

児童労働と教育

—メキシコ首都圏民衆居住区小・中学生の統計的分析—

よね むら あき お
米 村 明 夫

はじめに

I 児童の就労、非就労の決定要因

II 児童労働と学業成績

おわりに

はじめに ——問題設定——

一般に、発展途上国に見られる児童労働は、経済的貧困に起因するものといえることができる。また、貧困と労働はしばしば子供から就学の機会を奪うものである。このような児童労働・貧困・就学阻害という連関をもう少し整理すれば次のようになろう。社会の経済水準の低さは、児童労働の需要を生みだし、また、財政を制約することによって政府による教育機会の供給を不十分なものにする。他方、所得水準の低い家族は、その子弟の教育より児童労働への需要に応じて収入を得ることを優先させる。

この説明は、一方で経済水準（貧困）の基底的要因としての重要性を示すと同時に、経済的要因が媒介されるさまざまな制度・レベル（労働市場、政府、家族等）の存在を示している。発展途上国が貧困一色に塗り潰されるのではなく、多様な現実を持つことを理解するためには、このさまざまな制度・レベルでの吟味を行なっていく必要がある。このような作業は、しばしば抱かれる児童労働のステレオタイプのイメージ（貧困の中で学校にも行けず働かされる子供）に無批判的に陥らないためにも必要である^(注1)。

本稿は、そうした作業の一部を構成するものであって、メキシコの都市民衆居住区住民家族を事例として児童労働と教育の関係を実証的に分析することを通じ、児童労働と教育との関係をめぐる次のような問題に答えることを目的とするものである。民衆居住区住民の中でもどのような家族が子弟の就労を決定するか。児童労働は特に貧しい家族に見られるのか、あるいはより広く、家族の経済状況に関わりなく見られるのか。児童労働の決定と家族の教育への熱意とはどのような関係にあるか。子供達の労働と学業成績はどのような関係にあるか。要約していえば、児童労働・貧困・教育普及阻害の関連図式がメキシコの民衆居住区の現実の中でどのように実現され、あるいは修正を受けるか。

ここで民衆居住区における児童労働の分析を始める前に、民衆居住区とは何か、そこにおける児童労働研究が都市の児童労働研究においてどのような位置を占めるか、についてふれておこう。

センサスによれば、メキシコシティの12～14歳人口の労働力参加率は1970年7.9%（男7.5%，女8.3%）、80年9.4%（男9.8%，女9.0%）であった^(注2)。これより低い年齢の児童も含めたデータとしては、ソルサノ(Solórzano)がいくつかの数値を示しており、それによれば、1978年のメキシコシティの6～13歳人口の労働力参加率は1～1.5割程度であったと推定される。またソルサノ等は、メキシコシティにおいて、街頭やスーパ

一マーケット、市場などで働く子供達1000人のインタビュー調査を行ないいくつかの興味ある事実を引き出している。ここでの論点と関わるものとしては次の点が挙げられる。第1に、それらの働く子供達の77%は父親と住んでおり、73%は職を持つ父親と住んでいた。第2に、子供達の77%が在学中であり、非在学者の半数程度は小学校課程6年を修了していた(注3)。

以上示したことから、メキシコシティにおいて、児童労働が比較的限られた社会層において行なわれていることが想像されよう。しかし、その社会層は、父親不在や父親の失業、あるいは子供達の非就学、途中退学によって特徴づけられる家族を主として構成されているわけではない。そうした家族を少数派として含むとしても、より広い幅を持ったものを想定する必要がある。他方、上・中流階層の子供達は労働に従事しないという日常的な観察・知見からいって、下層に児童労働を生みだす家族が集中していることは明らかである。したがって、児童労働の発生、その平均的・代表的姿を研究するためには、さしあたって児童労働の可能性を持つ一番大きい集団として、下層を対象とする必要がある。民衆居住区住民とは、まさに都市下層の人々をその居住地によってとらえたものなのである(注4)。すなわち、民衆居住区とはいわゆるインフォーマルセクター的職業につく人々や低所得者の居住する地域であって、メキシコ首都圏では、総住民の半数がここに住む。

ところで、一般に、民衆居住区住民のその子弟に対する教育熱はきわめて高いといいうる。親自身の教育水準は小学校卒そこそこであるが、子供達は女の子を含め、中学校を終えることが最低限の必要水準と考えているのである(注5)。実際、都市民衆居住区においては、小学校不就学は例外

的と考えられ、また、就学後の途中退学も、全国的な水準(4割)に比べはるかに低い(数パーセント程度)と見られる(注6)。民衆居住区住民家族における児童労働、貧困、教育への態度の関連という問題設定は、彼らの上のような教育に対する態度を考慮する時、特に興味深いものとなる。

以下、筆者自身が1983年と89年にメキシコ首都圏の民衆居住区の公立小・中学校の生徒(小学3～6年生、中学1～3年生)を対象に教室で行なった児童労働に関するアンケート結果と、各学校から提供を受けた83年の調査対象生徒の学業成績等のデータを用いて、先の問題に次の手続きによって答えていくものとする(注7)。第I節において児童労働の決定因についての分析、第II節において児童労働と学業成績等との関係の分析を行なう。最後にこれらの分析結果を踏まえてメキシコの都市民衆居住区住民に見られた児童労働と教育の関係についての総括的な考察を行なう。

(注1) マスメディアによるステレオタイプ強化の最近の悪しき例を指摘したものと、『朝日新聞』1990年11月15日「チュちゃんは村にいた、NHKドキュメント事実と食い違い」、1990年11月15日(夕刊)「NHKドキュメント、番組との食い違い他にも」、1990年12月12日「NHK『そしてチュちゃんは村を出た』、放映内容と違う証言また」がある。

(注2) Secretaría de Industria y Comercio, Dirección General de Estadística, *IX censo general de población 1970, 28 de enero de 1970, resumen general, México D. F.*, メキシコシティ, 1972年, および, Secretaría de Programa y Presupuesto, Instituto Nacional de Estadística, Geográfica e Informática, *X censo General de Población y Vivienda, 1980, Resumen General Abreviado*, メキシコシティ, 1984年。メキシコシティはメキシコの首都であり、首都圏の中核をなす。同資料によれば、メキシコ全国の12～14歳人口の労働力参加率は1970年11.6% (男15.5%, 女7.6%), 80年14.7%

(男19.7%, 女9.7%)であった。

(注3) Solórzano, Alfonso, *Estudio de mil casos de niños dedicados al comercio ambulante y los servicios en la ciudad de México*, メキシコシティ, Instituto Nacional de Estudios del Trabajo, Secretaría del Trabajo y Previsión Social, 1979年, 26~30, 53, 62, 69ページ。

(注4) メキシコでは, 社会階層は職業, 所得, 資産, 居住地, さらにそれらに基づく生活スタイルの相違等によってかなり判然と区分され, その区分は彼ら自身によっても容易に同定される。なお, 「都市下層民」と「都市民衆」はほとんど同義である。

(注5) 米村明夫『メキシコの教育発展——近代化への挑戦と苦悩——』(アジアを見る眼 69) アジア経済研究所 1986年 217ページ。

(注6) 全国水準については, 1978年の推計値(同上書 56ページ)。民衆居住区については, 筆者の家庭訪問調査(1982~83年)の経験による。この調査は小学校と中学校の落第生(在學生), 卒業生, 退學者の就業状況をとらえようとしたものであった。小学校レベルでは, 退學者とされた者は, 各学校で多くとも10人前後であった。しかし, さらにそれらを家庭訪問すると, 引越していたり, あるいは転校している場合が多く, 実際の退學者はきわめて少数であった。

(注7) 本稿で用いられるデータが下層を対象としたものであることを保証しているのは, その調査地域の特性だけではない。さらにデータは公立学校生徒から得られたものである点に留意されたい。上・中流階層はその子弟を私立学校にやるのが通例なのである。他方, このデータの欠点是非就學者(就労している者もしていない者も含まれよう)が, かなりの少数と推定されるとはいえ, 除かれている点にある。

I 児童の就労, 非就労の決定要因

第1表は, 調査対象となった生徒達の就労状況(小・中学生, 午前・午後通学, 男女, 調査年別)を示したものである。「労働する」が, 男子では35~65%, 女子では9~29%にのぼっており, 民衆居住区において児童労働が持つ広がり, 重要性は明

らかである。

しかし, かなりの子供達が就労しているとはいえ, 男子の場合でも, それは必ずしも民衆居住区の子供達の多数派ではない。では, 何が子供の就労と非就労の区別を引き起こすのであろうか。この問題は, 労働供給の側のミクロレベルの分析とすることができるだろう。理論的に想定される労働供給に影響を与える要因として, 個人的特性(性別, 年齢, 学業能力)と家族特性(所得, 教育への熱意, 労働機会へのアクセス)等が考えられよう。ここで労働機会へのアクセスとは, 親が子供の就労を希望した場合, 実際に働く場所を見つける力があるか否か, ということである。親が児童労働の需要発生「近く」にいるほどそのアクセスは高いといえる。親自身が児童労働の需要者(自営業)の場合, 需要者と友人・知り合い関係にある場合, 需要の情報を手に入れやすい場合等である。以上の諸要因は現実には相関を持って存在するものと考えられるが, もし, それぞれ他の要因が一定であれば, 女子より男子が, 年下より年上の者が, 学業能力の高い者より低い者が, 所得の高い家族よりは低い家族が, 教育への熱意の高い家族よりは低い家族が, 労働機会へのアクセスを持たない家族よりは持つ家族が, 児童の就労率が高いであろう。本節では, これらの要因の影響力を探るという観点から, アンケート結果の分析を行なう。ここでのデータは, 必ずしもこれらの理論的に想定された要因を変数として持っていないので, 各変数の意味について, 理論的要因との関連について議論しながら, 分析を進めることとする。また, データの性質上, 1989年の男子については比較的詳しい統計的分析が可能である。したがって, まず, 第1表に基づいて, 男子と女子の比較および1983年と89年の比較を行なったうえで, 89年男子の

第1表 児童労働の状況（メキシコ首都圏民衆居住区の小・中学生）

(%)

			1983		1989	
			男	女	男	女
小学 3 ～ 6 年生	午前通学生	労働しない	59	80	65	77
		労働する 〔家業手伝い〕 〔稼得労働〕	41 〔9〕 〔33〕	20 〔3〕 〔17〕	35 〔5〕 〔30〕	23 〔12〕 〔10〕
	計 (人)		100 (309)	100 (345)	100 (169)	100 (154)
	午後通学生	労働しない	55	79	35	72
労働する 〔家業手伝い〕 〔稼得労働〕		45 〔8〕 〔37〕	21 〔6〕 〔15〕	65 〔11〕 〔55〕	28 〔11〕 〔18〕	
計 (人)		100 (292)	100 (268)	100 (104)	100 (85)	
中学 1 ～ 3 年生	午前通学生	労働しない	61	91	61	83
		労働する 〔家業手伝い〕 〔稼得労働〕	39 〔20〕 〔19〕	9 〔6〕 〔3〕	39 〔16〕 〔22〕	17 〔13〕 〔4〕
	計 (人)		100 (137)	100 (100)	100 (122)	100 (151)
	午後通学生	労働しない	51	84	54	71
労働する 〔家業手伝い〕 〔稼得労働〕		49 〔17〕 〔32〕	16 〔9〕 〔7〕	46 〔16〕 〔31〕	29 〔17〕 〔12〕	
計 (人)		100 (138)	100 (133)	100 (121)	100 (119)	
総 計 (人)			(876)	(896)	(516)	(509)

(出所) 筆者による調査結果より計算。

より立ち入った分析を行なうこととしよう。

第1表において、児童の家業手伝いを含む就労率に対して性別が一貫した影響力を持っていることは明らかである。学校レベル、通学時間帯、調査年を同一にすれば、男子は常に女子より高い就労率を示している。そうした就労率の差をもたらしているのは、主に稼得労働率の男女差である。女性は家庭の中にいる、という伝統的性別分業は

これらの年齢層にも反映している。

2つの調査年1983年と89年の就労率の差異の持つ意味も重要である。メキシコ経済は1982年の対外債務危機を契機として、ドラスティックな後退を示し、人々の生活も厳しい状態が続いている。法定最低賃金を実質タームで見ると、最も高かった1977年を100とすれば、83年はその4分の3に、89年はさらにその3分の2に低下した^(注1)。民衆

居住区においては、児童労働の供給圧力が高まっていったことが予想される。実際、女子の家業手伝いを含む就労率については、2つの年を比較した場合後者のほうが例外なく高い。その稼得労働率も、小学生午前通学を除いて、同じことがいえる。他方、男子についてはこのような一貫性が見られない。これは、後に述べるような通学時間帯、中学進学決定に際しての選択・選抜要因が2つの年で異なった影響を及ぼしているためと考えられる。しかし、小学校レベルに注目すると、男子午後通学生の家業手伝いを含む就労率（あるいは稼得労働率）の増加は男子午前通学生の就労率（あるいは稼得労働率）の減少を大きく凌駕している。小学校レベルの午前通学生と午後通学生を合わせることによって、地域住民の子弟の平均的な社会的経済的特性を表わす集団が得られることを考えれば、このことは、男子の場合も全体として、児童労働への就労が増大していることを示すものである。先の理論的要因の視点からは、2時点データによって、所得要因の重要性が確認された、ということができよう^(注2)。

さて、1989年の男子についての統計的分析を行なうこととしよう。ここでは次の確率的モデルを用いることとする。

$$\begin{aligned} \lambda(P) = & k + a_1 \times FO_1 + a_2 \times FO_2 + a_3 \times FO_3 \\ & + a_4 \times FO_4 + \dots + a_{13} \times FO_{13} + b_1 \\ & \times MO_1 + b_2 \times MO_2 + b_3 \times MO_3 + b_4 \\ & \times MO_4 + b_5 \times MO_5 + c_1 \times SE + d_1 \\ & \times AF \times (1 - SE) + d_2 \times AF \times SE \end{aligned}$$

ここで、 P は児童労働の確率、 λ はロジット変換すなわち、 $\lambda(P) = \ln(P/1-P)$ であり、 k 、 $a_1, a_2, a_3, \dots, a_{13}$ 、 b_1, b_2, b_3, b_4, b_5 、 c_1 、 d_1, d_2 はコンスタント、 $FO_1, FO_2, \dots, FO_{13}$ は父親の職業（小分類）のダミー変数（「専門職、中

・上級管理職」が基準カテゴリー、すなわちこの時、 $FO_1, FO_2, \dots, FO_{13}$ がすべてゼロ）となっており、 MO_1, MO_2, \dots, MO_5 は母親の職業（大分類）のダミー変数（「ホワイトカラー」が基準カテゴリー、すなわちこの時、 MO_1, MO_2, \dots, MO_5 がすべてゼロ）、 SE は小・中学生別のダミー変数（「小学生」を基準カテゴリー、すなわちこの時 SE はゼロ）、 AF は午前・午後通学別のダミー変数（「午前通学」を基準カテゴリー、すなわちこの時 AF はゼロ）を表わす。この式の意味はほとんど自明であろう。特に、最後の2つの項は、それぞれ、小学校レベルでの午後通学生であることの効果、中学校レベルでの午後通学生であることの効果に対応している。

第2表は、先のモデルのパラメーター（係数）を最尤法によって推定した結果である。従属変数 P は、家業手伝いを含む児童労働の場合、および稼得労働のみの場合が扱われている。①は係数の推定値、②はその有意性の有無の判断に用いられる、いわゆる p 値^(注3)が示されている。また、この結果を直観的にわかりやすい確率の形で表現するために、モデルの推定値 $\lambda(P)$ から導かれた確率の推定値 P を用いて、次のような工夫が行なわれている。まず、変数のすべての値が基準カテゴリーの場合を基準ケースと呼び、ひとつの変数だけ基準カテゴリー以外の値（カテゴリー）をとる場合を準基準ケースと呼ぼう。基準ケースの推定確率は③のコンスタントの行に対応しており、家業手伝いを含む場合52%、含まない場合36%となっている。また、たとえば、父親の職業が「技師、教師、事務、看護師等」の場合の準基準ケースの推定確率は③の父職の「技師、教師、事務、看護師等」のカテゴリーの行に対応しており、家業手伝いを含む場合34%、含まない場合15%である。ま

第2表 児童労働の確率——ロジットモデルによる推定
(メキシコシティ首都圏民衆居住区、小・中学生、男子、1989年)

変数	カテゴリー ()は、基準カテゴリー	家業手伝いを含む児童労働				稼得児童労働			
		① 推定係数	② p値	③ 基準ケース または標準 ケースの 確率	④ 効果(標準 ケースの 基準ケース)	① 推定係数	② p値	③ 基準ケース または標準 ケースの 確率	④ 効果(標準 ケースの 基準ケース)
コンスタント		0.0656	0.706	0.516		-0.5831	0.001***	0.358	
父職	(専門職、中・上級管理職、非就業者、死亡、不在、無答等職業不詳、技師、教師、事務、看護師等熟練工、工場労働者、自営的熟練労働者、自営的普通労働者、自営的単純労働者公務員、公務員、商業従事者、ウエイター、清掃夫、家政夫等公共機関運転手、警備員、警察官)	-0.2543 -0.4562 -0.7395 -0.3225 -0.1060 0.5387 0.2316 1.3481 0.2681 0.5317 -1.0482 -0.3779 -0.2890	0.396 0.145 0.052* 0.409 0.693 0.197 0.615 0.006*** 0.535 0.031** 0.010** 0.196 0.607		-0.178	-0.0373 -0.4716 -1.1653 -0.0323 -0.0238 0.5386 0.0298 1.5363 0.4197 0.2120 -0.6727 -0.2049 -0.1671	0.903 0.172 0.015** 0.936 0.932 0.195 0.949 0.001*** 0.347 0.396 0.112 0.502 0.779	0.148	-0.209
母職	(ホワイトカラー) 非就業者 職業不詳 直接生産労働者 商業従事者 サービスマスター	-0.3016 0.0306 -0.2391 1.0620 -0.3600	0.117 0.947 0.508 0.004*** 0.419		+0.239	-0.1180 0.2988 0.2810 -0.1684 -0.3535	0.552 0.529 0.439 0.632 0.467		
学校レベル	{小学生} {中学生}	-0.1818	0.065*	0.470	-0.045	-0.3721	0.000***	0.277	-0.080
通学時間帯 (学校レベル別)	{中学午前通学生} ¹⁾ {中学午後通学生} {小学午前通学生} {小学午後通学生}	0.0851	0.538			0.1572	0.303		
飽和モデルに対する尤度比による適合度検定		自由度 129	$\chi^2 = 152.09$	p値	0.0807	自由度 129	$\chi^2 = 143.9$	p値	0.1743

(出所) 第1表と同じ。

(注) ①は、小数点第5位以下は切り捨て。②~④は、小数点第4位以下は切り捨て。
有意水準: *** ≤ 0.01 , ** ≤ 0.05 , * ≤ 0.10 , 0.10<無印。

1) ここでは、「中学生」の場合の標準ケースが基準で、さらに通学時間帯が「午後」とされ、2つの変数の値が基準カテゴリーとは異なっている。

た、④は（準基準ケースの推定確率）－（基準ケースの推定確率）であり、「技師、教師、事務、看護師等」については、家業手伝いを含む場合－18%、含まない場合－21%である。それらは、基準カテゴリーを基準とした場合のこのカテゴリーの「効果」と見なすことができる。ただし、推定係数の有意水準として10%を採用し、 p 値がそれ以下の場合についてのみ、③④の計算結果が記入されている。いいかえれば、対応する欄が空欄となっているカテゴリーは、そのカテゴリーが、基準カテゴリーと有意な差を持たないことを意味する。

まず、両親の職業による児童の就労率への影響を見よう。

父親の職業で、「専門職、中・上級管理職」と多くの職業カテゴリー（家業手伝いを含む児童労働の場合、「非就業者、死亡、不在、無答等」、「職業不詳」、「熟練工」、「工場労働者」、「自営的熟練労働者」、「自営的普通労働者」、「公務員」、「公共機関運転手」、「警備員、警察官」、稼得労働の場合、これに「商業従事者」、「ウェイト、清掃夫、家政夫等」が加わる）が有意な差を持たなかった。これは意外な結果といえよう。民衆居住区の「専門職、中・上級管理職」の人々の行動様式が、中・上層の人々のそれと異なるものであり、むしろ民衆居住区住民の多数派のそれと同様であることが示されている。この結果は次のように理解されよう。第1に、この職業カテゴリーは高等教育レベルに対応しており、上の結果は特に1970年代の高等教育の急速な増大、それに伴う労働市場における高等教育修了者の価値の下落、の現象を反映しているものと見ることができる。すなわち、彼らの多くは中・下級レベルの公務員と推定され、その所得水準は高いものではない(注4)。第2に、とはいえ、民衆居住区住民の中ではその所得水準は相対的に高い方に属し、

かつ、その子弟に対する教育への熱意も高い方に属すると考えられる。したがって、家族特性として3つの要因を挙げた先の理論的枠組を前提とする限り、この結果は「専門職、中・上級管理職」が労働機会へのアクセスにおいても高い方に属する、ということによって説明される。所得が高いことによって商売等を始めるための資本を準備できること、専門職の場合自営的性格があること、職場において情報を得やすい位置にいること等が想像される。

「専門職、中・上級管理職」と有意な差を持った職業カテゴリーに関しては、それぞれ就労率の差をもたらすうえで支配的な影響を及ぼしている特定の家族特性要因が存在するように思われる。「技師、教師、事務、看護師等」(家業手伝いを含む児童労働の場合の効果－18%、稼得児童労働の場合の効果－21%)は、両親の職業による教育への熱意が高いことが重要であろう。彼らは、自らも教育を通じて得た知識を用いた職業生活を送り、教師の場合に典型的に見られるように、子供の勉学自体を価値あるものとみなし、あるいは、子弟の教育を通じた社会的地位の上昇を志向する傾向を持つ。「自営的単純労働者」(同、+29%、+36%)の場合、所得要因の重要性を端的に示していよう。このカテゴリーには、日雇いの建設労働者、ペンキ塗り、物運び、職人見習い等が含まれている(注5)。彼らの職業は、所得水準も最も低く身分も不安定であるという意味で、インフォーマルセクターの職業の中でも最もインフォーマル的なものである。「自営的単純労働者」の準基準ケースの就労率は、家業手伝いを含んだ場合で80%、稼得労働のみの場合でも72%にもものぼると推定される。「商業従事者」は、家業手伝いを含んだ場合有意な差を持ち(同、+13%)、稼得労働の場合有

意な差が見られなかった。これは、商業従事者の多くが自営業的な性格を持つことによって、家業手伝いという形での労働機会へのアクセスが多く存在することを意味するものであろう。「ウェイトラー、清掃夫、家政夫等」は、家業手伝いを含んだ場合有意な差をマイナスの方向に持ち(同、-24^{註5})、稼得労働の場合有意な差が見られなかった。これは、特にこの職業カテゴリーに属する人々が、自分の職業と別に「家業」を持つだけの資本に欠けるなどの理由から、家業手伝いという形での労働機会を子供に与えることができないためであると、考えられる。

母親の職業については、「ホワイトカラー」と有意な差を持ったのは、家業手伝いを含めた場合の「商業従事者」(同、+24^{註5})のみであった。これは、家業手伝いという形での労働機会へのアクセスが存在することの影響を示すものである。他の場合は「ホワイトカラー」と有意な差がなく、3つの家族特性要因は総合すると「ホワイトカラー」とあまり差がなくなってしまうということになる。

次に、学校レベルの影響を見よう。学校レベルの違いは有意な差を持つが、中学生の方が就労の確率は低い。すなわちその効果は、家業手伝いを含む場合-5^{註6}、稼得児童労働の場合-8^{註6}であり、年齢に関して行なった理論的仮定から導かれる結果に反したものである(註6)。これは、民衆居住区においても大多数が中学に進学するとはいえ、小学校から中学校に進学する際になんらかの選抜が行なわれていること、中学に進学した者はしない者より低い就労率を持つということを示唆するものである(註7)。この選抜が、個人的特性としては、学業能力の高い者に、家族特性としては所得の高い家族、教育熱心な家族に有利に働くことは容易に想像されよう。またこのモデルでは、両親

の職業の変数が入っており、その意味で両親の職業はコントロールされている。それでもなお、こうした結果が見られていることも見落としてはならないであろう。

最後に、通学時間帯の別については、中学生では有意な差がなく、小学生では有意な差が見られる。小学生における午後通学による効果は、家業手伝いを含む児童労働の場合は+14^{註8}、稼得児童労働の場合は+12^{註8}である。午前・午後通学別は、2つの学校レベルで異なった意味を持っている。小学校レベルでは、親は自分の子供を午前通学させるか午後通学させるか自由に選ぶことができ、教育熱心な親達は前者を選択する傾向がある(註8)。近年、民衆居住区でも親達の教育熱の高まりによって、午前通学生の数が午後通学生の数に比べて不釣り合いに増加するという現象が生じている。したがって、このレベルでは、午前・午後別は家族の教育への熱意の強弱を反映するものと見ることができる。これに対し、中学校レベルの午前・午後通学の決定は学校側によって生徒の年齢に応じてなされる。午前通学生は、午後通学生よりも年齢が低い。年齢差の一部は小学校卒業までおよび中学校入学以来の落第によって生じていると考えられ、この意味で午前・午後通学の別は子供の学業能力をも反映している。したがって先の結果は、小学校レベルでは午後通学生の親の教育への熱意が比較的低いこと、しかも、それが、職業の別を越えていえることを示すものである。他方、中学校レベルでは、午後通学生の年齢が相対的に高いこと、学業能力の低いことによって、午後通学生の方が高い就労率を持つことが予想される。しかし、先の結果はこれに反して有意な差を示さなかった。これは、両親の職業の変数がモデルに入れられたためであろう。実際、両親の職業を考慮し

ていない第1表では、中学校レベルでも、午後通学生の就労率は高かった。すなわち、この意味するところは、中学午後通学生の就労率の高さは、実は就労率の高い職業の家庭に属する者が午後通学生の中に多くいるという、通学時間帯における両親の職業分布の偏りによって説明され、午前通学生か午後通学生か（中学生の中での年齢差や学業能力差）ということとは就労率の大きさに対し独立した効果を持たない、ということである。

以上から、就労決定の理論的要因に関する主要な結論を概括すれば次のようになろう(注9)。

第1に、性別は児童の就労率に大きな差をもたらしていることが確認された。第2に、児童の学業能力は、家族的な特性から独立した影響力を就労率に対して持っていなかった。これは、両親の職業をコントロールした時、留年生を相対的に多く含む中学午後通学生が午前通学生に比べ高い就労率を持つとはいえなかったことに示される(注10)。第3に、家族の所得の重要性が認められた。この要因の影響は、1983年から89年の小学生レベルに推定される就労率の増大、89年男子の父親の職業が「自営的単純労働者」の場合の高い就労率に見られた。第4に、家族の教育への熱意も重要である。その影響は、父親の職業が「技師、教師、事務、看護師等」であった時や、小学校で午前通学生と午後通学生とを比べた場合、あるいは中学校進学者と小学生とを比べた場合、いずれも前者の相対的に低い就労率によって示された。第5に、家族の児童労働機会へのアクセスの有無については、その影響は、両親の職業が自営的性格を持つと考えられる「商業従事者」の場合にははっきりと示されていた。

いうまでもなく、今まで行なってきた理論的要因に基づいた解釈はさらなる実証を要するものが

多い。また、以上の解釈がたとえ正しいとしても、これらの要因で児童の就労決定に関して十分な説明がなされているわけではないということを確認しておく必要がある。むしろ、民衆居住区においてこれらの要因の影響力を越えて広く児童労働が見られるということ自体が、ここでの重要なファインディングのひとつである。この点については、「おわりに」で論じよう。

(注1) *EI Día*, 1983年12月19日, および *Boletín Económico*, 各隔週号。

(注2) 理想的には、午前通学生数と午後通学生数によって重みをつけた平均を計算することによって、小学生全体としての就労率の推計値が得られる。調査対象となったひとつの小学校の1982年の就学者数は、午前773人午後645人であった。ここから、仮に午前・午後通学生数比を1983年について7:6、89年について7:5とすれば、午前・午後合わせた小学生の家業手伝いを含む就労率は、83年には43%、89年には47%となる。稼得労働率については、1983年には35%、89年には40%となる。1989年の比率を7:4としても、なおこの間の小学生全体としての家業手伝いを含む就労率(および稼得労働率)の増加が見られる。

また、この結論をいうためには、2つの年の小学生家族の社会的同一性が保証されている必要がある。2つの調査年において選ばれた学校は同一であること、および、小学校レベルへは民衆居住区住民家族の子弟がほとんど全員就学していること、がそうした保証を与えている。

(注3) 検定統計量はその仮定された分布において、より大なる値をとる確率。第2表の②では、各係数がゼロという帰無仮説によるモデルとここで提出したロジットモデルの差異に基づいた検定統計量が作成されているのに対し、同表の最下行では、各変数の主効果とすべての交互効果を含んだ飽和モデル(原データの分布を忠実に反映)とここで提出したロジットモデルの差異に基づいて検定統計量が作成されている。

(注4) UNESCOの年鑑によれば、メキシコ全国の高教育機関在学者の20~24歳人口に対する割合は、

1960年2.62%、65年3.86%、70年6.07%、75年9.83%であった(UNESCO, *Unesco Statistical Yearbook 1977*, パリ, 1978年)。人口集中に勝る高等教育在学者のメキシコシティへの集中を考慮すると、メキシコシティでは先の数字の2倍強の在学者率が推定される(Secretaría de Educación Pública, Dirección General de Programación, *Estadística básica del sistema educativo nacional : inicio de cursos 1977-78*, メキシコシティ, 1979年, 320ページ, および Secretaría de Programa y Presupuesto, Instituto Nacional de Estadística, Geográfica e Informática, 前掲書, 67~68ページ)。さらに男性に限ればその数値は増加しよう。これに対し、1989年調査対象者の3.4%あるいは0.9%がそれぞれ「専門職, 中・上級管理職」の父親あるいは母親を持っていた。これらの数値は、メキシコシティ全体を対象とした場合と比較すれば当然のことながら、かなり低めのものといえるのである。

高等教育修了者の労働市場における価値の低落についての本格的研究は見当たらないが、Padua, Jorge A., “Movilidad social y universidad,” Guevara Niebla, Gilberto編, *La crisis de la educación superior en México*, メキシコシティ, Editorial Nueva Imagen, 1981年, 144~145ページに指摘がある。ここで父親の職業「専門職, 中・上級管理職」に対応する子供達のももとの答が、「医師」、「学位取得者」(licenciado), 「工学学位取得者」(ingeniero), 等であったことを指摘しておこう。医学は高等教育就学者増大の重要な一分野であって(たとえば, 1970年に3万7000人の学生数は75年に13万7000人を超えるという4倍近くの増加を示している。UNESCO, 前掲書, 380ページ), ある時期から医師は過剰状態にあるといわれている。また、職業を「学位取得者」等と答えた者の多くは、中級レベル以下の公務員等と考えられるが、公的部門では、大学卒業という資格の価値の減退は著しい(Padua, 前掲論文, 145ページ)。

(注5) 「自営的熟練労働者」には、パン焼き職人, 大工, 仕立て屋, 靴職人, 宝石職人等が、「自営的普通労働者」には、「自営的熟練労働者」および「自営的単純労働者」以外の職人的職業(ニス塗り職人, 建設労働の親方, 鉛管工, ブリキ職人, 鍛冶職人, タイル職人, 左官, じゅうたん張り職人, 溶接工等)が含まれる。

(注6) 経験的データからも、児童の就労率は年齢が高くなるほど増大することは、確認できる。センサスの労働力データは、12歳以上を扱っており、小学生に該当する年齢の子供達の就労率を得ることができないが、1976年のメキシコ都市地域におけるサンプル調査(サンプル数1万645)によれば、7歳2.0%、8歳2.4%、9歳3.8%、10歳4.7%、11歳7.2%の就労率であった(Secretaría de Programa y Presupuesto; Secretaría del Trabajo y Previsión Social; Programa de Planificación y Promoción del Empleo, *La ocupación informal en áreas urbanas 1976 : encuesta complementaria a la encuesta continua sobre ocupación*, メキシコシティ, 1979年, 69ページ)。これらの数字と「はじめに」で見た数字を合わせれば、年齢の増加とともに就労率の増加が見られることが確認できよう。

(注7) 都市では大多数の子供が中学校に進学するものと推定されるが、民衆居住区では若干の非進学者が存在する。1982~83年の筆者の民衆居住区の家訪問調査によれば、小学校卒業生の9割が中学校へ進学していた。メキシコでは小学校までが義務であり、進学・非進学は家族の決定および教育制度による選抜(入学試験)に影響を受ける。したがって、就労・非就労の決定と進学・非進学は密接な関係を持っていることが想像されるが、ここでのデータは非進学者を含まず、その分析を行なうことはできない。

(注8) その理由は、労働市場の条件に規定されているというよりも、おそらく教育熱心な家族ほど、児童も教師もまだ疲労していない午前の時間を、教育に振り向けようとするということであろう。

(注9) 年齢の影響についてはここでは十分検証していないので除く。

(注10) 次節で、学業成績が就労に対し独立的な影響力を持たないことが示される。これもこの結論を支持するものである。

II 児童労働と学業成績

前節で見たごとくかなり広く行なわれている児童労働は、民衆居住区における教育の普及、子供

の学業成績とどのような関連を有しているのであろうか。児童労働と教育普及あるいは学業成績との因果関係を説明するものとして、次の仮説が考えられよう。第1は、児童労働は教育普及を妨げ、学業不振の原因となるというものである。民衆居住区においては小学校へはほとんどが就学していると考えられるので、児童労働が小学校就学を妨げるものとして働いているということではできない。しかし、就学しながら就労することは、その学業に影響をもたらす。中学校への進学決定時には、学校ではなく労働を二者択一的に選択する家族が存在すると推定される。この時、児童労働は教育普及の阻害要因として働いていると考えることができる。中学校へ進学した後も、就労することによって学業に影響を受ける。第2の仮説は、学業成績のすぐれないことが、在学中から、家族、本人を労働志向的にし、また、すぐれない成績の結果としての非進学、退学、非進級が、親や本人の労働選択を導く、というものである。第3の仮説は、児童労働と教育普及・成績の低さはいずれの方向にも直接的な因果関係で結ばれるのではなく、それぞれが教育不熱心な（あるいは労働志向的な）家庭の環境の結果として現われる、というものである。

これらの仮説は必ずしも相互に対立的なものではない。たとえば、中学進学時に小学校での成績が労働選択の決定要因のように見えても、その成績自体が労働によって影響を受けている可能性がある。あるいは、教育不熱心な環境によって児童労働が生じ、その児童労働によって、就学中の成績が影響を受ける、という可能性もある。因果関係を考えるうえで重要なのは、各要因が持つ「独立性」の程度である。すなわち、第1の仮説は児童労働の、第2の仮説は成績要因の、第3の仮説

は家庭環境要因の、それぞれ「独立的」な負の効果を重視するものである。

まず第1の仮説にそって、1983年の小学生と中学生に関するデータを用いて、就労状況が生徒の欠席日数、各教科の成績に与える影響の回帰分析を行なおう。

$$Y = k + a_1 \times L_1 + a_2 \times L_2 + b \times M + c_1 \times G_1 + c_2 \times G_2 + c_3 \times G_3 + \dots + c_n \times G_n + e$$

ここで、 Y は欠席日数あるいはスペイン語、数学、英語、自然科学、社会科学、芸術、体育、技術の各教科の成績である。 $k, a_1, a_2, b, c_1, c_2, c_3, \dots, c_n$ はコンスタント、 e は誤差項である。 L_1, L_2 は、労働状態に関するダミー変数で、 $L_1 = 1$ の時、稼得労働、 $L_2 = 1$ の時、無給家業手伝いを表わす。 M は性別のダミー変数で1の時、男子を意味する。 G_1, G_2, \dots, G_n はコントロール変数であって、学校、午前・午後通学、学年別にそれぞれひとつのグループ（コントロールグループと呼ぼう）とし、随意にあるコントロールグループを基準としたうえで、他のコントロールグループについてそれぞれひとつのダミー変数を与えている。添え字 n は、（コントロールグループの数-1）であって、小学生については19、中学生については11である。コントロール変数が必要な理由は、労働以外の理由（たとえば、成績による選抜、親の教育の熱意等）によるコントロールグループ間の異質性をコントロールするためである。試験は各コントロールグループごとに行なわれており、共通の基準による評価が保証されていないから、特に成績に関してはこのコントロールは必要である。

第3表がこの結果である。ここではコンスタントの値はコントロールの際考慮したコントロール

第3表 児童労働の欠席日数、学業成績への影響——回帰分析
(メキシコシティ首都圏民衆居住区、小・中学生、1983年)

	従属変数								
	欠席日数	スペイン語	数学	英語	自然科学	社会科学	芸術	体育	技術
小学生									
平均値	5.54	7.41	7.29	/	7.69	7.61	8.31	8.71	8.38
(独立変数) ¹⁾									
稼得労働	1.11**	-0.22***	-0.17**	/	-0.18***	-0.16**			
家業手伝い	1.28			/			0.21*	0.26**	
男子	0.64	-0.13*		/			-0.17***	-0.16***	-0.19***
R ²	0.25	0.14	0.18	/	0.20	0.19	0.21	0.27	0.27
中学生									
平均値	n.a.	7.63	6.92	6.93	7.40	7.60	8.05	8.33	8.29
(独立変数) ¹⁾									
稼得労働	n.a.		-0.18			-0.26**			
家業手伝い	n.a.					0.17			
男子	n.a.	-0.53***	-0.17*	-0.28***	-0.29***	-0.21**	-0.33***	-0.15**	-0.54***
R ²	n.a.	0.27	0.18	0.09	0.15	0.24	0.18	0.36	0.12

(出所) 第1表と同じ。

(注) 有意水準：*** ≤ 0.05 , $0.05 < ** \leq 0.10$, $0.10 < * \leq 0.20$, $0.20 < \text{無印} \leq 0.30$, 有意水準が0.30より大きい時はセルを空白にしてある。

1) コンスタント、コントロール変数(各学校・学年グループ別ダミー変数)は、省略してある。

グループのどれを基準とするかに依存するので示さず、コントロール変数の係数の推定値もここでの目的からは不要なので略してある。ここで有意水準を高めにとって0.2以下を採用しても、労働が影響を与えているのは次の場合に限られる。小学校レベルでは、稼得労働児童は、労働しない児童より1.1日ほどより多く欠席し、スペイン語、数学、自然科学、社会科学に関しては、いずれも0.2ほど悪い成績をとっている(芸術、体育については、無給家業手伝いの生徒はそれぞれ0.2, 0.3ほど労働していない生徒より良い)(注1)。中学校レベルでは、稼得労働児童の社会科学の成績は、労働しない生徒に比べ0.3ほど低い。これらの場合以外は、労働と成績の関連は見られない。

以上の結果は、第1の仮説(労働は成績に悪い影

響を及ぼす)を支持するものといえるだろうか。小学校では若干の影響が見られたとはいえ、中学校ではほとんど影響が見られないという一貫性のなさは、むしろ、児童労働の独立的な成績決定要因としての性格を否定しているものと考えべきであり、第1の仮説を支持することはできない。

同様のことは第2の仮説に対してもいえる。すなわち、先の分析結果は、労働状況と成績の関連の程度を示すものでもあるから、改めて児童の労働状況を従属変数とした分析を行なうまでもなく、同様の結果(小学校レベルにおける成績の労働状況への弱い影響力、中学校レベルにおける影響力のなき)が想定でき、やはり、この仮説は支持されないこととなろう。

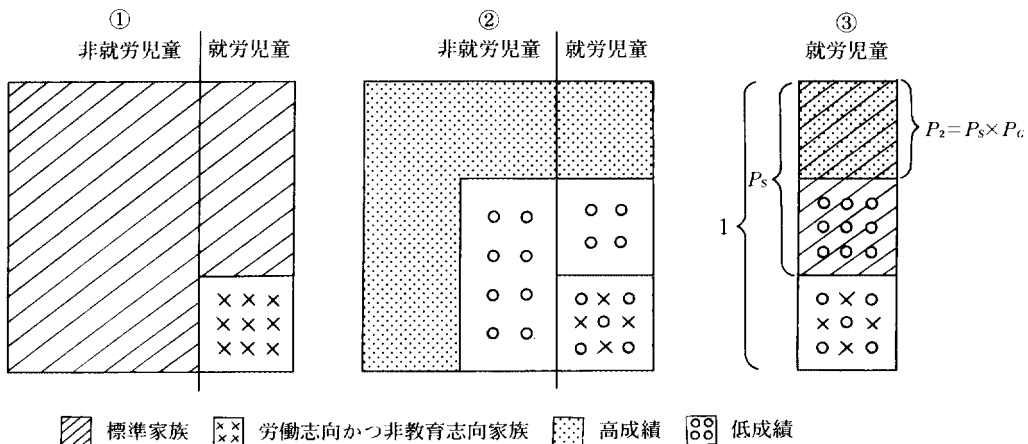
第3の仮説は、モデルとしては、労働と成績に

関連をもたらす潜在的な変数(これを以下では、「家族特性」の変数と呼ぼう)を想定するものといえる。単純化のために、この家族特性変数が「標準的家族」と「労働志向かつ非教育志向の家族」という2つの属性値を持ち、後者の子供は前者の子供より、労働に従事し、かつ、低い成績をとる傾向を持つとしよう。この仮定にしたがえば、小学校レベルで見られる成績と就労の相関は、このレベルでは「労働志向かつ非教育志向の家族」が存在したことを示すものであるが、中学校レベルで相関が見られなくなるのは、中学進学の際の選抜・選択が、そうした家族の子弟の進学をふるい落としてしまったためと考えられる。この仮説は、回帰分析結果に適合する柔軟性を持っている(注2)。

では、この仮説にしたがった場合、小学校レベルでは、就労する子供の中でもどれだけの者が、「労働志向かつ非教育志向の家族」に属しているのだろうか。これは、統計解析としては、家族特性変数の各属性値の分布の推計の問題である。

ここでは、次のような手続き、仮定を通じて、問題を単純化しよう。第1に、非就労児童の家族特性は、必ず、「標準家族」であり、就労児童の家族特性は、確率 P_s で「標準家族」であるとする(第1図①参照)。したがって、先の問題は、 $1 - P_s$ (または P_s)の値の推計ということになる。第2に、子供の成績の変数を「高成績」、「低成績」の2つの属性値をとる変数とする。その二分の方法としては、各コントロールグループごとに成績点のメディアンを求め、メディアン以上の成績点の者は「高成績」、メディアンより低い成績点の者は「低成績」とする。この時、家族特性が「労働志向かつ非教育志向」の者の成績は、必ず、「低成績」であり、家族特性が「標準家族」の者の成績は、確率 P_c で「高成績」であるとする(第1図②参照)。以上から、非就労児童の成績が「高成績」である確率を P_1 、就労児童の成績が「高成績」である確率を P_2 、とすれば、次式が成立する(第1図③参照)。

第1図 「労働志向かつ非教育志向の家族」の割合の推計のための概念図



(出所) 筆者作成。

$$P_2 = P_s \times P_c$$

$$P_1 = P_c$$

$$\therefore P_s = P_2 / P_1$$

第3の仮定として、子供が高成績をとる確率は、次のロジットモデルによって与えられるものとする。

$$\lambda(P) = k + a \times L_{12} + b \times M + c_1 \times G_1 + c_2 \times G_2 + c_3 \times G_3 + \dots + c_n \times G_n$$

ここで、 λ はロジット変換を表わす。その他、表記法は先に同じであるが、 L_{12} は統計的に有意な結果を得るだけのサンプル数を得るために、稼得労働と無給家業手伝いを一緒にした就労を表わす変数(稼得労働あるいは無給家業手伝いの時、 $L_{12}=1$ 、いずれでもない時、 $L_{12}=0$)である(注3)。

このロジットモデルによって、 P_1 、 P_2 の値が推計できるから、 P_s の推計値が得られる。ただし、 P_1 と P_2 の値は、性別変数とコントロールグループの変数の値に依存する。ここでは、それぞれの

教科に関して、 P_s を最も小さくする($1 - P_s$ を最も大きくする)性別変数とコントロールグループの変数の値を選ぶこととする(注4)。

第4表は、労働が成績との有意な関連を見せていた小学校の4教科および進級が否かについて、これらの計算結果を示したものである(進級の確率については、従属変数を進学が否かとして、同様のロジットモデルを適用している)(注5)。

結論的にいって、ここでの関心事である④の示す数値は小さい。すなわち、それらは5%から12%と推定されている。いいかえれば、就労児童といえども、大多数は非就労児童と変わらぬ成績をとっており、その進級率も2つのグループで、ほとんど変わらないと推定されるのである。そして先にも述べたように、このわずかな「労働志向かつ非教育志向」の家族の子供は中学へ進学しないと考えられる。これは、民衆居住区でも第1節で述べた、大多数の子供達が中学へ進学するという

第4表 就労児童中の「労働志向かつ非教育志向の家族」に属する者の割合の推計
——成績(「高成績」「低成績」の二分法)を従属変数としたロジットアナリシス¹⁾
(メキシコシティ首都圏民衆居住区、小学生、1983年)

	成 績				進 級
	スペイン語	数学	自然科学	社会科学	
① L_{12} の係数 a の推定値 ²⁾ 飽和モデルに対する尤度 比による適合度検定 自由度 χ^2 p 値	-0.2272*** 57 82.96 0.0140	-0.1284* 57 65.22 0.2126	-0.2224*** 57 61.12 0.3302	-0.0980 57 72.67 0.0789	-0.2290* 57 43.76 0.9011
[$1 - P_s$ を最大にするケースに 関する]					
② 非就労児童が「高成績」の確率 P_1 (進級に関しては「進級」の確 率)	0.4627	0.5230	0.4636	0.5153	0.7849
③ 就労児童が「高成績」の確率 P_2 (進級に関しては「進級」の確率)	0.4069	0.4908	0.4090	0.4908	0.7437
④ 就労児童が「労働・非教育志 向家族」に属する確率 $1 - P_s$	0.1205	0.0613	0.1178	0.0475	0.0524

(出所) 第1表と同じ。

(注) 1) 従属変数が進級の場合は、「進級」または「非進級」の二分法。

2) 有意水準: *** ≤ 0.05 , $0.05 < ** \leq 0.10$, $0.10 < * \leq 0.20$, $0.20 < \text{無印} \leq 0.30$ 。

事実と符合している(注6)。

以上の結果は、次のように要約することができよう。児童労働は、教育普及や学業成績に悪い影響を与える独立的な要因ということとはできない。また、逆に成績の悪いということが、就労するように導く独立的な要因でもない。労働する子供を持つ家族の一部に相対的に低い学業成績を示す子供が小学校にのみ見られる。それは、そうした就労や低い成績をもたらす家庭背景(ここではこの家族特性を「労働志向かつ非教育志向」と呼んだ)を想定し、そうした家庭背景を持つ子供が中学進学を果たさないとすることによって説明される。民衆居住区の就労する児童を持つ家族の中でも「労働志向かつ非教育志向」の家族はわずかであると考えられる。

(注1) メキシコの小学校および中学校では、5から10までひとつきぎみの絶対評価による評点をつけ、6から10までが及第、5は落第とされる。

(注2) 第1節で、中学午後通学生の子就労率が午前通学生の子それより高いことを説明する独立的要因は、午後通学生に留年生が含まれるということよりも、両親の職業にあることを見た。この結果も、第2の仮説を反証し、第3の仮説を支持するものである。また、理論的には、「標準家族」と、良い成績でかつ就労の傾向を持つ「非就労志向かつ教育志向の家族」を想定することも可能のように見える。しかし、中学校レベルで成績と労働の関連が見られないということは、中学進学時にこれらの家族がいなくなったということの意味し、不適當である。したがって、この想定は破棄される。

(注3) 各コントロールグループごとにメディアンをとったことによってすでに、グループごとの評点基準の差異はコントロールがなされていると考えられる。しかし、成績は連続変数でないので、メディアン以上の者の割合は50%より大きな値を示すことが多く、その値は一定していない。したがって、もう一度、先の式に示されるようなコントロールがなお必要である。

(注4) $P_5 = \exp(a) / [1 - P_1(1 - \exp(a))]$ が成

立する。したがって、これは、 P_1 の値が最も小さい時、最小値をとる。 $1 - P_5$ を最も大きくする場合を選んだのは、就労児童中の「労働志向かつ非教育志向の家族」の割合が、高い場合でどのくらいであるかを知るためである。

(注5) 進級はすべての教科について及第(評点6以上)した時可能となる。

(注6) 同様のことを欠席日数についても行なったが、労働しているか否かは、有意な差を持たなかった。

また、これらの値は、成績の二分法の方法に依存する。今、理想的な二分法を $P_1 = 0.5$ とするようなものとしよう。この時、 a の値を直接、推定することはできないが、様々な二分法を試みることによって、その値のとり得るだいたいの範囲を知ることができよう。その結果が下表である。これらを、(注4)で示した式にあてはめれば、理想的な二分法によっても、基本的に、ここで述べた結論が妥当であることが再確認できよう。

成績の二分法 (高成績の定義、 残りは低成績)	a の推計値			
	スペイン語	数 学	自然科学	社会科学
各コントロールグループでそのメディアン以上	-0.2272***	-0.1284*	-0.2224***	-0.0980
各コントロールグループでそのメディアンより大	-0.1279*	-0.1356*	-0.1175*	-0.2128***
各コントロールグループでその平均以上	-0.1940***	-0.1834***	-0.1435**	-0.1027
各コントロールグループでその平均より大	-0.1752***	-0.1916**	-0.1435**	-0.1027
評点6以上	-0.1723	-0.2241*		
評点7以上	-0.1776**	-0.1929***	-0.1666*	-0.2099***
評点8以上	-0.1470**	-0.0902	-0.1887***	
評点9以上	-0.1854**			-0.1683*
評点10以上			-0.3080*	

(出所) 第1表と同じ。

(注) 有意水準: *** ≤ 0.05 , $0.05 < ** \leq 0.10$, $0.10 < * \leq 0.20$, $0.20 < \text{無印} \leq 0.30$, 有意水準が0.30より大きい時はセルをブランクにしてある。

おわりに

— 結 論 —

以上の分析結果から導かれる児童労働のイメー

ジは、本稿の冒頭で触れたような貧困と反教育的環境によって想起される児童労働イメージとは明らかに反するものである。「はじめに」で述べたソルサノの児童労働就労者についての調査結果は、児童労働への参加は、父親失業・父親不在家族あるいは極端な低所得者層、あるいは初等教育をも受けていないような家族に限定されるものではないことを示していた。ここでの民衆居住区の側からの調査によっても、児童労働は就学者の中にも広く見られ、かつ、家族の職業の別を越えた広い層の中で行なわれているものであること^(注1)が確認されたのである。

経済的側面について見れば、家族の所得が低くなると、児童の就労率が高くなる傾向があることは認められた。しかし、通念的な児童労働イメージに反して、たとえば家族所得が比較的高いと考えられる父職「専門職、中・上級管理職」の場合でもかなりの児童労働が見られ、他方、所得が低い場合が多いと想像される父職「非就業、死亡、不在、無答等」の場合でもその児童の就労率は特には高くなく、それは「専門職、中・上級管理職」の場合と同水準の就労率であった。経済的必要性に迫られて就労するという否定的な場合ばかりでなく、就労のチャンスを生かすという意味での、いわば積極的な就労者の存在が示唆されるのである。

他方、家族の教育意識の面については、教育への熱意が低い家族ほどその子弟を就労させる傾向が認められた。しかし、ここでもまた、その傾向は緩やかなものであった。さらにここで注意すべきなのは、教育への熱意の高低をいう時、それは民衆居住区の家族の間での相対的な水準を計ったものである、ということである。民衆居住区住民の教育への熱意は、教育の必要性、有用性を自覚

しているという意味では、絶対水準においては一般的に高いものといえる。その大多数の子弟が中学に進学すること、あるいは、そもそもこの調査対象者のように就学しつつ働くということ自体が、本人や家族の教育への熱意を表わすものであろう。すなわち、児童労働は多くの場合、絶対的水準における教育への高い熱意と反するものではないのである。大多数の就労児童が非就労児童に負けない成績をとっていたことは、このことを裏書きするものといえよう。

ここで、常識的なイメージが何の真実も含んでいないというわけではない。おそらく極端に貧しい家族の子供は労働に従事することが多いであろう。また、その家族こそ先に述べてきた「労働志向かつ非教育志向」の家族にあたるものとして、低い成績や非進級、非進学によって特徴づけられるものと推定されよう。しかし、そうした家族は、先の分析でも明らかにされてきたように、民衆居住区住民の中で、さらに労働する子供を持つ家族の中でもかなりの少数派であったのである。

ところで、民衆居住区における児童労働の広がり、今まで議論してきた諸要因では十分に説明できない^(注2)とすれば、何がそれを説明するのだろうか。民衆居住区住民に共通に児童労働を志向させる要因として、人々の児童労働に対する価値観をとりあげる必要があるであろう。この地域では、彼らの価値観は概して児童労働に否定的なものではなく、そうした傾向の広がり、児童労働を許容する文化とでも呼ぶべきものの存在を想定させる。この文化は、教育と労働の両立を許すものであり、児童労働の経済的必要性やチャンスを契機として児童労働が行なわれようとする時、その実現を妨げることなく許容するものである。民衆居住区住民の間に見られる所得水準や教育へ

の熱意の差が児童労働の決定に影響を与えていることは認められたが、しかしその影響の程度は、全体としてそこにある文化の影響の範囲内にあるものと考えることができよう。価値観の分析は本稿の範囲を越える。ただ、この文化の存在を、オスカー・ルウィス(Oscar Lewis)の「貧困の文化」論のように、外部者の価値基準をもって否定的に暗く描き出すことは、子供を含めた、住民の生活に根ざした判断力、主体性を無視した現実理解につながるものだという事は確認しておくべきであろう^(注3)。また、通念的な児童労働イメージは、このような否定的な民衆観に容易につながるものという点で、事実のレベルばかりでなく、価値観のレベルにおいても批判される必要がある^(注4)。

しかし、上で述べたことは、児童の福祉という観点からいって児童労働が行なわれている状況が好ましい、とか、教育政策担当者は何もしなくてよい、ということではない。教育政策に限っていえば、今までの分析を踏まえて、民衆居住区における教育の質の改善の必要性を指摘しておくべきであろう。小学校レベルでは、大多数が中学校に進学することはすでに述べたが、中学校レベルでの進級率はここでの調査でも66%とかなり低い。1年間にこれだけしか進級しないということは、卒業するまで(3年間)にたいへんな人数の落第が記録されることを意味する。そして、これは中学校教育の問題点であると同時に、小学校教育にも問題の根があることは、容易に想像されよう。民衆居住区の2つの教育レベルに共通する問題として、筆者の思いつくだけでも、黒板等の基本的物的設備の不良状態、低い給与水準に対応した教員の質、モラルの問題、さらに午前午後二部制からくる授業時間の短さや教員のゆとりのなさの問題等を挙げることができる。

いうまでもなく、教育環境の重要な部分を構成する家庭のことを看過することはできない。一般に民衆居住区に高い教育熱が見られるとはいえ、それは家庭において実際に好ましい教育環境が提供されていること、あるいは提供が可能なこととは同じではないからである。家庭における教育環境の問題をぬきにして、中学での進級率の低さに端的に表わされた実質的な教育機会の欠如の問題が、公立学校なканずく民衆居住区のそれに集中していることを理解することはできないであろう。ただ、この点では政策的にとれる手段の範囲はきわめて限られたものといえよう。児童労働が学業成績や進級に独立的な影響を及ぼしていなかったことは、たとえば、子供の家庭教育環境をよくするために児童労働の禁止措置を図ったとしてもその効果には疑問があること、を意味している。各家族はおかれた条件の中で、子供達の教育環境をよくするため、それなりの努力をはらっていると解されるのである。

おそらく現実的方策は、中学進学にすらいらないような一部の家族に対する奨学金制度等の措置とともに^(注5)、やはり、人々の教育への熱意に依って学校環境の改良を強力に進めることであろう。そうした努力なくしては、民衆居住区住民の子弟と中層、上層の人々の子弟との教育機会の格差の問題は残されたままとされようし、そのうえ、1983年から89年にかけての小学校午前通学生と午後通学生の児童労働への参加率の格差の増大に見られたように、民衆居住区住民の教育に対する熱意は、教育制度を通じた社会経済的選抜を、民衆居住区内でも強化するという方向に水路づけられることとなろう。

民衆居住区住民の全子弟に質の良い初等・中等教育を提供するという政策課題は、農村で今なお

多数見られる初等教育レベルの中退者の発生を防ぐという課題とともに、国民福祉、社会経済発展の観点から避けて通れないものといえよう。しかし、引き続くメキシコの経済的困難の中で、それは容易に果たされるものではない。1989年、経済危機のもとでその待遇が極端に悪化した教師達は、その改善を求めてストライキを実施した。実は本稿の1989年のアンケート調査は、その騒然たる雰囲気の中で行なわれたものである。このことが、メキシコの教育政策史の過去の困難を物語るひとつのエピソードとなるのは、残念ながらまだ先のことであろうといわざるを得ない。

(注1) 民衆居住区の家族が一般に多数の子供を持つことを考えれば、各家族が就労する子供を持つ確率はさらに高まる。

(注2) 諸要因の説明力の低さは、その影響力一般の低さというより、民衆居住区住民の間では、就労と非就労をはっきりと区別するほどの差異がないためと考えるほうが適切であろう。この意味では、民衆居住区住民の間に見られるような所得や教育への熱意の「小さな差異」

も児童の就労・非就労に影響を及ぼしていることに注目すべきだ、という主張も成り立つ。

(注3) ルウイスの「貧困の文化」論、およびそれに対する批判については、米村明夫「ラテンアメリカにおける都市下層研究の理論的展開(Ⅰ)——近代化論的パラダイムから従属理論的パラダイムへ——」(『アジア経済』第32巻第4号 1991年4月)参照。

(注4) カリオラ等は、チリのサンチアゴの貧困地域の初等学校生徒についての児童労働調査を行なっている。その結論の多くは、本稿のそれと同様のものである。さらに、そこでは生徒、親、教師の児童労働に対する見方についての質問もなされており、外部の人間が児童労働に対して持つ偏見の問題について論及している(Cariola H., Leonor ; Marianela Cerri L., *Trabajo infantil: ¿Mito o realidad?* サンチアゴ, Centro de Investigaciones y Desarrollo de la Educación, 1986年)。

(注5) 奨学金制度はわずかながら存在する。この量的質的拡充が必要であろう。

(アジア経済研究所地域研究部)

【付記】 本稿は、1989年度研究会「ラテンアメリカにおける経済構造の変化と社会階級」の成果の一部である。