階層評価基準の静かな変容
——階層帰属意識の規定要因の時系列比較——

吉川 徹
（静岡大学人文学部）

Silent Change of the Determinants of Status Identification
Toru Kikkawa

キーワード：階層帰属意識，「中」意識，生活満足度，多元的階層基準，静かな変容

1. 「中」意識研究からの脱却

1.1 階層帰属意識とは？
日本人の多くが「中」意識をもっているということは、まずはあまりにも周知の事実となった。階層帰属意識はその「中」意識の尺度となったものであって、「疎義の階層意識」（原 1990）の中核とみなされてきた質問項目である。

SSM 研究においてはこの階層帰属意識は、1955 年以来 5 度の調査において、「かりに現在の日本社会全体を、このリストにかたってあるような 5 つの層に分けるとすれば、あなた自身はどのどれに入れると思いますか。」という質問項目について、「上」、「中の上」、「中の下」、「下の上」、「下の下」という選択肢から回答を求める同一の形式で、綿密的に質問されてきた数少ない意識項目である。そしてこの質問項目への回答の分布傾向こそが、現代日本社会における「中」意識の増大という，1970～80 年代の階層研究の中心的トピックのひとつのとなっていたのである。

「中」意識、という問題設定からも知られるように、階層帰属意識の分析はこれまで回答のカテゴリカルな分析を扱う研究が圧倒的な主流であった。とりわけ全サンプルの過半数を占め続ける、「中の上」と「中の下」を合わせた「中」回答者の客観階層上的位置、「中」回答比率の動きを把握、さらにこの動向と戦後日本社会の構造変動の関連について検討が行われてきた。

1.2 「中」意識研究の歴史
まず直井道子（1979）は、1975 年 SSM 調査データを分析して、客観的な階層要因（年齢、学歴、従業上の地位、世帯収入、財産）が階層帰属意識を分化させる、つまり「中」意識を規定する決定的要因となっていないことをいち早く明らかにした。さらに関谷田（1990）は、「中」回答の比率の経時変化を、収入を中心とした経済的要因の動向から説明する可能性を模索したが十分な説明には至らず、「中」意識の分析に「いちょうの幕
を引く」ことを宣言している。これらを受けて盛山（1990）は、それまでの「中」意識をめぐる議論を総括し、論点の整理を行なっている。そこでは「（単一の）社会的地位が階層帰属意識を（明白な対応関係で）規定する」という、おそらくはマルクス主義階級論からの流れを汲む従来の仮説が、「素朴実在反映論」として厳しく批判される。そして各個人が階層帰属を認識する際の階層基準と、「基本的には時代とともに変わるべきものである」という指摘が分析例を示しながらなされている。また「中」回答群に焦点を絞ったものではないが、高坂・宮野（1990）は階層帰属の判断に介在する認知プロセスを数理的モデルを援用して解明し、「現在の高水準の『中』意識は、FKモデルによって私たちが論証したように、階層構造のありかたそのもののとはある意味で独立した局所メカニズムの結果である」とみる。「素朴実在反映論」と階層基準の通時的不変性という議論の限界をさらに鮮明にすることとなった。このような先行研究の経緯と、「中」回答群の比率がもはや増大しなくなったという現状から、階層帰属意識を「中」意識として扱い、「中」意識の特性を構造変動と単純に結び付ける研究は、1990年以降「決定打」の出ないまま暗礁に乗り上げているようにみえる

1.3 分析方法論上の転換

しかしここで誤解してはならないのは、上述の経緯はあくまで1970年代後半の「中意識論争」以来の、「中」回答群に焦点を絞った問題設定による議論が終息したことを意味するのであって、必ずしも階層帰属意識を扱うこと自体が意味を失ったわけではない、という点である。むしろ筆者には、「中」意識についての一連の議論の蓄積のうえに生じる課題として、「それでは、人々はいかなる階層（社会的）要因を基準として、自らの帰属階層を認識しているのか？」という階層帰属意識の社会的要因の解明、とりわけ時点ごとの階層基準の様態が特定を要請されているようにみえる。実際このことについて盛山（前掲論文）は「もっとも包括的な問い」でありながら、もしこれについて完全な答えが得られたならば他の問いについても完全に答えられると述べている。

そこで本稿ではこの問いに対しての、完全ではないにしても、何らかの解答を得ることを目指して分析を展開したい。そのために従来の「中」意識の研究とは異なる分析方針をとることにする。それは階層帰属意識の、「中」回答群をはじめとした回答カテゴリーごとの観測値に特別な関心を寄せるのではなく、階層帰属意識を「上一つ」の連続変量としてみて、その分散（サンプルの分布状況の総体）を規定する階層要因を探ることのようである。

これはちょうど社会移動の研究が世代間移動表と地位達成過程モデルという、カテゴリカルな分析と線形多変量解析を両車の両輪としてきたのと同じように、カテゴリカルな分析が蓄積されてきた階層帰属意識（＝「中」意識）の研究に、線形多変量解析による知見を加えようという試みである。こうした研究としては1985年SSM調査のデータを分析した友枝（1988）の研究論文や直井道子（1990）の女性の階層帰属意識についての研究論文、あるいは拙稿（吉川1995）などがあるが、先行研究は必ずしも多くはない。
2. 分布の確認

2.1 階層帰属意識の単純集計

まずははじめに1995年SSM調査の男性サンプルの単純集計結果を確認する。表1からは、「中の上」と「中の下」を合わせた「中」回答が全体の76.8%を占めており、1995年の調査でも階層帰属意識の分布傾向が、表面上は確かに「中」意識として捉われるものであることが確認できる。

表1．階層帰属意識の単純集計結果（男性1995年）

<table>
<thead>
<tr>
<th></th>
<th>度数</th>
<th>%</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>上</td>
<td>35</td>
<td>1.5</td>
</tr>
<tr>
<td>中の上</td>
<td>634</td>
<td>26.7</td>
</tr>
<tr>
<td>中の下</td>
<td>1,165</td>
<td>49.1</td>
</tr>
<tr>
<td>下の上</td>
<td>396</td>
<td>16.7</td>
</tr>
<tr>
<td>下の下</td>
<td>144</td>
<td>6.1</td>
</tr>
<tr>
<td>合計</td>
<td>2,374</td>
<td>100.0</td>
</tr>
</tbody>
</table>

図1．階層帰属意識の分布の時点間推移(%)

2.2 生活満足度の単純集計

図2. 生活満足度の分布のデータ・セット間比較(%)
さて後述する説論の先取りになるが、ここで階層意識・生活意識のもうひとつの切り口である生活満足度についても分布をみておくこと（図2参照）。現在の生活に対する直接の評価である生活満足度は、実感としての豊かさや幸福を反映する重要な社会的態度である。

このグラフから、生活満足度が4割強の「2：どちらかといえば満足」を最頻値として安定した分布傾向を維持してきたことがわかる。そしてこのことからも、この20年間に急激ではないが確実に進行した経済成長やその他の社会変動が、「豊かになればより多くの人々が満足する」というように階層意識の分布を単純に変化させるものではなかったことが示されたといえるだろう。

3. 仮説とパス・モデル
3.1 説明変数としての4つの階層要因
狭義の階層意識の研究は、階層構造によって変化する階層に関する主観・心理を扱うものである。原の論文を借りれば「意識の社会学的分析とは、意識と社会的場所との関係を明らかにし、説明することである」ということができる。したがって、階層意識の場合でといえば、階層意識と階層的場所との関係を明らかにすることである。」（原1990：15）ということになる。したがって階層帰属意識に影響を与える要因としては、原則としては客観基準の明らかな階層要因を用いるべきである。こうしたものとしてこれままでに、年齢、学歴、職業、収入、資産などが挙げられてきた。しかし従来の「中」意識研究では、目的変数がカテゴリーカルであることもあって、1つあるいはせいぜい2つまでの階層要因と階層帰属意識の関係がクロス集計表によって検討されてきたに留まる。

唯一の例外は友枝の重回帰分析とパス解析による研究である5。友枝（前掲論文）は1985年SSM調査までの4時点の階層帰属意識が学歴や職業ではなく、所得、財産などの経済的要因により強く規定されていることを明らかにし、ときに1985年のデータについては、経済的場所とそれについての主観的な評価が重要な決定要因となっていることを指摘している。

そこで以下の分析では、まず年齢、教育年数、現職威信6、世帯収入（年間世帯収入額のカテゴリー代表値を与えたもの）を説明変数とする。このうち年齢は統制変数とみなされるが、同時に世代間の階層帰属意識の格差を確認するためのものである。教育年数と職業威信は、社会的・文化的な過程で獲得された「学歴」や「職業の世間的評価」という、象徴的価値が高く機能的価値が経済的要因ほどは顕在化しない階層要因7が、階層帰属意識に対していかなる効果をもっているのかを検討するために投入される。そして世帯収入はこれらの階層要因が結晶化したアウトカムであり、経済（所得）階層の階層帰属意識に対する効果をみるためのものである。

このほかにも以下のようないくつかの階層要因を、階層帰属意識の規定要因として指摘しうるだろう。まず第一は財産（保有数）と資産である。これは直井道子、友枝、盛山の研究などで階層帰属意識の説明要因として用いられてきた。しかし財産あるいは資産に関する変数は、このような年間の消費文化や財産・資産価値の変動などのために、各時点の個別
の分析では導入できても、1975年、1985年、1995年の3時点に共通する基準による変数構成が概念上も項目設計上も困難である8。また本稿の議論の展開のうえでも必ずしも不可欠の要因とはみなされないので説明変数としては用いないこととした。そのため世帯収入や生活満足度などの周辺の変数からも測りきれない財産・資産の固定の効果は、残差に含まれることになる9。

さらに、地位達成過程を基礎構造とするならば、出身階層の要因（父親の学歴や父親の職業、信）と本人初職の効果も検討してみるべきかもしれない。ただし出身階層は、階層帰属意識が現在の生活条件に規定されて変化やすい社会的態度であるとみなされてきたことから、先行研究においても議論の中心ではない。初職については友枝の分析で検討され、1985年までのSSM調査に関して有意な効果がないことが確かめられている。またこれまでに「過去との比較」という仮説はあったものの、初職の直接の影響力についての仮説は存在していない。したがってここでは出身階層の要因と初職は説明変数からは除外することとした。また、個人収入と世帯収入のどちらを用いるのがより適切か、ということに関しても議論の余地があるが、ここでは女性サンプルの分析も視野に入れて世帯収入を用いる。

以上の判断から最終的に1975年から1995年まで客観基準が大きく変化していない項目で、既存の議論を受け入れながら、地位達成過程の因果モデルの基礎構造に組み込む説明要因として上述の4変数を選択したのである。

3.2 生活満足度からの効果の検討

一方、階層帰属意識の形成に関しては、主観的変数を説明に用いるべきであるという議論がある。直井道子は階層帰属意識の規定要因として「くらしむき」を導入した。そして、階層帰属意識と所得・財産の関連について、「①高い所得や多い財産は自己のくらしむきをもたらすものと評価され、中上の階層帰属意識を導きやすい。②しかし、高い所得や多い財産があっても、くらしむきをつうと評価する人は中下の階層帰属やすい。③低い所得や財産の少ない人は自己のくらしむきを「貧しい」と評価しやすく、下の下や下の下への帰属意識を示しやすい。④所得が低かったり財産が少なくて、くらしむきをつうと評価する人は中下の階層帰属やすい。」（直井道子 1979: 372-373）と要約している。これは、階層帰属意識が、自らの社会階層上の位置の認識だけではなく、生活条件に対する主観的評価によって規定されていることを示すものである。さらに関々田（1990）も1985年時点までの「中」意識の変化を追う分析を紹介し、来たって、「社会心理学的要因」を用いることの必要性を指摘している。ただし、階層帰属意識の説明に「くらしむき」を用いることに関しては、同じものを測っているにすぎない、との指摘が繰り返されてきたという経緯もある。

そこで本稿では、様々な生活条件と階層帰属意識を媒介する社会的態度として、生活満足度を説明変数に導入する。生活満足度は、生活意識の中核となる意識であると同時に、議論の視野内に常に階層構造をおいているという意味で、狭義の階層意識の外延に位置するものとみなされる。それゆえにSSM調査ではこの質問項目は、1975年以来継続的に用
いられてきた。
生活満足度と社会・経済的な要因の関係については、間倉田（1993）が詳しく検討してい
るが、階層構造指標と経済的関連を検討した研究は意外にもほとんどみられない。しか
し生活満足度が階層帰属意識の規定要因として一定の効果をもつ変数であることは、坂元
（1988）の分析によってすでに確認されている。また友枝（前掲論文）が用いた階層関
する主観的評価ほど階層要因からの被規定性（概念の重複性）が高くはなく、逆に「くら
しむき」と「世間なみ」意識ほど階層帰属意識との類似性（概念の重複性）が高くない点
でも、媒介的な主観的変数としては適切であると判断される。

4. パス・モデルの時点間比較

4.1 説明要因間の関連の時計的安定性

次に社会的・地位達成過程と生活満足度の媒介を図構造とし、3時点について全く同一の
モデルで各要因の階層帰属意識に対する影響力を比較することにする。図 3～5 は 1975～
95 年までの 3 時点の有職男性の階層帰属意識が、いかなる階層（社会的）要因によって規
定されているかについて、完全逐次パス・モデルとして解析したものである。図中では
5%水準で有意な効果を実線で、有意ではないものを顕線で表示している。また標準偏回帰
係数、決定係数、（単）相関係数等、表 2〜4 に示している。

まずははじめに、地位達成過程および地位の結晶化のプロセスである世帯収入までの要因
の因果構造が、図 3〜5 の各モデルにおいて、ほぼ共通していることを確認しておきたい。
このことは階層要因間の因果構造がこの 20 年間おおよそ安定していることを示している。
ゆえに階層構造が安定しており、階層帰属意識の単純集計レベルでの分布も安定していた
（図 1、図 2 参照）この 20 年間において、階層要因と階層意識の間の関連の構造はどのよ
うに変質したか、あるいは維持されたかというところにふたたる論点はおかれる。それぞれ
の時点別にモデルを検討していこう。

4.2 1975 年の階層帰属意識の規定要因

1975 年の時点では階層帰属意識の決定係数は R²=0.093 であり、階層要因および生活満足
度が階層帰属意識の分散の 9.3%を説明していることを示している。この数値は相対的にみ
ると、決して大きいものではなく、この時点でこのモデルの説明力は必ずしも高いわけではない。
階層帰属意識に対する因果効果の大きさを検討していくと、生活満足度から最も大きい
効果（.211）がみられる。これは直井道子がこのデータを用いて結論として導いた、媒介
的な主観的変数（＝「くらしむき」）の効果を追証するものといえる。さらに階層要因か
らの効果としては、地位達成過程に関わる部分（教育年数と現職職位）からの効果は小さ
いのだが（.062 と.052）、経済階層である世帯収入からは.128 という有意な直接効果がみ
られる。ただしこれも生活満足度からの直接効果ほどの大きさではない。また総効果を検
討しても階層要因の効果は必ずしも大きくはなく、生活満足度の固有の影響力が突出して

— 7 —
いた状況が明らかになる（決定係数が \( R^2 = 0.041 \) と階層要因の生活満足度に対する説明力は低い）。そしてこれも同様に子供がクロス表で探索した際に、いかなる階層要因も階層帰属意識と強く関連していないかったと述べていることを追証する結果で、いわば階層帰属意識の浮遊状況を示しているといえるだろう。

したがって資産・財産の効果も決定的ではないかという先行研究の知見も総合するならば、1975 年は、主観的変数である生活満足度を要因として階層帰属意識が形成される「浮遊する階層帰属意識」の時代にあったとみなされる。

図 3. 1975 年有識男性の階層帰属意識の規定要因

表 2. 標準回帰係数と決定係数（1975 年）

<table>
<thead>
<tr>
<th></th>
<th>年齢</th>
<th>教育年数</th>
<th>現職勤信</th>
<th>世帯収入</th>
<th>生活満足度</th>
<th>階層帰属意識</th>
<th>決定係数</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>年齢</td>
<td>-0.373</td>
<td>0.045</td>
<td>0.051</td>
<td>0.031</td>
<td>0.011</td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>教育年数</td>
<td>0.373</td>
<td>0.419</td>
<td>0.208</td>
<td>0.089</td>
<td>0.122</td>
<td>( R^2 = 0.139 )</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>現職勤信</td>
<td>0.234</td>
<td>0.506</td>
<td>0.323</td>
<td>0.120</td>
<td>0.145</td>
<td>( R^2 = 0.223 )</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>世帯収入</td>
<td>0.088</td>
<td>0.131</td>
<td>0.264</td>
<td>0.188</td>
<td>0.198</td>
<td>( R^2 = 0.117 )</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>生活満足度</td>
<td>(0.040)</td>
<td>(0.051)</td>
<td>(0.044)</td>
<td>0.161</td>
<td>0.247</td>
<td>( R^2 = 0.041 )</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>階層帰属意識</td>
<td>(0.019)</td>
<td>0.062</td>
<td>0.052</td>
<td>0.128</td>
<td>0.211</td>
<td>( R^2 = 0.093 )</td>
<td></td>
</tr>
</tbody>
</table>

（）は 5% 水準で有意ではない値を示す。対角セルより右上には単相関マトリックスを表示している。

4.3 1985年の階層帰属意識の規定要因

次に 1985 年のモデルをみてみると、ここでは決定係数が \( R^2 = 0.123 \) まで向上し、説明力は 10% を越えている。因果効果の大きさを検討すると、この間の説明力の向上は、生活満足度の直接効果を維持したまま（0.211→0.193）、世帯収入からの直接効果が増大した（0.128 → 0.224）ことによるとみなされる。これに対し、地位達成過程に関わる要因の直接効果は

---

8
むしろ若干低下して有意ではなくなったり、（単）相関係数は教育年数（.122→.138）、現職威信（.145→.156）ともに1975年とほぼ同様の数値に留まっている。

このことから、1985年時点では、1975年以来の生活満足度の影響力に加え、経済的要因が階層帰属意識に影響しはじめたことが明らかになったといえるだろう。この結果は1985年のデータにパス解析を行いない、収入・財産因子が階層帰属意識を大きく規定していることを示した友枝の分析のみならず、坂元や間々田の分析結果とも矛盾しない事実であり、この時点までの分析において階層基準として所得と財産に大きな関心が払われされたの
体当であったとみなされる（間々田1990、盛山前掲論文）。これらのことから、1985年は世帯収入と生活満足度によって階層帰属意識が規定される「経済階層と主観的環境評価による階層帰属意識」の時期であったことがわかる。

図4. 1985年有職男性の階層帰属意識の規定要因

表3. 標準偏回帰係数と決定係数（1985年）

<table>
<thead>
<tr>
<th>年齢</th>
<th>教育年数</th>
<th>現職威信</th>
<th>世帯収入</th>
<th>生活満足度</th>
<th>階層帰属意識</th>
<th>決定係数</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>年齢</td>
<td>-.419</td>
<td>.467</td>
<td>.214</td>
<td>.063</td>
<td>.138</td>
<td>R²=.175</td>
</tr>
<tr>
<td>教育年数</td>
<td>-.419</td>
<td>.467</td>
<td>.214</td>
<td>.063</td>
<td>.138</td>
<td>R²=.175</td>
</tr>
<tr>
<td>現職威信</td>
<td>.231</td>
<td>.564</td>
<td>.314</td>
<td>.100</td>
<td>.156</td>
<td>R²=.262</td>
</tr>
<tr>
<td>世帯収入</td>
<td>.186</td>
<td>.185</td>
<td>.228</td>
<td>.194</td>
<td>.281</td>
<td>R²=.131</td>
</tr>
<tr>
<td>生活満足度</td>
<td>(.048)</td>
<td>(.008)</td>
<td>(.042)</td>
<td>.174</td>
<td>.241</td>
<td>R²=.041</td>
</tr>
<tr>
<td>階層帰属意識</td>
<td>(-.041)</td>
<td>(.042)</td>
<td>(.046)</td>
<td>.224</td>
<td>.193</td>
<td>R²=.123</td>
</tr>
</tbody>
</table>

（）内は5%水準で有意ではない値を示す。対角セルより右には単相関マトリックスを表示している。

4.4 1995年の階層帰属意識の規定要因

続いて1995年のモデルをみていく。このモデルでは階層帰属意識に対する決定係数は
さらに向上し、5変数で全分散の18.4%を説明している。これは1975年のほんの2倍の説明力になったということである。直接効果の大きさを検討していくと、生活満足度からの直接効果の大きさ（.222）はほぼ前2時点と変わっていない。また経済階層の要因である世帯収入からの直接効果（.214）も維持されたままで、生活満足度の効果と同等の影響力を保っている。注目すべきなのは、教育年数と現職威信の直接効果が増大し、有意な値（.111と.119）となっており、このことが決定係数の増大に寄与していることである。こうした変化のため、階層要因と階層帰属意識の関の（単）相関係数を1975年と比較すると、教育年数（.122→.201）、現職威信（.145→.263）、世帯収入（.198→.324）のいずれも大きく増大している。ゆえに1995年に至って、人々は自らの帰属階層を多元的基準によって決定するようになっていることがわかる。すなわち1995年のモデルは「多元的階層基準に基づく階層帰属意識」という特徴を示しているのである。

図5. 1995年有職男性の階層帰属意識の規定要因

表4. 標準偏回帰係数と決定係数（1995年）

<table>
<thead>
<tr>
<th></th>
<th>年齢</th>
<th>教育年数</th>
<th>現職威信</th>
<th>世帯収入</th>
<th>生活満足度</th>
<th>階層帰属意識</th>
<th>決定係数R²</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>年齢</td>
<td>.339</td>
<td>.011</td>
<td>.161</td>
<td>.122</td>
<td>.036</td>
<td></td>
<td>R²=.115</td>
</tr>
<tr>
<td>教育年数</td>
<td>-.339</td>
<td>.482</td>
<td>.202</td>
<td>(-.018)</td>
<td>.201</td>
<td>.256</td>
<td>R²=.245</td>
</tr>
<tr>
<td>現職威信</td>
<td>.189</td>
<td>.526</td>
<td>.355</td>
<td>.074</td>
<td>.283</td>
<td>.302</td>
<td>R²=.164</td>
</tr>
<tr>
<td>世帯収入</td>
<td>.204</td>
<td>.137</td>
<td>.290</td>
<td>-.018</td>
<td>.201</td>
<td>.302</td>
<td>R²=.047</td>
</tr>
<tr>
<td>生活満足度</td>
<td>.079</td>
<td>(-.040)</td>
<td>(.028)</td>
<td>.179</td>
<td>.272</td>
<td></td>
<td>R²=.184</td>
</tr>
<tr>
<td>階層帰属意識</td>
<td>(.011)</td>
<td>.111</td>
<td>.119</td>
<td>.214</td>
<td>.222</td>
<td></td>
<td>R²=.184</td>
</tr>
</tbody>
</table>

（）は5%水準で有意ではない値を示す。対角セルより右上には単相関マトリックスを表示している。
5. コア・コーホートの意識変容

5.1 構造変動か？参入・退出効果か？それとも社会意識変容か？

以上の分析によって1975～95年の、浮遊する階層意識の時代から、経済階層と主観的生
活評価による階層帰属意識の時期、そして多元的階層基準に基づく階層帰属意識の時代へ
……という階層帰属意識の規定要因の変容が示唆された。この変容をさらに解釈するため
にもう少し分析を進めてみることにする。

まず、「この趨勢が社会のいかなる変容によってもたらされたのか？」ということに踏
み込んで考えていくたい。はじめに考えられるのは、過去20年間の日本社会の階層構造の
変動である。しかし4.1節において言及したように、（線形の因果関連でみる限りは）こ
の間、日本社会の階層構造には階層帰属意識に重大な影響を与えるほどの変化はなく、
ほぼ安定した状況を維持していた。したがってこの仮説は、本稿のここまでの分析からは
支持されないことになる。

次に考えられるのは、調査対象者（世代）の参入・退出効果である。SSM調査の対象サ
ンプルからはこの20年間で、高年齢の世代20生年分が退出し、同時に若年の世代20生
年分が参入している。議論をSSMデータに限らずとも、産業社会の主要部分を構成する層
にこうした世代の参入・退出による人口的変化があることは論をまたない事実である。
逆に3時点のいずれにおいても調査対象となっている世代が、各時点の対象サンプルの6
割近くを占めているのも事実である。

このことから2つの仮説が考えられる。まず第一は、階層帰属意識の形成要因の変容は、
古い階層基準をもつ世代の退出と、新しい階層基準をもつ世代の参入という人口構成の変
化によってもたらされたものであり、各世代に属する個人の階層基準は変化していないと
いう仮説である。第二の仮説はその逆であり、この20年間に日本社会においてみられた階
層帰属意識の規定要因の時系列変容は、全体社会（一転個人の集積）の階層基準が時代を追
って変遷したことによるという仮説である。もちろん、この両者は正確には二者択一ではなく、
人口構成の変化と個人の階層基準の変化の両方が進行して上述の趨勢をもたらし
ている可能性もある。

5.2 コア・コーホートの階層帰属意識の規定要因

この参入・退出効果仮説と、社会意識変容仮説を検証するために、次に1975～95年まで
一貫して対象サンプルであり、同時に退職者を多く含まない年齢層である1934年～1953
年生まれの世代（以下コア・コーホートと呼ぶ）に注目していく。このコア・コーホート
の抽出の理論的な妥当性は明白ではないのだが、1975年時点での大卒初職就業者から20
生年世代をとったものである。したがって1975年時点で22～41歳、1985年時点では32
～51歳、1995年時点では42歳～61歳となるサンプルである。

このコア・コーホートについても、上述のパス解析を行なって分析結果を比較してみた。
分析の結果、説明変数（年齢、教育年数、現職職能、世帯収入、生活満足度）間の因果構
造には、上述の分析と比べて大きな差異はみられなかった。そこで従属変数である階層帰
属意識と各種変数間の因果関係を検討していくことにする。
表5は3時点の階層帰属意識の規定要因（標準偏回帰係数と決定係数）を示したものである。この結果をみると、コア・コーポートにおいても、1975年には生活満足度を中核として形成されていた階層帰属意識が、1985年には世帯収入からの有意な効果が加わることによって決定係数を増加させ、1995年にはさらに現職貢献と教育年数の効果が加わり、多元的な階層要因に規定されるようになったという傾向がうかがえる。ゆえに同一コーポートにおいて、階層基準が世代とともに変化してきたということになる。加えて、ここで得られた標準偏回帰係数と決定係数は、表2～4の分析結果と著しく類似したものである。

<table>
<thead>
<tr>
<th></th>
<th>1975年</th>
<th>1985年</th>
<th>1995年</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>年齢</td>
<td>(.042)</td>
<td>(.010)</td>
<td>(-.052)</td>
</tr>
<tr>
<td>教育年数</td>
<td>.086</td>
<td>(.042)</td>
<td>.099</td>
</tr>
<tr>
<td>現職貢献</td>
<td>(.034)</td>
<td>(.011)</td>
<td>.133</td>
</tr>
<tr>
<td>世帯収入</td>
<td>.116</td>
<td>.203</td>
<td>.228</td>
</tr>
<tr>
<td>生活満足度</td>
<td>.219</td>
<td>.229</td>
<td>.240</td>
</tr>
<tr>
<td>有効サンプル数</td>
<td>1,304</td>
<td>1,055</td>
<td>934</td>
</tr>
<tr>
<td>決定係数 R²</td>
<td>.093</td>
<td>.122</td>
<td>.222</td>
</tr>
</tbody>
</table>

( )は5%水準で有意ではない値を示す。

コア・コーポートの時系列変容のトレンドが、男性有職者サンプル全体とこのように著しく一致していることから、まず第一に各世代の参入・退出効果が大きくはないことがわかるだろう。なぜならば、もしこの継続的階層基準をもつ世代の退出・参入の影響があるならば、コア・コーポートの傾向が、これほどまでに全体の時系列変容と一致することは事実上考え難いからである。そのうえ、ここでの分析結果は、階層評価基準が決して生年世代に付帯する持続的な特性ではないことを明示することである（注12参照のこと）。さらに第二点目として、表5に示された階層評価基準の変化が、加齢によるものではないということもわかるだろう。なぜならば、他の世代がこのコーポートの加齢に合わせて階層評価基準を変容したこととでも仮定しない限りは、やはり全体のトレンドが、このコーポートの加齢変化をこれほどまでに反映することは考え難いからである12。以上の分析と解釈から、前述した階層帰属意識の規定要因の変容は、日本社会に生じた全般的な変化を示唆するものと判断できる。

6. 女性の階層帰属意識の規定要因の時点間比較

6.1 女性データ分析の問題設定と分析枠組

上述した階層帰属意識の規定要因の変容が、本当に日本社会全体の風潮の変化、または
社会意識変容といううるものを探えたのだ。ところが、こうした変容は有職男性だけに限らず、女性の階層帰属意識についても同じような時系列変容をもたらしていると考えられる。逆に、男性には時系列変容があり、女性にはないということであれば、男性だけに影響を与える何らかの構造変動を考えなければならないだろう。

こうした関心から次に、女性についても同じように階層帰属意識の規定要因を明らかにしていきたい。その際の説明変数間の因果構造としては、男性有職者に適用した完全逐次パス・モデルを用いる。ただし、女性の分析については以下のような問題点がある。まず、データについては1975年以前が存在しないため、1985年と1995年の2時点の成績のみを行なうことになる。変数に関しては、男性に用いたのと全く同様の項目があるのだが、職業階層は女性についてはフルタイムか、パートタイムか、専業主婦かという就業形態に関わる点で、男性と完全にパラレルなモデルを構成することが困難になる。そしてここでは具体的には現職威信に関して問題が生じる。この問題に関して本稿では、できるだけ多くの女性に一般化できる結果を導くために、以下のような回避を行なった。それは現職に職業威信スコアを与えることができるフルタイム、パートタイムおよび自営業従事の女性については、そのまま職業威信スコアを用い、無職の女性については職業威信スコア（女性サンプルの）平均値を与えるという回避策である。これによってほとんど全ての女性サンプルを分析に使用することが可能となる。「専業主婦の威信は平均的な有職女性と同等である」と仮定するこの方法は、女性の階層帰属意識の規定要因を詳細に解明する研究においては、必ずしも適切ではないことは明らかであるが（直井道子1990）、本稿の問題関心には応えうるものと判断した。なお経済階層要因に関しては、男性についても世帯収入を用いてきたことから、男・女の比較には大きな問題は生じない。

6.2 女性の階層帰属意識の規定要因

図6、表6および図7、表7は1985年と1995年の女性の階層帰属意識に関する完全逐次パス・モデルである。まず階層要因間の関連について男性サンプルの分析結果と比較すると、当然のことながら、現職威信に関する部分の構造が異なっていることがわかる。しかし女性サンプルについて比較すると、2時点間で構造は大きく変化していない。また生活満足度に対する階層要因の決定係数（R²）が両時点ともに男性よりも低い（.021、.029）ことが指摘できるが、これは女性の生活満足度が、ここで示した要因以外の女性に固有の要因の複雑な影響を受けていることによるものと考えられる。そして上記以外の部分については、有職男性に適用したモデルと大きく異なる点はみられない。そこで、時点別の階層帰属意識に対する階層要因および生活満足度の影響力を検討していく。

図6をみると1985年の時点では、階層帰属意識の決定係数はR²= .129であり、有職男性についての結果（.123）とほぼ同水準である。因果効果の大きさを検討すると、まず生活満足度から有意な効果（.295）がみられる。そして世帯収入からも有意な直接効果（.121）がみられるものの、その大きさは生活満足度の効果ほどではない。一方、地位達成過程に関わる要因の効果は有意ではなく、（単）相関係数でみても、教育年数が.149、現職威信
表 6. 標準偏回帰係数と決定係数（1985年 女性）

<table>
<thead>
<tr>
<th></th>
<th>年齢</th>
<th>教育年数</th>
<th>現職威信</th>
<th>世帯収入</th>
<th>生活満足度</th>
<th>階層帰属意識</th>
<th>決定係数</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>年齢</td>
<td>-0.566</td>
<td>-0.132</td>
<td>-0.074</td>
<td>0.097</td>
<td>-0.071</td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>教育年数</td>
<td>-0.566</td>
<td>0.296</td>
<td>0.289</td>
<td>(0.013)</td>
<td>0.149</td>
<td>R² = 0.320</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>現職威信</td>
<td>(0.053)</td>
<td>0.326</td>
<td>0.124</td>
<td>(0.029)</td>
<td>0.096</td>
<td>R² = 0.090</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>世帯収入</td>
<td>0.130</td>
<td>0.351</td>
<td>(0.037)</td>
<td>0.082</td>
<td>0.175</td>
<td>R² = 0.097</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>生活満足度</td>
<td>0.142</td>
<td>(0.067)</td>
<td>(0.020)</td>
<td>0.071</td>
<td>0.303</td>
<td>R² = 0.021</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>階層帰属意識</td>
<td>(-0.044)</td>
<td>(0.072)</td>
<td>(0.046)</td>
<td>0.121</td>
<td>0.295</td>
<td>R² = 0.129</td>
<td></td>
</tr>
</tbody>
</table>

( )は5%水準で有意ではない値を示す。対角セルより右上には単相関マトリクスを表示している。

一見して明らかのように、この結果は現職威信に関する因果構造上の差異を考慮しなが ら比較すると、1985年の有職男性についての分析結果とかなりの点で一致するものといえ る。したがって女性についても1985年データには「経済階層と主観的生活評価による階層 帰属意識」という解釈があてはまる判断できる。

次に図7、表7の1995年の女性の分析結果をみてみよう。このモデルでは決定係数（R²） はやや、有職男性の結果と同様に1985年よりも上昇している（1.129→1.175）。因果効果 の大きさをみると、生活満足度の直接効果は215と大きな値を保っており、世帯収入から の直接効果が増えて258となっている。さらに注目すべきなのは、教育年数から有意な直
接効果（.117）がみられ、(単)相関係数でみても 1985 年の.149 から.215 へと向上していることである。同様に、現職者信の効果もわずかながら向上して有意な値（.064）となっている。

図 7. 1995 年女性の階層帰属意識の規定要因

表 7. 標準偏回帰係数と決定係数（1995 年 女性）

<table>
<thead>
<tr>
<th></th>
<th>年齢</th>
<th>教育年数</th>
<th>現職威信</th>
<th>世帯収入</th>
<th>生活満足度</th>
<th>階層帰属意識</th>
<th>決定係数</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>年齢</td>
<td>-0.514</td>
<td>-0.184</td>
<td>-0.058</td>
<td>0.079</td>
<td>-0.080</td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>教育年数</td>
<td>-0.19</td>
<td>0.294</td>
<td>0.262</td>
<td>(.029)</td>
<td>0.215</td>
<td>R^2 = 0.269</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>現職威信</td>
<td>(-0.015)</td>
<td>0.287</td>
<td>0.187</td>
<td>(.001)</td>
<td>0.146</td>
<td>R^2 = 0.087</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>世帯収入</td>
<td>0.109</td>
<td>0.283</td>
<td>0.121</td>
<td>0.139</td>
<td>0.331</td>
<td>R^2 = 0.090</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>生活満足度</td>
<td>0.114</td>
<td>(.059)</td>
<td>(-.023)</td>
<td>0.134</td>
<td>0.254</td>
<td>R^2 = 0.029</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>階層帰属意識</td>
<td>(-0.011)</td>
<td>0.117</td>
<td>(.064)</td>
<td>0.258</td>
<td>0.215</td>
<td>R^2 = 0.175</td>
<td></td>
</tr>
</tbody>
</table>

( )は 5% 水準で有意ではない値を示す。対角セルより右上には単相関マトリクスを表示している。

世帯収入の効果が増大していることを除くとするならば、これらはやはり 1995 年の有職男性についての分析結果と共通する部分が多い結果である。専業主婦や労働市場からの退出経験者を含んだ女性については、教育年数のもつ意味は、男性よりもよりいっそう象徴的価値が高く、機能的価値の低いものであるはずである。ところがその教育年数が階層帰属意識に対して有意な直接効果を示しはじめているのである。これはこの 10 年間に、経済的な階層要因と生活満足度に加えて、象徴的な意味の強い階層要因（つまり学歴）も影響力をもつようになり、そのことが決定係数の向上をもたらしたことを示している。

ゆえにこれらの結果は、有職男性の分析結果に対する「多元的階層基準に基づく階層帰
属意識」の時代の到来という解釈が、女性についてもあてはまっていることを意味する。そしてこの 1985 年、1995 年の両時点における男・女の類似した結果は、この 10 年間の階層意識の規定要因の変容を、現代日本社会の階層をめぐる社会意識の全体的変容とみなすための大きな確証となったと判断される。

7. 議論
7.1 分析結果の要約
本稿ではまず階層帰属意識の研究が従来、主に「中」意識の研究に終始してきたことを指摘し、この観点から脱却することを志向した。そして階層帰属意識を連続変量とみなして階層要因との関係を明らかにするパス解析を 1975～95 年の 3 時点の成人有職男性サンプルに対して行なった。
その結果、1975 年時点では階層帰属意識は階層構造から浮遊し、主観的変数である生活満足度を中心として規制されていたが、1985 年には生活満足度と同時に経済階層である世帯収入の影響も強く受けようになり、1995 年にはさらに教育年数や現職威信の影響も加わって、多元的に規定されるようになったことが示された。つまり、単純集計レベルでは不変に見えた階層帰属意識は、実はこの 20 年間に階層要因からの規定プロセスを、静かにしか渐次的に変容させ、同時に階層要因による説明力（決定係数）を加法的に増大させていたのである。
次にこの 3 時点いずれにおいても、データに含まれているコア・コーポートのパス解析の時系列比較を行なった。そしてその結果がサンプル全体における傾向とうっと同様のものであったことから、上述の趣旨は、世代の参入・退出効果によるものではなく、同一対象者の社会意識が時代を踏って変容したことに起因するものとみなされた。さらに有職男性で見出されたこの趣旨は、1955 年と 1995 年の女性のデータに同様のパス解析を行なった結果にも同様に表れた。
これらのことから、この趣旨はまさに現代日本社会の社会意識変容を描き出したものであると結論づけることができる14。そしてこうした結果は、この 20 年間に蓄積された先行研究の知見のほとんどを矛盾なく吸収しうるものである15。

7.2 「熱狂→集約→多元化」の 20 年
この趣旨からさらに、次のようなストーリーを描くことができる。
1975 年時点では高度経済成長による急激な社会変動の影響で、人々は客観的な階層基準に照らし合わせて帰属階層を決める冷めたプロセスを一時的に関心を失っていた。そしてより主観に偏重した評価によって、自らの帰属階層を決定していたのである。この状態は静的なものではあるが、社会意識の熱狂と呼び合うほど他の時点とは異なっている。そしてその際の帰属階層決定のプロセスが「過去との比較」の結果であったか、「世間なみ」基準であったか、「くらしむき」であったか、生活満足度そのものであったかは、ある意味ではもはや別の問題である。要するにこの時代には、客観的に明らかでない個人の社会的
地位（学歴、現職、収入、資産等）の、階層帰属意識に対する（線形で直接的な）規定力は明らかに弱く、「どんな人が、どう判断しているのかほとんどわからない」という状況にあったのである。

1985年時点では、安定成長期を経て、人々は無枝から次第に縮め、消費行動などに表出しだやすい経済階層要因を再び主な階層基準とみなしはじめた。しかし一方では、職業階層には年功序列制、学歴には学制改革と高学歴化による世代間格差というヴェールがかかっており、相変わらず階層基準としては、はっきりしない、あるいは見定めにくいものであったのだろう。とてもこの時期に経済階層要因への集約によって、失われていた客観階層要因からの規定力が徐々に回復してきたのである。

そして1995年現在では、1985年の中模要因に加えて、ついに学歴と現職在籍が階層基準として機能するようになり、客観階層要因の規定力はさらに向上している。これは「中」意識をめぐるジャーナリスティックな議論の延長を含み、研究者レベルで論じられていた多元的階層構造が、人々の「常識」とも受け入れられるようになったことが一因のように思われる。また（高校進学率急増期の）前制学歴達成者が社会の多数を占めるようになったことによる、学歴の尺度としての一元性（いわば「ものさし」としての信頼性）の向上も指摘できる。さらには「学歴（偏重）主義」あるいは、「学歴社会のイメージ」（というようなもの）が、若干のタイムラグを克服して人々の階層評価基準に現出して来たのだとみなすことができるかもしれない。またバブル崩壊後の不況期の状況としては、経済的アウトカムだけではなく、職業的名目、低低自体に階層基準としての重要性が強く感じられるようになった事態も推測に難くない。

このように高度成長期に混迷していた階層帰属意識の規定要因は、階層構造が比較的安定していたこの20年間に、「無枝→集約→多様化」という経過で静かに変容し、階層構造の多様性という現代日本社会の実態に見合った基準、すなわち学歴、職業階層、経済的豊かさ、そして生活全般の満足などを総合評価する多元的階層基準として、ようやく人々にリアライズされに至ったといえるのである。

このように考えれば、1970年代に研究者たちの心をとらえた、高度成長期の日本人の階層帰属意識の理解しがたい浮動性は、1995年の時点でようやくある種の（多元的）実在反映論として定義したといえるだろう。ただしこれは断じて特定の階層要因と階層帰属意識の単純素材的な関連性ではなかった。

また財産・資産という重要な要因が欠落しているとはいえ、ある程度有力な複数の説明要因をもってしても、パス・モデルの説明力は20%以下である。これは「中」意識の「素朴実在反映論」が暗黙のうちにもっていた関連イメージには遠く及ばないであろう。しかしこの説明力は意識項目への回答が不思議にもっている誤差や外生的な要因の効果を考えた場合、階層意識研究の標準的な水準に達していると判断される。そしてさらにいうならば、残りの80%の部分には宮野モデルやF.K.モデルなどが説明する階層帰属意識の認知的な形成プロセスの「取り分」も含まれているとみなされるのである。
1) 階層評価基準（あるいは階層基準）という言葉は、帰属階層の評価のための客観階層指標の次元数（「収入と学歴が評価の基準となる」という場合の指標の数）を指す場合と、ある次元におけるランクと階層帰属意識の対応関係（「収入が〇〇万円以上ならば、中カテゴリーだ」と考えるときの基準値）を指す場合があるが、本稿での用法は前者（次元数）である。ただし引用部分における盛山の言及には、後者（基準値）の含意が強く込められている。

2) 盛山（1990）は、先行諸仮説の反証には成功しており、また本稿にとって示唆深い理論仮説を得ている。しかしながら、社会的属性カテゴリーごとに「中」回答の分布をみると、「旧来のルール」に従って自らの仮説を論証した分析部分は、他の先行研究と同様に偏転傾向の感が否めない。

3) 小沢（1985）は階層帰属意識の回答を規定する理念型として、連続変量尺度の基本型である正規分布が潜在的に存在する可能性を指摘している。そのうえで「中」意識の拡大という現象は、「確率的必然性が満たされた」と状態になったに過ぎないのでと述べている。この解釈は、1975年SSM調査までのデータについて述べられたものであったので、その後しばらくは必ずしも支持されてはいなかったが、図1に示したその後の分布状態は、この解釈が妥当なものであったことを示している。

そして、ひとたび階層帰属意識をカテゴリーではなく、連続変量の尺度としてみると、従来の「中」意識をめぐる議論の抱えていた問題点が鮮明になる。すなわち「中」回答群の時系列による変化を追うことは、極端すれば社会的態度項目の分布について、その平均値、分散、尖度、歪度の時系列変化を追うことを意味し、小沢が指摘したようにデータ間の態度尺度の単純集計のズレを議論するものであったともいえる。これは確から「中」という言葉の現代日本社会における意味の変遷を論じてきた点では意義深い。ただ、階層研究の他の領域においては、こうした分布の平均値、分散、尖度、歪度の時系列変化を説明しようという論点は、必ずしも重要な分析課題とはなっていないように思われる。

たとえば、学歴や産業構造の高度化、収入の実数の増加、各時点での単純集計の結果の変化は、通常は所与の記述的事実とされる。そのうえでこれらを統制した後の変数の関係（純粋移動や地位達成過程の標準偏差回帰係数など）が階層研究の議論の核心となってきた。「中」回答群に注目する議論は、重回帰分析の切片や、世代間移動表における強制移動に過大な関心をおくるのと同じように、やや特異な設定で議論がなされてきたともいえるのではないだろうか。

以上は筆者の私見にすぎないが、このように考えるならば、直井道子から盛山の分析に至る「中」意識をめぐるカテゴリー的な計量研究は、必ずしも唯一絶対の方法ではないように思われる。

4) こうしたこの20年間の階層帰属意識の分布形状の不変性については、すでに中間点である1985年SSM調査に関して原（1988、1990）が「『中』意識の飽和」と指摘し、1985年SSM研究における階層帰属意識の分析の大前提となっている。

5) 先に示したPKモデルや富野モデルなどの階層認知プロセスについての仮説を導入した数理モデ
ルの予測性を見極める研究も、典型的な「中」意識研究からは外れるものとみなされる。

6) 本稿では全ての分析において、職業関係スコアとして「1975 年基準スコア」（直井 優 1979）を
用いている。

7) 学歴の機能的価値、象徴的価値については竹内（1995）の議論を参照されたい。またこれは教育の
地位形成機能、地位表示機能ということばで表現されることもある。

8) たとえば 1975 年時点でクーラー、電話の所有と、1995 年のクーラー、電話の所有を同一の階
層基準とみなすことはできないのはいうまでもない。それでは 1995 年の基準を食品洗い機とファ
ックスにすれば条件付きでも比較が可能か、といえば必ずしもそうではないことも明かだろう。ま
た持ち家にはローンの有無の問題があるし、株券や家用品に至ってはその資産価値は SSM の項目設
計の限界を超える問題となる。また、階級帰属意識から階層消費という因果関係の逆転した議論の必
要も生じてくるだろう。

9) 1995 年 SSM 調査の A 群有職男性データを用いて、「金融・不動産資産の所有額」を説明変数とし
て加えた重回帰分析を行なってみたが、生活満足度を媒介した間接効果が総効果の大半を占め、決定
係数は表 4 の分析結果とほとんど同じであった。このことは、所有財産の階級帰属意識に対する独自
の効果が、必ずしも大きくなないことを示している。またこの分析によって、媒介心理変数である生
活満足度が、財産変数の効果のかなりの部分を代表していることが確かめられている。

10) おそらくこのことは、分析しても階級指標からの決定係数が低い値に留まり、有効に説明できな
い（吉川 1998），という生活満足度の形成要因の「脱階層性」に起因すると思われる。

11) 媒介心理変数である生活満足度が、階層要因からはある程度独立に階級帰属意識を規定する効果
をもつ場合、その効果は、「過去との比較」、「くらしむき」あるいは「脱階層化」などの仮説の説
明論理の一部を集約したものと考えることができる。なぜならば「過去の生活と比較して現在はよくな
ったので満足だ」、「くらしむきがよいので満足だ」、「階級以外の生活状況において自己実現して
いるので満足だ」のように、心理的満足感の効果を生活満足度の独自効果として検討しているこ
とになるからである。

一方、生活満足度が階層要因に強く規定されている（すなわち決定係数が十分に高い）場合は、生
活満足度を投入することは因果効果の分割という意味をもつことになるが、本稿では生活満足度に対
する決定係数が高くないことも考慮し、こうした階級指標の効果の媒介変数としてではなく、上記
したような独自の心理的要因としての生活満足度の規定力を考察していく。
なお生活満足度を投入しない、純粋に客観階層変数のみによる説明を行なった分析結果は、1955
年 SSM 調査、1965 年 SSM 調査の分析結果を含めて、友枝の前掲論文に記載されているので参照さ

— 19 —
れたい。さらに1995年SSM調査の分析結果に関しては、吉川（1998）参照のこと。これらの分析結果はいずれも、本稿の説話を大きく変化させるものではない。

12) 以下の表に示すように、本文中で注目したコア・コーポート以外の生年世代（コーポート）の、階層評価基準の（1975～85年、1985～95年における）動きを同様の分析で追っても、並行的な加齢の効果や、各生年世代に固有の特性はみられず、結果はサンプル全体の傾向とほぼ一致するものである。

表8. 各コーポートの階層帰属意識の規定要因（重回帰分析）

<table>
<thead>
<tr>
<th></th>
<th></th>
<th></th>
<th></th>
<th></th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>年齢</td>
<td>(-.028)</td>
<td>(-.022)</td>
<td>(-.006)</td>
<td>-.100</td>
</tr>
<tr>
<td>教育年数</td>
<td>(.065)</td>
<td>(.066)</td>
<td>(.018)</td>
<td>(.087)</td>
</tr>
<tr>
<td>現職職務</td>
<td>(.031)</td>
<td>(.066)</td>
<td>(.086)</td>
<td>.141</td>
</tr>
<tr>
<td>世帯収入</td>
<td>.159</td>
<td>.292</td>
<td>.180</td>
<td>.204</td>
</tr>
<tr>
<td>生活満足度</td>
<td>.180</td>
<td>.168</td>
<td>.258</td>
<td>.233</td>
</tr>
<tr>
<td>有効サンプル数</td>
<td>628</td>
<td>505</td>
<td>435</td>
<td>439</td>
</tr>
<tr>
<td>決定係数 R²</td>
<td>.090</td>
<td>.177</td>
<td>.132</td>
<td>.180</td>
</tr>
</tbody>
</table>

（）は5%水準で有意ではない値を示す。

13) 本文中に述べた数の処理方法の違いによって、女性サンプルでは現職職務の説明要因としての有効性が男性サンプルよりも低下している。ここによって、女性サンプルにおける世帯収入の階層指標としての「代表性」が、男性サンプルとは異なることを考慮する必要がある。

14) 付言しておけば、こうした全体社会の社会意識変容を論じることこそが、岸本重雄、村上善治らの論客による「中」意識論争の最終的（原初的）な目的であったはずである。

15) 1975年、1985年の「中」意識に関して、複数の研究者のクロス表分析から導き出された「論題」は、結局は表2、表3の階層帰属意識と説明要因間の相関係数、標準偏回帰係数の数値の大きさが示す事実と同じものを、異なる側面から捉えていたにすぎないようにも思われる。すなわち1975年の生活満足度（くらしが満足）の突出、1985年の経済階層指標と主觀的変数の重要性、そしてこの2時点間の階層帰属意識と階層要因間の共変動の大きさの変化を細かく追う議論と同じ帰結で、表2、表3における数値からあっけなく読み取れてしまうのである。

16) それ以前の1955年、1965年の時点では、客観的な階層指標が階層基準として有意な効果をもっていたことが友枝（1988）の重回帰分析によって示されている。
17) ただし与謝野（1996）が FK モデルを数理的に展開して導いた、「階層評価次元が増加すると、一般にイメージ階層分布は集中する」という定理と、本稿の「階層帰属意識の分布が変化であった時間にも、階層基準は多元化した」という実証とは、（分析視点が異なるので正確な統合・検証是不可能だが）社会理論としての言明の水準では全く異なる結論に至っている。

文献


吉川 徹, 1995, 「階層帰属意識と総合生活満足度」, 直井 優・佐藤 裕(編) 『经验社会学・社会調査法要著 III 新しい価値観と地域社会』, 大阪大学人間科学部, pp.41-51.


間々田孝夫, 1990, 「階層帰属意識」, 原 純輔(編) 『現代日本の階層構造 ②階層意識の動態』, 東京大学出版会, pp.23-45.

同一, 1993, 「豊かな社会の生活意識」, 直井 優・盛山和夫・間々田孝夫(編) 『日本社会の新潮流』, 東京大学出版会, pp.73-100.

高坂健次・宮野 慎, 1990, 「階層イメージ」, 原 純輔(編) 『現代日本の階層構造 ②階層意識の動態』, 東京大学出版会, pp.47-70.

直井 優, 1979, 「職業的地位尺度の構成」, 富永健一(編) 『日本の階層構造』, 東京大学出版会, pp.434-472.

直井道子, 1979, 「社会階層と階層意識」, 富永健一(編) 『日本の階層構造』, 東京大学出版会, pp.365-388.

同一, 1990, 「階層意識」, 岡本英雄・直井道子(編) 『現代日本の階層構造 ④女性と社会階層』, 東京大学出版会, pp.147-164.

小沢雅子, 1985, 『新「階層消費」の時代』, 日本経済新聞社.


竹内 洋, 1995, 『日本のメリットクラス一構造と心性一』, 東京大学出版会.
