

Institute of Socio-Economic Planning

Discussion Paper Series

No. 232 (84-26)

Effects of Education on  
Occupational Achievement Among Migrants  
in the Mexico City Metropolitan Area  
in Comparison to Nonmigrants

by

MATSUDA, Noriyuki

March, 1985

University of Tsukuba

Sakura, Ibaraki 305, JAPAN

The research was funded by the Oversea Research Fund of the Ministry of Education (1984).

I am indebted to Professor Orlandina de Oliveira who conducted the original survey and kindly permitted the use of her data. I wish to thank Professor Roberto Ham Chande and his colleagues at Centro De Estudios Demograficos Y De Desarrollo Urbano, El Colegio De Mexico, for their valuable supports and assistance.

Effects of Education on Occupational Achievement among Migrants  
in the Mexico City Metropolitan Area in Comparison to Nonmigrants

ABSTRACT

Migrants are generally considered as opportunity seekers who change geographical locations to improve their life chances. From the point of social stratification perspective, therefore, it is of great interest to investigate how they achieve their goals and the effects of social factors on the process of achievement. Findings from such analysis should offer basic but valuable information to planners who are concerned with efficient utilization of human resources: in the developing nations, human resources are abundant in the major urban areas among which the Mexico City Metropolitan Area (MCMA) is a notable example. The purpose of the present paper is to study the latter aspect of migration in MCMA with a special focus on occupational achievement. The selected social stratification factors included the level of education, sex and migration status. The data were adopted from the survey originally conducted in 1970 across MCMA. Since the entire MCMA is not homogeneous with respect to the distribution of various resources and opportunities, it was divided into the central and peripheral areas. Due to the limitation of the data, the analysis was confined to the employed. The results we obtained revealed inequality of achievement caused by the stratification factors and, also, by the location within MCMA. Inequality was examined in two ways: a) uncertainty, or indeterminacy, of occupational strata measured by entropy, and b) log-linear models supplemented by log-odds coefficients. In general, the intermediate levels of education increased uncertainty of

occupational achievement, indicating the facilitative effect on job entry as compared to the educational experiences at both extreme levels. The other notable general tendency was the higher levels of uncertainty enjoyed by males than females. The differences due to migration status and location in MCMA showed some interactions. The log-linear models accepted for the central and peripheral areas of MCMA were hierarchical in that the former model included all the terms of the latter and additional second-order interactions due to sex of migrants. In short, the models commonly assert dependency of occupational achievement on education as well as the interaction of migration status and sex. However, in the central area, the effect of education on occupational achievement was found to vary between males and females. Interpretation of the parameters of the selected models were done in terms of the logit coefficients of odds of obtaining occupation, using the lowest stratum as the reference category. In both areas, the effect of education was facilitative: the chance of obtaining occupation of the higher strata increased as monotone functions of educational level. Another notable trend was the sex difference observed in the peripheral area in favor of males.!

## 1 はじめに

開発途上国が抱える共通の問題の中で、都市の急膨張は社会—経済システムに与える影響が大きく、早急に効果的な解決が迫られている課題の一つである。メキシコ市の場合 (Unikel, Chiapetto & Villarreal, 1978, Table 1-A1), 今世紀の初頭に約34万人であった人口が20年後には66万人, さらに20年を経過した1940年には156万人に, 1950年には287万人になっていた。1940-1950年の10年間に実に84.1%に達した驚異的成長率はその後幾分低下したとは云え, 1950-1960年間には71.1%, 次の1960-1970年間には70.2%の高い水準を維持している。その結果1970年の人口は836万人に膨れあがっていた。1980年には約1400万人に迄増えるであろうと推定されている。

このような都市人口の上昇は多量の人口移動 (migration) なしでは考えられない。ある推計によれば (Munoz, Oliveira & Stern, 1983) 1940年以降の人口の急成長の内移住による割合は, 最初の10年間で73%, 1950-1960年間で44%, 1960-1970年間で46%である。こうして1970年現在, 市内に住む21才以上の成人の半数以上が他の都市や農村部の出身者で占められるに至った。

人口の移動は明らかに生活機会 (life chances) の国内的遍在により引き起こされている。メキシコ市はこの点でも対農村部に限らず, 他の主要都市に較べ遙かに生活機会が集中していると言えよう。これは第1-1.1表に掲げた人口規模その他各種の首位性指標に良く現われている。農村—都市, 都市—都市間の何れにせよ生活主体に働く排出一吸引力 (Lee, 1966) の説明が進めば過度の都市集中が防げ, 社会システム全体にとって人的資源 (human capital) の効率的配分が可能になる筈である。Harris and Todaro (1970) の2セクター人口移動モデルはまさしくこの様な考えに沿って提唱されたものであり, 主に経済学, 地理学の研究者に多大な影響を与えて来た。研究動向についてはShaw (1977)やSimmons, Diaz-Briquetz & Laquian (1977)に詳しい資料があるのでここでは省略する。

排出一吸引力を構成する要因 (push-pull factors) 分析と並んで社会階層内での人的資源の移動に焦点を当てようとする社会移動分析 (social stratification and mobility analysis) が主要な研究の流れとして挙げられる (Matsuda, 1980)。後者で扱われる社会階層は生活の中心となる職業階層を指すことが多い。職業階層は社会システムの側から見れば, 人的資源の吸収, 活用であり, 個人の側から見れば生活手段としての意味を持つ。何れの観点を取るにしても労働者の技術や知識を活用するわけであるから, ある個人の教育水準や就業経験が社会移動に重要な背景要因として働く事になる。しかし社会によってはそもそも教育や労働市場のアクセスに性や年齢による差別が存在するので移動分析に当たってこの様な要因を無視出来ない。

上で触れた謂わば標準的な要因に加え, 人口移動の研究の中では移住そのものが果して移住者に有利に作用するのか否か興味をもたれてきた (Koo, 1978)。当然ながら移住経験が他の要因に拘らず様な効果を期待する事は無理でありかつ非現実的である。メキシコ市首都圏でMunoz, Oliveira & Stern (1977, 1983)が行なった

[primacy]

第1-1.1表 メキシコ市の首位性：人口及び各種経済指標（1966年）

=====  
首位性指標<sup>a</sup>  
-----

項目	(i) 第2都市	第4都市	第6都市	第8都市	第10都市
人口	5.51	2.51	1.99	1.68	1.50
商業主要事業所数	4.78	2.08	1.56	1.31	1.14
商業売上額	9.33	3.97	3.03	2.51	2.21
銀行取引高 <sup>b</sup>	6.96	3.87	3.22	2.83	2.55
高等教育機関予算額	8.04	4.47	3.51	3.02	2.73
高等教育機関学生数	6.71	2.75	2.36	2.07	1.85
自動車登録台数	6.96	2.52	1.90	1.65	1.49
工業産出額	5.08	3.06	2.51	2.22	2.02
サービス業粗収入	10.91	4.97	3.71	3.25	2.94
総合指標 <sup>c</sup>	11.36	6.53	5.94	5.62	5.47

-----

[資料] Unikel, Chiapetto & Villarreal (1978) El Desarrollo Urbano de Mexico: Diagnostico e Implicaciones Futuras (2nd ed.), Table. III-6.

[註] a) 首位性指標Iは各項目とも次の式に基づいて計算された：

$$I = V_i / \sum V_i \quad (2 \leq i \leq 10),$$

但し、 $V_j$ は第j番目( $1 \leq j \leq 10$ )の都市に関する該当項目の値である。

b) 債券株式等，銀行投資額，銀行貸付額，銀行預金額を含む。

c) 総合指標は上記項目を主成分分析により求められた。

調査では階層の上昇移動に移住経験と初職の交互作用が認められている：表1-1.2に示すように、初職が低い階層（半-非熟練職、農業等）の者の間では移住者の上昇移動率は非移住者に比べ低い、熟練職或は所謂ホワイトカラーの職業から開始した場合逆に移住者の上昇率が高い（職業階層については表2-2.1を参照のこと）。然しこれをMunoz, Oliveira & Stern (1977, 1983)のように低い階層の初職を持つ移住者に生活の向上の機会が閉ざされていると解釈してはならないであろう。何故なら、上昇を経験した者の割合自体は、最も低い二階層でも約半数或は69%にものぼるからである。またその割合は初職の階層が高くなる程低下する（非移住者についても同様）。

ここで上昇移動を可能にした源を上述した標準的要因に求めることは社会移動研究上おおいに興味のあることであるが、実証分析を試みる者にとって幾つか困難な問題が待ちかまえている。一つには職業階層の変数としての性質に起因する問題が挙げられる。また大規模な社会調査につきものの欠損値の存在は詳細な分析を往々にして難しくする。

先ず職業は本質的に名義尺度或は順序尺度によって把握できる所謂質的変数である。平均所得や教育年数を基に指標を作成したり（Duncan, 1961）、職業威信得点を算出し（North & Hatt, 1947）距離尺度に変換しようとする研究もあるが必ずしも根本的な解決にはなっていない。従って質的分類の職業階層に人為的に得点を与え回帰分析等量的変数の為の解析手段に頼ることは賢明な策ではない。我々は現象の正しい理解を優先すべきであり、変数の性質に即した手法を用いなければならない。対数線型モデル（Bishop, Fienberg & Holland, 1975）はまさしくこの目的に叶うものであり、移住者の社会移動に応用した先例（Matsuda, 1980, 1981）に習い本研究にこの手法を用いることにする。

然し乍らこの手法は多重分割表に出現する頻度を解析するものだけに、二番目に挙げた欠損値の影響を大きく受ける。簡単に言うと、多重分割表を使う限り欠損値はリスト単位で除外（list-wise deletion）することになり頻度の低いセルがそれだけ増加し推定上の問題が生じる（Bishop, Fienberg & Holland, 1975）。この為本研究では用いるデータの予備分析の結果、上昇下降移動と背景要因の関係を調べることを断念し、調査時点での職業達成に焦点を当てることにした。対数線型モデルによる多変量解析の他に就業機会の不確定性を測定する目的でエントロピーを使用する。これらの手法については次節で簡単に説明する。

Munoz, Oliveira & Stern (1977, 1983)が分析を行なったメキシコ市首都圏（MCMA: Mexico City Metropolitan Area）は第1-1図に示すように連邦特別区（FD: Federal District）とこれを取り囲むメキシコ州の内連邦特別区と社会-経済的結びつきの深い11郡（municipios）から構成されている。但し連邦特別区行政区（delegaciones）の内Milpa Altaは除外されている。メキシコ市自体は連邦特別区の中心にあり4行政区を含む。この行政的に明確な圏域以外にメキシコ市都市圏（MCUA: Mexico City Urban Area）と呼ばれる圏域が定められている。これは土地が殆んど農業以外の活動に供されており、物理的にも中心地区と連続体をなす区域を指す。従って首都圏の内部でも就業機会は一様ではないと考えた方がよい。首都圏をメキ

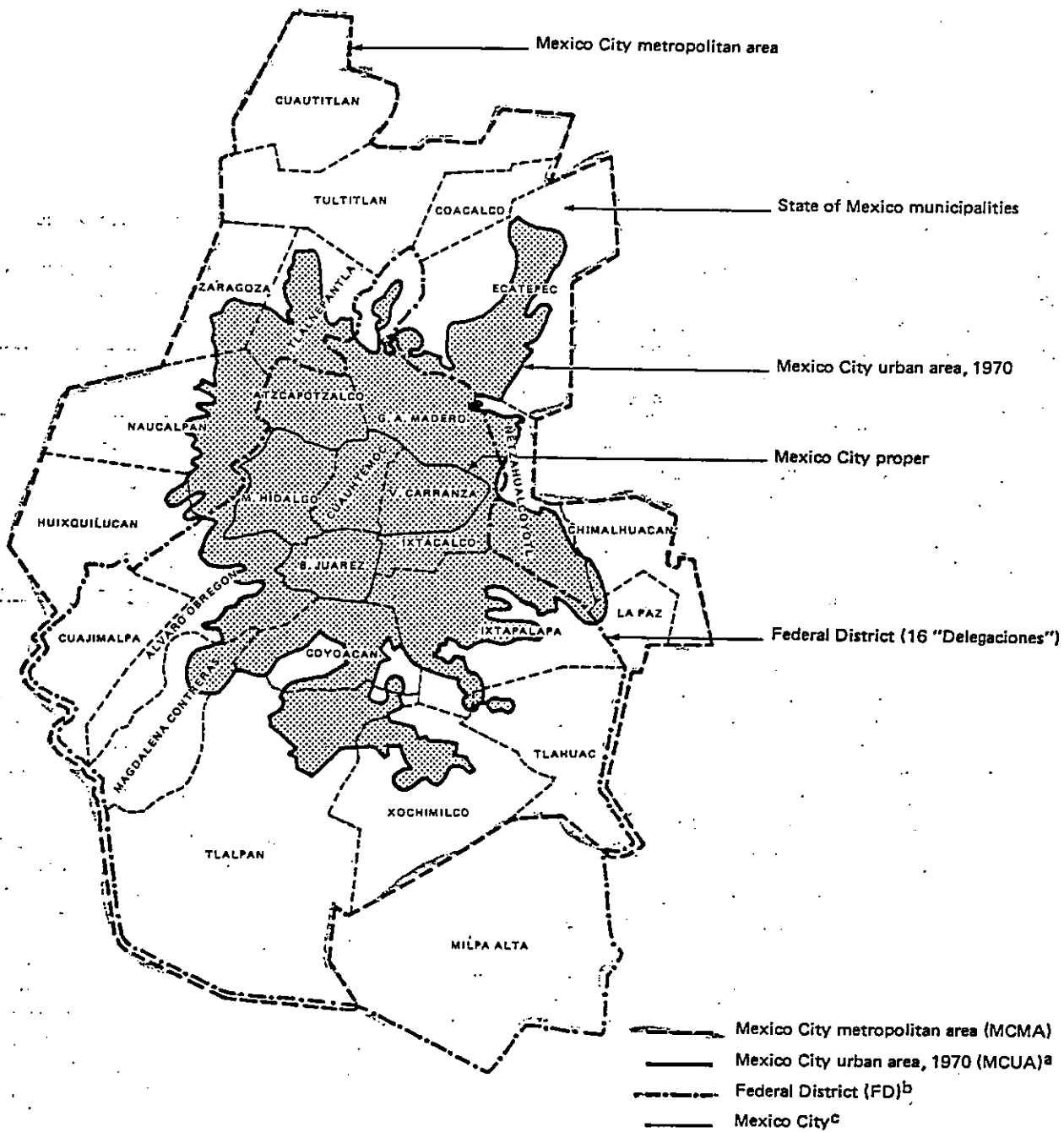
[move\_up]

第1-1.2表 初職階層別上昇移動者の割合(%)<sup>a</sup>：移住者一定住者比較

初職階層	移住者	定住者
7	0.0%	0.0%
5 & 6	28.4	22.0
4	48.5	29.2
3	46.6	39.0
2	49.2	59.0
1	69.3	75.2

資料 Munoz, H., Oliveira, O. de, & Stern, C. (1977) Migracion Y Desigualdad Social En La Ciudad de Mexico. Colegio de Mexico.

【註】 a) 割合は移住者，定住者共各階層内の人数を100とした時の%である。



- a. The boundaries of the MCUA are approximately drawn since the 1970 aerophotography was not available.
- b. Since 29 December 1970 the limits of the Federal District and of Mexico City are the same.
- c. Delimitation of Mexico City until 29 December 1970, when the city was divided into four "Delegaciones": Miguel Hidalgo, Cuauhtémoc, Venustiano Carranza y Benito Juárez. These four "Delegaciones" plus the twelve already existing now form Mexico City and/or the Federal District.

Figure 1-1. Mexico City Urban and Metropolitan Area, 1970



シコ市都市圏とそれ以外に分割出来れば理想的なのだが、使用するデータにはその為の項目が無く行政区のみ判別可能になっているので、代替策として都市圏に完全に含まれるか或は大半が都市圏に属する行政区を中心地区として取り扱い、それ以外の行政区を周辺地区に分類することにする。この方法により職業達成の要因分析の知見が少しでも正確になる事を期待している。

本研究の目的は、メキシコ市首都圏の中心部一周辺部に於いて、生活機会の核を成す職業達成の教育水準や移住経験、性等の階層背景要因との関係を把握する事にある。

## II 分析方法

### II-1. 標本

原調査：メキシコ市首都圏に1970年現在居住する住民を母集団とし層化二段サンプリング法により無作為に抽出し面接調査を行なった。但し第一次産業が主たる行政区は調査より除外されている。先ず首都圏を家屋の形態及び都市施設等の基準に従って88の調査区に分類した。各調査区の人口（1960年国勢調査に基づく）に比例して第一次抽出単位の区画計500が決定された。続いて各区画毎に5世帯を無作為に選出し合計2,500世帯を第二次抽出単位として選び出した。この2,500世帯に属する約12,950人が原調査の標本を構成している。

分析対象者の選択：本研究の目的に従い上記の原調査より被調査者を次のように選択した：a)就業可能な年齢帯（10才以上66才未満）に属する者。b)以降の分析に於いて社会的要因として取り扱われる調査項目--教育水準、移住経験、性--の全てに明確な回答を与えた者。

分析地域の分割：メキシコ市首都圏（MCMA: Mexico City Metropolitan Area）を中心部と周辺部に分けた。前者は連邦特別区（FD: Federal District）の中メキシコ市内行政区（delegaciones）及び市外の行政区でその大半がメキシコ市都市圏（MCUA: Mexico City urban area）に属する7行政区より構成される。後者は其れ以外の連邦特別区行政区とメキシコ州の郡行政区（municipios）計11行政区を含む。これらの地域に於ける分析対象者の分布を第2-1.1表に示す。

#### 第2-1.1表 挿入

### II-2. 変数

職業階層：Munos, Oliveira and Stern (1983)は職業階層を産業区分や必要とされる専門的知識、技術水準、経営規模等を加味し複合的な観点から第2-2.1表に示す8段階に分類した。本研究では基本的にこの分類に従うが、用いる統計手法上頻度を調節する必要があるので後述するようにこのうち第6,第7層を併合して取り扱うことにする。説明の便宜上職業階層を番号で呼ぶ事がある。

#### 第2-2.1表 挿入

[標本分布]

第2-1.1表 メキシコ市首都圏中心--周辺部に於ける標本の分布

中心部	行政区	
<u>連邦特別区</u>	Delegaciones	
メキシコ市内	Vestiano Carranza	1275 (19.8%)
	Cuauhtemoc	1221 (19.0)
	Miguel Hidalgo	832 (12.9)
	Benito Juavez	690 (10.7)
メキシコ市外	Atzacapotzalco	598 ( 9.3)
	Gustavo A. Madero	1234 (19.2)
	Ixtacalco	581 ( 9.0)
	計	6431 (100.0%)
<u>周辺部</u>	行政区	
<u>連邦特別区</u>	Delegaciones	
メキシコ市外	Coyoacan	341 (16.5%)
	Ixtapalapa	243 (11.8)
	Magdalena Contreras	47 ( 2.3)
	Alvaro Obregon	349 (16.9)
	Tlalpan	198 ( 9.6)
	Xochimilco	55 ( 2.7)
<u>メキシコ州</u>	Municipios	
	Chimalhuacan	32 ( 1.6)
	Ecatepec	60 ( 2.9)
	Naucalpan	226 (11.0)
	Netzahualcoyotl	253 (12.3)
	Tlalnepantla	258 (12.5)
	計	2062 (100.0%)

[註] ( ) 内の数字は相対的標本規模を表わす。

[職業区分]

第2-2.1表 職業階層区分

層	区分	代表的職種
(7)	高 専門—管理職 大企業経営者 大規模業主  大農場経営者	専門職(自営),高級管理職 製造業々主(従業者100人以上) サービス業々主(従業者15人以上) 貿易,流通業々主(従業者11人以上) 大農場経営者(200ヘクタール以上) 高級将校
(6)	中—低 専門—管理職 中—大企業経営者 高 技術職	専門職(雇用),その他管理職 製造業々主(従業者15-100人) 高級技術者,専門職補佐(教育歴12年以上)
(5)	中 技術職 中企業経営者 中規模業主  営業	中級技術職,専門職補佐(教育歴9年以上) 中規模農場経営者(25-99ヘクタール) 中規模サービス業々主(従業者6-14人) 中規模商業々主(従業者4-10人) 営業員(小売,卸売),係長
(4)	低 技術職 小企業経営者 小規模業主  事務職	単純技術職,専門職補佐(教育歴6年以上) 小規模製造業々主(従業者3-14人),販売員 小規模サービス業々主(従業者1-5人) 小規模貿易,流通業々主(従業者1-3人以上) 秘書,その他事務職
(3)	熟練職 零細企業経営者	熟練工 零細製造業々主(従業者0-2人) 零細商業,サービス業々主(従業者0人) 小規模農場経営者(5-20ヘクタール) タクシー,バス,トラック運転手
(2)	半熟練職	半熟練工 零細農場経営者(5ヘクタール未満,従業者3人未満) 小作農
(1)	非熟練職	非熟練工,雑役夫,警備員,兵士,農場労働者
(0)		無職或は非就業状態

資料: H. Munoz, O. de Oliveira, & C. Stern Selected studies on the dynamics, patterns and consequences of migration, I, 1983. UNESCO SS/CH 46.

教育水準：被調査者の教育水準は次の4段階に分けられた。

- (1)初等教育・非終了—教育歴無し，小学校中退
- (2)初等教育・終了—小学校卒，中学校中退
- (3)中等教育・終了—中学校卒，高等学校卒
- (4)高等教育・中退及終了—大学中退，大学卒

移住経験：移住経験に基づき被調査者を(1)移住者と(2)非移住者に分類した。移住者とは誕生時にメキシコ市首都圏外に居たもので調査時迄に首都圏に移住した者を指す。但し首都圏に生まれた者でもその後首都圏を去り11才以上の時に戻って来た者も移住者に含めた。

性：性別は(1)男性(2)女性とコーディングされた。

### 11-3. 統計手法

エントロピー：McFarland (1969) は職業階層構造の解放性，或は就業機会の不確定性を測定する手段としてエントロピーを適用することを提唱した。変数0の分布に伴うエントロピー $H(0)$ は次のように定義される (Shannon & Weaver, 1949)：

$$H(0) = -\sum p_i \log p_i \quad (1 \leq i \leq l) \quad (2-3.1)$$

但し， $p_i$ は相対頻度で，

$$1 \leq p_i \leq 1, \quad \sum p_i = 1$$

なる条件を満足する。ここで $i$ は変数0のカテゴリーで1から $l$ まで変化するものとする。対数は通常底が $e$ の自然対数を用いる。 $H(0)$ は $p_i$ が全て等しいとき，つまりどの職業階層も同じくらいの規模を持つときに最大となる。この状態は労働力の供給側からみればどの階層も職を得る機会に差が無いと言い換える事が出来よう。勿論採用に当たっては誰しものが平等な取り扱いを受けるものと仮定している。この仮定はかなり非現実的なものであるだけに $H(0)$ から得られる知識も大まかな全体的傾向でしかない。従ってより詳しい傾向を知りたい時には次に説明する条件付エントロピーを用いなければならない。

#### 第2-3.1表 挿入

いま説明を簡単にする為に教育水準 $E_j$ によってエントロピーがどの様に異なるかだけを考え、標本を変数0， $E$ に注目して第1-2.1表のように分類する。 $f_{ij}$ は水準 $j$ の教育を終え階層 $i$ の職業に従事している者の頻度である。教育水準 $j$ の規模を

$$f_{+j} = \sum f_{ij} \quad (1 \leq i \leq J)$$

と書くことにすれば，この水準内の相対頻度は

$$p_{i:j} = f_{ij}/f_{+j}$$

によって求まる。以上の準備を基に，水準 $j$ に於けるエントロピーは

$$H(0|E) = -\sum p_{i:j} \log p_{i:j} \quad (1 \leq i \leq l, 1 \leq j \leq J), \quad (2-3.2)$$

として定義される。

本研究では職業達成に関わる重要な要因として教育水準や移住経験，性差，居住地区等を考えており，実際には式(2-3.2)を応用することになる。端的に言えば背景要因の組み合わせ毎に決まるセルの番号を(1-2.2)の $j$ に置き換えればよいのである。

[表一例]

第 2-3.1表 教育水準別職業階層構成：例

職業階層							
教育水準	1	2	...	i	...	l	計
1	$f_{11}$	$f_{21}$		$f_{i1}$		$f_{l1}$	$f_{+1}$
2	$f_{12}$	$f_{22}$		$f_{i2}$		$f_{l2}$	$f_{+2}$
...	.....						.....
j	$f_{1j}$	$f_{2j}$		$f_{ij}$		$f_{lj}$	$f_{+j}$
...	.....						.....
J	$f_{1J}$	$f_{2J}$		$f_{iJ}$		$f_{lJ}$	$f_{+J}$
計	$f_{1+}$	$f_{2+}$		$f_{i+}$		$f_{l+}$	$f_{++}$

対数線型モデル：対数線型モデルは順序尺度或は名義尺度で測られたような質的変数間の解析に適した手法である。以降の分析では第2-3.1表に示された頻度を更に背景要因の移住経験、(M)，性別(S)に細分した分割表を用いる(第3-1.4, 3-1.5表参照)。居住地域間の差異はモデル及びそれに伴うパラメーターの比較によることにする。

サンプリング理論によると我々が直接データとして扱えるものは母集団に於ける真の値ではなく、そのランダムな表現である。しかし充分大きな標本を何回か重ねるに従い標本で得られた値の平均値(即ち期待値)はこの真の値に限りなく近づく。対数線型モデルとはこの期待値の対数を各変数の効果(及び交互作用)の和として表したものである(Bishop, Fienberg & Holland, 1975, 参照)。本研究の場合

$$\begin{aligned} \log m_{ijkl} = & u + u_i^O + u_j^E + u_k^M + u_l^S \\ & + u_{ij}^{OE} + u_{ik}^{OM} + u_{il}^{OS} + u_{jk}^{EM} + u_{jl}^{ES} + u_{kl}^{MS} \\ & + u_{ijk}^{OEM} + u_{ijl}^{OES} + u_{ikl}^{OMS} + u_{jkl}^{EMS} \\ & + u_{ijkl}^{OEMS} \end{aligned} \quad (2-3.3)$$

が飽和モデルと呼ばれる表現になる。ここでは変数(O, E, M, S)のカテゴリ一数を(1, J, K, L)とし添字(i, j, k, l)は各々1からこれら最大値の間の値を取るものとする。飽和モデル(2-3.3)では平均(u), 主効果(第一行目), 一次交互作用(第二行目), 二次交互作用(第三行目), 三次交互作用(第四行目)が全て含まれている。換言すれば分析中の各変数は互いに影響を与えているとみているわけで、このモデルのもとで求められる期待値は観測値に必ず一致する。ちなみに、いわゆる $\chi^2$ 独立性検定で対立仮説となるのは飽和モデルである。

全平均, 主効果, 交互作用の定義を簡単に示しておく:

$$\begin{aligned} u &= 1/IJKL \sum_{ijkl} \log m_{ijkl}, \\ u_i^O &= 1/JKL \sum_{jkl} \log m_{ijkl} - u, \\ u_{ij}^{OE} &= 1/KL \sum_{kl} \log m_{ijkl} - (u_i^O + u_j^E) + u, \\ u_{ijk}^{OEM} &= 1/L \sum_{l} \log m_{ijkl} - (u_{ij}^{OE} + u_{ik}^{OM} + u_{jk}^{EM}) \\ &\quad + (u_i^O + u_j^E + u_k^M) - u, \\ u_{ijkl}^{OEMS} &= \log m_{ijkl} - (u_{ijk}^{OEM} + u_{ijl}^{OES} + u_{ikl}^{OMS} + u_{jkl}^{EMS}) \\ &\quad - (u_{ij}^{OE} + u_{ik}^{OM} + u_{jk}^{EM}) \\ &\quad + (u_i^O + u_j^E + u_k^M) - u. \end{aligned} \quad (2-3.3)$$

但し, つぎの拘束条件が付いている:

$$\begin{aligned} \sum_i u_i^O &= \sum_i u_{ij}^{OE} = \sum_j u_{ij}^{OE} = 1, \\ \sum_i u_{ijk}^{OEM} &= \sum_j u_{ijk}^{OEM} = \sum_k u_{ijk}^{OEM} = 1, \\ \sum_i u_{ijkl}^{OEMS} &= \sum_j u_{ijkl}^{OEMS} = \sum_k u_{ijkl}^{OEMS} = \sum_l u_{ijkl}^{OEMS} = 1. \end{aligned}$$

他の主効果, 交互作用についても同様に定義される。(2-3.3)から明らかのように主効果と交互作用は係わる変数が一つか複数かの違いを除けば本質的にはどちらも広義の効果の概念で理解できるものである。つまり, ある効果(e.g.,  $u_{ij}^{OE}$ )とは与えられた分割表の期待値の対数の平均(e.g.,  $1/KL \sum_{kl} \log m_{ijkl}$ )からその効果を構成する変数に係わるより低次の効果(e.g.,  $u_i^O, u_j^E, u$ )を差し引いたものと言える。これを階層の原則(hierarchy principle)と呼ぶ。この原則に従えばモデル

は低次の効果が自明の時それを省略して表現出来る。(2-3.3)は

[OEMS]

と簡略化される。効果を単独で記述する際には(OE)の様に( )でくくりにする。

さて、対数線型モデルによる分析の狙いは、解釈の可能性を考慮に入れながら、飽和モデルを可能な限り簡素化し得られたデータを説明することにある。モデルの説明力或はあてはまりの良さは次に定義される $\chi^2$ 統計量で判断される：

$$LR^2 = -2 \sum f_{ijkl} \log (\hat{m}_{ijkl} / f_{ijkl}),$$

但し、 $\hat{m}_{ijkl}$ は期待値の推定値を表す。この統計量を用いればある効果、例えば(OE)の貢献度はモデル[OE][MS]とモデル[0][E][MS]の $\chi^2$ 値の差を自由度の差と照らして評価することが可能である。モデルの自由度dfとはモデルに含まれない、つまり拘束されない(一次独立な)uパラメターの個数である。

モデルの良さは次の基準によって決めるものとする。

$$\text{有意水準 } p > .10, LR^2/df > 1.20$$

採択すべきモデルの解釈にはuパラメターを検討する方向とuパラメターの差を調べるlogit分析を利用する(e.g., Matsuda, 1981)方向とがあり、本研究では後者を採用する。

職業達成のlogit分析とは、規準階層i\*に比較して階層iの就業機会の相対的良さを背景要因によって説明できるかを調べる手段である。本研究では最も低い階層1を基準階層に定める。もし採択される対数線型モデル[OE][OM][OS]が採用されれば、

$$= - \log (m_{ijkl} / m_{i1jkl}) = w_{i1}^0 + w_{i1(j)}^{0E} + w_{i1(k)}^{0M} + w_{i1(l)}^{0S}$$

が導ける。但し、

$$w_{i1}^0 = (u_i^0 - u_1^0), w_{i1(j)}^{0E} = (u_{ij}^{0E} - u_{1j}^{0E}),$$
$$w_{i1(k)}^{0M} = (u_{ik}^{0M} - u_{1k}^{0M}), w_{i1(l)}^{0S} = (u_{il}^{0S} - u_{1l}^{0S})$$

である。この中で $w_{i1}^0$ は要因分析の観点からは解釈に意味が無いので結果の報告及び考察から省略する。

比較パラメターwの検定はGoodman (1969)が推奨する方法に従う。これは複数の交互作用を同時に検定するに当たっての安全策と言えるものであり、第一種の誤りを少なくする。

### III 分析結果

#### III-1. 基本的分布傾向

職業達成と教育水準や移住経験、性の関係の分析に入る前に、これらの変数の基本的な分布傾向を中心部と周辺部を対比しながら調べることにする。先ず職業階層に関しては（第3-1.1表）中心部と周辺部の分布は基本的に類似している。何れの地区に於いても無職或は非就業状態が約1/3を占めている点が注目される。これに較べ専門—管理、高技術職、大企業経営者からなる上位の職業階層(6,7)に属するものは4パーセントに満たない。これは一段階下の中技術職、中企業経営者（階層5）についても言える事である。規模に於てほぼ中程度(9-11%)の階層は中心部、周辺部共に第2、第3層である。以上の類似傾向に対し第1、第4階層の分布は地区による労働市場の相違を伺わせる。この二層はいわゆるブルーカラー、ホワイトカラーの区分では最下層のものであるが、中心部では規模がほぼ等しいのに（約19%）周辺地区では第1層のほうに約1.7倍吸収されているのが特徴的である。しかしながら第1、第4層共にブルーカラー、ホワイトカラーの区分内では最大の階層である点は両地区に共通するものである。尚最下層の分類は首都圏に於ける失業率を知るうえで重要なものであるが、標本全体を通じても（無職の者の中）積極的に求職活動を行なっている者は3.5パーセントにものぼらなかった。これは原調査で在学中のケースを区別していなかったことを考慮に入れても極めて低い。因に1970年の国勢調査では首都圏の失業率は8パーセントから高い行政区になると20パーセントと推定されている。

#### 第3-1.1, 3-1.2, 3-1.3 表挿入

最終学歴に関しては第3-1.2表に示すように水準が高くなるにつれ標本数が減少している。学歴無しを含め中等教育を終了していない者が中心部（72.7%）、周辺部（77.3%）でそれぞれ7割を超していることから首都圏は可成りの低学歴社会であることが判る。学歴無し及び小学校中退者（水準1）の相対的規模は周辺部の方が大きい（46.6%対36.9%）。

移住経験の有るものは両地区に於て男女共34%から39%程度であり余り差が見られない（第3-1.3表）。しかし僅かながら女性に移住者の割合が高いようである。この性差は中心部（2.3%）よりも周辺部（5.2%）の方が大きい。

以上の変数間の関係を調べる為に第3-1.4, 3-1.5表が作成された。エントロピーに関する分析及び対数線型モデルによる解析は全てこの二つの表に基づくものである。

#### 第3-1.4, 3-1.5 表挿入

#### III-2. 職業達成のエントロピー

職業階層の分布を単独で見た場合のエントロピーを第3-2.1表に示す。これによると中心—周辺部を問わず男性のエントロピーは6段階の分類で取り得る最大値の90パーセントを超過している。移住者—非移住者の差は中心部で0.10、周辺部では僅か-0.01に過ぎない。一方女性についてはエントロピーが男性に比較して両居住地区で低いことが目立つ。移住者—非移住者の差は男性の場合とは逆に中心部で小さく（



[職業分布]

第3-1.1表 職業分布：メキシコ市首都圏

層	区分	中心部 (%)	周辺部 (%)
(0)	無職或非就業状態	2120 (33.0)	712 (34.5)
(1)	非熟練職 雑役夫，警備員	1204 (18.7)	514 (24.9)
(2)	半熟練職 小作農	721 (11.2)	213 (10.3)
(3)	零細企業経営者 熟練職	662 (10.3)	186 ( 9.0)
(4)	小企業経営者 低 技術職 事務職	1276 (19.8)	301 (14.6)
(5)	中企業経営者 中 技術職	236 ( 3.7)	57 ( 2.8)
(6, 7)	専門—管理職，大企業経営者 高 技術職	212 ( 3.3)	79 ( 3.8)
	計	6431 (100.0)	2062(100.0)

[教育水準]

第3-1.2表 教育水準：メキシコ市首都圏

教育水準	中心部 (%)	周辺部 (%)
(1) 小中退	2376 (36.9)	960 (46.6)
(2) 小卒・中中退	2304 (35.8)	633 (30.7)
(3) 中卒・高卒	1054 (16.4)	276 (13.4)
(4) 大中退・大卒	687 (10.8)	193 (9.4)
計	6431 (100.0)	2062(100.0)

[移住経験]

第3-1.3表 性別移住経験：メキシコ市首都圏

性	移住経験	中心部 (%)	周辺部 (%)
-----			
男			
	(1) 移住者	1065 (35.7)	313 (33.9)
	(2) 非移住者	1919 (64.3)	610 (66.1)
	小計	2984 (100.0)	923(100.0)
女			
	(1) 移住者	1309 (38.0)	445 (39.1)
	(2) 非移住者	2138 (62.0)	694 (60.9)
	小計	3447 (100.0)	1139(100.0)
-----			
	計	6431 (100.0)	2062(100.0)

第3-~~1~~.<sup>4</sup>表 教育水準移住歴・性別による職業階層構成：  
首都圏中心部

		職業階層					
		(1)非熟練	(2)半熟練	(3)熟練	(4)低技術	(5)中技術	(6)高技術
男性・移住者		事務				専門 管理	
教育水準							
小中退	153	126	82	58	12	5	
小卒・中中退	49	49	57	69	24	5	
中卒・高卒	7	19	16	45	19	14	
大中退・大卒	6	6	11	60	31	72	
男性・非移住者							
小中退	105	81	66	30	7	1	
小卒・中中退	130	124	155	114	17	5	
中卒・高卒	39	35	41	89	18	12	
大中退・大卒	10	4	13	93	33	53	
女性・移住者							
小中退	378	65	41	48	10	1	
小卒・中中退	54	31	54	63	10	0	
中卒・高卒	3	6	11	66	13	4	
大中退・大卒	1	0	2	40	6	9	
女性・非移住者							
小中退	170	63	25	19	2	2	
小卒・中中退	89	88	67	202	17	4	
中卒・高卒	9	21	17	198	10	3	
大中退・大卒	1	3	4	82	7	22	

[ED\_OCCP]

第3-2.2表 教育水準移住歴・性別による職業階層構成：  
首都圏周辺部

		職業階層					
		(1)非熟練	(2)半熟練	(3)熟練	(4)低技術	(5)中技術	(6)高技術
教育水準		事務				専門 管理	
男性・移住者							
小中退	68	39	35	15	3	1	
小卒・中中退	9	22	13	18	1	2	
中卒・高卒	3	4	3	6	3	2	
大中退・大卒	3	1	1	8	8	26	
男性・非移住者							
小中退	57	36	27	6	1	0	
小卒・中中退	38	33	32	25	5	3	
中卒・高卒	7	6	13	32	9	5	
大中退・大卒	0	1	6	25	7	31	
女性・移住者							
小中退	189	20	10	7	1	0	
小卒・中中退	25	5	7	20	2	2	
中卒・高卒	3	0	2	14	2	0	
大中退・大卒	0	0	1	11	0	3	
女性・非移住者							
小中退	80	21	11	5	1	0	
小卒・中中退	31	23	21	36	2	0	
中卒・高卒	0	2	3	47	6	1	
大中退・大卒	1	0	1	26	6	3	

-0.07) , 周辺部では-0.56になっている。以上の結果から一般に職業選択の巾は男性の方が女性よりも広いと言える。また男性に関しては居住地区や移住経験による差は少ないようである。これに対して女性の場合周辺部に移住した者が選択できる職業は比較的限定されている。

### 第3-2.1 表挿入

先に述べた一般的傾向を教育水準を考慮して更に詳しくみようとしたのが条件付エントロピーでありその分布を第3-1図に示す。(具体的数値に関しては付録Aを参照のこと。)これによれば、中心一周辺部を問わずどの教育水準に於いても男性の方が職業選択の巾が広いことが判る。但し性差及び移住経験による差は教育水準によりかなりの違いをみせている。両地区ともエントロピーの巾は教育水準3 (1.09, 1.42) > 1 (0.71, 1.05) > 4 (0.66, 0.78) > 2 (0.28, 0.42)順に狭まっている。括弧内の数字は(中心部, 周辺部)に於けるものである。

### 第3-1図 挿入

男性に関しては教育水準全般に渡って移住者の方が非移住者よりエントロピーが高い傾向にある。この例外は周辺部の教育水準2で見られるだけである。対照的に女性の移住者と非移住者の間にはエントロピーのレベルに交互作用が認められる。程度を問わなければ両地区に共通して教育水準の両極(水準1,4)では移住者のエントロピーが非移住者のそれを下回る。これとは逆のことが教育水準3に見られる。中心一周辺部の間で移住-非移住者間の差が異なるのは第二番目の教育水準である。ここでは男性同様中心部に於いては移住者の方がエントロピーが高く周辺部とは反対の傾向にある。

初等教育修了者を指す教育水準2では比較的エントロピーが大きいところでグラフの近接している点が特徴である。女性に関する限り両地区でエントロピーが最大になるのはこの教育水準である。同じことが男性の場合周辺部に住む非移住者について当てはまる。この他の男性のエントロピーは最大に達していないとは云え中等教育修了者(水準3)に次ぐものである。

教育水準による職業選択の可能性が変化する様子のうちエントロピーの順序が居住地区で一致しているのは男性移住者と女性の非移住者である：即ち

教育水準3 > 水準2 > 水準1 > 水準4 (男性移住者)

教育水準2 > 水準1 > 水準4 > 水準3 (女性非移住者)。

後の二グループについては中心部で：

教育水準3 > 水準2 > 水準1 > 水準4 (男性非移住者)

教育水準2 > 水準3 > 水準1 > 水準4 (女性移住者)；

また周辺部では：

教育水準2 > 水準3 > 水準4 > 水準1 (男性非移住者)

教育水準2 > 水準3 > 水準4 > 水準1 (女性移住者)；

この二グループの場合教育水準の両極でのエントロピーの差は極めて小さい点が特徴的である。

## III-3. 職業達成モデル

[ENTROPY]

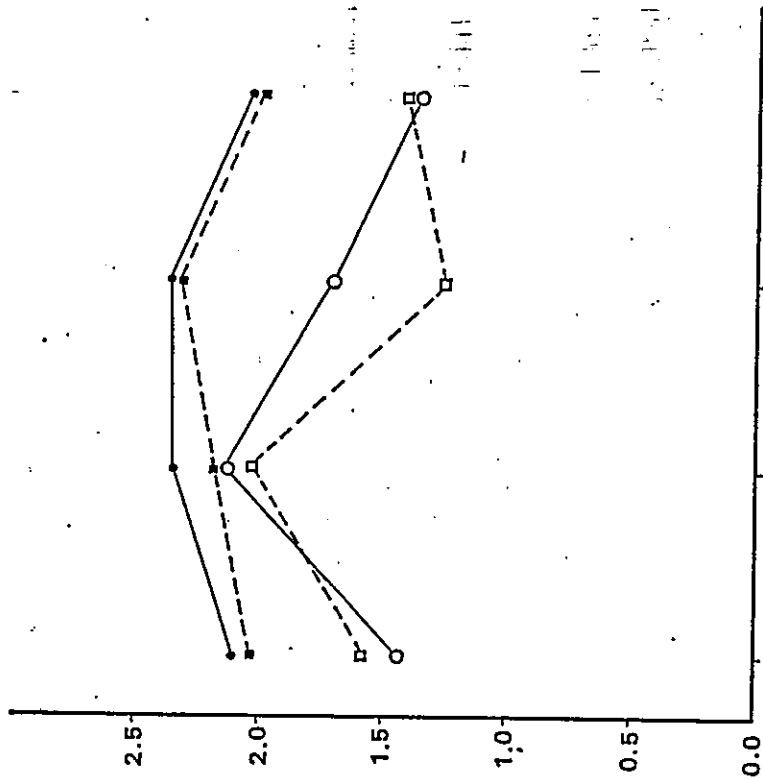
第3-2.1表 職業達成エントロピー：性，移住経験別

性	移住経験	中心部 (%)	周辺部 (%)
-----			
男性			
	(1) 移住者	2.49 (96.5)	2.43 (93.8)
	(2) 非移住者	2.39 (92.5)	2.44 (94.5)
-----			
女性			
	(1) 移住者	2.00 (77.5)	1.53 (59.2)
	(2) 非移住者	2.07 (79.9)	2.09 (80.8)
-----			

【註】 エントロピーの最大値は6区分の職業階層の場合2.585である。( )内の数字はこの最大値に対する比率を示す。

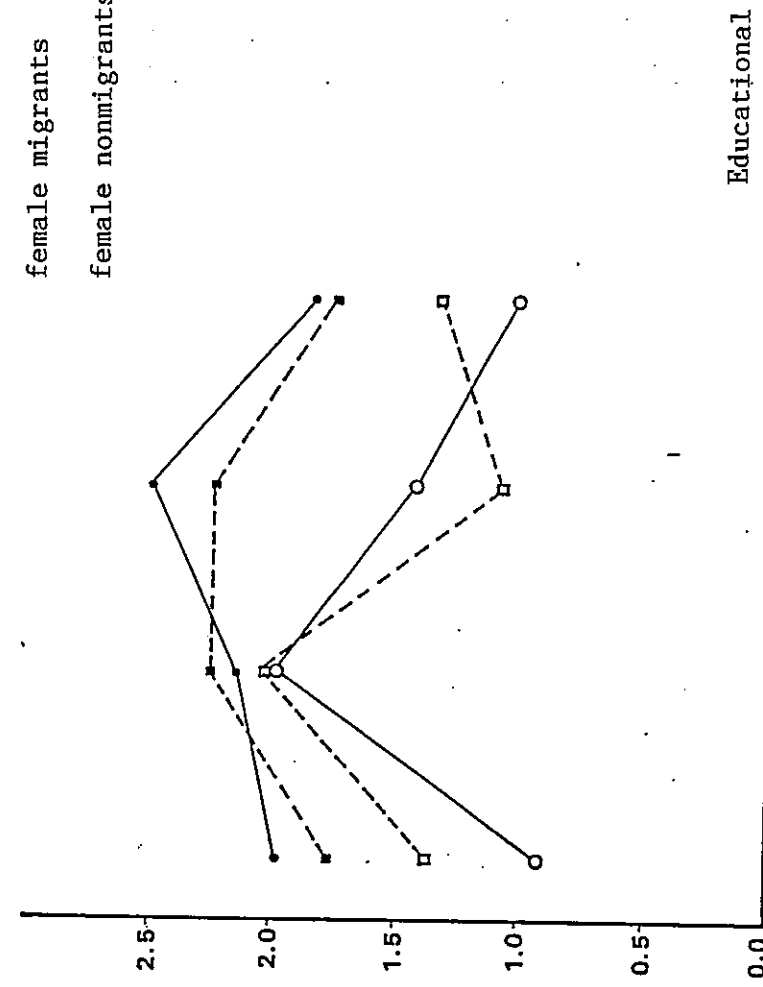
Conditional

Entropy Central Area



Conditional

Entropy Peripheral Area



Educational Level

Figure 3-1. Conditional Entropy of Occupational Achievement Given Educational Level,

by Sex and Migration Status

Note. Educational Levels; (1) none, primary incomplete (2) primary complete, junior high school incomplete  
(3) junior, senior high school complete (4) university incomplete, university complete



職業階層と教育水準，移住経験，性差の関連を調べるために作成した分割表（第3-1.4，3-1.5表）を対数線型モデル手法を用い分析した．その結果を第3-3.1（中心部），3-3.2表（周辺部）に示す．

### 第3-3.1，3-3.2 表挿入

中心部：基底モデル[OE][OM][OS][EM][ES][MS]は全ての変数が互いに無関係ではないが，ある二変数間の関係は他の変数の影響を受けないものと見なす．しかしこのモデルのあてはまりは極めて悪く ( $LR^2(53)=212.32$ ,  $p=.00$ )，三変数間の交互作用を考慮に入れる必要性が生じた．探索的分析の段階では四種類の二次交互作用(OEM),(OES),(OMS),(EMS)を順に一つずつ基底モデルに加えたものを調べるのが最良の方法であろう．第3-3.1表に示したA1からA4のモデルはこうして作られたものである．新しいモデルは基底モデルと階層関係にあるから $LR^2$ 統計量の差を求めることにより二次交互作用の貢献度を知ることが出来る．

新しいモデル(A1, 2, 3, 4)は何れも残差が大きく，現実を充分反映したものとは言えない ( $p=.00$ )．ここで個々のモデルと基底モデルとの差( $\Delta LR^2$ )を求め自由度の差( $\Delta df$ )に照らし検討したところ二次交互作用(OEM),(OES),(OMS),(EMS)の貢献度は何れも5%の水準で有意であった．この結果を踏まえ二次交互作用を全て含むモデルB1を検証したが有意水準 ( $p=.10$ ) 或は自由度当りの $LR^2$ 統計量 ( $LR^2/df=1.49$ )は一応モデル採択基準を満たしてはいるものの，改善の余地があるように思える．

対数線型モデルによる分析では一般に効果項を増せばあてはまりが良くなるものだが，高次の効果の貢献度があまり高くない時にはこれによる拘束を除いた簡単なモデルの方が適合度が高まる可能性がある．この可能性に期待して $\Delta LR^2/\Delta df$ で計った貢献度の最も小さい交互作用(OEM)をB1から除いたモデルB2を試したところ十分な適合度を得た ( $p=.21$ ,  $LR^2/df=1.25$ )．モデルの簡素化を暫く機械的に進めることにしてモデルB2より交互作用(EMS)を除いたB3を考慮する．この交互作用は先に触れたように貢献度が(OEM)に次いで低いものである．[OES][OMS][EM]と表現されるこのモデルに適合性はモデルB2よりも高い ( $p=.22$ ,  $LR^2/df=1.18$ )．しかしB3から更に一次交互作用(EM)を除去した下位モデルB4にはもはや変数の関係を説明する力は無い ( $p=.00$ ,  $LR^2/df=9.00$ )．

上の分析結果モデルB2, B3が採用の候補として残った．この二つのモデルの違いは交互作用(EMS)の有無にある．モデルの簡素さを尊ぶ方針 (principle of parsimony) に従えばモデルB3を採択することになるが，解釈の複雑さが問題になる．この点モデルB2は変数Sのレベル（即ち男女何れかの区別）が与えられれば二変数間の関係(OE), (OM), (EM)は条件付ながら互いに独立であると解釈することが出来る．モデルB2, B3に関する限り解釈上の簡潔性をモデル表現上の簡素さに優先させても実質的に不利は生じない．これは次に述べる二つの理由から明らかでなる．

(1) モデルB2はB3の上位モデルであるから後者に含まれる効果パラメーターUは全て前者にも含まれる．この際パラメーターの数値には若干相違の生じることが予想されるが，B2, B3の間では交互作用(EMS)による $LR^2$ 統計量の差は極めて小さい ( $LR^2/df=0.12$ ) ので深刻な問題とはなり得ない．

[ECTA1]

第 3-3.1表 職業達成要因分析：首都圏中心部

モデル	LR <sup>2</sup>	df	p	ΔLR <sup>2</sup>	Δdf	ΔLR <sup>2</sup> /Δdf
-----						
基底モデル						
[OE][OM][OS][EM][ES][MS]	212.32	53	.00	---	--	-----
二次交互作用モデル A						
A1: [OEM][OS][ES][MS]	183.37	38	.00	29.02	15	1.94
A2: [OES][OM][EM][MS]	86.60	38	.00	125.80	15	8.39
A3: [OMS][OE][EM][ES]	129.67	48	.00	82.72	5	16.54
A4: [EMS][OE][OM][OS]	193.00	50	.00	19.39	3	6.46
二次交互作用モデル B						
B1: [OEM][OES][OMS][EMS]	22.34	15	.10			
B2: [OES][OMS][EMS]	38.58	30	.14			
B3: [OES][OMS][EM]	38.93	33	.22			
B4: [OES][OMS]	323.81	36	.00			
-----						

[ECTA1P]

第 3-3.2表 職業達成要因分析：首都圏周辺部

モデル	LR <sup>2</sup>	df	p	ΔLR <sup>2</sup>	Δdf	ΔLR <sup>2</sup> /Δdf
基底モデル						
[OE][OM][OS][EM][ES][MS]	81.36	53	.01	---	--	-----
二次交互作用モデル A						
A1: [OEM][OS][ES][MS]	68.09	38	.00	13.27	15	0.88
A2: [OES][OM][EM][MS]	51.87	38	.07	29.50	15	1.97
A3: [OMS][OE][EM][ES]	58.37	48	.15	22.99	5	4.60
A4: [EMS][OE][OM][OS]	78.67	50	.01	2.69	3	0.90
二次交互作用モデル B						
B1: [OES][OMS][EM]	34.89	33	.38	46.47	20	2.32
B2: [OES][OMS]	102.00	36	.00			
二次交互作用モデル C						
C1: [OMS][EM][ES]	766.76	63	.00			
C2: [OMS][OE][ES]	131.51	51	.00			
C3: [OMS][OE][EM]	62.06	51	.14			
C4: [OMS][OE]	135.71	54	.00			
C5: [OMS][EM]	792.34	66	.00			

(2) 分析目的が職業階層間の比較にあるので、最終的に必要とされるのは職業階層1を基準に定めたlog odds  $\log(m_{ijkl}/m_{ijkl})$ が意味を持つ。この時モデルはB2でもB3でも有効なパラメータ $w$ は次の通り同じになることが分かる。

$$\log(m_{ijkl}/m_{ijkl}) = w_{i^0} + w_{i(j)^{OE}} + w_{i(k)^{OM}} + w_{i(l)^{OS}} \\ + w_{i(jk)^{OES}} + w_{i(kl)^{OMS}},$$

但し、

$$w_{i^0} = (u_i^0 - u_1^0), \quad w_{i(j)^{OE}} = (u_{ij}^{OE} - u_{1j}^{OE}), \\ w_{i(k)^{OM}} = (u_{ik}^{OM} - u_{1k}^{OM}), \quad w_{i(l)^{OS}} = (u_{il}^{OS} - u_{1l}^{OS}), \\ w_{i(jk)^{OES}} = (u_{ijk}^{OES} - u_{1jk}^{OES}), \quad w_{i(kl)^{OMS}} = (u_{ikl}^{OMS} - u_{1kl}^{OMS})$$

である。

周辺部：基底モデル[OE][OM][OS][EM][ES][MS]のあてはまりは中心部に較べてよいものの ( $LR^2(53)=81.36, p=.01$ ) 採択基準には満たない。そこで二次交互作用(OEM),(OES),(OMS),(EMS)の貢献度を測るべく先と同じ方法でモデルA1, 2, 3, 4を作成した。基底モデルとの $LR^2$ 統計量の差は効果(OES), (OMS)についてのみ有意であった ( $p<.05$ )。また中心部と対照的に二次交互作用を一つしか含まないモデルA3でも充分な適合を得た ( $p=.15, LR^2/df=1.22$ )。ここでモデルの検証を打ち切る代りに解釈の簡潔さと効果パラメータの簡素さを目的に更に幾つかのモデルを試すことにした。一つの方法は貢献度が有意な二次交互作用を組み合わせるものであり(モデルB1, B2)、いま一つの方法は不用な一次交互作用を除去するものである(C1-C5)。

モデルB1, B2の違いは交互作用(EM)の有無にある。[OES][OMS][EM]と周辺度数を固定したモデルB1の適合は極めて良い ( $p=.38, LR^2/df=1.89$ )。しかしながら(EM)による拘束を除いたモデルB2では説明力が無い ( $p=.00, LR^2/df=1.89$ )。これは中心部の分析でも見られた傾向である。

一方一次交互作用を減じる方向で作られたモデルC1-C5の中で満足できる適合性を示したのはモデルC3のみである ( $p=.14, LR^2/df=1.22$ )。これより更に(OE)或は(EM)を除去すれば説明力は急激に低下する：モデルC4 ( $p=.00, LR^2/df=2.51$ ) ( $p=.00, LR^2/df=12.01$ )。以上の結果を踏まえモデルC3--[OMS][OE][EM]--を採択することにした。このモデルは首都圏周辺部に於て職業達成を考える際教育水準が移住経験により規定される事実を考慮に加えねばならないことを指摘している。

先に中心部のモデルとして採用された[OES][OMS][EMS]はこれに含まれている効果項から周辺部のモデルの上位にあることが判る：即ち、

$$[OES][OMS][EMS] = [OMS][OE][EM] + (ES) + (OES) + (EMS).$$

但し、(ES)は(OES), (EMS)をモデルに加える時に自動的に組み入れられる項であるから前者は周辺部のモデルの一次交互作用(OE), (EM)に各々性差を加味したものであると言える。

#### III-4. logit分析

前節の分析により採択された対数線型モデルに基づき職業達成のロジット分析を

行なった。結果を表3-4.1, 3-4.2に示す。尚検定は全て5%レベルで行なった。

#### 第3-4.1, 3-4.2表 挿入

**中心部：**教育水準に関するパラメータ $w_{1(j)}^{0E}$ はその大部分(85%)が有意である。これは学歴の効用が、職業階層1との比較の上でほぼ全階層に及んでいることを示す。僅かな例外は教育水準2に於ける階層2と3, 及び教育水準4に於ける階層2に見られるに過ぎない。パラメータの大きさに注目すると、教育水準1, 2では単調減少、水準4では逆に単調増加の傾向にある。水準3では階層4のパラメータの値が最も大きく、これより上の階層では単調減少の傾向があるものの、階層2と3に係わるパラメータは僅かながら前者(0.578)が後者(0.562)を上回っている。

上でみた教育水準の効果には性別による修整( $w_{1(j)}^{0ES}$ )が加わる。有意なパラメータは教育水準1, 3に限られているが符号が前者(負)と後者(正)では逆転している。これは符号に関する限りパラメータ $w_{1(j)}^{0E}$ と正反対であり、性差を考慮に加えることにより、 $w_{1(j)}^{0E} + w_{1(j)}^{0ES}$ 、教育水準1では階層1-5, 水準3では階層2-5に於いて先に触れた階層格差が(男性の場合:  $l=1$ )緩和されることを意味する。しかし乍ら、教育水準1, 2に見られた単調減少傾向そのものは変わらない。水準4の単調増加減少についても同様である。但し以上は男性に関する傾向であり、女性については条件(2-3.4)から正反対の傾向が成り立つ。

移住経験の有利さは、階層5の就業機会にのみ認められる(0.307)。この他の階層に関しては特に移住経験による差は無いと言って良い。しかし、更に標本に現われた性差を考慮に入れると( $w_{1(k)}^{0MS}$ )、男性の移住者( $kl=11$ )が最高層の職種に就く機会に恵まれている事が明らかになる。

男性と女性の就業機会は階層4についてのみ差が認められる。男性には階層1の職種に比較して階層4の職種には就きにくい(-0.341)。性差の関与する二次交互作用( $w_{1(j)}^{0ES}$ ,  $w_{1(k)}^{0MS}$ )については既に記述した通りである。

**周辺部：**学歴の効果のパラメータ $w_{1(j)}^{0E}$ の中統計的に有意なものは半数を超している(60%)ものの、中心部に較べれば少ない。これは専ら水準3に於いて階層2-5のパラメータが有意水準に達しなかった事に起因する。水準4, 階層2のパラメータの(標準化された)値が小さいことも中心部との差異を生み出した一因である。パラメータの増減傾向に関しては水準1の単調減少、水準4の単調増加が中心部との共通点である。但し、水準1に於ける階層4, 5の値(-2.854, -2.797)は例外である。有意なパラメータだけに注目するならば水準2の階層4-6の単調減少も共通点に数え得る。水準3については中心部のような上に凸の傾向は見られず、階層1から5迄就業機会が階層1より特に有利となる訳ではない。この水準では階層6に関してのみ有利さが認められるに過ぎない(0.977)。

中心部と周辺部の違いは移住経験及び性差、特に後者、に関しても見られる。前者に係わるパラメータ $w_{1(k)}^{0M}$ がどれも有意でなかったことから、移住経験は基準を階層1に定めた比較では特に有利な条件とは言えない。性差( $w_{1(l)}^{0S}$ )については階層4を除いて全て有意である。これは中心部に於ける傾向とは正反対のものである。周辺部に居住する男性にとっては、最も低い階層の職に就くよりも第4階層を除

[LOGIT]

第3-4.1表 職業階層比較LOGIT分析：中心部

=====					
比較階層 i (基準階層 = 1)					
效果	2	3	4	5	6
-----					
$W_{i1(j)}^{OE}$					
j=1	-0.637*	-1.287*	-2.495*	-2.519*	-2.902*
j=2	0.007	0.056	-0.622*	-0.729*	-1.635*
j=3	0.578*	0.562*	1.097*	1.023*	0.928*
j=4	0.053	0.670*	2.021*	2.225*	3.610*
$W_{i1(k)}^{OM}$					
k=1	-0.128	0.021	-0.032	0.307*	0.144
$W_{i1(l)}^{OS}$					
l=1	0.052	0.102	-0.341*	0.060	0.210
$W_{i1(j)}^{OES}$					
(j1)=(11)	0.517*	0.683*	0.798*	0.499*	0.317
(j1)=(21)	0.105	0.058	0.120	0.068	0.165
(j1)=(31)	-0.272	-0.405*	-0.560*	-0.431*	-0.144
(j1)=(41)	-0.350	-0.336	-0.358	-0.136	-0.338
$W_{i1(k1)}^{OMS}$					
(k1)=(11)	0.206	-0.026	0.208	0.123	0.371*
$W_{i1(j)}^{OE} + W_{i1(j1)}^{OES}$					
(j1)=(11)	-0.120	-0.604	-1.697	-2.020	-2.585
(j1)=(21)	0.112	0.114	-0.502	-0.661	-1.470
(j1)=(31)	0.306*	0.157	0.537	0.592	0.784
(j1)=(41)	-0.297	0.334	1.663	2.089	3.272
$W_{i1(k)}^{OM} + W_{i1(k1)}^{OMS}$					
(k1)=(11)	0.078	-0.005	0.176	0.430	0.515
-----					

\* p < .05

[LOGIT\_P]

第3-4.2表 職業階層比較LOGIT分析：周辺部

=====					
比較階層 i (基準階層 = 1)					
効果	2	3	4	5	6
-----					
$W_{i1(j)}^{OE}$					
j=1	-0.652*	-1.235*	-2.854*	-2.797*	-3.611*
j=2	0.248	-0.143	-0.530*	-1.086*	-1.105*
j=3	0.355	0.583	0.195	0.131	0.977*
j=4	0.048	0.794	1.990*	2.425*	3.738*
$W_{i1(k)}^{OM}$					
k=1	-0.184	-0.184	-0.071	-0.032	0.279
$W_{i1(l)}^{OS}$					
l=1	0.612*	0.670*	0.172	0.568*	1.128*
$W_{i1(kl)}^{OMS}$					
(kl)=(11)	0.323	0.252	0.252	0.349*	0.120
-----					

\* p < .05

く他の階層に職を見出し易い有利さがある。階層5については更に男性の移住者であることが有利さを増す ( $w_{1(1)}^{0NS} = 0.349$ )。

#### IV 考察

メキシコ市を中心とする首都圏 (MCMA) は国内各地からより良い生活機会を求め人の流入が絶え間なく人口規模は増大を続けている。因に、開発途上国の都市の平均人口増加率は1970年前後で年間約5%程度と見積もられている (World Bank, 1972)。冒頭に紹介したメキシコ市の成長率は年平均に換算すれば5-6%の程度であるから、世界的には”標準的”水準にあり格別注意を惹かないかもしれない。しかし1970年で8百万を越えるベースの5%は40万人程の中規模都市を毎年新たに創り出すことを意味するから、これは正しく膨張と云う形容が相応しい。従って、このメキシコ市とそれを取り囲む首都圏に絶え間なく集中する人的資源の有効活用は社会システム及び個人の何れの側からも急務であると言える。本研究は生活手段の核である職業に焦点をあて就業機会が教育水準の他移住経験、性と云う階層背景要因に規定されているか調べようとしたものである。しかし、首都圏と称される地域は都市的性格の区域と農村的性格の区域を抱えており総括して把握することは望ましくない。そこで首都圏を中心の都市部と周辺の農村的性格の濃い地区に分割し両地区間で職業達成の比較を試みたわけである。

エントロピーを応用して見た不確定性から言えることは、唯一の例外を除けば男性の場合教育水準を問わず、中心一周辺部共に移住者の方が非移住者に較べ職業選択の中が広いことである。これに対し女性の傾向は複雑で移住経験の有無は教育水準並びに居住地区により効果が異なる。教育水準の効果或は学歴の効用は面白いことに水準の両端に於いて不確定性を減少させる働きがあるようである。(女性の非移住者を例外とする。) 不確定性が高い場合解釈は比較的容易であるが、低い不確定性については階層的観点からは二通りの意味を考えなければならない。つまり低い階層の職種に限定される時と、高い階層の職種に可成り確実に就ける場合と何れに於いてもエントロピーは低くなるからである。続いて行なった対数線型モデル、logit分析から得た知見はこの点を明らかにするのに役立つ。

対数線型モデルに於ける両地区の共通点は、職業達成がここで用いた背景要因—教育水準、移住経験、性—の全てに影響を受けているということであった。但し移住経験の効果は更に性によって異なるという二次交互作用がこれに加わる。中心部ではモデルが更に複雑になり教育の効果にも性差の二次交互作用が認められた。就業機会の差を調べる為のlogit分析では統一性を保つ目的で最下層の職業階層を比較基準に定めた。

エントロピーの解釈で示唆した通り、教育水準の両端に於ける不確定性の低さは各々職業達成の不利さ有利さとして確認された。初等教育修了・中等教育中退程度 (水準2) の学歴でもあれば、中心部一周辺部共に最下層に限定される可能性は減少するが、この効果も第4階層以上には及ばない。一段階上の中等教育修了者 (水準3) になると、学歴の効果は中心部一周辺部間で差が生じる。つまり中心部では階層2以



上の職に就ける機会が統計的に有意に高くなるのに対し、周辺部では最下層に限定されずとは限らないという弱い効果しかない。然し乍ら周辺部でもこの水準の学歴は最高層の職に関しては有利に作用するようである。

移住経験の有無は今回の比較方法による限り、僅か中心部で階層5の就業機会が移住者に有利に働くことが認められたに過ぎない。性差及び性差による二次交互作用については前節の結果を参照して欲しい。

結びに替えて本研究の問題点に触れよう。開発途上国の人口の都市集中に関しては特に1970年代にインフォーマルセクターに労働力吸収の機能が期待されていた。しかし、インドネシアの都市への移住者の職業達成を分析した結果では(Matsuda, 1980, 1981)これが過剰期待であり、失業問題が深刻であることが分かった。今回はこの知見の一般性を確認する計画であったが、入手したデータが失業状態を無職から分離出来なかった為有職者に分析が限定された。本来職業達成を論ずるには失業問題を抜きには出来ないので、将来機会があれば再調査を実施して知識の補完に努めたい。

## V 文 献

- Bishop, Y.M.M, Fienberg, s.E., & Holland, P.W. (1975) Discrete Multi-variate Analysis: Theory and Practice. MIT Press.
- Duncan, O.D., (1961) A socioeconomic index for all occupations, in A.J. Reiss, Jr. (ed.) Occupations and Social Status. Free Press.
- Garcia, B., Munoz, H., Oliveira, Orlandina de. (1982) Hogares y Trabajadores: En la Ciudad de Mexico. Colegio de Mexico.
- Goodman, L.A. (1969) How to ransack social mobility tables and other kinds of cross-classification tables. American Journal of Sociology, 75(1), 1-40.
- Harris, J.R., & Todaro, M.P. (1970) Migration, unemployment and development: A two sector analysis. The American Economic Review, 60(1), 126-142.
- Koo, H. (1978) Rural-urban migration and social mobility in Third World metropolises: A cross-cultural study. Sociological Quarterly, 19(2), 292-303.
- Lee, E.S. (1966) A theory of migration. Demography, 3, 47-57.
- Matsuda, N. (1980) Stratification Analysis of Labor Migration Toward Urban Centers in Indonesia. Ph. D. Dissertation, University of Maryland. (Also available in University Microfilms No. 8027119)
- Matsuda, N. (1981) Occupational achievement of Migrants in Indonesian urban centers: Application of loglinear analysis. Behaviormetrika, No. 9, 33-46.
- McFarland, D.D. (1969) Mearsuring the permeability of occupational structures: An information-theoretic approach. American Journal of Sociology, 75(1), 41-61.
- Munoz, H., Oliveira, O. de, & Stern, C. (1977) Migracion y Desigualdad Social en la Ciudad de Mexico. Colegio de Mexico.
- Munoz, H., Oliveira, O. de, & Stern, C. (1983) Selected Studies on the Dynamics, Patterns and Consequences of Migration, 1: Mexico City--Industrialization, Migration and the Labour Force. 1930-1970. UNESCO SS/CH 46.
- North, C., & Hatt, P.K. (1947) Jobs and Occupations: A Popular Evaluation, in L. Wilson & W.L. Kolb (eds.) Sociological Analysis. Harcourt
- Shannon, C.E., & Weaver, W. (1949) The Mathematical Theory of Communication. University of Illinois Press.
- Shaw, R.P. (1975) Migration Theory and Fact: A Review and Bibliography of Current Literature. Regional Science Research Institute.
- Simmons, A., Diaz-Briquets, S., & Laquian, A.A. (1977) Social Change and Internal Migration: A Review of Research Findings from Africa, Asia and Latin America. International Development Research Center.
- Unikel, L., Chiapetto, C.R., & Villarreal, G.G. (1978) El Desarrollo

Urbano de Mexico: Diagnostico e Implicaciones Futuras. Colegio de Mexico.

World Bank (1972) Urbanization. Sector Policy Paper. World Bank Group.

Table A-1 Conditional Entropy of Occupational Achievement:  
by Sex and Migration Status

性	移住経験	中心部 (%)	周辺部 (%)
<u>男性・移住者</u>			
<u>教育水準</u>			
	小中退	2.10 (81.4)	1.97 (76.2)
	小卒・中中退	2.35 (90.8)	2.15 (83.1)
	中卒・高卒	2.36 (91.3)	2.50 (96.6)
	大中退・大卒	2.05 (79.2)	1.83 (70.9)
<u>男性・非移住者</u>			
<u>教育水準</u>			
	小中退	2.03 (78.4)	1.77 (68.6)
	小卒・中中退	2.19 (84.5)	2.25 (86.9)
	中卒・高卒	2.32 (89.6)	2.23 (86.4)
	大中退・大卒	2.02 (78.1)	1.77 (68.6)
<u>女性・移住者</u>			
<u>教育水準</u>			
	小中退	1.44 (55.9)	0.92 (35.5)
	小卒・中中退	2.14 (82.7)	2.03 (78.6)
	中卒・高卒	1.70 (65.9)	1.44 (55.6)
	大中退・大卒	1.39 (53.9)	1.05 (40.7)
<u>女性・非移住者</u>			
<u>教育水準</u>			
	小中退	1.60 (61.8)	1.39 (53.9)
	小卒・中中退	2.07 (80.0)	2.06 (79.7)
	中卒・高卒	1.27 (49.2)	1.08 (41.8)
	大中退・大卒	1.42 (54.8)	1.36 (52.6)

[註] エントロピーの最大値は6区分の職業階層の場合2.585である。( )内の数字はこの最大値に対する比率を示す。