

に影響をうけているかについての分析を行う。なお、以下では、同じカテゴリーにより家族類型と就業の変化をみるため、20歳代から60歳代についてのみの分析とした。

家族の変化と所得格差

まず、年齢別に家族の変化について考察を行う。表5は男性についての、表6は女性についての家族類型別の割合と各類型ごとのMLDである。家族の類型は、本人の配偶関係と親との同居関係から、「単身」、「親同居無配偶」、「有配偶」、「親同居有配偶」、「ひとり親」、「その他」の6つの類型を行った。

男性20-29歳においては、単身の割合が高くなる傾向にあり、有配偶と親同居有配偶が1994年から1999年にかけて減少している。また、親同居無配偶は変化は小さいが減少傾向にある。一方、女性20-29歳では単身世帯と親同居無配偶の割合が上昇している。そして、有配偶と親同居有配偶の割合が減少傾向となっている。MLDは、男女ともに単身の場合に小さく、親同居無配偶で大きくなっている。近年の傾向として、男女ともに有配偶でMLDが上昇傾向にある。

次に、30-39歳および40-49歳では、男女ともに単身と親同居無配偶の割合が上昇傾向にある。MLDについては、40-49歳では、20-29歳や30-39歳と異なり有配偶や親同居有配偶より単身で所得格差が大きくなっている。

50-59歳においては、男性において単身が増加傾向にあるが女性では単身が減少傾向にある。そして、親同居有配偶について、男女ともに40歳代以下と異なり減少傾向にはない。MLDについては、有配偶や親同居有配偶より、単身および親同居無配偶のほうが所得格差が大きくなっている。

60-69歳については、男性より女性で単身の割合が高いが、傾向としては男性で単身が増加し、女性で単身が減少している。逆に有配偶は、男性で減少し、女性で増加している。MLDについては、男女ともに単身で所得格差が大きくなっている。

では、各年齢層について、所得格差の変化分について家族グループによる寄与度分解を行ったものが、図表7と図表8である。まず、図表7の男性については、20-29歳において、94-99年におおいて、家族類型のシェアの変化により所得格差が縮小したが、99-04年において年齢グループ内での所得格差拡大により、格差が拡大したことがわかる。図表5からわかるように、男性について94-99年では、相対的にMLDが低い単身の割合の上昇がこの年齢層における所得格差を縮小させていたと考えられる。一方99-04年では、ほとんどの家族類型において、MLDが上昇していることから、この年齢層での所得格差拡大を生じさせている。そして図表8における女性20-29歳については、さほど大きな所得格差の拡大が見られないが、94-99年、99-04年の両期間ともに、年齢グループ内での格差拡大が主因となっている。

次に、30-39歳においては、94-99年では年齢グループのシェア変化により男女ともに所得格差の拡大が観察される。これは、相対的に所得格差の大きい、親同居無配偶の割合

が上昇する一方、相対的に所得格差の小さい有配偶が減少したことによる。99-04年では、主に男性において年齢グループ内格差の拡大によるこの年齢層での所得格差の拡大が引き起こされている。特に親同居無配偶での所得格差拡大が影響していると考えられる(図表5より)。

40-49歳では、男性において94-99年で、年齢グループシェアの変化による所得格差の拡大がみられる。これも30-39歳と同様に相対的に格差の大きい親同居無配偶の増加が要因となっている。99-04年では男女ともにこの年齢層での所得格差の変化は小さい。

50-59歳については、94-99年の男性において年齢グループのシェア変化により所得格差の拡大が引き起こされている。これは、相対的に格差の大きい単身の増加による。一方、女性において94-99年で格差の拡大が観察されない理由は、単身が増加していないからであると考えられる。そして、99-04年においては、この年齢層において男女ともに、年齢グループ内格差の拡大から所得格差が拡大していることがわかる。図表5・6より男女ともに割合の高い有配偶と親同居有配偶での所得格差拡大が、50-59歳での所得格差拡大を引き起こしている。

60-69歳では、男性で94-99年における所得格差の縮小と、99-04年での所得格差の拡大が観察される。両期間ともに、年齢グループ内での所得格差の変化により生じている。そして、この年齢層の女性は、両期間ともに所得格差が縮小している。

以上、94-99年においては、年齢シェアの変化により30-39歳の男女と50-59歳の男性の所得格差の拡大が引き起こされ、99-04年では30-39歳と50-59歳の男女ともに年齢グループ内の格差拡大により所得格差の拡大が引き起こされている。

就業形態の変化と年齢別所得格差

以下では、「フルタイム雇用者」「パートタイム雇用者」「自営・家族従業者」「無業」という就業形態のグループにより男女別に各年齢層の所得格差についての分析を行う。

図表9と10は、それぞれ男性と女性についてと各就業状態の割合とMLDの推移である。男女ともにどの年齢階層においても、1994年から2004年にかけてパート雇用者割合は上昇した一方で、自営・家族従業の割合が低下したことがわかる。また、フルタイム雇用者については、1999年から2004年にかけてどの年齢階層においても男女ともに割合が上昇している。そして、無業の割合については、男性についてはその割合が上昇する傾向にある一方で、女性においてはほとんどの年齢階層において低下する傾向にある。

就業形態別にみたMLDについては、男性において自営・家族従業と無業の場合、所得格差が相対的に大きい。女性については、自営・家族従業の場合所得格差は相対的に大きい、30-39および40-49においてパート雇用者と同程度に所得格差は小さい水準にある。そして、1994年から2004年にかけては、男性の場合20-29歳を除きフルタイム雇用者における所得格差が拡大傾向にある。女性においても30-39歳と20-29歳においてフルタイム雇用者の間での所得格差が拡大傾向にあることがわかる。

では、1994年から1999年と1999年から2004年にかけての所得格差の変化分について就業状態による寄与度分解を行ったものが図表11と図表12である。男女ともに所得格差の変化分のほとんどが、就業状態のグループ内での格差の変化によるものであることがわかる。特に、男性の30歳代と50歳代における年齢グループ内の所得格差の影響が大きいことがわかる。図表9からわかるよう、それらの年齢層におけるフルタイム就業者における所得格差の拡大が要因である。

以上、所得格差の変化を就業状態により寄与度分解を行った結果、同一就業形態内の格差の変化で各年齢階層内の格差が説明されることがわかった。

第4節 所得源泉による年齢別格差の寄与度分解

世帯員の収入別の総世帯所得に占める割合

以下では、世帯人員別の所得源泉により世帯所得の寄与度分解を行う。ここでは、世帯所得の世帯員の所得源泉による分解を行うため、前節までの個人ベースの年齢区分による所得格差ではなく、所得格差の変動が小さい世帯主年齢による世帯所得の分析を行う。ただし、ここでも世帯所得は世帯人員数の平方根で割った等価世帯所得を用い、ウェイトのつけ方は世帯単位のウェイトに世帯人員数を乗じた個人単位のウェイトを用いる。

図表13は、各世帯員の世帯源泉別の所得が総世帯所得に占めるシェアである。ここから、世帯主の勤労収入と配偶者の勤労収入が総所得に占める割合が近年高くなってきていることがわかる。その一方で、世帯主の自営収入やその他世帯員の勤労収入の占める割合は低下している。世帯主のその他の収入は、60歳未満では近年総所得に占める割合が低下傾向にあるが、60-69歳では上昇傾向にある。これは、1994年から2004年にかけて年金制度が成熟化していることによると考えられる。

所得源泉による所得格差の寄与度分解

では、1994年から2004年にかけての世帯主年齢別の所得源泉別世帯所得格差をみたものが図表14である。まず、世帯主年齢20-29歳については、1994年から1999年にかけて世帯主の勤労収入が大きく所得格差を拡大させていることがわかる。寄与度(% Δ s)で見ると、約20%ポイントこの年齢層での所得格差を拡大させていることがわかる。だが、その間世帯主のその他の収入および配偶者の勤労収入、そしてその他の世帯員の収入等の寄与により世帯所得全体の格差を縮小しており、全体では約4%の所得格差の拡大に留まっている。そして、20-29歳の1999年から2004年にかけての所得格差については、世帯主の勤労収入は格差を縮小させる方向に寄与しているが、配偶者の勤労収入が格差を拡大させており、世帯所得全体では1994年から1999年と同じく約4%の所得格差の拡大が観察されている。

次に、30-39歳については、1994年から1999年および1999年から2004年にかけての両期間において、世帯主の勤労収入は約10%ポイント世帯所得の格差を拡大させている。

しかし、1994年から1999年においては世帯主の自営収入とその他世帯員の収入が世帯所得の格差を縮小させる方向に寄与しており、世帯所得全体では約2%ポイントの所得格差拡大に留まっている。そして、1999年から2004年にかけては、その他の世帯員の収入が所得格差を縮小させているものの、世帯主の勤労収入の寄与により全体で約5%の所得格差の拡大が観察される。

40-49歳においても年齢層と同様に、世帯主の勤労収入による所得格差の拡大が観察される。しかし、1994年から1999年にかけては、主に世帯主の勤労収入以外の収入とその他世帯員の収入が、1999年から2004年では主に配偶者の勤労収入が、世帯所得の格差を縮小させる方向に寄与しており、この年齢層全体で見るとわずかの格差拡大しか観察されていない。

50-59歳については、1994年から1999年にかけて世帯主の勤労収入と配偶者の勤労収入が2%ポイント世帯所得格差を拡大させるが、世帯主のその他の収入とその他世帯員の勤労収入の寄与により相殺され、この間の世帯所得の格差拡大は見られない。1999年から2004年にかけては、世帯主の勤労収入と配偶者の勤労収入の寄与により、約6%の世帯所得格差の拡大が見られる。

60-69歳においては、1994年から1999年にかけて世帯主の勤労収入が主因となり世帯収入全体での格差が縮小され、1999年から2004年にかけては世帯主の自営収入により世帯所得の格差が拡大されるが、それ以外の収入において世帯所得に縮小に寄与するものが多く、全体として世帯所得の格差拡大の変化は小さい。

第5節 おわりに

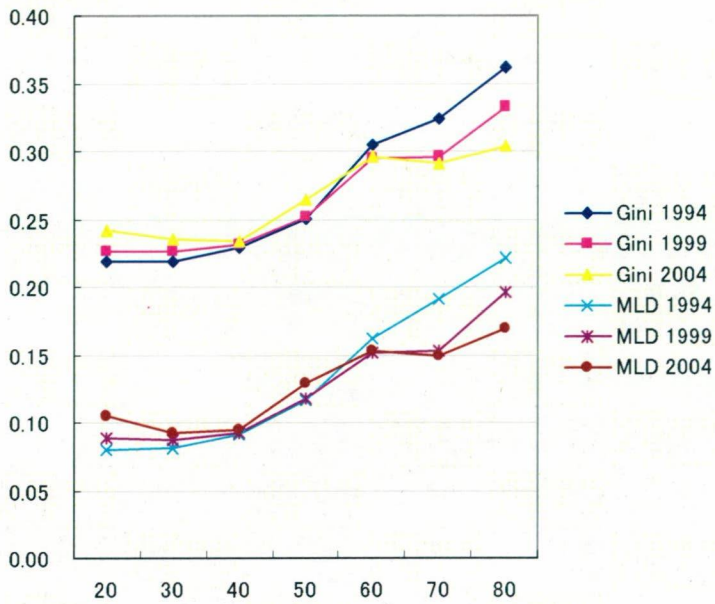
まず、1994年から2004年にかけて、世帯主年齢別みた所得格差の変化は小さいが、世帯年齢ではなく本人年齢でみた所得格差は30-39歳と50-59歳の年齢層において拡大傾向にあることがわかった。1994年から1999年にかけての30-39歳における所得格差の拡大については、相対的に所得格差の大きい、親同居無配偶の割合が上昇する一方、相対的に所得格差の小さい有配偶が減少したことにより引き起こされている。一方、1999年から2004年にかけてのこの年齢層における所得格差の拡大は、各家族類型のグループ内での所得格差の拡大による。そして、50-59歳における所得格差の拡大も各家族類型のグループ内での所得格差の拡大によるものであった。

次に、世帯主年齢別にみた所得格差の変化を、世帯人員の各世帯源泉により寄与度分解した結果、ほとんどの年齢層で世帯主の勤労収入が所得格差の拡大を引き起こしていることがわかった。しかし、世帯主の勤労収入により拡大した世帯所得の格差は、世帯主の自営収入や配偶者の勤労収入およびその他世帯員の収入により、一部相殺され、世帯主年齢別の総世帯所得の格差拡大はそれほど観察されないことがわかった。

参考文献

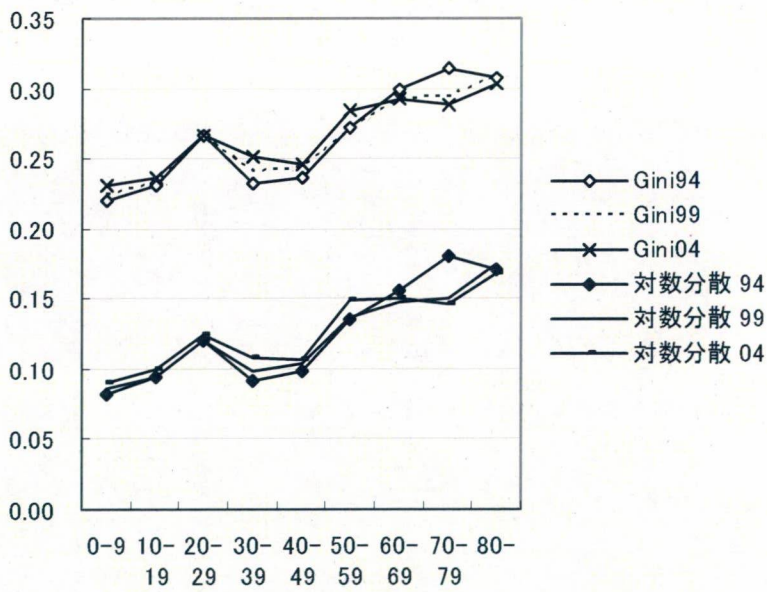
- 跡田直澄・橋木俊詔, 1985, 「所得源泉別にみた所得分配の不平等度」『季刊社会保障研究』20(3): 330-430.
- 舟岡史雄, 2001, 「日本の所得格差についての検討」『経済研究』52(2):117-131.
- Fields, Gary S. 1979, "Income Inequality in Urban Colombia: A Decomposition Analysis." *Review of Income & Wealth* 25 (3):327-341.
- Jenkins, Stephen P, 1995, "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86." *Economica* 62 (245):29-63.
- Lambert, Peter J., and J. Richard Aronson, 1993, "Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited," *Economic Journal* 103 (420):1221-1227.
- Lerman, Robert I., and Shlomo Yitzhaki, 1989, "Improving the Accuracy of Estimates of Gini Coefficients." *Journal of Econometrics* 42 (1):43-47.
- , 1985. "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States." *Review of Economics and Statistics* 67 (1):151-156.
- 松浦克己, 1993, 「世帯主の定期外収入・同居世帯員収入の所得分配に与える影響—勤労者世帯所得の不平等要因分解—」『日本労働研究雑誌』407:10-17.
- 茂木優寿, 1999, 「年齢構成,世帯人員構成の変化が世帯の所得及び消費格差に与える影響:1984-1994」『郵政研究所月報』129:39-57.
- Mookherjee, Dilip, and Anthony F. Shorrocks, 1982, "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality." *Economic Journal* 92 (368):886-902.
- 大竹文雄, 2000, 「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』480:2-11.
- , 2005, 『日本の不平等 格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社.
- 大竹文雄・斎藤誠, 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』35(1):65-76.
- 小塩隆士, 2004, 「1990年代における所得格差の動向」『季刊社会保障研究』40(3):277-285.
- 関 彌三郎, 1992, 『寄与度・寄与率—増加率の寄与度分解法—』産業統計研究社
- Shorrocks, Anthony F, 1982, "Inequality Decomposition by Factor Components." *Econometrica* 50 (1):193-211.
- , 1983, "The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes." *Quarterly Journal of Economics* 98 (2):311-26.
- , 1984, "Inequality Decomposition by Population Subgroups." *Econometrica* 52 (6):1369-85.

図表 1 世帯主年齢別にみた Gini 係数と MLD



出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 2 本人年齢別にみた Gini 係数と MLD



出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表3 年齢階級による所得格差の寄与度分解

| | %変化分計 % ΔI_0 | 寄与度 | | | |
|-----------|-------------------------|-------------|--------|--------|--------------|
| | | グループ 内格差 | シェア変化分 | | グループ 平均所得 |
| | | term A | term B | term C | term D |
| 1994-1999 | 2 | 0 | 2 | 0 | 0 |
| 1999-2004 | 5 | 4 | 2 | 0 | -1 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表4 男女別 MLD

| | 男性 | | | 女性 | | |
|-------|------|------|------|------|------|------|
| | 1994 | 1999 | 2004 | 1994 | 1999 | 2004 |
| 20-29 | .117 | .110 | .120 | .126 | .129 | .131 |
| 30-39 | .091 | .096 | .108 | .092 | .100 | .107 |
| 40-49 | .092 | .100 | .103 | .103 | .107 | .110 |
| 50-59 | .112 | .121 | .136 | .156 | .149 | .160 |
| 60-69 | .150 | .139 | .148 | .158 | .154 | .150 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表5 男性の年齢別にみた家族類型のシェアとMLD

| | 割合 | | | MLD | | | |
|-------|--------|------|------|------|------|------|------|
| | 1994 | 1999 | 2004 | 1994 | 1999 | 2004 | |
| 20-29 | 単身 | .187 | .262 | .272 | .048 | .047 | .063 |
| | 親同居無配偶 | .542 | .531 | .520 | .113 | .115 | .129 |
| | 有配偶 | .221 | .176 | .175 | .082 | .091 | .105 |
| | 親同居有配偶 | .044 | .022 | .028 | .104 | .106 | .145 |
| | ひとり親 | .000 | .000 | .000 | .063 | .000 | .000 |
| | その他 | .006 | .008 | .005 | .145 | .097 | .112 |
| 30-39 | 単身 | .068 | .137 | .158 | .062 | .052 | .068 |
| | 親同居無配偶 | .099 | .147 | .203 | .138 | .132 | .150 |
| | 有配偶 | .651 | .596 | .559 | .076 | .080 | .084 |
| | 親同居有配偶 | .178 | .115 | .075 | .093 | .082 | .106 |
| | ひとり親 | .001 | .000 | .000 | .016 | .054 | .076 |
| | その他 | .004 | .004 | .005 | .090 | .083 | .117 |
| 40-49 | 単身 | .040 | .096 | .111 | .100 | .136 | .119 |
| | 親同居無配偶 | .026 | .039 | .065 | .162 | .150 | .141 |
| | 有配偶 | .672 | .640 | .641 | .084 | .086 | .086 |
| | 親同居有配偶 | .257 | .219 | .176 | .087 | .084 | .089 |
| | ひとり親 | .001 | .003 | .002 | .129 | .090 | .170 |
| | その他 | .003 | .004 | .005 | .110 | .155 | .214 |
| 50-59 | 単身 | .029 | .080 | .094 | .237 | .210 | .264 |
| | 親同居無配偶 | .005 | .012 | .021 | .178 | .213 | .181 |
| | 有配偶 | .753 | .706 | .656 | .107 | .111 | .123 |
| | 親同居有配偶 | .205 | .195 | .219 | .107 | .101 | .103 |
| | ひとり親 | .003 | .003 | .004 | .121 | .138 | .192 |
| | その他 | .005 | .004 | .006 | .106 | .321 | .160 |
| 60-69 | 単身 | .041 | .070 | .077 | .266 | .177 | .192 |
| | 親同居無配偶 | .005 | .004 | .004 | .109 | .173 | .101 |
| | 有配偶 | .830 | .817 | .795 | .146 | .136 | .141 |
| | 親同居有配偶 | .097 | .091 | .106 | .131 | .131 | .126 |
| | ひとり親 | .006 | .003 | .006 | .135 | .112 | .279 |
| | その他 | .021 | .015 | .011 | .113 | .093 | .127 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表6 女性の年齢別にみた家族類型のシェアとMLD

| | 割合 | | | MLD | | | |
|--------|--------|------|------|------|------|------|------|
| | 1994 | 1999 | 2004 | 1994 | 1999 | 2004 | |
| 20-29 | 単身 | .118 | .135 | .154 | .067 | .082 | .069 |
| | 親同居無配偶 | .505 | .509 | .541 | .108 | .105 | .119 |
| | 有配偶 | .298 | .293 | .245 | .082 | .090 | .105 |
| | 親同居有配偶 | .063 | .043 | .040 | .089 | .100 | .113 |
| | ひとり親 | .003 | .004 | .005 | .168 | .163 | .151 |
| | その他 | .014 | .017 | .015 | .085 | .136 | .124 |
| | 30-39 | 単身 | .041 | .060 | .086 | .163 | .134 |
| 親同居無配偶 | | .057 | .098 | .146 | .146 | .151 | .153 |
| 有配偶 | | .672 | .657 | .637 | .077 | .083 | .085 |
| 親同居有配偶 | | .210 | .157 | .099 | .092 | .081 | .105 |
| ひとり親 | | .011 | .015 | .018 | .101 | .216 | .147 |
| その他 | | .009 | .013 | .015 | .155 | .152 | .170 |
| 40-49 | | 単身 | .036 | .032 | .048 | .201 | .249 |
| | 親同居無配偶 | .024 | .030 | .042 | .201 | .181 | .175 |
| | 有配偶 | .662 | .677 | .657 | .089 | .092 | .091 |
| | 親同居有配偶 | .243 | .224 | .210 | .090 | .088 | .088 |
| | ひとり親 | .027 | .028 | .033 | .174 | .169 | .174 |
| | その他 | .008 | .009 | .010 | .163 | .165 | .171 |
| | 50-59 | 単身 | .093 | .087 | .077 | .253 | .262 |
| 親同居無配偶 | | .016 | .019 | .023 | .184 | .205 | .161 |
| 有配偶 | | .683 | .685 | .661 | .134 | .133 | .138 |
| 親同居有配偶 | | .150 | .154 | .182 | .125 | .109 | .116 |
| ひとり親 | | .033 | .033 | .039 | .170 | .201 | .192 |
| その他 | | .026 | .021 | .018 | .130 | .129 | .184 |
| 60-69 | | 単身 | .210 | .182 | .167 | .214 | .216 |
| | 親同居無配偶 | .011 | .012 | .010 | .116 | .130 | .132 |
| | 有配偶 | .599 | .647 | .679 | .137 | .125 | .135 |
| | 親同居有配偶 | .046 | .049 | .058 | .127 | .121 | .132 |
| | ひとり親 | .018 | .026 | .027 | .213 | .218 | .203 |
| | その他 | .115 | .083 | .060 | .104 | .101 | .112 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 7 男性における MLD の変化分に対する家族類型による寄与度分解(%ポイント)

| 年齢階級 | | %変化分計 % ΔI_0 | %変化分 | | | |
|-------|-------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|----|------------------------|
| | | | グループ 内格差 term A | シェア変化分 term B term C | | グループ 平均所得 term D |
| 20-29 | 94-99 | -6 | 2 | -5 | -1 | -2 |
| | 99-04 | 8 | 16 | 0 | 0 | -7 |
| 30-39 | 94-99 | 5 | -1 | 1 | 4 | 1 |
| | 99-04 | 13 | 11 | 2 | 1 | -1 |
| 40-49 | 94-99 | 9 | 3 | 3 | 5 | -1 |
| | 99-04 | 2 | -1 | 2 | 1 | 0 |
| 50-59 | 94-99 | 8 | 2 | 6 | 1 | 0 |
| | 99-04 | 12 | 10 | 2 | 1 | 0 |
| 60-69 | 94-99 | -7 | -9 | 2 | 0 | 0 |
| | 99-04 | 7 | 4 | 0 | 0 | 2 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 8 女性における MLD の変化分に対する家族類型による寄与度分解(%ポイント)

| 年齢階級 | | %変化分計 % ΔI_0 | %変化分 | | | |
|-------|-------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|----|------------------------|
| | | | グループ 内格差 term A | シェア変化分 term B term C | | グループ 平均所得 term D |
| 20-29 | 94-99 | 2 | 3 | 0 | 1 | -2 |
| | 99-04 | 2 | 8 | 0 | 1 | -6 |
| 30-39 | 94-99 | 9 | 3 | 5 | 1 | 0 |
| | 99-04 | 8 | 2 | 4 | 1 | 0 |
| 40-49 | 94-99 | 3 | 2 | 0 | 0 | 0 |
| | 99-04 | 3 | -1 | 4 | 1 | -1 |
| 50-59 | 94-99 | -4 | 0 | 0 | 0 | -3 |
| | 99-04 | 7 | 5 | -1 | 0 | 3 |
| 60-69 | 94-99 | -3 | -4 | 0 | -1 | 3 |
| | 99-04 | -2 | 0 | 0 | 0 | -1 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表9 男性、年齢別にみた各就業状態の割合とMLD

| | | 割合 | | | MLD | | |
|-------|----------|------|------|------|------|------|------|
| | | 1994 | 1999 | 2004 | 1994 | 1999 | 2004 |
| 20-29 | フルタイム雇用者 | .863 | .827 | .823 | .111 | .106 | .111 |
| | パート雇用者 | .021 | .032 | .050 | .193 | .097 | .152 |
| | 自営・家族従業 | .056 | .048 | .022 | .171 | .128 | .150 |
| | 無業 | .061 | .092 | .105 | .133 | .142 | .151 |
| 30-39 | フルタイム雇用者 | .869 | .877 | .886 | .079 | .086 | .097 |
| | パート雇用者 | .004 | .006 | .009 | .141 | .155 | .115 |
| | 自営・家族従業 | .114 | .090 | .064 | .158 | .152 | .148 |
| | 無業 | .014 | .027 | .041 | .197 | .148 | .197 |
| 40-49 | フルタイム雇用者 | .798 | .819 | .854 | .078 | .083 | .090 |
| | パート雇用者 | .002 | .005 | .004 | .082 | .158 | .116 |
| | 自営・家族従業 | .189 | .158 | .116 | .140 | .142 | .124 |
| | 無業 | .011 | .018 | .027 | .133 | .183 | .169 |
| 50-59 | フルタイム雇用者 | .712 | .737 | .763 | .083 | .088 | .100 |
| | パート雇用者 | .005 | .007 | .015 | .151 | .134 | .221 |
| | 自営・家族従業 | .254 | .214 | .179 | .160 | .156 | .148 |
| | 無業 | .030 | .042 | .044 | .185 | .299 | .243 |
| 60-69 | フルタイム雇用者 | .227 | .210 | .248 | .102 | .113 | .126 |
| | パート雇用者 | .054 | .069 | .053 | .101 | .091 | .085 |
| | 自営・家族従業 | .296 | .256 | .192 | .180 | .158 | .157 |
| | 無業 | .423 | .466 | .507 | .117 | .108 | .120 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 10 女性、年齢別にみた各就業状態の割合と MLD

| | | 割合 | | | MLD | | |
|-------|----------|------|------|------|------|------|------|
| | | 1994 | 1999 | 2004 | 1994 | 1999 | 2004 |
| 20-29 | フルタイム雇用者 | .573 | .531 | .592 | .113 | .111 | .115 |
| | パート雇用者 | .084 | .129 | .125 | .120 | .130 | .142 |
| | 自営・家族従業 | .026 | .026 | .012 | .134 | .135 | .156 |
| | 無業 | .317 | .314 | .271 | .101 | .116 | .129 |
| 30-39 | フルタイム雇用者 | .232 | .257 | .346 | .088 | .102 | .121 |
| | パート雇用者 | .158 | .175 | .182 | .073 | .082 | .084 |
| | 自営・家族従業 | .090 | .064 | .027 | .147 | .119 | .105 |
| | 無業 | .520 | .505 | .446 | .077 | .082 | .086 |
| 40-49 | フルタイム雇用者 | .259 | .252 | .336 | .102 | .108 | .127 |
| | パート雇用者 | .231 | .271 | .295 | .082 | .091 | .089 |
| | 自営・家族従業 | .151 | .112 | .038 | .133 | .125 | .121 |
| | 無業 | .360 | .365 | .331 | .098 | .095 | .096 |
| 50-59 | フルタイム雇用者 | .219 | .220 | .296 | .128 | .124 | .145 |
| | パート雇用者 | .157 | .203 | .233 | .146 | .135 | .138 |
| | 自営・家族従業 | .180 | .143 | .057 | .151 | .156 | .172 |
| | 無業 | .444 | .434 | .414 | .166 | .154 | .173 |
| 60-69 | フルタイム雇用者 | .056 | .041 | .129 | .157 | .139 | .156 |
| | パート雇用者 | .068 | .083 | .100 | .137 | .144 | .099 |
| | 自営・家族従業 | .168 | .145 | .053 | .169 | .159 | .188 |
| | 無業 | .708 | .730 | .718 | .150 | .150 | .146 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 11 男性における MLD の変化分に対する就業状態による寄与度分解(%ポイント)

| 年齢階級 | | %変化分計 % Δt_0 | %変化分 | | | |
|-------|-------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|---|------------------------|
| | | | グループ 内格差 term A | シェア変化分 term B term C | | グループ 平均所得 term D |
| 20-29 | 94-99 | -6 | -7 | 1 | 0 | 0 |
| | 99-04 | 8 | 7 | 0 | 0 | 1 |
| 30-39 | 94-99 | 5 | 5 | 0 | 1 | 0 |
| | 99-04 | 13 | 11 | 0 | 1 | 1 |
| 40-49 | 94-99 | 9 | 6 | -1 | 2 | 3 |
| | 99-04 | 2 | 3 | -1 | 0 | 0 |
| 50-59 | 94-99 | 8 | 6 | -1 | 1 | 1 |
| | 99-04 | 12 | 5 | -1 | 1 | 6 |
| 60-69 | 94-99 | -7 | -6 | -2 | 0 | 0 |
| | 99-04 | 7 | 6 | -2 | 1 | 1 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 12 女性における MLD の変化分に対する就業状態による寄与度分解(%ポイント)

| 年齢階級 | | %変化分計 % Δt_0 | %変化分 | | | |
|-------|-------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|----|------------------------|
| | | | グループ 内格差 term A | シェア変化分 term B term C | | グループ 平均所得 term D |
| 20-29 | 94-99 | 2 | 3 | 0 | 0 | -2 |
| | 99-04 | 2 | 7 | -1 | 0 | -3 |
| 30-39 | 94-99 | 9 | 6 | -1 | 1 | 3 |
| | 99-04 | 8 | 7 | 1 | 1 | -3 |
| 40-49 | 94-99 | 3 | 2 | -2 | 0 | 3 |
| | 99-04 | 3 | 5 | 0 | 1 | -2 |
| 50-59 | 94-99 | -4 | -5 | 0 | 0 | 1 |
| | 99-04 | 7 | 11 | -2 | 1 | -2 |
| 60-69 | 94-99 | -3 | -1 | 0 | -1 | -1 |
| | 99-04 | -2 | -2 | -2 | 2 | 0 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 13 世帯員の収入別の総世帯所得に占める割合

| 世帯主年齢 | 年 | 世帯主 | | | 配偶者 | | | その他の世帯員 | | |
|-------|------|------|------|------|------|------|-----|---------|------|-----|
| | | 勤労収入 | 自営収入 | その他 | 勤労収入 | 自営収入 | その他 | 勤労収入 | 自営収入 | その他 |
| 20-29 | 1994 | 85.5 | 1.8 | 1.6 | 7.4 | 0.2 | 0.2 | 1.8 | 0.1 | 1.4 |
| | 1999 | 86.7 | 1.5 | 1.9 | 7.2 | 0.2 | 0.2 | 1.4 | 0.1 | 0.8 |
| | 2004 | 86.4 | 1.6 | 1.0 | 8.4 | 0.1 | 0.2 | 1.5 | 0.1 | 0.7 |
| 30-39 | 1994 | 78.8 | 4.6 | 1.7 | 9.2 | 0.5 | 0.2 | 1.6 | 0.3 | 3.0 |
| | 1999 | 80.6 | 3.8 | 1.5 | 9.3 | 0.5 | 0.2 | 1.3 | 0.3 | 2.5 |
| | 2004 | 82.6 | 3.6 | 1.0 | 9.9 | 0.3 | 0.2 | 0.8 | 0.1 | 1.6 |
| 40-49 | 1994 | 71.2 | 6.6 | 2.3 | 11.6 | 0.9 | 0.3 | 3.1 | 0.3 | 3.5 |
| | 1999 | 72.9 | 5.7 | 2.0 | 11.9 | 0.8 | 0.2 | 2.5 | 0.3 | 3.7 |
| | 2004 | 74.7 | 5.3 | 1.7 | 11.8 | 0.5 | 0.2 | 1.9 | 0.2 | 3.7 |
| 50-59 | 1994 | 62.1 | 6.7 | 4.4 | 9.4 | 0.9 | 0.6 | 13.5 | 0.4 | 2.0 |
| | 1999 | 65.1 | 6.1 | 3.8 | 9.9 | 0.9 | 0.6 | 10.9 | 0.3 | 2.4 |
| | 2004 | 64.5 | 6.6 | 3.4 | 11.0 | 0.7 | 0.5 | 9.7 | 0.3 | 3.4 |
| 60-69 | 1994 | 27.8 | 9.1 | 33.7 | 5.0 | 1.1 | 4.3 | 16.4 | 0.9 | 1.6 |
| | 1999 | 24.6 | 8.2 | 37.7 | 5.9 | 1.2 | 5.3 | 14.6 | 0.6 | 1.9 |
| | 2004 | 25.1 | 7.3 | 38.8 | 5.8 | 0.9 | 6.1 | 13.1 | 0.5 | 2.3 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 14 所得源泉による所得格差の寄与度分解

| 世帯主年齢 | 指標 | 年 | 格差計 | 世帯主 | | | 配偶者 | | | その他の世帯員 | | |
|-------|-------|-------|------|------|-------|-------|------|------|------|---------|------|------|
| | | | | 勤労収入 | 自営収入 | その他 | 勤労収入 | 自営収入 | その他 | 勤労収入 | 自営収入 | その他 |
| 20-29 | S | 1994 | .404 | .239 | .006 | .032 | .090 | .000 | .001 | .022 | .001 | .013 |
| | | 1999 | .420 | .321 | .001 | -.005 | .079 | .000 | .001 | .017 | .001 | .006 |
| | | 2004 | .436 | .314 | -.005 | .000 | .097 | .000 | .002 | .022 | .000 | .007 |
| | %ΔS | 94-99 | 4 | 20 | -1 | -9 | -3 | 0 | 0 | -1 | 0 | -2 |
| | | 99-04 | 4 | -2 | -1 | 1 | 4 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| | 30-39 | S | 1994 | .415 | .239 | .030 | .014 | .089 | .002 | .001 | .013 | .003 |
| 1999 | | | .423 | .276 | .011 | .008 | .095 | .003 | .001 | .011 | .002 | .017 |
| 2004 | | | .442 | .318 | .010 | .002 | .094 | .001 | .001 | .006 | .001 | .010 |
| %ΔS | | 94-99 | 2 | 9 | -5 | -1 | 1 | 0 | 0 | -1 | 0 | -2 |
| | | 99-04 | 5 | 10 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | -1 | 0 | -2 |
| 40-49 | | S | 1994 | .422 | .263 | .010 | .017 | .090 | .002 | .002 | .023 | .001 |
| | 1999 | | .425 | .279 | .008 | .008 | .098 | .001 | .001 | .016 | .001 | .014 |
| | 2004 | | .435 | .305 | .009 | .006 | .089 | .002 | .001 | .010 | .001 | .013 |
| | %ΔS | 94-99 | 1 | 4 | -1 | -2 | 2 | 0 | 0 | -2 | 0 | 0 |
| | | 99-04 | 2 | 6 | 0 | 0 | -2 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 |
| | 50-59 | S | 1994 | .451 | .299 | .001 | .020 | .061 | .001 | .004 | .059 | .000 |
| 1999 | | | .453 | .306 | .002 | .010 | .069 | .001 | .003 | .052 | .001 | .008 |
| 2004 | | | .478 | .323 | .003 | .011 | .078 | .001 | .002 | .049 | .001 | .009 |
| %ΔS | | 94-99 | 0 | 2 | 0 | -2 | 2 | 0 | 0 | -2 | 0 | 0 |
| | | 99-04 | 6 | 4 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 |
| 60-69 | | S | 1994 | .584 | .313 | .042 | .058 | .050 | .007 | .009 | .096 | .005 |
| | 1999 | | .560 | .258 | .045 | .071 | .055 | .007 | .015 | .102 | .002 | .005 |
| | 2004 | | .565 | .252 | .060 | .066 | .051 | .007 | .019 | .098 | .004 | .010 |
| | %ΔS | 94-99 | -4 | -9 | 1 | 2 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 |
| | | 99-04 | 1 | -1 | 3 | -1 | -1 | 0 | 1 | -1 | 0 | 1 |

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

養護学校高等部の卒業生の就職率

両角 良子

富山大学経済学部・大学院経済学研究科

morozumi@eco.u-toyama.ac.jp

1. はじめに

障害者の経済的自立を議論する際、障害者が障害者年金や福祉的就労ではなく一般就労で生計を立てることができるかどうかを議論することは、極めて重要である。障害者雇用促進法や障害者自立支援法における就労支援の強化は、一般就労という形での障害者雇用の促進を目的としている。

障害者が最初に自分の進路について決定を下すのは、健常者と同様に学卒時である。障害児教育を受けている学生の場合、多くは小学部・中学部・高等部を経て、大学進学・一般就労・福祉的就労・無業のいずれかを選択することになる。

本研究の目的は、日本で障害児教育を受けている学生が学卒後の進路を決定する際、どのような要因の影響を受けているかをデータに基づいて検証することである。学校教育法の改正により、2007年4月1日から、従来の「盲学校」「聾学校」「養護学校」は「特別支援学校」になった。盲学校・聾学校・養護学校のうち、最も在校生の多かったのが養護学校である。養護学校には、知的障害・肢体不自由・病弱の学生が在籍していた。そこで、ここでは特に養護学校の高等部の学生に焦点をあて、その就職率の推移が何によってもたらされてきたかを検証する。

養護学校の高等部の学生の進路状況は、『学校基本調査』と『特殊教育資料』・『特別支援教育資料』（いずれも文部科学省）から把握することができる。図1は、養護学校高等部の卒業生の就職率の推移を1970年代後半から示したものである。ここでの就職とは一般就労を指す。70年代後半の時点で国立・公立・私立を合わせて、約45%近くだった就職率が2005年の時点で約30%に低下していることがわかる。また、養護学校の種類ごとの進路状況を示した図2をみると、知的障害と肢体不自由において、就職率が低下するとともに、施設・医療機関の利用者比率が上昇していることがわかる。

このように、過去20年から30年の間に就職率が低下しているのは、なぜだろうか。特定非営利活動法人 大阪障害者雇用支援ネットワーク（2004, pp.46-48）は、厳しい経済状況・障害の重度化・障害の重複化が原因ではないかと指摘している。就職率に影響を与える要因としては、これらに加えて、産業構造の変化や、制度・行政へのフリーライド、職業訓練の効果、障害者雇用の促進のためのアフターマティブアクションが考えられる（表1）。

分析では、表1で示した候補に着目し、実際に検証する。データは都道府県ベースのマ

クロ統計を使用し、パネルデータとして用いる。最小二乗法、固定効果モデル、変量効果モデルで推定し、適切であると考えられる推定モデルを選定する。

海外では、障害者の就労問題に関して既に研究の蓄積がある¹。健常者と障害者の比較から障害が労働参加を抑制することを示した分析として、Baldwin and Johnson (1994)、Baldwin and Johnson (1995)、Madden (2004)、Kidd, Sloane, and Ferko (2000) がある。また、政府の政策や障害者関係の保険の枠組みの影響を検証した分析もある (Campolieti: 2004、Cullen: 2003、Gruber: 2000、Harkness: 1993、Kreider: 1999、Kubik: 1999、Schmidt and Sevak: 2004)。これらの分析では、障害者への給付が労働のディスインセンティブを引き起こしている点を指摘している。

本研究の貢献は、長期的な傾向を都道府県別のマクロデータを使って、パネル推定で検証している点である。養護学校の卒業生の就職率に関しては、全国レベルのマクロデータに基づく研究報告書が出版されているが、都道府県別のデータを活用した研究は、著者が知る限り、行われていない。以下では、2 節でデータの説明をし、3 節で推定方法を示す。そして、4 節と 5 節でそれぞれ、推定結果と今後の課題を述べる。

2. データ

以下の分析では、1978 年から 2005 年（または 1984 年から 2005 年）の都道府県別のデータから作成したパネルデータを推定の対象とする。1978 年を分析の開始年とする理由は、文部科学省の『学校基本調査』が、養護学校の高等部の学生の就職率を都道府県別に公開しているのが、1978 年以降であることによる。分析対象の最終年を 2005 年とする理由は、2006 年 4 月施行の障害者自立支援法の影響を考慮するには、施行後のデータの系列がまだ少ないという点がある。そのため、本研究では施行前の状況を把握する。

就職率に影響する変数の候補として、表 1 に上げた 7 つの変数に着目する。具体的には、産業構造の変化、労働需要の動向、障害種別の割合の変化、障害の重度化・重複化、制度・行政へのフリーライド、職業訓練の効果、アフターマティブアクションの 7 点である。表 5 では、分析に用いた変数の基本統計量を示している。

産業構造の変化とは、1970 年代以降、産業構造に占める第三次産業のウェイトが上昇したことを指す。図 3 はそれぞれの障害種別の養護学校（本科）の卒業生のうち、一般就労で就職した者の就職先の割合を示している。知的障害と肢体不自由で共通して観察されるのは、「生産工程・労務作業」の割合が減少し、「サービス職業従事者」の割合が緩やかに増加していることである。サービス職に比べて、生産工程・労務作業にたずさわる職業のほうが、障害者にとって仕事がしやすい場合には、経済活動の中での第三次産業の拡大は就労面でのハードルの上昇につながるだろう。

¹ Jones (2008) がサーベイでまとめている。

在籍する生徒の障害種別の割合の変化にも着目する。図 4 をみると、1970 年代以降、生徒数の上昇とともに、知的障害の生徒の割合が大きく上昇していることがわかる。そのため、養護学校高等部の就職率の動向は、知的障害の学生の動向の影響を大きく受けていることが予想される。

障害の重度化・障害の重複化を表す変数として盲・聾・養護学校生徒数（公立）1 人当たり特殊学校費を用いる。このほか、特別児童扶養手当の等級比や、療育手帳・身体障害者手帳の等級比なども、重度化・重複化を表す変数となりうる。しかし、藤井（2000）による社会調査の分析結果が示すように、知的障害の人々は、知的障害があることを受容する際に時間がかかる上に、強いスティグマ感を持っている。そのため、療育手帳の等級比は、重度の知的障害が発生する確率のほかに、スティグマ感の影響を受けるため、必ずしも、重度化・重複化だけを表す変数にはならない。同様のことは、特別児童扶養手当に関しても予想される。そのため、ここでは障害の程度の重い生徒に対しては、より多くの資源が投入されると仮定し、特殊学校費を重度化・重複化の代理変数として用いる。全国データをプロットした図 5 でも、重複障害と特殊学校費の間に強い相関関係がある点を観察することができる。

また、制度・行政が労働のディスインセンティブを引き起こしているかも合わせて検討する。社会福祉予算が潤沢な場合や自治体の財政状況が良い場合には、福祉的就労を望む学生が増えることが予想される。海外の先行研究（Campolieti: 2004, Cullen: 2003, Gruber: 2000, Harkness: 1993, Kreider: 1999, Kubik: 1999, and Schmidt and Sevak: 2004）と同様のことが生じているかを検討する。

さらに政策的介入という視点より、各都道府県が支出している職業訓練費についても、効果の有無を確認する。ここで用いる職業訓練費のデータは、障害者だけに特化して使われる予算ではなく、失業者など、そのほかの人々に対しても使われる予算であるため、解釈には注意が必要である。

また、アフターマティブアクションの効果を把握するためには、身体障害者手帳の交付数と療育手帳の交付数を用いる。手帳を持っていることで、障害者枠で雇用されるケースが多ければ、交付数が多くなるほど就職率が上昇することが予想される。実際に、知的障害養護学校では進路指導において、教員が本人や家族に手帳の取得をすすめてきた経緯がある。スティグマ感から手帳取得に踏み切れなかったケースと手帳取得に踏み切ったケースとで、後者の就職率が高くなる場合には、長期的には、本人や家族にとって、手帳を取得することは望ましいことになる。ここでは実際に推定の中で手帳交付数を用いることで、手帳取得についての判断材料を示す。

3. 推定方法と推定結果

分析では、就職率を被説明変数とし、データをプールして行う最小二乗法 (pooled ordinary least squares) とパネル推定を行う。パネル推定では、固定効果モデル (fixed effect model) と変量効果モデル (random effect model) のそれぞれを推定する。

パネル推定では、以下のような推定式を考える。

$$Y_{it} = \beta_0 + \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta} + u_{it}, \quad i=1, \dots, n, \quad t=1, \dots, T. \quad (1)$$

i はそれぞれの都道府県を、 t はそれぞれの年次を表す。 Y_{it} は、都道府県 i の t 年の就職率を表す。 β_0 は定数項である。 \mathbf{x}_{it} は都道府県 i の t 年の変数のベクトルを表す。表 1 に示した変数が \mathbf{x}_{it} に該当する。

u_{it} は誤差項である。誤差項 u_{it} は二つの要素に分けることができる。

$$u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

μ_i は都道府県特有の効果である。 ε_{it} は都道府県特有の効果を除いたそれ以外の効果を現している。

推定結果を示したのが、表 3 から表 5 である。療育手帳の制度が身体障害者手帳の制度よりも後に始まった関係で、療育手帳交付数のデータは 1984 年からとなる。そのため、表 3 では療育手帳交付数を説明変数として含まない推定結果を示している。表 4 では表 3 と同じ説明変数を用いて、1984 年以降にデータを限定した場合の推定結果を示している。そして表 5 では療育手帳交付数を説明変数に入れた推定結果を示している。

本研究では、最小二乗法・固定効果モデル・変量効果モデルの間で、モデルを特定化するための検定を行っている。検定の結果、すべての推定で固定効果モデルが採択された。そのため、以下では固定効果モデルの推定結果を参照する。(検定の際の具体的な統計量についての説明は、表 3 から表 5 の注を参照されたい。)

推定の結果、産業構造については、第一次産業・第二次産業のウェイトが高い場合には、就職率が高くなることがわかった。第一次産業と第二次産業を比較した場合、第一次産業でより係数値が大きい。表 3 から表 5 の結果より、第一次産業の従事者の割合が限界的に 1% 上昇すると、就職率は約 7~8% 上昇し、第二次産業の従事者の割合が限界的に 1% 上昇すると、就職率が約 2% 上昇する。これは、産業構造の影響を受けやすいことを示している。

労働需要を示す新規学卒者有効求人倍率についても、有効求人倍率が限界的に 1 ポイント上昇すると、就職率は約 4% 上昇する。この結果より、景気動向の影響を大きく受けていることがわかる。

障害種別の割合に関しては、知的障害の生徒の割合が高くなると、規模は小さいが、養護学校全体の就職率が上昇している。病弱の生徒と比較した場合、知的障害の場合に

は、日常生活の中で医療的な観察が不要であることから、より一般就労がしやすいことを示唆している。

障害の重度化・重複化の影響も確認することができる。1人当たりの特殊学校費は負に有意である。係数は表3では-0.000000806、表4では-0.000000186、表5では-0.000000212である。そのため、重度化・重複化の代理変数として特殊学校費を用いた場合、就職率への大きさは極めて小さい、と解釈することができる。

財政力指数・社会福祉費については、財政力指数の影響が顕著である。表3から表5のすべての推定結果で財政力指数が高いと、就職率が低くなっていた。これは財政基盤が充実しているほど、障害者に対して、労働のディスインセンティブをもたらしていることを示唆している。職業訓練費については、すべての推定で有意な結果が得られなかった。

また、手帳取得の効果については、表3のみで就職率の上昇につながることを確認されている。1978年～2005年の推定期間中、身体障害者手帳の取得が就職に有利であったことを示唆している。療育手帳については、表5を見る限り、その効果を観察することはできなかった。これはアフーマティブアクションによるプラスの効果と、療育手帳が必要となる重い障害から生じるマイナスの効果が、相殺していることを示唆している。

4. 結論と今後の課題

本研究は、都道府県のマクロデータからパネルデータを作成し、養護学校高等部の卒業生の就職率を分析した。

推定の結果、固定効果モデルが採択されたため、固定効果モデルに沿って推定結果を解釈した。その際、大きく以下の3つの点が観察された。

第一に、就職率は産業構造の影響を受けていた。第一次産業、第二次産業の割合が高いと、就職率が高くなることがわかった。全国データから、生産工程・労務作業員として就職するケースが多い点わかっている。ここでの結果は、養護学校の卒業生にとって、第一次産業、第二次産業に就労しやすい業種が多いことを示唆している。

第二に、財政基盤が良いと就業率が低下していた。障害者に対して、自治体独自の手当の支給などが発生している場合には、同時に労働のディスインセンティブをもたらしている可能性が考えられる。公的部門によってもたらされる労働のディスインセンティブについては、より詳細なデータでの検証が望ましい。

第三に、新規学卒者の有効求人倍率が高いと就職率も高くなっていた。係数も大きいことから、景気動向の影響を強く受けていることがわかった。2005年までのデータでも、かなり明確に計測することができたため、将来的にはさらにリーマンショックの影響も、検証していくことが望ましい。

5. 参考文献

- 特定非営利活動法人 大阪障害者雇用支援ネットワーク (2004) 『障害のある人の雇用・就労支援 Q&A』, 中央法規出版
- 藤井薫 (2000) 「知的障害者家族が抱くスティグマ感--社会調査を通して見たスティグマ化の要因と家族の障害受容」, 『社会福祉学』, 41(1), pp. 39-47.
- Baldwin, M. and Johnson, W. G. (1994) "Labor Market Discrimination against Men with Disabilities," *Journal of Human Resources*, 29 (1), pp. 1-19.
- Baldwin, M. L., and Johnson, W. G. (1995) "Labor Market Discrimination against Women with Disabilities," *Industrial Relations*, 34 (4), pp. 555-577.
- Campolieti, M. (2004) "Disability Insurance Benefits and Labor Supply: Some Additional Evidence," *Journal of Labor Economics*, 22(4), pp. 863-889.
- Cullen, J. B. (2003) "The Impact of Fiscal Incentives on Student Disability Rates," *Journal of Public Economics*, 87 (7-8), pp. 1557-1589.
- Gruber, J. (2000) "Disability Insurance Benefits and Labor Supply," *Journal of Political Economy*, 108 (6), pp. 1162-1183.
- Harkness, J. (1993) "Labour Force Participation by Disabled Males in Canada Labour Force Participation by Disabled Males in Canada," *Canadian Journal of Economics*, 26(4), pp. 878-889.
- Jones, M. K. (2008) "Disability and the Labour Market: A Review of the Empirical Evidence," *Journal of Economic Studies*, 35 (5-6), pp. 405-424.
- Kidd, M. P., Sloane, P. J., and Ferko, I. (2000) "Disability and the Labour Market: An Analysis of British Males," *Journal of Health Economics*, 19 (6), pp. 961-981.
- Kreider, B. (1999) "Social Security Disability Insurance: Applications, Awards, and Lifetime Income Flows," *Journal of Labor Economics*, 17 (4), pp. 784-827.