策を考えるとときが来ているように思われる。

付記

本稿の作成に際し、石田浩、苅谷剛彦、白波瀬佐和子、松浦克己の各氏からのコメントが有益であった。ただし、ここに含まれるかもしれない誤りのすべては執筆者個人のものである。

注

- 1) 就業状態の違いによって所得水準がどの程度異なるかを考えるとき、「所得再分配調査」ほど、詳細に働き方を分類している統計は少ない。雇用・自営、常用・臨時などの他、同じ自営でも雇い人の有無、同じ常用雇用でも5人未満の零細企業や官公庁まで細かく分類される。このような詳細な分類は、たとえば総務省統計局「就業構造基本調査」でも採用されているが、その収入は「おもな仕事からの1年間の収入」がどのような所得階層に分類されているかを調べているだけである。したがって所得関数の推計も不可能であると同時に、所得内容ごとの分析もできない。それに対し「所得再分配調査」では、雇用所得、事業所得などの所得項目が数値としてつぶさに把握されているほか、社会保障給付金、年金などの受給金、生活保護法による現物給付・措置費など、豊富な収入・受給金品データが整備されている。したがって、この

- データからは他の統計ではできない所得格差の現状に関する分析が可能なのである。
- 2) 公的年金給付が所得格差の動向に与える影響については、大石・伊藤(1999)、大竹(2000)、橋木(2000)などを参照。
 - 3) 小西(2002)は、ジニ係数で不平等を測定している限り、何が原因で係数が上昇しているかは判断できないこと、そしてジニ係数から倫理的判断を導き出すことの危険性を指摘している。
 - 4) 篠崎(2001)の指摘によれば、全就業者のうち「賃金構造基本統計調査」で調査対象となっているのは、男性で6割であり、女性では実に3割にすぎないという。
 - 5) 地域間での所得格差の動向については、本特集の小島(2002)が詳しい。
 - 6) 事業所得とは事業収入から事業支出(仕入額その他の必要経費)を差し引いた金額として定義されている。「所得再分配調査」では商品の自家消費も事業収入に含まれるものの、その商品の仕入代金についても事業支出として計上することになっている。
 - 7) たとえばこのような指摘として松浦(2002)を参照。松浦が指摘するとおり、期待恒常所得を間接的に把握する方法として、消費支出の分配状況を検討することも、所得分配の動向を把握する上で一案である。

参考文献

- Genda, Yuji, and Kambayashi, Ryo (2002) "Declining Self-Employment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 16, pp. 73-91.
- 阿部正浩・山田篤裕(1998)「中高年齢における独立開業の実態」、『日本労働研究雑誌』第452号。
- 玄田有史(1994)「高学歴化、中高年齢化と賃金構造」, 石川経夫編『日本の所得と富の分配』, 東京大学出版会。
- (2000)「結局、若者の仕事がなくなった」, 橋木俊詔・デービッド・ワイズ(編)『企業行動と労働市場』, 日本経済新聞社。
- (2001)「開業の匂」, 東京大学社会科学研究所 SSJ Data Archive Research Paper Series。
- 玄田有史・神林 龍(2000)猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』, 東京大学出版会。
- 原嶋耐治・手嶋久也(2002)「賃金格差の実態」, 宮島洋編『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報

- 社。
- 石田 浩(2002)「社会移動から見た格差の実態」, 宮島洋編『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報社。
- 石川経夫編(1994)『日本の所得と富の分配』, 東京大学出版会。
- 小島克久(2002)「地域別にみた所得格差」, 『季刊社会保障研究』第38巻第3号。
- 小西秀樹(2002)「所得格差とジニ係数」, 宮島洋編『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報社。
- 松浦克己(2002)「日本における分配問題の概観」, 宮島洋編『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報社。
- 三谷直紀(1996)「高齢者雇用と自営業」, 『企業変革期の雇用システムと労働市場(II)』, (財)関西経済研究センター。
- 宮島洋編(2002)「日本の所得分配と格差」, 東洋経済新報社。
- 大石亜希子・伊藤由樹子(1999)「所得分配の見方と統計上の問題点」, 『日本経済研究センター会報』7月1日号, 40-45ページ。
- 大日康史・浦坂純子(1997)「賃金勾配における企業特殊熟練的人的資本とインセンティブ」, 中馬宏之・駿河輝和(編)『雇用慣行の変化と労働市場』, 東京大学出版会。
- 太田 清(2002)「所得格差と人口の高齢化による影響」, 宮島洋編『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報社。
- 太田聰一(2002)「若年失業の検討」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム—労働移動の経済学』, 東洋経済新報社。
- 大竹文雄(2000)「90年代の所得格差」, 『日本労働研究雑誌』第480号, 2-11ページ。
- 大竹文雄・齋藤 誠(1999)「所得不平等化の背景とその政策的含意: 年齢階層内効果, 年齢階層間効果, 人口高齢化効果」, 『季刊社会保障研究』第35巻第1号。
- 篠崎武久(2001)「1980-90年代の賃金構造」, 『日本労働研究雑誌』第494号, 2-15ページ。
- 橋木俊詔(2000)「日本の所得格差は拡大しているか—疑問への答えと新しい視点」, 『日本労働研究雑誌』第480号, 41-52ページ。
- 照山博司・玄田有史(2001)「雇用機会の創出と変動」, 『日本労働研究雑誌』第499号, 86-100ページ。

(げんだ・ゆうじ 東京大学助教授)

お知らせ

『季刊社会保障研究』第38巻第3号に掲載された玄田有史著「見過ごされた所得格差—若年世代 vs. 引退世代, 自営業 vs. 雇用者—」210頁右上から21行目「付記」の「本稿の作成に際し,」の前に, 「本研究は, 平成12年度~13年度にかけて実施された厚生労働科学研究政策科学推進研究事業「日本の所得格差の現状と評価に関する研究」において行われた厚生労働省「所得再分配調査」の再集計結果等を利用した。」を加えます。