

# 米国移民受け入れ体制

蔵 谷 哲 也

## 概 要

1952年と1965年の米国移民法改正後のそれぞれ約10年間の移民フローの量と質の比較を行い、移民法の移民フローに対する影響と、移民政策の有り得る目標にとってどのような意味合いを持つかを検討した。

## 1. はじめに

本稿は1952年と1965年の米国移民法が実施された後のそれぞれの約10年間の移民フローの質と量を検討し、移民政策の有り得る目標にどのような意味合いを持つかを検討するものである。<sup>(1)</sup>

1965年法前後の移民フローに関する研究は以下の文献でなされており、先ずは簡単にそれらを紹介し本稿の位置づけをしたい。キーリーは以下のように述べる。(1)欧州と南北アメリカについては概して移民の職能が低水準になった。(2)アジア、アフリカ、オセアニアはホワイトカラーやとりわけ専門職が増えた。(3)アジアでは移民の増大はもとより専門職を持つ者の増大が著しかった。<sup>(2)</sup>アブラムスとアブラムスは1965

年移民法からの予期せぬ結果として(1)移民による人口増加は自然人口増加の約3分の1に相当する。(2)アジアからの移民は50パーセント近く増大した。(3)あまりにも多くのアジア人専門家が入国したので、黒人よりもフィリピン人の医者の方が今日では多い。<sup>(3)</sup>ボイドは第二次世界大戦後の米国への移住に関する特徴は移民法の変更と東洋系移民の増大であると考えている。<sup>(4)</sup>これらの見解に共通していることはアジア系移民、特に専門職を持つ者の増大があったことだ。本稿に於ける移民フローへのアプローチは特定年に於けるフローの比較ではなく、一定期間に於ける移民フローの比較を中心としているところである。

(1) ここでの移民は米国に永住する特権を合法的に与えられた外国人を指す。ただし、特定の目的の為に一時的な性質の訪問をする非移民は考慮されていない。非移民査証の移民は滞在期間や雇用に関して非常に異なる制約を課されている。Jasso, G. and Rosenzweig M. 'Using National Recording Systems for the Measurement and Analysis of Immigration to the United States', *International Migration Review*, Vol. 21, Winter 1987 pp. 1213~4 入国者の変動は、法定上の制限に因っても左右されると仮定している。

(2) Keely, C. B. p. 157

(3) Abrams Elliot and Abrams Franklin 'Immigration Policy-Who gets in and Why?', *Public Interest*, 38, Winter, pp. 3~29

(4) Boyd, M. 'Oriental Immigration: The Experience of the Chinese, Japanese, and Filipino Populations in the United States' *International Migration Review*, Spring 1974, Vol. V, p. 52

表1 1921年から1952年までの年次移民割当

国	1921年法	1924年法	1929年法	1952年法
東半球	356,995	164,667	153,714	154,857
欧州	355,406(99.5%)	161,546(98%)	150,591(98%)	149,667(96.6%)
オーストリア	7,451	785	1,413	1,405
ベルギー	1,563	512	1,304	1,297
ブルガリア	302	100	100	100
チェコスロバキア	14,282	3,703	2,874	2,859
デンマーク	5,691	2,789	1,181	1,175
フィンランド	3,921	471	569	566
フランス	5,729	3,954	3,086	3,069
ドイツ	68,059	51,227	25,957	25,814
イギリス	77,312	34,007	65,721	65,361
ギリシャ	3,294	100	307	303
ハンガリー	5,638	473	869	865
アイスランド(1944年独立)	-----	100	100	100
アイルランド(1925年以前はイギリスにふくまれた)		28,567	17,853	17,756
イタリア	42,057	3,815	5,802	5,645
オランダ	3,607	1,618	3,153	3,136
ノルウェー	12,202	6,543	2,377	2,364
ポーランド	25,827	5,982	6,524	6,488
ポルトガル	2,520	503	440	438
ルーマニア	7,419	603	295	289
スペイン	912	131	252	250
スウェーデン	20,012	9,561	3,314	3,295
スイス	3,752	2,081	1,707	1,698
トルコ	656	100	226	225
ソビエト	34,282	2,248	2,784	2,697
ユーゴスラビア	6,426	671	845	933
他の欧州	2,427	1,562	1,538	1,534
アジア	1,043(0.29%)	1,300(0.78%)	1,323(0.8%)	2,990(1.9%)
アフリカ	122	1,200	1,200	1,600
オーストラリアニュージーランドと太平洋諸島	359	221	200	600
その他の国々	65	400	400	-----

出所：Statistical Abstract of the United States p.91 1960

## 2. 移民数量制限の変遷

観察期間に至る以前の状況、即ち1952年以前の移民政策を簡単に見ておく。まず、移民全体に対する制限は1921年から開始されたのであるが、1921年以前は部分的な数量制限や1917年の読み書きテストのような質的制限が存在したにも関わらず移民全体の数量制限はなかった。<sup>(5)</sup>

1921年から1952年までの特徴を纏めて見ると、米国における民族の構成比をそのまま残しておくという考え方が背景にあったように窺える。ただし、こうした制限は東半球についてのみ為され、西半球に対する制限はなかった。

1921年法は1910年の米国における人口調査を元にしてその当時の各外国籍に対してその数の3パーセントまでを各国の移民受け入れ枠として認めた。表1に示されるように世界全体の移民割当の中で99.5パーセントまでが欧州によって占められ、アジアに関しては僅か0.29パーセントしかなかった。

1924年法は1890年の人口調査を元に当時米国に居住していた移民の出生地国を基準に、それらの国別に分類した移民人口の2パーセントの移民枠を各国に許可した。21年法と同様に欧州が98パーセントを占め、アジアのそれは約1パーセントだった。<sup>(6)</sup>この法で推察出来ることは明らかに外国人人口を制限しようとしている

ことである。つまり東半球に対する全体の移民割当は1921年法と比較すると大凡半分に減らされた。表2は出生国別の米国に於ける外国生まれ人口を示す。国別の分類では欠如している国も有り部分的な情報しか得られないが、地域的な分類で見ると興味深い事が分かる。1890年人口と1910年人口を比較して見ると北西欧は1890年人口において1910年のそれよりも若干多い。一方、中央と東欧、南欧、アジアについては少なくなっている。この人口によって移民割当が決定されるわけであるから、当然1924年法の北西欧の割当は大きく、他の地域の割当は小さくなる。この事から推測出来るのは北や西ヨーロッパ系の移民を優先し、その他の地域の移民量を減らそうと試みたものではないかということだ。<sup>(7)</sup>

1929年法では1920年の米国人口調査を基準として年間15万人を上限とする移民割当制度への変更がなされた。この割当制度は1952年12月31日まで継続し、こうした制度下で年平均154,277人が移住してきた。<sup>(8)</sup>

1952年法は1920年の人口調査の1パーセントの6分の1をそれぞれの移民の出生国への年間移民割当数とした。<sup>(9)</sup>

以上のような一種の基準が数量制限に関して存在した。それは地域的な面で差別的であり、しいては人種差別的な面があったとも言える。

(5) 読み書きテストはもちろん英語でなされるから、教育水準とは関わりなく、英語を母国語としない移民希望者にとっては過酷なものであったに違いない。

(6) 1935年以前はフィリピン人は米国籍者であり、移民割当制限を課されなかった。

(7) この割当制は明らかに米国における北欧系及び西欧系移民の数的優先を維持、奨励するためのものであったと布井氏は結論付けている。「米国における出入国及び国籍法」上巻、10ページ

(8) 布井 pp. 12~3

(9) 中国、日本、フィリピンの年次割当は100だった。この100とは最低限の年次割当数だった。

表2 出生国別米国における外国生まれ人口

出生国	1890年	1910年	増加率(%)	
世界全体	9,249,560	13,515,886	46.1%	
北西欧	4,380,752	4,239,067	-3.2	
イングランド	909,092	877,719	-3.4	
スコットランド	242,231	261,076	7.7	
ウエールズ	100,079	82,488	-17.5	
北アイルランド	} 1,871,509	1,352,251	-27.7	
アイルランド(アイル)				
ノルウェー	322,665	403,877	25.1	
スエーデン	478,041	665,207	39.1	
デンマーク	} 132,543	181,649	37.0	
アイスランド				
オランダ	81,828	120,063	46.7	
ベルギー	22,639	49,400	118.2	
ルクセンブルグ	2,882	3,071	6.5	
スイス	104,069	124,848	19.9	
フランス	113,174	117,418	3.7	
中欧と東欧	3,420,629	6,014,028	75.8	
ドイツ	2,784,894	2,311,237	-17.0	
ポーランド	147,440	937,884	536.1	
チェコスロバキア	-----	-----		
オーストリア	241,377	845,555	250.3	
ハンガリー	62,435	495,609	693.7	
ユーゴスラビア	-----	-----		
ソビエト	} 182,644	118,441		
ラトビア				
エストニア				
リトアニア				
フィンランド				129,680
ルーマニア				65,923
ブルガリア				11,498
トルコ(ヨーロッパ)	1,839	32,230	1,652.5	
南欧	206,648	1,525,875	638.3	
ギリシャ	1,887	101,282	5,267.3	
アルバニア	-----	-----		
イタリア	182,580	1,343,125	635.6	
スペイン	6,185	22,108	257.7	
ポルトガル	15,996	59,360	271.0	
他の欧州	12,579	12,871	2.3	
アジア	113,396	191,484	68.8	
アルメニア	} 59,729			
パレスチナ				
シリア				
トルコ(アジア)				

米国移民受け入れ体制（蔵谷）

中国	106,701	56,756	-46.8
日本	2,292	67,744	2,855.6
インド	2,143	4,664	117.6
韓国	-----	-----	
フィリピン	-----	-----	
他のアジア	2,260	2,591	14.6
アメリカ	1,088,245	1,489,231	36.8
カナダ（仏）	302,496	385,083	27.3
カナダ（他）	678,442	819,554	20.7
ニューフォンドランド		5,080	
キューバ	} 23,256	15,133	-34.9
他の西インド諸島		32,502	
メキシコ	77,853	221,915	185.0
中央アメリカ	1,192	1,736	45.6
南アメリカ	5,006	8,228	64.3
その他	27,311	43,330	58.6
アフリカ	2,207	3,992	80.8
オーストラリア	5,984	9,035	50.9
アゾレス諸島	} 9,739	18,274	87.6
他の大西洋諸島			
太平洋諸島	3,369	2,415	-28.3
不特定	479	2,687	460.9
海上出生	5,533	6,927	25.1

出所：Historical Statistics of the United States：Colonial Times to 1970 p.117から作成

### 3. 1952年と1965年の移民制度<sup>10)</sup>

表3が1952年法の移民受け入れの際のビザ配分の優先制度を示す。この制度はもちろん東半球にのみ適用される。この制度は全体の数量制限の中では、先ず労働に最優先がおかれており、数量的には全体の50パーセントを占める。この制度の各々の優先の利用度を1955年を例にとってみると、第一優先における利用割合は3パー

セントしかない。第二優先については5パーセント、第三優先では18パーセント、第四優先では4パーセント、非優先では48パーセントであった。全体のビザの利用率は約55パーセントであった。

次にこうした移民ビザの優先制度利用国を見たのが表4である。1959年度の東半球における全体の移民割当利用率は63パーセントであり、この割合だけを見ると移民全体の数量制限は実

10) 1952年から65年の間には大きな移民法修正が無かったが、以下のような法があった。

1953年：難民救済法 3年半の間に214,000人の難民の受け入れ（通常の移民割当制限枠外にて）。

1954年：一度だけの軽罪を犯した外国人を入国拒否事項から除外。

1956年：麻薬所持の外国人を入国拒否、並びに強制退去。

1957年：非優先割当移民査証の難民・流民による使用許可。

1958年：アラスカに於ける移民法の修正（アラスカが米国の一州になったので）。

1960年：入国拒否と強制退去に関して麻薬所持の条項にマリファナが追加された。

1961年：外国人孤児に対して、非割当移民の資格を与える恒久的制度制定。

1962年：強制退去に関する5つの救済規定の変更。

表3 1952年移民法の東半球優先制度(Eastern Hemisphere Preference System)

優 先	内 容	シーリング	1955年の利用数
第 一	米国で緊急に要される高度な熟練移民とその配偶者、子供	75,000*	1,176(熟練移民) 1,236(配偶者,こども)
第 二	米国市民の両親と、21歳を越える米国市民の未婚の子女	45,000†	2,394
第 三	永住権者の配偶者並びにその子女	30,000‡	5,425
第 四	米国市民の兄弟姉妹並びに既婚の子女並びに付き添いの配偶者と子供	第一、第二、第三優先の未使用査証の50%	3,075
非優先	上記の優先に当てはまらなかった者	第一、第二、第三優先で未使用の査証の50%と第四優先の未使用分	65,711
	合 計	150,000	82,232

ただし、\*は、第2、第3優先で未使用の査証が加えられる。

†は、第1、第3優先で未使用の査証が加えられる。

‡は、第1、第2優先で未使用の査証が加えられる。

出所：1955年の利用数 = *Statistical Abstract of the United States*, 1960

際の移民供給よりも高く設定されているように窺える。しかし、それぞれの国を見ていくと、最低の利用率はイギリスと北アイルランドの34.7パーセント、最高はギリシャの127.2パーセントである。このように国によっては利用率が異なっている。アジア諸国に関しては、国毎のデータが無いので詳細は不明である。表3と4を合わせてみると、1952年の米国の東半球移民制度は少なくとも2つの基準によって移民選別がなされており、東半球優先制度における第一優先に関してはシーリングと実際の利用者数の比較からみると、米国に必要な労働者の入国は満たされていなかったと言えよう。

次に1965年移民法における東半球優先制度を示したものが表5である。52年のそれと比較すると優先順位の変更がある。大まかな変更は労働関係の優先順位が下がり、その数字上の枠が75,000から34,000(第三優先の枠数+第六優先の枠数)に減少したことがあげられる。その代わりに血縁関係のビザが最優先されることと

なった。全体のシーリングは170,000人となり、多少の増大がなされた。

そこで、1970年におけるいくつかの実際の利用数とそれぞれのシーリングの数を比較してみよう。最も利用度の低かったものが、第一優先のビザであり3パーセントである。最大だったのが、第五優先であり、128パーセント。労働関係のビザは第三と第六であるが、これらのシーリングは二つ合わせて見るとほぼ満たされている。

これまでは特に東半球のみに焦点を合わせてきたが、ここで、1952年と65年移民法の特徴を考察しよう(表6)。先ず西半球には数量制限が1968年まで存在していなかった事が挙げられる。東半球では1965年法施行以降の特徴としては、移民出生国に基づく移民割当制度が廃止されたことであるが、その代わりに1国20,000(植民地または従属地は200)以上のビザを年間申請できないという制限が加えられた。両半球については適用が異なるが、労働長官による労働証明書を労働関係の移民に関して必要とさせてい

米国移民受け入れ体制（蔵谷）

表4 1959年における年次移民割当と実際の入国者数

国	年次移民割当	入国者数	利用率(%)
東半球	154,857	97,657	63.0
欧州	149,667	94,087	62.8
オーストリア	1,405	1,428	101.6
ベルギー	1,297	1,137	87.6
ブルガリア	100	92	92.0
チェコスロバキア	2,859	2,939	102.4
デンマーク	1,175	1,128	96.0
エストニア	115	138	120.0
フィンランド	566	541	95.6
フランス	3,069	2,979	97.0
ドイツ	25,814	24,757	95.9
イギリスと北アイルランド	65,361	22,650	34.7
ギリシャ	308	392	127.2
ハンガリー	865	949	109.7
アイスランド	100	93	93.0
アイルランド	17,756	7,251	40.8
イタリア	5,645	5,746	101.7
ラトビア	235	262	111.4
リトアニア共和国	384	426	110.9
ルクセンブルグ	100	82	82.0
オランダ	3,136	3,096	98.7
ノルウェー	2,364	2,267	95.9
ポーランド	6,488	6,382	98.4
ポルトガル	438	453	103.4
ルーマニア	289	343	118.7
スペイン	250	292	116.8
スウェーデン	3,295	2,081	63.2
スイス	1,698	1,601	94.3
トルコ	225	263	116.9
ソビエト	2,697	2,863	106.2
ユーゴスラビア	933	1,016	108.9
他の南と東ヨーロッパ	700	437	62.4
アジア	2,900	2,433	83.9
アフリカ	1,600	701	43.8
オセアニア	600	436	72.7

出所：Statistical Abstract of the United States p.93 1960から計算

注：1952年からフィリピンはアジアに含まれた。以前はオセアニアに分類された。

表5 1965年移民法の東半球優先制度(Eastern Hemisphere Preference System)

優先	内 容	シーリング	1970年の利用数
第一	合衆国市民の未婚の子女	34,000	1,089
第二	永住権者の配偶者及び未婚の子女	34,000*	30,714
第三	知的専門職に就労する者 科学・芸術で卓越した能力をもつ者	17,000	17,991
第四	合衆国市民の既婚の子女	17,000*	8,350
第五	合衆国市民の兄弟姉妹	40,800*	52,279
第六	米国で不足している熟練又は未熟練労働者、その配偶者、子ども	17,000	16,025
第七	難民、その子供、配偶者	10,200	9,863
非優先	上の優先のいずれにも当てはまらなかった者	*	36,233
	合 計	170,000	172,544

ただし、\*は、下位の優先カテゴリーで利用可能な1つの優先カテゴリーで未使用の査証の数を示す。例えば、第一優先カテゴリーでは、1089の査証しか発行されなかったから、32,911の未使用ビザは第二優先カテゴリーで利用可能となる。従って、第二優先では、合計66,911(34,000+32,911)が利用可能である。  
(出所：1970年の利用数 = *Statistical Abstract of the United States*)

表6 各半球ごとの1952年法と1965年の移民国籍法の主要条項の適応

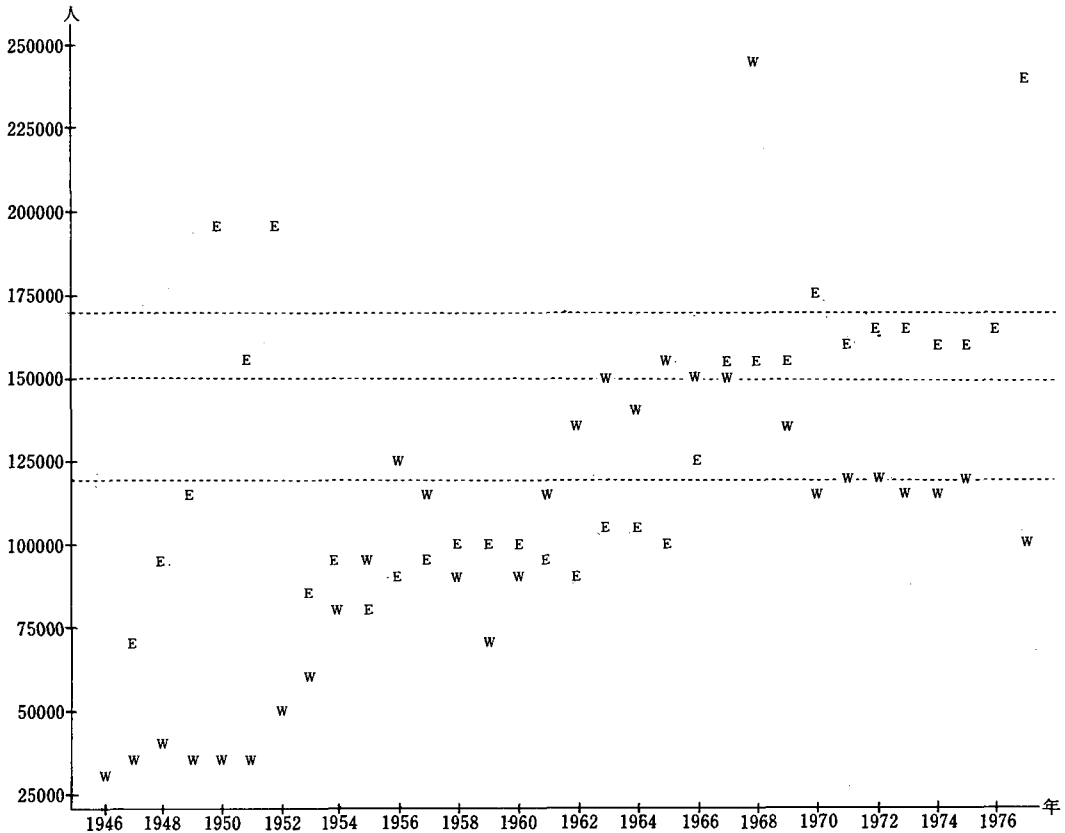
	東 半 球	西 半 球
数量制限		
1952年法	158,561人	無 し
1965年法		
移行期	158,261人	無 し
1968年以降	170,000人	120,000人
移民出生地割当		
1952年法	1920年の米国民族構成に比例する	無 し
1965年法	無 し	無 し
1国あたりの制限(1965年制度)	20,000人	無 し
優先制度		
1952年法	4つの優先	無 し
1965年法	7つの優先	無 し
労働証明書	第3と第6優先 非優先	米国民と存留外国人の直近家族を除く全て

出所：Keely, C. B. and Tomasi, S. M. *Whom Have We Welcomed?* 1975 p.9



米国移民受け入れ体制（蔵谷）

図1 PLOT OF W☆YEAR SYMBOL USED IS W（西半球移民）  
PLOT OF E☆YEAR SYMBOL USED IS E（東半球移民）



- ① 西半球出身移民と東半球出身移民の年間フローをプロットしたもの。
- ② 表の中央の3つの水平野は、主に東半球に適用された移民割当数量を示す。

東半球に対する数量制限

1930—1949年	153,000人台	1950—1960年	154,000人台
1961—1963年	156,000人台	1964—1968年	158,000人台
1968年から	170,000人		

西半球に対する制限

1968年から 120,000人（西半球の米国市民の直近親族はこの制限を免除される）

ることである。この労働証明書は次の2つの目的を持っていた。

- (1) ビザ申請者が従事する予定の仕事をする米国人労働者が居ないこと。
- (2) その移民の雇用によって、米国の労働条件を悪化させないこと。

こうした目的の背後には、移民出身国割当制

度廃止の法案に対して労組の支持を得る事と、当時増加しつつあった西半球からの移民（図1を参照）を抑制することがもくろまれていた。その上、第三や第六優先のような職業優先と合わせて労働許可書は米国経済に有益な人々を連れてくるように働かだろろうと考えられた。しかし、この職業選別的な移住制度は、移民受け入

れ国から移民出身国に立場を変えてみると、発展途上国からの「頭脳流出」に貢献したと考えられなくもない。

1965年以前は労働を遂行する米国労働者がすでに居る事や、外国人の雇用が居住者労働者の賃金や労働条件に悪影響を及ぼす事を労働省が証明した場合にのみ移民労働者は排除されたが、米国に来る移民労働者について労働省に定期的に報告することを求める条項は存在せず、米国労働市場を危機に曝すかもしれない移住が起こっていることを労働省が認識するようになって初めて労働省は移民排除の行使が可能であった。<sup>(1)</sup>

それでは東と西半球出身の移民の年間移住数を年に対してプロットした図1を見ることによって、数量制限の移民に対する影響を視覚的に捉えよう。プロット点(W;西半球移民数)を見ると、1951年くらいまでは西半球移民の入国は比較的低い水準であったが、それから1968年までは西半球出身移民増大の傾向が読み取れる。それ以降は西半球の数量制限120,000人の水準を上下している。西半球移民に対して初めて課せられたこの数量制限の根拠には米国に対する移住者の増大傾向と、移民出身国に於ける人口増大によるその潜在的移住者の増加を抑制させることがあったのではないか。一方、東半球移民は数量制限にも関わらず、1952年までは西半球移民を遙かに上回っていた。従って、次のように考えられる。まず、潜在的には東半球における幾らかの国々の移住希望者は移民出身国割当制度の枠を上回っていたのではないか。しかし、ビザ優先制度で見られたように東半球の職業優先ビザを利用するものは3パーセ

ントでしかなかった。この事は結局、ビザ優先制度で最優先したものが米国にとって必要な労働者であったにも関わらず、結局米国はそれを満たす事が出来なかったのではないか。この事は東半球における幾つかの国々の1965年法による移民制度の改正後の急激な移民数の伸びに見られる。それは具体的には表7に示される。欧州全体では-4.0パーセントの伸びであるが、チェコスロバキア、ギリシャ、トルコはそれぞれ100パーセント以上の伸びを示している。アジアは最も著しい伸びを示し、全体では344.4パーセントであり、中でもフィリピン、インドの移民数は最も顕著でさえある。こうした傾向に日本だけがあまり沿っていないのは興味深い。

### 3. 52年法と65年法後の移民の質と量

いくつかの移民分類の観点から52年法と65年法後の米国への移民フローの違いの検定をすることが出来る。その方法として2つの期間中の移民の年平均の間の差が統計的にみて有意なものであるか $t$ 検定を行なう。この検定の前提として各平均の分散を同一と見なしてよいか否かは、1パーセントの水準で帰無仮説「2つの分散は等しい」を棄却するか否かによって検定される。この仮説が採択されない場合は、Satterthwaiteの自由度概算と $t$ 値の概算を求めることにする。<sup>(2)</sup>

最初に西半球移民と東半球について2つの期間について考察する。期間は1953~64年(期間B)1968~75年(期間A)とする。各期間についてのいくつかの統計値は付録を参照されたい。

(1) Weber A. R. p. 32

(2) SAS/STAT User's Guide pp. 795~800

米国移民受け入れ体制（蔵谷）

表7 国別または出生地で分類された移民数

出生国	1964年	1970年	伸率(%)	出生国	1964年	1970年	伸率(%)
世界全体	292,248	373,326	27.7	フィリピン	3,006	31,203	938.0
欧州	123,064	118,106	-4.0	その他アジア	2,062	9,167	-----
オーストリア	1,645	888	-46.0	北米	112,973	129,114	14.2
ベルギー	1,055	522	-50.5	カナダ	38,074	13,804	-63.7
チェコ	1,666	4,520	171.3	メキシコ	32,967	44,469	34.8
デンマーク	1,322	602	-54.4	キューバ	15,808	16,334	3.3
フィンランド	694	-----	-----	ドミニカ共和国	7,537	10,807	43.3
フランス	4,039	2,477	-38.6	ハイチ	2,082	6,932	232.9
ドイツ	26,739	9,684	-63.7	ジャマイカ	1,762	15,033	753.1
ギリシャ	3,909	16,464	321.1	コスタリカ	2,729	1,456	-46.6
ハンガリー	1,813	1,770	-2.3	エルサルバドル	1,684	1,698	0.8
アイルランド	6,307	1,562	-75.2	グアテマラ	1,436	2,130	48.3
イタリア	13,245	24,973	88.5	ホンジュラス	1,776	1,263	-28.8
オランダ	2,851	1,457	-48.8	ニカラグア	1,531	670	-56.2
ノルウェー	2,238	539	-75.9	パナマ	1,750	1,630	-6.8
ポーランド	8,884	3,585	-59.6	他の中央アメリカ	594	496	-16.4
ルーマニア	1,391	1,768	27.1	他の北米	3,243	12,392	-----
スペイン	2,252	4,139	83.7	南米	31,102	21,973	-29.3
スエーデン	2,173	722	-66.7	アルゼンチン	7,114	3,443	-51.6
スイス	1,865	1,051	-43.6	ブラジル	2,416	1,919	-20.5
トルコ	960	2,067	115.3	チリ	1,509	832	-44.8
イギリス	29,108	14,158	-51.3	コロンビア	10,446	6,724	-35.6
ソビエト	1,802	912	-49.3	エクアドル	3,917	4,410	12.5
ユーゴスラビア	3,098	8,575	176.7	ペルー	2,585	909	-64.8
その他の欧州	2,077	15,671	-----	ベネズエラ	1,250	548	-56.1
アジア	20,885	92,816	344.4	他の南米	1,865	2,991	-----
中国(台湾含む)	5,009	14,093	181.3	アフリカ	2,887	8,115	181.0
香港	639	3,863	504.5	モロッコ	189	475	151.3
インド	634	10,114	1,495.2	南アフリカ	432	575	23.1
インドネシア	281	825	193.5	エジプト	828	4,937	496.2
イラン	754	1,825	142.0	他のアフリカ	1,438	2,128	-----
イラク	381	1,202	215.4	オセアニア	1,325	3,198	141.3
イスラエル	940	1,980	110.6	オーストラリア	679	1,714	152.4
日本	3,680	4,485	21.8	ニュージーランド	329	566	72.0
ヨルダン	726	2,842	291.0	他のオセアニア	317	918	-----
韓国	2,362	9,314	294.3	その他	12	4	-----
レバノン	410	1,903	364.1				

【米国移民帰化庁年次報告】1965, 71年から計算

一見すると両半球とも、平均値で見ると増加したように見える。すなわち西半球では約30,000人の増加、東半球では約65,000人の増加があった。しかしながら結論としては、西半球移民については2つの期間の平均が異なっているとは言えない。これはあくまでも事後の推測ではあるが、西半球移民の数量制限は期間Bにおける年間の移民数の水準を期間Aにおいても保つことをもくろんでいたのではないか。一方、東半球移民については2つの期間の平均が異なっていると言える。すなわち、期間Bにおいては移民出生地に基づく移民割当が幾つかの国々（特にアジア諸国）の潜在的移民希望者を妨げていたと考えられよう。その一部が期間Aにおいて移住したとも考えられる。

表7では特定年における横断面での地域別且つ国別の比較を見たわけであるが、今度は比較を一定の期間において考察する。1956年～64年（期間B）そして1968～75年（期間A）とする。<sup>(13)</sup>それでは地域別に移民数の変化を見ていく。欧州は大凡42,000人の減少が見られ、検定結果では、2つの期間における平均は異なっていると考えられる。アジアに関しては約82,000人の増加があり、その平均は異なっていると言える。北アメリカは約50,000人の増加があり、平均は異なっている。南アメリカは約6,500人の増大があったが、統計的に見た場合、その平均は異なっていない。<sup>(14)</sup>アフリカは約4,000の増大があり、この場合、平均が異なっていると言える。

ついでながら表7の伸び率の符号（伸びの方

向）とここでの平均から見た増減を比較してみると、表7では特定年における移民数の比較であったので、一定の期間中における移民数の変動が反映していなかったため、増減の傾向に関しては完全な一致が見られなかった。

次に幾つかの国々に関して同様な検定を行なってみる。<sup>(15)</sup>期間は1952～64年（B）と1968～75年（A）である。イギリスは大凡9,000人の減少を示し、平均は異なっていたと言える。その次にアイルランドは約4,000人の減少があり、平均は異なっていた。ドイツの場合は約28,000人の減少が起り、平均は異なっていた。イタリアは約2,000人の増加を見たが、平均から見ると異なっていたとは言えない。インドは著しい変化を見せた。期間Bにおいては年平均583人の移民であったが、期間Aでは年平均12,416人に増えた。もちろん、その平均は異なっていると言えた。日本の場合は両期間に於て著しい違いがなかった。期間Bでは4,732人、期間Aでは4,659人でわずかに73人の増大しか見られない。平均は統計的に見て異なっていなかった。韓国もインドのように著しく移民数を増加させた。期間Bでは1,256人、期間Aでは18,176人で約17,000人の増大と考えられる。平均は異なっていると言える。最後に西半球諸国について少し見てみる。カナダは41,939人から14,852人まで約27,000人の減少を見せ、平均は異なっていると言えた。メキシコは37,577人から60,959人に約23,000人の増大を見せ、平均は異なっていたと言えた。

それでは年齢階層から見た移民数の変動を考

(13) 期間が半球毎の比較の場合よりも若干短いのはデータの入手可能性に因る。

(14) ただし、5%の水準では有意である。

(15) データの期間の関係から特定の国々しか扱えなかった。

察する。期間は1952～64年（B）、1966～75年（A）とする。年齢区分は16歳未満、16～44歳、45歳以上である。全ての階層で増加が見られ、最大の増大が見られた階層は16～44歳であり、約60,000人の増大、最小の増加は約20,000人の45歳以上の階層であった。16～44歳階層の増大は、その階層に於けるその他の諸条件が一定のままであるとすれば、米国に於ける潜在的な労働人口の増大を示唆すると考えられる。平均の検定結果は全ての年齢階層において、2つの期間に於ける平均が異なっていると言えた。

同期間に於て性別に考察する。両者とも増加が見られた。男が約60,000人、女が約64,000人の増加が観察され、平均はそれぞれ異なっていると言えた。<sup>(16)</sup>

東半球に関してのみであるが、ビザ優先制度の現実に対する適応の度合を考察する。換言すると、査証優先制度（移民に対する需要を表わすと考えられる）が実際の移民の入国（供給）にどれだけ合致しているかを見るものである。先ず、専門職ビザの利用率を1955～64年（B）と1966～76年（A）について見ると、21パーセントから26パーセントに増加し、それらの平均は統計的に見て異なっていると言えた。<sup>(17)</sup>

さらに非優先査証の利用率について見ると、2つの期間で、平均79.9パーセントから20.6パーセントに減少し、その平均は異なっていると言えた。<sup>(18)</sup>以上の2つの事柄から推測出来る事は、優先制度は多少とも、現状に合うように変更されたと考えられよう。<sup>(19)</sup>

別の観点として移民を職業別に分類することができる。期間については1955～64年（B）と1968～75年（A）とする。それぞれの職業を見る前に、移民全体の変化を見てみよう。期間Bにおける移民の平均数は281,923人であったが、期間Aでは390,329人まで約108,000人増大した。勿論こうした平均は統計的に異なっていると言えた。

ではそれぞれの職業別の移民の変動を考察していく。先ず、農業経営者であるが、2,923人から1,614人まで1,309人の減少が有った。そして平均は異なっていたと言えない。経営者は5,542人から7,878人まで2,336人の増大が有り、平均は異なっていると言えた。事務職は19,805人から14,666人まで5,139人の減少が有り、2つの期間における平均が異なっていたと言える。販売職は4,692人から3,115人まで1,577人減少した。この場合も平均が異なっていたと言える。職人については、20,112人から23,041人へ2,929人の増大があった。しかし2つの期間に於ける平均は異なっているとは言えない。工具は15,195人から19,490人に4,295人だけ増大した。平均は異なっていたと言える。メイドは9,826人から12,163人まで2,337人増加した。ただし平均は異なっているとは言えない。無職については150,565人から229,118人まで78,553人増加し、平均は異なっていると言えた。肉体労働者は16,152人から14,933人まで1,219人だけ減少し、平均は異なっているとは言えない。最後に農業労働者について見る。5,732人から

(16) 男性の増加は労働市場への参入増大につながる。

(17) 2つの期間に於ては比較可能なのは専門職ビザである。

(18) 非優先ビザはいわゆるその他の項目を表わし、この項目の該当者が多ければ、ビザ優先制度は多少とも現実に巧く当てはまっていないとも考えられる。

(19) 移民の供給に関しては時間を通じて、その供給量が一定であると仮定しての話である。

5,856人まで124人増加したが、平均は異なっているとは言えない。

それでは地域別に見た専門家移民について考察する。期間は1956～64年（A）と1968～75年（B）である。まず、専門家全体の動向について見てみる。23,671人から43,523人まで19,852人の増加があった。結果として2つの期間の平均は異なっていると言える。欧州については12,183人から9,156人に3,027人減少した。しかし平均は異なっているとは言えない。アジアについては著しい増大を見た。2,297人から23,379人まで21,082人の増大であり、これは様々な移民の分類に於ては最大の増大である。勿論その平均は異なっていると言える。北アメリカについては興味深い結果を得た。平均では6,839人から6,838人であり、殆ど同じであり、平均の相違の検定を行なっても、異なっているとは言えない。南アメリカは1,844人から1,787人まで57人の減少が見られ、平均は異なっていると言える。アフリカは332人から1,723人まで1,391人の増加が見られ、2つの期間の平均は異なっていると言える。

#### 4. 移民政策の有り得る目標

全く限られたデータから移民政策の目標の評価を行なうことは難しいが、これまでに得られた結果と目標を合わせて検討すると以下のように考えられる。

目標1. 経済の特定部門にとっては有益な移民を入国させること。専門職査証の利用度

の低さから見て、少なくとも1964年までは米国が必要とした移民は十分入国されなかった。

目標2. 移民によって失業や不完全雇用を増加させないこと。1965年法で第三、六優先または非優先ビザで労働を目的として入国する者は労働証明書が必要であり、それを取得するためには少なくとも次の2つの要件を満たす必要があった。A. 移民の労働が予定される米国の地でその労働に該当する者がいないこと。B. その移民の入国によって米国の労働者賃金と労働条件に悪影響を与えないこと。これらの要件が満たされると、理論上では目標2が達成できたであろう。しかしながら労働関係以外の理由で入国した後で労働市場に参入する移民を労働証明書は統制することはできない。

目標3. 移民は所得配分に過大な影響を与えないこと。移民は米国の公共支出に過大な圧迫を課さないこと。この事に関しては移民と米国人口の特定の年齢層を比較することによって、幾分移民の公共支出に対する影響が示唆される。例えば、米国の労働者や移民は一定の年齢で退職し、それ以降は社会保障等で生活をするると仮定すれば、人口における高年齢層の割合が大きければ大きい程、公共支出に対する負担は大きくなる。そこで米国人口に於ける45歳以上の割合を見ると、1950年で28.4パーセント、その後少しずつ増加し1978年では31.1パーセントになっている。一方移民については1952～64年における45歳以上の割合は12.9パーセントであり、1966～75年については13.75パーセントであり、

②0 ただしこの設定は他の諸条件が一定と仮定しての話である。この設定は次の事柄によって弱められる。1. 米国からの移出民のデータが考慮されていない。2. 非合法移民に関しては全く考慮されていない。移民政策の為には合法、非合法移民両者のデータが必要である。この主張は次の文献でなされている。Keely, C. B. and Kraly, E. P. 'Recent Net Alien Immigration to the United States: its impact on population growth and Native Fertility' *Demography*, Vol. 15, No. 3, Aug. 1978, p. 268

米国人人口のそれよりもはるかに低いことが分かる。このことから、社会保障等の所得の移転に重大な影響を移民が与えたとは考えられない。<sup>(20)</sup>

参考として移民の年齢層と公共支出に関する研究をここに掲げておく。米国国勢調査局によってなされた1976年の経済的機会に関する調査は約15,000世帯の移民を含む150,000を越える世帯の所得と社会保障（例えば、福祉給付、食料切符計画、高齢者医療保険制度、医療保障等）の利用に関する詳細な情報を収集した。それに基づく推定によると、移民入国後、約12年後までは、米国人世帯よりも移民世帯は社会保障制度の利用が遙かに少なかった。その主な理由は移民が若年層に属していることによる。その後、その利用は米国人世帯とほぼ同様なものとなった。結果的には、移民の国庫の利用よりも、それへの貢献の方が大であるという結論を出している。<sup>(21)</sup>

目標4. 移民の流入を労働力成長にできるだけ合わせること。東半球については1952～65年法以前の移民制度では、年次の労働関係の査証数は固定されていた。1965年法以降の移民制度では労働よりも血縁関係の移民を優先するようになり、労働関係の査証数も固定されていた。西半球では査証上の制約がなかった。こうしたことから、恣意的に労働成長に合わせて、移民を流入させていたとは考えられない。

## 5. 結びにかえて

専門家移民の入国は1965年まで存在した移民出生地に基づく割当のおかげで、移民査証優先制度に求められるだけなされなかった。中でもアジアに対するその割当は52年ではわずかに2,990人（東半球移民全体の1.9パーセント）しかなかった。この割当廃止前後のそれぞれ約10年間の平均を比較すると、アジアからの専門家は10倍以上増加したことから、移民割当制度が専門家移民の入国を妨げてきたこと、——別の観点から見ると頭脳流出は割当制度廃止後顕著に起こった事——が確認される。

移民の質に関しては検定の結果の通りであるが、実際に入国した移民は米国の需要のもたらしたものか、移民供給の変動によるものか決定できない。

移民全体の数量制限については、その設定の根拠が1952年法までは明かであったが、1965年法については明示的な根拠が見いだされなかった。ただし、仮に明示的な根拠をもってそれが決定されていたとしても、それが短期的にはいざ知らず、長期的には意義のあることかどうかは疑わしい。なぜなら移民の供給源は世界に多数有り、しかもカナダ、オーストラリアのような他の移民受け入れ国が有り、米国はこうした他の移民受け入れ国や移民送出国のような外生的要因を完全にコントロールする事は出来ないからである。その上、カナダ、オーストラリアの移民政策は血縁よりも移民希望者の仕事の技

(21) Simon, J. L., 'WHAT IMMIGRANTS TAKE FROM, AND GIVE TO, THE PUBLIC COFFERS' Faculty Working Paper, College of Commerce and Business Administration, University of Illinois at Urbana-Champaign, December 1980

(22) Departments of Justice, Labor and State, U. S. INTERAGENCY TASK FORCE ON IMMIGRATION POLICY: STAFF REPORT FINDINGS, March 1979, p. 27

図2 移民と人口（推定値）

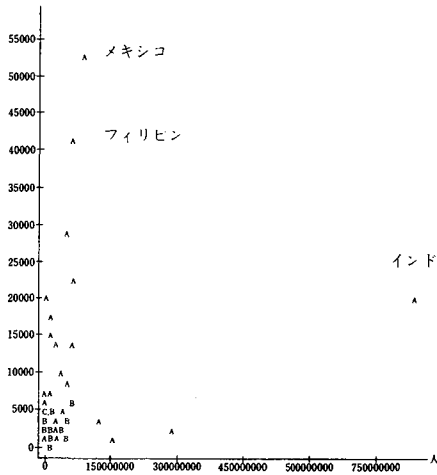


図4 移民と距離

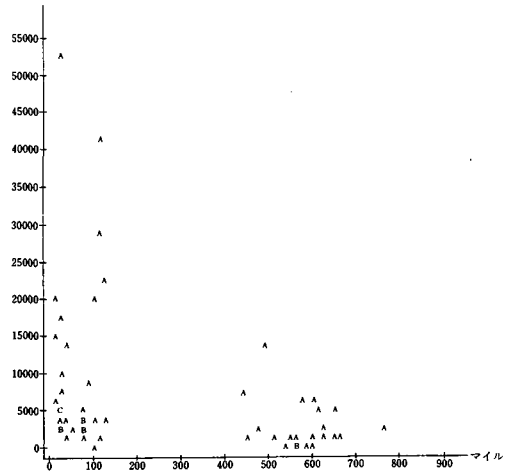
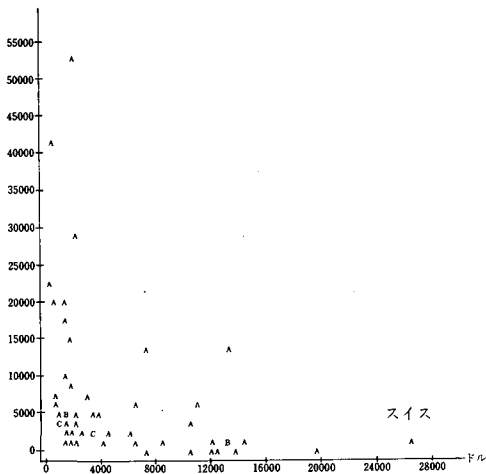


図3 移民と一人当たり国民所得（ドルに換算）



データに含まれる国々

オーストリア、ベルギー、チェコスロバキア、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、ギリシャ、ハンガリー、アイルランド、イタリア、オランダ、ノルウェー、ポーランド、ポルトガル、ルーマニア、ソビエト、スペイン、スウェーデン、スイス、イギリス、ユーゴスラビア、インド、イラン、イラク、イスラエル、日本、ヨルダン、韓国、レバノン、フィリピン、タイ、トルコ、ベトナム、カナダ、メキシコ、バルバドス、キューバ、ドミニカ、ハイチ、ジャマイカ、トリニダード、エルサルバドル、ガテマラ、パナマ、アルゼンチン、ブラジル、コロンビア、エクアドル、ガイアナ、ペルー、エジプト、オーストラリア、ニュージーランド

データ出所：国別の移民数 Statistical Abstract of the United States 1977

1人当たり国民所得と人口推定値 The World Almanac and Book of Facts 1990

距離（各国首都とニューヨーク間） Random House of the English Language 1987

散布図の縦軸は年間移民数



術に重点をおいており、加えて、現行の経済・人口状態に基づいて決定されている。<sup>22)</sup>

ついでながら米国が必ずしも影響を与える事の出来ない外生的諸要因について若干考察できる。米国への1977年における移民数と諸変数をプロットしたものが図2, 3, 4である。これらの図における相関係数の符号は理論的には頷ける。先ず人口の多い国ほど移民を送出しがちである。次の一人当たり国民所得の高い国程、移民の送出は少ない。最後に移住距離（これは又、移住の心理的費用や移動費用の代理変数とも考えられる）が長ければ長くなるほど移民数は減少する。

ただしこうした関係を線形で見た場合、これらの相関関係はあまり高くない。移民数と人口の間の相関係数(R)が0.222で、 $R=0$ の仮説の下で、その現実値以上の絶対値を持つRが出現する確率は0.106、移民数と一人当たり国民所得の間の相関係数は $-0.319$ そして有意確率は0.018、移民数と距離の間の相関係数は $-0.352$ そしてその有意確率は0.0089であった。結局、距離と移民数に関しては、それぞれは独立してはいないようである。かかる外生的諸要因には援助等を通じての間接的な影響を与える事が可能であろうが、直接の影響を及ぼす事は困難であり、非現実である。なぜなら、移民数を移民送り出し国に於てコントロールするためには、人口成長のコントロール、一人当たり国民所得の改善、移動費用（所得の改善によって相対的費用は下がると考えられる）の変更が必要かもしれないからである。こうした要因のコントロールは移民送出国自身の政策問題であり、米国が内政干渉をすることは倫理上出来ないであろう。

米国の移民政策は根本的には、国内の移民需

要や移民出生地に基づく割当制度のように米国の国内事情によって決定されてきた節がある。しかし、結果としてそれでは移民数の変動に対応しきれず、その後で、何度か移民法の改正がなされてきたことは周知のことである。こうした改正においては過去の移民数に基づいた数量制限によって否定的に移民をコントロールするのではなく移民を多数送り出す国々も考慮に入れた柔軟で積極的な対応が望まれよう。

#### 〈付記〉

本稿は1990年10月の国際経済学会全国大会（於 立命館大学）での報告に加筆したものである。

#### 参考文献

- Barkan, E. R., 'Whom Shall We Integrate?: A Comparative Analysis of the Immigration and Naturalization Trends of Asian Before and After the 1965 Immigration Act (1951-1978)', *Journal of American Ethnic History*, Fall 1983, pp. 29-5
- Boyd, M., 'The Changing Nature of Central and Southeast Asian Immigration to the United States: 1961-1972', *International Migration Review*, Vol. VIII, No. 3, Winter 1974, pp. 507-19
- ....., 'Oriental Immigration: The Experience of the Chinese, Japanese, and Filipino Populations in the United States', *International Migration Review*, Spring 1971, Vol. V., pp. 48-61
- Farrell, R. F., 'The Role of the Immigration and Naturalization Service in the Administration of Current Immigration Law', *International Migration Review*, Vol. IV No. 3, Summer 1970
- Jasso, G. and Rosenzweig M. R., 'Using National Recording Systems for the Measurement and Analysis of Immigration to the United States', *International Migration Review*, Vol. XXI, Winter 1987, pp. 1212-44
- Keely C. B., 'Effects of the Immigration Act of 1965 on Selected Population Characteristics of Immigrants to the United States', *Demography*, Vol. 8, No. 2, May,

1971  
 布井敬次郎 『米国における出入国及び国籍法』 上巻  
 〈解説編〉 有斐閣 昭和60  
 Rodino, Jr. P. W., 'Today's Need for Immigration Revision',  
*International Migration Review*, Vol. IV No. 3, Summer  
 1970, pp. 11-5  
 SAS Institute Inc. *SAS/STAT User's Guide*, Version 5 Edi-  
 tion, 1985  
 Simon, J. L., 'WHAT IMMIGRANTS TAKE FROM, AND  
 GIVE TO, THE PUBLIC COFFERS', FACULTY  
 WORKING PAPER, College of Commerce and Business  
 Administration, University of Illinois at Urbana-Cham-

paign December 1, 1980  
 U. S. Department of Commerce, *Statistical Abstract of the  
 United States*, various years.  
 U. S. Department of Justice, *Annual Report: Immigration and  
 Naturalization Service*, various years.  
 Watson, B. M., 'Immigration Today', *International Migration  
 Review*, Vol. IV, No. 3, Summer 1970, pp. 47-51  
 Weber, A. R., 'The Role of the U. S. Department of Labor in  
 Immigration', *International Migration Review*, Vol. IV  
 No. 3, Summer 1970, pp. 31-46

## 付 録

東半球移民と西半球移民のフローに対する1952年法と1965年の影響の差の検定

方法：1953～64年（期間B）と1968～1975年（期間A）の2つの期間中の移民の年平均の間の差が統計的にみて有意なものか t 検定をする。

その検定の前提として、各平均の分散を同一と見なしてよいか否かは、1%の水準で帰無仮説：「2つの分散は等しい」を検定する。帰無仮説が採択されない場合は、Satterthwaite の自由度概算と、t 値の概算を求める。

### 西半球移民

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	136017.75	44630.5	15779.29	18	$1.938 < t_{0.01} = 2.88$
B :	104605.0	28295.8	8142.32		
f 値	$2.50 < f_{0.01} = 3.01$ 帰無仮説採択				

結果として、2つの期間の平均が異なっているとは言えない。

### 東半球移民

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	161836.5	5572.37	1970.131	18	$22.180 > t_{0.01} = 2.88$
B :	95039.9	7174.40	2071.072		
f 値	$1.66 < f_{0.01} = 3.60$ 帰無仮説採択				

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

地域別にみた1952年法と1965年法以降の移民の年平均の差の検定

1956～64年（期間B）と1968～1975（期間A）

### 欧州

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	101535.37	22552.29	7867.37	15	$3.75 > t_{0.01} = 2.95$
B :	143679.77	23854.99	7951.66		
f 値	$1.15 < f_{0.01} = 6.84$ 帰無仮説採択				

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

米国移民受け入れ体制（蔵谷）

アジア

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	104434.5	27910.6	9867.89	7.1	8.34 > $t_{0.01}=3.50$ (df7), 3.35 (df8)
B :	21863.3	2211.10	737.03		

f 値 159.34 >  $f_{0.01}=6.19$  帰無仮説棄却

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

北アメリカ

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	153123.62	31420.44	11108.80	15	3.90 > $t_{0.01}=2.95$
B :	102694.88	21528.12	7176.04		

f 値 2.13 <  $f_{0.01}=6.19$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

南アメリカ

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	21695.25	1486.85	525.681	8.7	2.47 < $t_{0.01}=3.36$ (df8), 3.25 (df9)
B :	15201.11	7726.95	2575.652		

f 値 27.01 >  $f_{0.01}=6.84$  帰無仮説棄却

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言えない。

アフリカ

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	6502.37	868.80	307.16	15	12.71 > $t_{0.01}=2.95$
B :	2212.11	494.27	164.75		

f 値 3.09 <  $f_{0.01}=6.84$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

注：計算上の数値は *annual Report, Immigration and Naturalization Service*, 各年

幾つかの国別にみた1952年法と1965年以降の移民の年平均の差の検定

1952～64年（期間B）と1968～1975（期間A）

イギリス

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	11740.14	1967.37	746.98	19	6.13 > $t_{0.01}=2.86$
B :	20572.78	3509.51	937.95		

f 値 3.15 <  $f_{0.01}=7.66$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

---

アイランド

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	1687.85	252.98	95.62	14.2	$8.79 > t_{0.01}=2.98(df14), 2.95(df15)$
B :	5702.85	1669.91	446.30		
f 値	$43.57 > f_{0.01}=7.66$	帰無仮説棄却			

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

ドイツ

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	7636.14	2085.89	788.39	13.4	$4.69 > t_{0.01}=3.01(df13), 2.98(df14)$
B :	35949.64	22369.48	5978.49		
f 値	$115.01 > f_{0.01}=7.66$	帰無仮説棄却			

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

イタリア

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	21079.00	5703.15	2155.58	17	$0.56 < t_{0.01}=2.90$
B :	19301.78	7726.95	2271.14		
f 値	$27.01 > f_{0.01}=7.66$	帰無仮説棄却			

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言えない。

インド

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	12416.00	4101.62	1550.26	6.4	$7.50 > t_{0.01}=3.71(df6), 3.50(df7)$
B :	583.14	1053.82	104.00		
f 値	$15.15 > f_{0.01}=4.62$	帰無仮説棄却			

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

日本

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	4659.28	447.58	169.17	17.6	$0.18 < t_{0.01}=2.90(df17), 2.88(df18)$
B :	4732.42	1326.05	354.40		
f 値	$8.78 > f_{0.01}=7.66$	帰無仮説棄却			

結果として、2つの期間の平均が異なっているとは言えない。

韓国

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	18176.42	8916.76	3370.22	6.1	$5.00 > t_{0.01}=3.71(df6), 3.50(df7)$
B :	1256.85	1056.63	282.39		
f 値	$71.21 > f_{0.01}=4.65$	帰無仮説棄却			

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

米国移民受け入れ体制（蔵谷）

カナダ

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	14852.85	9272.84	3504.80	19	7.82 > $t_{0.01}=2.86$
B :	41939.50	6479.75	1731.78		

f 値  $2.05 < f_{0.01}=4.62$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

メキシコ

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	60959.57	11196.59	4231.91	19	3.53 > $t_{0.01}=2.86$
B :	37577.78	15485.91	4138.78		

f 値  $1.91 < f_{0.01}=7.66$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

注：計算上の数値は *Annual Report, Immigration and Naturalization Service*, 各年

年齢別にみた1952年法と1965年法以降の移民の平均の差の検定

1952～64年（期間B）と1968～1975（期間A）

16歳未満

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	106007.37	4788.15	1692.86	19	8.253 > $t_{0.01}=2.86$
B :	61838.92	11955.92	3315.92		

f 値  $6.23 < f_{0.01}=6.47$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

16～44歳

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	230633.62	15459.04	5465.59	19	5.67 > $t_{0.01}=2.86$
B :	170167.67	27416.17	7603.87		

f 値  $3.15 < f_{0.01}=6.47$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

45歳以上

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	53698.12	10960.33	3875.06	19	5.43 > $t_{0.01}=2.86$
B :	34407.30	5351.41	1484.21		

f 値  $4.19 < f_{0.01}=4.65$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

性別にみた1952年法と1965年法以降の移民の年平均の差の検定

1952～64年（期間B）と1968～1975年（期間A）

男

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	180742.12	10151.78	3589.19	17.9	8.253 > $t_{0.01}=2.90$ (df17) 2.88 (df18)
B :	121120.0	22602.97	6268.93		

f 値 4.96 >  $f_{0.01}=4.65$  帰無仮説棄却

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

女

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	209597.37	19550.86	6912.27	19	6.76 > $t_{0.01}=2.86$
B :	145293.61	22053.13	6116.43		

f 値 1.27 <  $f_{0.01}=6.47$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

職業優先査証利用度と非優先査証利用度の1952年法と1965年法以降の年平均の差の検定  
1955～64年（期間B）と1968～1976年（期間A）

\* 1年間に実際に使われた専門職査証／東半球出身の1年間の移民数

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	0.259	0.02525	0.0084	17	5.89 > $t_{0.01}=2.90$
B :	0.217	0.06128	0.0193		

f 値 5.89 <  $f_{0.01}=5.91$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

\* 1年間に使われた非優先査証利用度／1年間の数量制限下で入国した移民数

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	0.2062	0.0612	0.0204	17	27.67 > $t_{0.01}=2.90$
B :	0.7994	0.02776	0.0087		

f 値 4.87 <  $f_{0.01}=5.47$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

出所：Statistical Abstract of the United States から計算

職業別にみた1952年法と1965年法以降の移民の年平均の差の検定

1955～64年（期間B）と1968～1975（期間A）

移民全体

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	390329.25	29195.68	10322.23	16	7.76 > $t_{0.01}=2.92$
B :	281923.80	29633.56	9370.95		

f 値 1.03 <  $f_{0.01}=6.71$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

米国移民受け入れ体制（蔵谷）

農業経営者

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	1614.00	1574.82	556.78	16	1.9 < $t_{0.01}=2.92$
B :	2923.60	1337.17	422.85		
f 値	1.39 < $f_{0.01}=5.62$ 帰無仮説採択				

結果として、2つの期間の平均が異なっているは言えない。

経営者

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	7878.25	1838.72	650.08	8.5	3.41 > $t_{0.01}=3.36$ (df8), 3.25 (df9)
B :	5542.30	671.11	212.22		
f 値	7.51 > $f_{0.01}=5.62$ 帰無仮説棄却				

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

事務

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	14666.37	3824.82	1325.28	16	3.18 > $t_{0.01}=2.92$
B :	19805.60	3037.01	960.38		
f 値	1.59 < $f_{0.01}=5.62$ 帰無仮説採択				

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

販売

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	3115.5	889.51	314.49	16	4.61 > $t_{0.01}=2.92$
B :	4692.60	554.59	175.37		
f 値	2.57 < $f_{0.01}=5.62$ 帰無仮説採択				

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

職人

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	23041.25	4198.47	1484.36	16	1.61 < $t_{0.01}=2.92$
B :	20112.70	3483.97	1101.72		
f 値	1.45 < $f_{0.01}=5.62$ 帰無仮説採択				

結果として、2つの期間の平均が異なっているとは言えない。

工具

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	19490.50	3793.73	1341.28	16	2.94 > $t_{0.01}=2.92$
B :	15195.70	2379.64	752.50		
f 値	2.54 < $f_{0.01}=5.62$ 帰無仮説採択				

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

メイド

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	12163.75	6178.50	2184.43	8.8	$1.00 < t_{0.01}=3.36(df8), 3.25(df9)$
B :	9826.10	2444.61	773.05		

f 値  $6.39 > f_{0.01}=5.62$  帰無仮説棄却

結果として、2つの期間の平均が異なっているとは言えない。

無職

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	229118.5	15771.78	5576.16	16	$10.58 > t_{0.01}=2.92$
B :	150565.0	15545.89	4916.04		

f 値  $1.03 < f_{0.01}=5.62$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

肉体労働者

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	14933.50	2189.45	774.08	16	$0.567 < t_{0.01}=2.92$
B :	16152.30	5536.51	1750.79		

f 値  $6.39 < f_{0.01}=6.71$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっているとは言えない。

農場労働者

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	5856.75	811.84	287.03	10.7	$0.12 < t_{0.01}=3.17(df10), 3.11(df11)$
B :	5732.60	2955.41	934.58		

f 値  $13.25 > f_{0.01}=6.71$  帰無仮説棄却

結果として、2つの期間の平均が異なっているとは言えない。

注：計算上の数値は *Annual Report, Immigration and Naturalization Service*, 各年

地域別にみた1952年法と1965年以降の専門家移民の年平均の差の検定

方法：1956～64年（期間A）と1968～1975（期間B）の2つの期間中の移民の年平均の間の差が統計的にみて有意なものかt検定をする。

その検定の前提として、各平均の分散を同一と見なしてよいか否かは、1%の水準で帰無仮説：「2つの分散は等しい」を検定する。帰無仮説が採択されない場合は、Satterthwaiteの自由度概算と、t値の概算を求める。

専門家全体

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	23671.55	3082.20	1027.40	15	$9.58 > t_{0.01}=2.95$
B :	43523.62	5299.62	1873.69		

f 値  $2.96 < f_{0.01}=6.19$  帰無仮説採択

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。



米国移民受け入れ体制 (蔵谷)

欧州

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	12183.55	1328.04	442.68	15	$2.59 < t_{0.01}=2.95$
B :	9156.5	3053.22	1079.47		
f 値 $5.29 < f_{0.01}=6.19$ 帰無仮説採択					

結果として、2つの期間の平均が異なっているとは言えない。

アジア

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	2297.22	715.77	238.59	7.2	$10.331 > t_{0.01}=2.95$
B :	23379.125	5731.87	2026.52		
f 値 $64.13 > f_{0.01}=6.19$ 帰無仮説棄却					

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

北アメリカ

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	6839.66	1356.52	452.175	15	$0.0006 < t_{0.01}=2.95$
B :	6838.87	3351.73	1185.01		
f 値 $6.10 < f_{0.01}=6.19$ 帰無仮説採択					

結果として、2つの期間の平均が異なっているとは言えない。

南アメリカ

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	1844.22	752.43	250.81	15	$4.98 > t_{0.01}=2.95$
B :	1787.0	440.81	155.85		
f 値 $2.91 < f_{0.01}=6.84$ 帰無仮説採択					

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

アフリカ

	平均	標準偏差	標準誤差	自由度	t 値
A :	332.88	99.72	33.24	7.2	$4.688 > t_{0.01}=3.25, 3.50, (df7), 3.36 (df8)$
B :	1723.75	838.87	294.81		
f 値 $69.91 > f_{0.01}=6.19$ 帰無仮説棄却					

結果として、2つの期間の平均が異なっていると言える。

注：計算上の数値は *Annual Report, Immigration and Naturalization Service*, 各年

1991. 3. 30提出

(国際大学国際経営研究所研究員)