

ウズベキスタンのプライベート・トランスファー(私的資源移転)

——社会保障機能の分析——

樋 渡 雅 人

- はじめに
 I ウズベキスタンのプライベート・トランスファー
 II データの概要
 III プライベート・トランスファーの機能分析
 IV プライベート・トランスファーと血縁・地縁・
 民族
 結語

はじめに

本稿は、旧ソ連の市場移行国であるウズベキスタンを対象とし、市場や政府が不十分にしか機能しないという移行期特有の危機的状況の中で、各家計がいかなる対応をとってきたのかを、私的に行われた互酬的な経済活動の観点から明らかにすることを目的としている。より具体的には、移行後、同国で最も経済の落ち込んだ時期である1995年に実施された1500世帯余りの家計調査の個票データを用いて、家計間の直接的な現金・財貨の移転授受、すなわちプライベート・トランスファー(私的資源移転)の発生の決定要因を分析する。これにより、同国のプライベート・トランスファーが、インフォーマルな社会保障としての所得再分配機能をどのように担っていたのかを検証する。

ウズベキスタンは、現在、計画経済から市場経済への移行という一大変革の途上にある。同国は、経済改革の漸進主義を掲げて政府主導の

民営化を進めてきたが、経済・制度変革は難航し、他の移行国と同様に、長期的な経済不振や公的サービスの低下を経験してきた。1995～99年の年平均インフレ率は600パーセントに達し、家計の実質所得を大きく減退させたが、とりわけ、実物資産を有さない貧困層への打撃は大きかったと考えられる。市場と政府が未成熟であるとすれば、経済ショックに対する緩衝剤を、住民はどこに求めたのであろうか。

この問題を考えるため、本稿では、住民間の私的な紐帯が果たした役割に注目し、同国のプライベート・トランスファーを分析する。プライベート・トランスファーとは、現金、財貨、食料、衣服、サービスなどの家計間での直接のやりとりを指す。本稿第Ⅱ節以降では、プライベート・トランスファーが生じる頻度と額を近年の家計の個票データから把握し、その発生要因を分析する。これにより、この時期のプライベート・トランスファーがインフォーマルな社会保障機能をどのように担ったのかを検証する。その際、プライベート・トランスファーの性格が、恒常的な所得の再分配であるのか、一時的な所得ショックに応じた保険・信用的移転であるのかという点に、特に注目したい。さらに、第Ⅳ節では、拡張的な分析として、ウズベキスタンの血縁や地縁による紐帯の役割や、民族に

よる相違も検討したい。

本稿のねらいは以下の2点である。第1に、家計行動に注目することにより、これまでの移行経済研究に欠けていた視点を補完する。ソ連崩壊と市場経済への移行は、旧ソ連諸国で、一様に経済の混乱を招いた。モスクワの主導する計画経済によって生み出されていた過剰な需要の喪失、各国への補助金の打ち切りは、独立後の各国に財政緊縮、公的サービスの低下を余儀なくさせ、市民の生活にも大きな打撃を与えた。こうした状況は、市場経済の未発達と政府の機能不全とが同時に存在する状態とみなすことができる。従来の市場移行経済論において、もっぱら重点がおかれてきたのは、民営化、規制緩和、金融制度の発達など、政府と市場との関係であった。しかし、政府も市場も不十分にしか機能しないという状況下において、各主体は日々の困難を凌ぐためにいかなる対応をとってきたのだろうか。本稿のような家計行動からのアプローチは、従来の移行経済論における空隙を埋める役割を果たすはずである。

第2に、プライベート・トランスファーを実証的に分析することにより、近年の社会人類学的研究に定量的な裏付けを与える。この点は第I節で触れるが、近年、旧ソ連中央アジアを扱う社会人類学的論考では、経済的に困難な過渡期に、各主体が人間的な社会生活を維持する契機を、住民間の互酬的活動の中に求める傾向がある。ウズベキスタンの基層社会は、伝統的な地域社会に息づく共同体原理や地縁・血縁による人的紐帯によって特徴付けられている。本稿は、これまで社会人類学者達が注目してきた現象を、定量的・実証的に分析するという意義を有している。

本稿の構成は以下の通りである。第I節では、ウズベキスタンにおけるプライベート・トランスファーの既存研究を、広く社会人類学的観点まで含めて概観することで、本稿の問題意識の所在を明らかにする。第II節で、ウズベキスタンの家計調査データの概要説明を行い、第III節では、プライベート・トランスファーの社会保障機能を計量分析によって検証する。さらに第IV節では、ウズベキスタンの地域的特色について検証するために、親族や隣人に焦点を絞った分析を行う。最後に、本稿の結論と残された問題について述べる。

I ウズベキスタンのプライベート・トランスファー

ウズベキスタンのプライベート・トランスファーについては、旧ソ連時代からも様々に議論されてきた。大別すると、以下の2方面からの既存研究がある。

1つは、セカンドエコノミーと呼ばれる旧ソ連体制下のインフォーマル経済の研究である。ソ連の計画経済システムの欠陥からくる財・サービスの滞りは、意図せずしてインフォーマルな経済を活性化させる側面を持っていた。ソ連時代のこのような経済は、セカンドエコノミー、プライベートエコノミー、パラレルマーケットなど様々に呼ばれ、西側の研究者からも注目されてきた[Grossman 1977; Lubin 1984]。このインフォーマル経済は、都市部の重工業部門や技術系部門よりも、農村部の伝統的な職業部門において顕著であったと言われる。都市部においても、サービスセクターに関わる横領や贈賄などはあったが、農村部においては、家庭菜園で

の私的な作物生産、仲介者を通しての闇流通、各種生業、農業器材や飼料の窃盗、収穫量の虚偽の報告などが存在し、その形態はさらに多様であった。これら農村の公式には把握されない経済は、時として都市近代部門の労働者よりも多くの収入をもたらしてきたと指摘されている [Lubin 1984, 171-199]。

2つ目は、民族学的、人類学的研究である。旧ソ連の民族学者や近年の文化・社会人類学者によってなされてきた中央アジアの慣習的な生活様式に関する研究の蓄積がある [Bacon 1966; Chylinski 1991; Poliakov 1992等]。これらの研究においても、プライベート・トランスファーは欠かせない論点であった。ウズベキスタンの基層社会には、伝統的な地域共同体であるマハッラ (makhalla, 第IV節で後述) の社会生活において観察されるような、強固な地縁・血縁の絆が根付いていると考えられる。慣習的な生活を続けるマハッラや農村地域の住民達は、割礼や結婚式などの家族儀礼や共同体的祭事を共有しており、それらを契機とした絶え間ない財貨の循環によって、物質的にも結びついていたと言われる。このような慣習的な生活体系の中で発生するプライベート・トランスファーは莫大であったと指摘されてきた [Poliakov 1992, 89]。

特に、近年の社会人類学的研究で注目されるのは、プライベート・トランスファーが「互酬のネットワーク」という観点から論じられるようになったことである。例えば、Koroteyeva and Makarova (1998a) は、ウズベキスタンのサマルカンドのような比較的近代化した都市を、Kandiyoti (1998) は、ウズベキスタンのアンディジャンの農村地域をそれぞれ対象とし、地縁・血縁関係を基盤とした人的紐帯について報

告している。これらの報告はいずれも、多様な基準からなる社会関係の連鎖によるネットワークについて言及しており、それらを維持拡大するものとして、宗教儀礼の交換や饗宴に伴う贈り物などの物資のやりとりを扱っている。近年の論考では、このような慣習的な経済活動を単なる資源の浪費として扱わないのが特徴的である。これらを、経済的苦境にある旧ソ連中央アジアの住民達が、各々の生存戦略のために用いる不可欠のセイフティネット、すなわち「互酬のネットワーク」として捉えようとする傾向が看取される^(注1)。

以上のように、ウズベキスタンのプライベート・トランスファーは、旧ソ連時代から、インフォーマル経済や、民族学的・人類学的な観点から扱われてきた経緯があるが、特に近年の社会人類学的研究においては、市場移行の過渡期に果たすその実際の役割に目が向けられるようになった。すなわち、以前までは、社会的なステータスや共同体へのコミットメントを間接的に強化するものとして儀礼的な交換や贈与が扱われていたが、近年では、プライベート・トランスファーが直接的に担っている経済的機能までもが注目されるに至ったのである。現在のウズベキスタンは、移行期の経済的苦境からいまだに脱しきれてはならず、多くの住民は、依然として経済的に厳しい生活を強いられている。このような現状を鑑みれば、本稿で特に主眼をおく社会保障機能という観点は、住民の日々の生存戦略にとっては極めて重要なはずである。以上のような関心から、本稿では、ウズベキスタンのプライベート・トランスファーを取り上げ、その社会保障機能の分析を試みたい。

II データの概要

本節では、実証分析で用いるデータについて説明した上で、ウズベキスタンのプライベート・トランスファーの基本的な特徴を概観する。

データは、ウズベキスタンのタシケント市、フェルガナ州（都市部、農村部）、カラカルパクスタン（都市部、農村部）の3地域で1995年に実施されたEESU（EUI/Essex Survey in Uzbekistan）の一次データを用いる^(注2)。1995年という時期は、移行ショックによる経済の落ち込みが最も顕著に表れていた時期である。ウズベキスタンでは、1996年以降にようやくGDP成長率がマイナスからプラスに転じはじめた。従って、1990年代半ばのこの時期は、住民の日々の生活においても資金や財の不足を補うためのインフォーマルな資源移転への需要は特に高くなっていたと考えられる。

1581家計、8786人の全標本の内、ここではプライベート・トランスファー、政府による社会保障の受領額、所得、所得延滞額の各項目に関して欠損値を持つ家計は全て除外し、残りの1529家計を対象として分析する。質問は全て、調査前の1カ月間に行われた経済活動について尋ねたものである。このEESUは、同国のこれまでの政府経済統計の不備を補うため、ウズベキスタンの生活水準の厳密な検証を目的として民間機関により実施されたものである。その調査項目は、住居、家計資産、耐久消費財、家畜・家禽、個人所得、個人の教育水準や雇用状態、プライベート・トランスファーの受領額と提供額、公的社会保障の受領額など多岐にわたっている。

このEESUでは、タシケント市、フェルガナ州、カラカルパクスタンという生活水準の異なる3地域から地域ごとの代表性を有する各500世帯の抽出が試みられた^(注3)。高所得地域の代表としてタシケント市が、中所得地域としてフェルガナ州が、低所得地域としてカラカルパクスタンがそれぞれ選択された。ウズベキスタンの首都であるタシケント市は、同国では最も近代化の進んだ都市であり、ウズベク人以外にも、ロシア人、カザフ人、タジク人、朝鮮人など多様な民族が居住する。特に、ロシア人は多く、EESUデータから家計単位で算出するとタシケント市全体の4割を占めていると推定される。フェルガナ州は、同国東部に位置する人口稠密なフェルガナ渓谷の一州である。この地域では古くから灌漑が発達しており、大規模な綿花栽培や養蚕、果樹栽培などが見られる。民族的にはウズベク人が8割以上を占めている。最後に、カラカルパクスタンは、同国北西部一帯を占める共和国であるが、大部分はキジルクム砂漠やアラル海沿岸の低地であり、人口密度の最も低い地域である。このカラカルパクスタンは、ウズベキスタン共和国内に存在する共和国という特殊な行政単位として存在している^(注4)。この地域の民族構成は、カラカルパク人、ウズベク人、カザフ人がそれぞれ3割程度を占めている。同データを用いたCoudouel（1998, 140）の分析によると、最低賃金プラスアルファまたは所得の中央値の6割で定めた貧困線から貧困比率を計算すると、タシケント市で10.1パーセント、フェルガナ州都市部で27.8パーセント、フェルガナ州農村部で46.9パーセント、カラカルパクスタン都市部で49.3パーセント、カラカルパクスタン農村部で69.3パーセ

表1 プライベート・トランスファーズの各国比較

	年(期間)	標本家計数 (括弧内は欠損値 を除いた数)	受領・提供に関与した家計割合		受領量		出典	
			受領 クロス(%)	提供 ネット(%)	(%:所得に対する割合) (全家計平均) [受領家平均]	(%:所得に対する割合) (受領家平均)		
ベトナム	1992-1993(1年)		51	42	43	12	26	Cox, Fetzter and Jimenez(1998)
南アフリカ	1994(1ヶ月)	8,848(8,525)		24.8	15.3	6.7	36.8	Cox, Ezer and Jimenez(1997b)
		7,214		3.8	5.8	0.7	25.2	
		1,311						
ガーナ	1987.9-1988.8(1年)	3,200	29.5	46.4				Cox and Jimenez(1991)
コートジボアール	1985.2-1986.1(1年)	1,600(1,524)	22.9	47.1	41.5	1.1	8.5	Cox, Ezer, Jimenez and Jordan(1995)
カルタヘナ(コロンビア)		507(369)			38.5	3.9	13.0	Cox and Jimenez(1997)
サンタアナ(エルサルバドル)	1976(1カ月)	500	33.0			11.0	38.0	Kaufman and Lindauer(1986)
フィリピン	1988(1年)	18,922						Cox and Jimenez(1995)
		8,863		76.7	11.0	11.5	17.7	
		10,059		82.8	10.4	11.2	14.3	
アメリカ	1979(8カ月)	4,605(4,232)*	25.9			1.7	10.2	Cox and Jakubson(1995)
キルギスタン	1993.10-11(1カ月)	1,937(1,839)		11.6	9.0	6.4	36.5	Cox Jimenez and Jordan(1998)
ロシア	1992.9(1カ月)	5,973	24.3	23.5	19.4	6.9	30.7	Cox, Ezer and Jimenez(1997a)
ポーランド	1987(3カ月)	12,896	49.0	28.6	18.7	4.6	10.0	Cox, Jimenez and Okrasa(1997)
ポーランド	1992(3カ月)	4,210		47.5	17.4	3.3	7.1	Cox, Jimenez and Okrasa(1997)
ウズベキスタン	1995.6(1カ月)	1,581(1,529)	20.3	18.0	17.4	10.1	51.3	EFSUデータより筆者の計算による。
バレー	1985.6-1986.7(1年)	4,184(2,241)		25.6	27.4	4.0	22.0	Cox, Ezer and Jimenez(1998)
インドネシア	1981	2,261						Ravallion and Dearden(1988)
		1,539	31	25	54	8.3		
		722	44	40	31	19.5		
ケニヤ	1974.12(1カ月)	2,097		27.6		3		Knowles and Anker(1981)
		479		18.9		2.3		
		1,181	30.5	61.8	47.2	4.0		Butz and Stan(1982)

(出所) 表中の「出典」より筆者作成。
 (注) *このアメリカのデータは家計(household)ではなく家族(family)である(家族<家計)。

ントであった。

以下では、EESU データに基づき、ウズベキスタンのプライベート・トランスファーの基本的な特徴を概観しておこう。まず、表1は、プライベート・トランスファーが途上国の人々の生活の中で、どれほどの比重を占めているのかをまとめたものである。プライベート・トランスファーの定義や標本抽出の方法は、各々の調査によって大きく異なるために、その頻度や大きさを単純に比較することはできない。しかし、おおむね2割から5割の家計が何らかの形でトランスファーを受領しており、その額は、受領家計における所得に対する割合を見れば、かな

りの比重を占めているといえるだろう。

これに対して、EESU のデータから、ウズベキスタンにおけるプライベート・トランスファーの発生割合を計算すると、表2の通りとなる。1カ月の間に現金あるいは現物を受領した家計は20.3パーセント、提供した家計は22.2パーセントである。サービスのトランスファーも含めると、受領は24.8パーセント、提供は35.4パーセントとなる。この数値は各国のトランスファーと比較してもそれほど高いものではなく平均的な値といえるだろう。また、プライベート・トランスファーの大きさについても、表3に示されているように、現金・現物の受領は、平均175.5スムであり、平均家計所得の10.1パーセントを占めるにすぎない。ただし、この数値は受領していない家計も含めた全体を母数としている。これに対して、トランスファーを受領した家計に限って計算すると、プライベート・トランスファーの受領は平均して887.6スムに上り、平均家計所得の51.3パーセントとなる。すなわち、受領家計の所得の約半分はプライベート・トランスファーによって占められている。これ

表2 ウズベキスタン(1995年)のプライベート・トランスファーの発生

標本数：1,581

	トランスファーの受領(%) (1)	トランスファーの提供(%)
現金	13.5	13.0
現物	10.9	14.7
現金・現物(2)	20.3	22.2
サービス	7.6	22.3
現金・現物・サービス	24.8	35.4

(出所) EESUデータより筆者作成。

(注) (1) %：それぞれのトランスファーを受領または提供した家計数の、全標本に対する割合である。

(2) 現金・現物：「現金あるいは現物」を意味する。3地域のウェイト適用後、計算した。

表3 ウズベキスタン(1995年)のプライベート・トランスファーの大きさ

単位：スム(ウズベキスタン通貨)

	現金受領	現物受領	現金・現物受領	家計所得(1)
平均値(全家計)(2)	145.1	30.4	175.5	1,731.8
平均値(該当家計)(3)	1,087.3	296.7	887.6	-
中央値(該当家計)	500	160	420	1,311
家計数	258	195	365	1,581

	現金提供	現物提供	現金・現物提供
平均値(全家計)	67.5	27.3	94.8
平均値(該当家計)	517.8	197.7	436.6
中央値(該当家計)	200	120	200
家計数	205	237	353

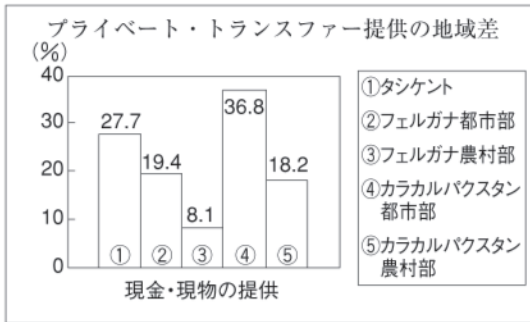
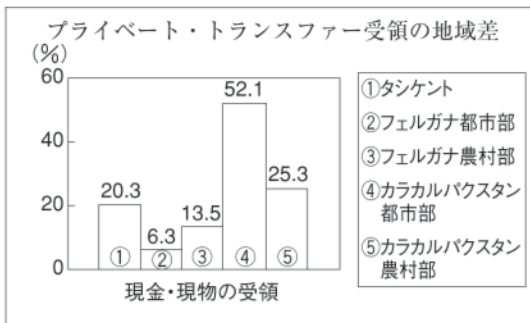
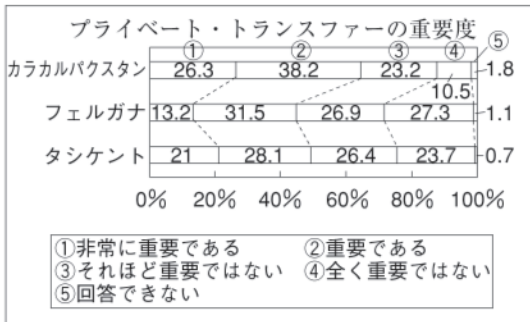
(出所) EESUデータより筆者作成。

(注) (1) 3地域のウェイト適用。

(2) 全家計とは、受領や提供のない家計も含めた全体の中で平均値を算出したことを示す。

(3) 該当家計とは、それぞれを受領や提供した家計に限って、その中で平均値を算出したことを示す。

図1 プライベート・トランスファーの地域比較
(ウズベキスタン, 1995年)



(出所) EESUデータより筆者作成。

は表1の中では最も大きな値である。

3地域におけるプライベート・トランスファーには地域差が確認される。図1からはやはり貧困地域であるカラカルパクスタンにおいて、トランスファーのやりとりが活発であることがわかる。プライベート・トランスファーの重要度について尋ねた質問では、「非常に重要である」あるいは「重要である」と回答した家計の

表4 ウズベキスタン(1995年)のプライベート・トランスファーの受領元・提供先

	(%)		
	現金受領元	現物受領元	サービス受領元
親	15.6	32.7	14.5
子	4.5	15.9	16.2
その他の親戚	30.5	22.4	42.6
隣人	26.9	16.8	19.0
その他	22.5	12.2	7.7
	現金提供先	現物提供先	サービス提供先
親	12.4	18.0	9.7
子	17.0	23.5	22.5
その他の親戚	19.9	25.0	31.0
隣人	25.9	22.7	29.6
その他	24.8	10.8	7.2

(出所) EESUデータより筆者作成。

(注) %はプライベート・トランスファーの発生数の割合である。3地域のウェイト適用後、計算した。

比率は、カラカルパクスタンが65パーセントであるのに対し、タシケントでは49パーセント、フェルガナ州では45パーセントであるにすぎない。また、受領、提供の割合を比較すると、いずれもカラカルパクスタンの割合の高さが際立っている。ただし、都市のタシケントにおいても、比較的高い比率で住民がプライベート・トランスファーに関与しているのがわかる。

最後に、プライベート・トランスファーの受領元、提供先について確認しておこう。表4には、プライベート・トランスファーの発生頻度が、誰からもらったのか、誰にあげるのかという、対象ごとの割合で示されている。ウズベキスタンでは、他国と比較すると、親族以外からのトランスファーの頻度が相対的に高い。特に、現金に関しては、親族からの受領は50.6パーセント、親族への提供は49.3パーセントにとどまり、残りの約半数は親族以外の隣人や友人とのトランスファーとなっている。例えば、隣国のキルギス共和国では、トランスファーの84パーセントは親族から発生し、なかでも親からの受領が全体の約半数を占めている [Cox, Jimenez

and Jordan 1998]。また、ペルーでは88.3パーセントが親族からのトランスファーである [Cox and Jimenez 1989]。このように、他国ではおおむね7割以上が親族間トランスファーであるが、ウズベキスタンでは非親族間トランスファーが約半数を占めている。本稿では、親族間トランスファーとともに、非親族間トランスファー、その中でも中心を占める隣人間トランスファーに注目し、第IV節において、機能の相違とも結びつけて分析したい。

III プライベート・トランスファーの機能分析

本節では、ウズベキスタンのプライベート・トランスファーの経済的機能を、EESU データを用いた計量分析によって明らかにしたい。焦点となる経済的機能は、社会保障としての所得再分配機能である。以下では、推定方法とその解釈について説明した上で、推計結果を検討する。

1. 推定式

プライベート・トランスファーの所得再分配機能に関しては、利他主義モデルと呼ばれる基本的なモデルがあり、この仮説を検証する形で数多くの実証分析がなされてきた [Cox 1987; Cox and Jakubson 1995; Cox, Eser, and Jimenez 1998等]。これは、富裕者から貧困者への私的な所得移転が発生する要因を、利他主義 (altruism) に求めたモデルである^(註5)。家族の中での子どもの世話、社会的弱者に対しての気遣いのあり方、共同体的価値規範の存在などが、このような仮定を裏付けている。この利他主義は経済学においては効用関数の相互依存によって

表現されてきた [Becker 1974; Cox 1987; Ravallion and Dearden 1988; Cox, Eser and Jimenez 1998等を参照]。

本節でも、このような議論を出発点として、プライベート・トランスファーの所得再分配機能の分析を行いたい。この仮説を検証するための基本的な推定式は、以下の(1)式となる。

$$t_i = \alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2' \mathbf{X}_i + \varepsilon_i^\alpha, \\ T_i = \begin{cases} t_i & t_i > 0 \\ 0 & t_i \leq 0, \end{cases} \quad (1)$$

ここで、家計 i のトランスファーの受領額を決定する潜在変数が t_i である。 $t_i > 0$ の時にトランスファーを受領し、 $t_i \leq 0$ の時は受領しないと考える。 T_i はデータから観察されるプライベート・トランスファーの受領額である。 Y_i が所得、 \mathbf{X}_i が家計属性ベクトル、 ε_i^α が確率誤差項を示す。これは、受領の決定要因を分析するための推定式であるが、受領額を決定する潜在変数としての被説明変数は、負の場合はその値を直接観察できず、正の場合にのみ受領額として観察可能であると考えられる。そのため、最小二乗法を用いるとゼロに偏った推計となり適当ではなく、このようなトービットモデルが用いられてきた。 $\alpha_1 < 0$ であれば、プライベート・トランスファーが、貧者に対する所得再分配の機能を果たしていることを示す。そして同時に、この $\alpha_1 < 0$ によって利他主義仮説の検証が行われてきた^(註6)。

しかし、利他主義モデルはひとつの仮説であり、利他主義は十分条件ではあっても、必要条件であることは保証しないため、この係数の正負テストによっても、利他主義以外の可能性を完全に排除することはできないといえるだろう。この点を補足するために、本稿では、所得 Y_i

の内訳について、より考慮を加えた分析を行う。まず、所得を以下のように、恒常的な要素 Y_i^P と、一時的な要素 Y_i^T 、及び政府からの社会保障受給額 s_i の総計とみなすことにする。

$$Y_i = Y_i^P + Y_i^T + s_i$$

利他主義は、これら3つの要素全てに影響を与えると考えられるが、解釈の上で特に注意が必要となるのは、 Y_i^T と s_i である。異時点間における取引の観点を導入すれば、 Y_i^T という一時的な所得変動に反応するプライベート・トランスファーは、保険・信用としての機能を強く有すると考えられる^(注7)。つまり、一時的な所得ショックに直面した家計に対して、将来に返してもらうという期待の下にトランスファーを提供するかもしれないのであり、この場合は利他主義よりはむしろ戦略的な行為として解釈すべきである^(注8)。前述してきたウズベキスタンの移行期の激しい経済変動を考えると、このような保険・信用の要請は特に高くなっていたことが推測される。

また、 s_i の係数が負であることは、単純に所得再分配と捉えることができない点に問題がある。これは、プライベート・トランスファーの所得再分配機能というよりは、公的な社会保障政策に対するクラウドディング・アウト効果と解釈すべきである。つまり、 s_i の係数が負であることは、プライベート・トランスファーが政府による所得再分配の効果を相殺していることを示している^(注9)。

このような所得の要素を考慮し、推計結果の解釈をより明快にするために、本稿では、以下の推定式を用いる。

$$T_i = \beta_0 + \beta_1 Y_i^P + \beta_2 Y_i^T + \beta_3' S_i + \beta_4' X_i + \varepsilon_i^\beta, \quad (2)$$

ここで、 Y_i^P は恒常所得、 Y_i^T は一時所得、 S_i

は社会保障受領額、 ε_i^β は確率誤差項であり、その他の変数は(1)式と同様である。ただし、 Y_i^P 、 Y_i^T は、データから直接観察することはできないので、実際の推計は、以下のような2段階の手法をとる。まず、第1段階で、社会保障受領額を除いた所得 Y_i を初期資産と所得ショック変数に回帰させ、そこから、恒常所得と一時所得の推計値を得る。第2段階で、プライベート・トランスファーをこれらの推計値に回帰させ、それぞれの係数の符号を検証する。

まず、第1段階の推定式は以下である。

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1' A_i + \gamma_2' W_i + \gamma_3' Z_i + \varepsilon_i^\gamma \quad (3)$$

ここで、 Y_i は1カ月の所得（社会保障額は含まない）、 A_i は恒常所得を決定する家計属性の諸変数であり、家計の初期資産（耐久財、家畜、土地）と労働力（年齢、性別、教育水準）を含む。 W_i は地域変数であり、これも恒常所得に影響を与えると考えられる（気候、地理的条件等）。 Z_i は、所得ショックの代理変数であり、失業、賃金遅延、病気、出産の4変数を含む^(注10)。 ε_i^γ は確率誤差項である。(3)式の推計結果は補遺Aに示されている。

第2段階では、(2)式において Y_i^P 、 Y_i^T の代わりに \hat{Y}_i^P 、 \hat{Y}_i^T を用いた推計を行う。 \hat{Y}_i^P は、(3)式より推計された恒常所得の推計値であり、(3)式の右辺の前から3項の推計値の合計である。 \hat{Y}_i^T は、一時所得の推計値であり、(3)式の右辺第4項の推計値である。さらに、第2段階の推計では、(3)式の推計から得られた残差 $\hat{\varepsilon}_i^\gamma$ も説明変数として含める。この $\hat{\varepsilon}_i^\gamma$ は、所得 Y_i のうち、 \hat{Y}_i^P と \hat{Y}_i^T によって説明されなかった部分であり、恒常的な要素と一時的要素をともに含んだ変数であると考えられる^(注11)。さらに、 S_i として、社会保障受領額を加える。ここには、国

からの給付金と、マハツラ委員会からの給付金をそれぞれ含める^(注12)。また、 X_i としては、プライベート・トランスファーに影響を与えるとされる家計属性の諸変数を加える。ここには、家計人数、女性家長ダミー、家長の年齢、家長の年齢の二乗、地域変数ダミーをそれぞれ含める。以上のように、本稿では、プライベート・トランスファーを所得 Y_i の代わりに \hat{Y}_i^P , \hat{Y}_i^T , $\hat{\varepsilon}_i^P$ に回帰させることによって、用いる変動は同じながら、所得の内訳によって推計結果を区別して検証する^(注13)。

以下、説明変数の解釈について補足する。まず、 \hat{Y}_i^P , \hat{Y}_i^T , $\hat{\varepsilon}_i^P$ の係数が負であることは、プライベート・トランスファーが富裕者から貧者への所得再分配機能を果たしていることを示す。これは、利他主義モデルを想定するならば、利他主義の存在を裏付けることになるが、 \hat{Y}_i^P 以外、特に \hat{Y}_i^T については、見返りを期待した戦略的要因の影響が大きいとみるべきであるという点は前述した通りである。次に、 S_i の係数が負であることは、プライベート・トランスファーが政府の社会保障政策の効果をクラウンディング・アウトしていることを示す^(注14)。また、家計人数変数は、家計の人数を制御するために含める。さらに、女性家長ダミーを含めるのは、多くの実証研究において、相対的に女性が家長である家計にプライベート・トランスファーが渡りやすいという傾向が指摘されているからである [Kaufman and Lindauer 1986; Lucas and Stark 1987; Cox and Jimenez 1989; Cox 1987 他]。所得水準を制御した上でもこの効果は強く現れるため、単に女性家長の家計所得が低いからであるということとはできない。フォーマルな労働市場における差別を埋め合わせるトランスファーや、

子どもの世話への対価としてのトランスファーなどが考えられる。家長の年齢は、プライベート・トランスファーとライフサイクルとの関係を検証するために含める。フォーマルな資本市場の不完全性に直面している家計が、生涯を通して平準化された消費経路を達成するためにプライベート・トランスファーを用いるならば、その受領は、収入の少ない若年層と老年層に大きく、壮年層の時期には小さくなるはずである [Cox, Eser and Jimenez 1998]。この場合、家長の年齢変数は負で、年齢の二乗変数は正となるはずである。また、地域変数ダミーを含めたが、これは例えば、農村都市間の送金などを考えると、提供の多い地域と受領の多い地域が出てくると思われるため、これらの地域差を制御するためである。

2. 結果

以下では、上のモデルに基づく推計結果を検討する。まず、表5には、比較のため、所得をそのまま説明変数として用いた推計結果を示した。表5を見ると、所得変数の係数は負となり、

表5 プライベート・トランスファー (所得一括)

説明変数	係数	t値
所得 Y_i	-0.0628762***	-4.64
社会保障(国)	-0.046468	-0.82
社会保障(マハツラ)	0.1554241	1.00
人数	33.13442***	3.82
年齢	-23.1071**	-2.43
年齢二乗	0.2052421**	2.29
女性家長ダミー	136.5401**	2.36
フェルガナ都市部ダミー	-123.9054	-1.64
フェルガナ農村部ダミー	62.67088	0.93
カラカル都市部ダミー	224.4975***	3.17
カラカル農村部ダミー	-50.01747	-0.63
切片	541.476**	2.28
標本数	1,529	
修正R二乗	0.0416	

(出所) EESUデータより筆者作成。

(注) ***は有意水準1%, **は有意水準5%,

*は有意水準10%。

表6 プライベート・トランスファー（所得分解）

説明変数	OLS		2SLS	
	係数	t 値	係数	t 値
所得 \hat{Y}_i^P	-0.0415369	-0.98	-0.0496267	-1.15
所得 \hat{Y}_i^T	-0.2376168***	-3.01	-0.4587244**	-2.14
所得 $\hat{\varepsilon}_i^\beta$	-0.0601979***	-4.16	-0.0603111***	-4.16
社会保障（国）	-0.0419671	-0.74	-0.036875	-0.65
社会保障（マハッラ）	0.1549884	1.00	0.1417294	0.91
人数	21.58986*	1.82	13.39187	0.96
年齢	-26.376***	-2.70	-28.79676***	-2.87
年齢二乗	0.2347972**	2.54	0.2542003***	2.69
女性家長ダミー	137.4737**	2.37	133.87**	2.3
フェルガナ都市部ダミー	-127.2309*	-1.65	-144.1144*	-1.83
フェルガナ農村部ダミー	66.70148	0.92	47.60511	0.63
カラカル都市部ダミー	201.8178**	2.51	143.5265	1.49
カラカル農村部ダミー	-49.19007	-0.51	-93.84459	-0.9
切片	604.3925**	2.54	683.5362***	2.74
標本数	1,529		1,529	
修正R二乗	0.0437		0.0388	
F	8.97		7.44	
Prob > F	0.0000		0.0001	

（出所）EESUデータより筆者作成。

（注）***は有意水準1%，**は有意水準5%，*は有意水準10%。F検定：所得3変数の係数=0。

1パーセント水準未満で統計的に有意である。これは、プライベート・トランスファーが、富裕者から貧者への所得再分配機能を果たしていることを示している。しかし、所得を3つに分解して推計すると、結果には所得の内訳による相違が確認された。推計結果は表6左欄(OLS)に示されているが、所得要素の係数は3つともに負であるものの、 \hat{Y}_i^P は、統計的に有意ではなく、 \hat{Y}_i^T と $\hat{\varepsilon}_i^\beta$ が、1パーセント未満で統計的に有意であった。この結果は、プライベート・トランスファーが、恒常所得の格差よりも、一時的な所得ショックに感応的であることを示すものであり、保険・信用機能の重要性を表している。先の解釈によれば、プライベート・トランスファーが、利他的動機よりも、戦略的な要因に基づいて発生していることを示唆していることになる。また、表6右欄(2SLS)には、過去失業変数を \hat{Y}_i^T の操作変数として用いた推計結果を示した。これは、 \hat{Y}_i^T の推計に失業変

数を用いたため、プライベート・トランスファーを期待して失業状態を選ぶ者がいた場合には、誤差項と相関を持つ可能性があるからである^(注15)。この推計においても、やはり、 \hat{Y}_i^T の $\hat{\varepsilon}_i^\beta$ 係数は負であり5パーセント未満で統計的に有意であることが確かめられた。

その他の変数の結果を確認すると、まず、社会保障変数は有意ではなかった。本推計の結果からは、プライベート・トランスファーが社会保障政策による所得再分配をクラウドディング・アウトしているという効果は認められなかった。また、年齢、女性家長ダミーについては、予想された通りの結果が得られた。年齢変数は負、年齢二乗変数は正で統計的に有意であった。これは、はじめは年齢とともに受領額が減少するが、後に上昇することを示しており、プライベート・トランスファーがライフサイクルを通じた消費平準化のために用いられていることを示唆している。また、女性家長ダミーは、正で統

計的に有意であったが、これは、女性家長の家計に優先的にプライベート・トランスファーが渡っていることを示している。

以上のように、EESU データ全体の情報を用いた分析からは、ウズベキスタンのプライベート・トランスファーに所得再分配機能が内在していることは明らかにされたが（表5）、その主な内容は、一時的な所得ショックへの対応であるという傾向が認められた（表6）。本稿の目的のひとつは、経済移行が混迷し、GDPの最も落ち込んでいた1995年という時期に、家計がいかなる対応をとっていたのかを明らかにすることであった。この時期、同国の家計は、全体的な傾向としては、プライベート・トランスファーに保険・信用としての役割を特に求めていたということが実証された。

以上は、ウズベキスタンのプライベート・トランスファーに見られる全体的な傾向を、EESU データから分析した結果である。しかしながら、ウズベキスタンの地域的特色を検討するためには、より焦点を絞った推計が必要となる。次節では、このようなウズベキスタンの地域的特色を可能な限り考慮した分析を行いたい。

IV プライベート・トランスファーと血縁・地縁・民族

第I節では、ウズベキスタンの社会人類学的研究にも触れたが、そこでは、プライベート・トランスファーが、血縁や地縁の絆に基づいた互酬のネットワークとして扱われている点について言及した。本節では、親族間で生じるトランスファーと隣人間で生じるトランスファーに焦点を絞った推計をすることによって、ウズベ

キスタンにおいて親族間や隣人間の紐帯が果たす役割を分析したい。さらに、民族によってこうした機能の内容が異なっているのかという点も検証したい。

血縁関係という点から見ると、ウズベク人社会の基礎をなしているのは、父系の単系出自を基礎とする親族集団である [Bacon 1966; Арифханова 2000]。通常、親族集団は3世代からなり、世代間の力関係は、男女別に年齢順に上から階層的に形成されている。農村においては、親族が固まって生活することが多いが、互いに離れた場所に住んでいてもこれらの関係は維持されるという。また、昔ながらのマハッラ（後述）のみならず、ソ連時代に建てられた近代的なアパートにおいても親族関係は軽んじることができないと言われる。こうした親族間においては、物質的なやりとりも頻繁であり、それらは所得再分配としての機能を有していることが推測される。例えば、Koroteyeva and Makarova (1998a, 582) の社会人類学的論考は、援助の量は社会的な距離に依存すると指摘するが、特に、緊密な血縁間では裕福な親戚からその他の親戚への再分配があると述べている。あるいは、ウズベキスタンでは、斎戒期に裕福な親族から貧しい親族へお金が分配される慣習なども見られる [Арифханова 2000, 15]。

また、地縁関係という観点から見ると、ウズベキスタンには、都市部のマハッラ、農村部のキシュラク (qishloq) など、類似した機能を持つ地縁共同体が、旧ソ連時代以前から存在している [Bacon 1966]。本来、マハッラは、トルコやアラブのイスラーム圏における都市生活の基本的な単位であり、相互扶助や自治の制度を備えた自立的な組織であった。住民達は、割礼、

結婚、葬儀などの家族儀礼を共有し、モスクを中心とした社会生活を営んできたことが知られている^(注16)。ウズベキスタンにおいては、独立後の近年、マハツラの行政的利用が試みられるようになり、政府機関だけでなく、国際機関やNGOも注目し、マハツラに対して各種の支援を行うようになった。もっとも、現在の同国のマハツラは、旧ソ連体制や独立後の政府による政治的干渉を受容しつつ存続してきた経緯をもつため、単純に前近代の伝統的なマハツラと同一視することはできない。しかし、それらを考慮しても、政治的にも注目を浴びるマハツラ、そしてそれに代表されるウズベキスタンの隣人関係が、実際には、どのような機能を有しているのかを実証的に分析することは有意義であろう^(注17)。

1. 親族

まず、被説明変数を親族間のプライベート・

トランスファーに限定して、前節と同様の(3)式による推計を行った(表7左欄)。さらに、説明変数として、非親族間のプライベート・トランスファーのネットの総額(受領を正で表す)を新たに加えた推計も行った(同右欄)。これは、例えば、非親族間移転の受領の多い家計には、親族間移転は少なくなるなど、相互に関係し合っている可能性があるからである。非親族間移転も、プライベート・トランスファーであることには変わらないので、推定式の誤差項と相関を持つことが予想される。そのため、ここでは非親族間移転に関して操作変数を用いた2段階最小二乗法(2SLS)を用いた。操作変数としては、企業家的活動・ビジネスに従事している人数、及び、友人・知人・隣人との緊密さを示す変数が、非親族間移転と相関が高く、誤差項と相関しておらず妥当であったために用いた^(注18)。推計結果は表7の通りである。所得再分配の

表7 親族間プライベート・トランスファー

説明変数	OLS		2SLS	
	係数	t値	係数	t値
所得 Y_i^p	-0.0680903**	-2.34	-0.0730354**	-2.31
所得 Y_i^f	-0.1334337**	-2.48	-0.1140318*	-1.69
所得 ε_i^p	-0.0190721*	-1.93	-0.0114133	-0.63
社会保障(国)	-0.0483254	-1.25	-0.0495095	-1.23
社会保障(マハツラ)	-0.0502658	-0.47	-0.0884901	-0.67
人数	20.3747**	2.52	20.14841**	2.40
年齢	-19.67838***	-2.95	-18.43108**	-2.51
年齢二乗	0.1874524***	2.97	0.1786354***	2.64
女性家長ダミー	-4.314832	-0.11	-30.71999	-0.47
フェルガナ都市部ダミー	-110.2279**	-2.1	-107.0615*	-1.95
フェルガナ農村部ダミー	-16.3322	-0.33	-31.7955	-0.53
カラカル都市部ダミー	60.21351	1.1	33.84265	0.44
カラカル農村部ダミー	-101.7019	-1.55	-111.4811	-1.58
切片	515.1387***	3.17	498.517***	2.90
非親族間PT	-	-	0.1862292	0.52
標本数	1,529		1,529	
F	4.86		3.12	
Prob > F	0.0023		0.0251	

(出所) EESUデータより筆者作成。

(注) ***は有意水準1%, **は有意水準5%, *は有意水準10%。

F検定: 所得3変数の係数 = 0。

内訳については、前節の分析とは異なる結果が得られた。所得の3つの要素の係数は、やはり全て負であったが、OLS, 2SLSの双方において、 \hat{Y}_i^P が5パーセントで統計的に有意となった。また、 \hat{Y}_i^T は、OLSでは5パーセント、2SLSでは10パーセントで統計的に有意であった。このように、親族間のプライベート・トランスファーに限定すると、恒常所得、一時所得の双方を補填する移転が確認されたが、特に、恒常所得の再分配の傾向が強くと表れてきた。この結果は親族間で利他的な動機から物資のやりとりがされていることを裏付けている(注19)。

血縁的紐帯の性格は、民族によって規定される部分が大きいと考えられる。第II節で触れたように、ウズベキスタン、そしてEESUデータのカバーする地域には、ウズベク人以外にも多様な民族が居住する。ロシア人、カラカルパク人、カザフ人、タジク人、タタール人、朝鮮人など存在するが、以下では、EESUデータの中で家計比率の多い順に4つ(ウズベク人、ロシア人、カラカルパク人、カザフ人)、及びそれ以外をまとめた1つを加えた5つの集団に分類して検証したい(注20)。ここでは、以下の(4)式のように、所得要素と民族ダミーの交差項を含めた推定式を用いる。

$$T_i = \delta_0 + uz(\delta_1 Y_i^P + \delta_2 Y_i^T) + rus(\delta_3 Y_i^P + \delta_4 Y_i^T) + kar(\delta_5 Y_i^P + \delta_6 Y_i^T) + kaz(\delta_7 Y_i^P + \delta_8 Y_i^T) + oth(\delta_9 Y_i^P + \delta_{10} Y_i^T) + \delta_{11} S_i + \delta_{12} X_i + \varepsilon_i^\delta \quad (4)$$

ここで、*uz*, *rus*, *kar*, *kaz*, *oth*は、それぞれウズベク人、ロシア人、カラカルパク人、カザフ人、その他の民族のダミー変数であり、 ε_i^δ は確率誤差項である。その他の説明変数は(2)式と同じである。この推計式を、これまでと同様に、1段階より得られた所得要素の推計値を用

いて推計する。親族間のプライベート・トランスファーの分析から得られた結果が表8に示されている。

結果からは、民族ごとの反応の相違を確認することができる。まず、 \hat{Y}_i^P 恒常所得の再分配が、2SLSで統計的に有意に認められたのは、ウズベク人とカラカルパク人であった。ウズベク人の親族関係については前述した通りだが、この推計結果も、ウズベク人の親族間には特に見返りを要求しない物資のやりとりが存在することを示唆している。また、カラカルパク人は、同国では特に強い部族意識を有していると言われるが、推計結果も血縁関係が所得格差の改善のために用いられていることを裏付けている(注21)。加えて、カラカルパク人の場合は、その多くが相対的に貧しい地域に居住していることが影響を与えている可能性がある(注22)。また、ロシア人、カザフ人も係数は負であり、再分配の傾向はある程度は認められた。この2つは、標本が多ければ、有意に表れていたかもしれない。また、その他の少数派の民族においては、親族間における恒常所得の再分配は認められなかった。彼らは、近い地域に緊密な血縁が少ないため、親族からの利他的な所得移転には頼ることができない境遇にあると思われる。また、 \hat{Y}_i^T の示す一時的な所得ショックの係数を見ると、2SLSでも統計的に有意であったのはロシア人のみであった。この結果は、ロシア人が保険・信用的な金銭の貸借りに通じていることを示唆している。この点については、大部分が都市部の賃金労働者であるロシア人は、本分析で用いた失業や賃金遅延などによる負の所得ショックの影響を特に受けやすく、それが結果に影響しているとも考えられる。この場合、他の民

表8 親族間プライベート・トランスファー（民族比較）

説明変数	OLS		2SLS	
	係数	t値	係数	t値
\hat{Y}_i^P *ウズベク	-0.0656531**	-2.11	-0.069082**	-2.09
\hat{Y}_i^P *ロシア	-0.0775245*	-1.75	-0.074381	-1.61
\hat{Y}_i^P *カラカル	-0.1545826**	-2.22	-0.1570549**	-2.18
\hat{Y}_i^P *カザフ	-0.0935505	-1.42	-0.1157813	-1.35
\hat{Y}_i^P *その他	-0.0281996	-0.64	-0.0337132	-0.72
\hat{Y}_i^T *ウズベク	-0.1522751**	-2.21	-0.1163286	-1.05
\hat{Y}_i^T *ロシア	-0.3620826**	-2.05	-0.3859826**	-2.02
\hat{Y}_i^T *カラカル	-0.0736179	-0.50	-0.0486818	-0.30
\hat{Y}_i^T *カザフ	-0.0926438	-0.68	-0.118638	-0.77
\hat{Y}_i^T *その他	0.0489618	0.33	0.0440423	0.29
$\hat{\varepsilon}_i^\beta$ *ウズベク	-0.0182751*	-1.67	-0.0110225	-0.54
$\hat{\varepsilon}_i^\beta$ *ロシア	-0.0362741	-0.86	-0.0287239	-0.61
$\hat{\varepsilon}_i^\beta$ *カラカル	-0.0215466	-0.35	-0.0137837	-0.21
$\hat{\varepsilon}_i^\beta$ *カザフ	0.0193579	0.30	0.019967	0.30
$\hat{\varepsilon}_i^\beta$ *その他	-0.0535721	-1.33	-0.0539942	-1.30
社会保障（国）	-0.0495989	-1.27	-0.0505707	-1.25
社会保障（マハッラ）	-0.0512254	-0.48	-0.0853102	-0.62
人数	22.59241***	2.70	23.21979***	2.66
年齢	-19.31097***	-2.87	-18.48707**	-2.56
年齢二乗	0.1849422***	2.90	0.1796176***	2.68
女性家長ダミー	-4.701788	-0.12	-28.21595	-0.41
フェルガナ都市部ダミー	-113.0749*	-2.06	-105.4239*	-1.78
フェルガナ農村部ダミー	-15.43346	-0.29	-23.14021	-0.41
カラカル都市部ダミー	140.437**	2.16	122.421	1.54
カラカル農村部ダミー	-69.30991	-1.02	-73.61045	-1.04
切片	480.9918***	2.94	465.0279***	2.69
非親族間PT	-	-	0.165092	0.42
標本数	1,529		1,529	
F	2.01		1.85	
Prob > F	0.0291		0.0474	

（出所）EESUデータより筆者作成。

（注）***は有意水準1%，**は有意水準5%，*は有意水準10%。

F検定：所得10変数（ \hat{Y}_i^P, \hat{Y}_i^T ）の係数=0。

族に比べて一時所得補填的な移転が計測されやすくなるであろう^(注23)。

2. 隣人

次に、隣人間のプライベート・トランスファーに限定して推計を試みた（表9左欄）。親族間の分析と同様の理由で、非隣人間のプライベート・トランスファーを説明変数として加えた推計も行った（同右欄）。操作変数としては、企業家的活動・ビジネスに従事している人数、及び、マハッラ委員会の活動の知識に関する変

数を用いた^(注24)。結果は表9に示されているが、OLS、2SLSいずれの場合も、 \hat{Y}_i^P 恒常所得の係数は負であり統計的に有意であった。また、 \hat{Y}_i^T と $\hat{\varepsilon}_i^\beta$ は有意にはならなかった。

隣人間トランスファーにおいて恒常所得の再分配の傾向が確認されたが、これは、利他的な動機が存在を示唆している。仮説のひとつとして、マハッラに代表される地縁的紐帯の性格が影響を与えている可能性を挙げておきたい。昔からマハッラでは仕事がある程度成功し良い取

表9 隣人間プライベート・トランスファー

説明変数	OLS		2SLS	
	係数	t値	係数	t値
所得 \hat{Y}_i^p	-0.023295***	-2.65	-0.0232781**	-2.59
所得 \hat{Y}_i^f	-0.0013925	-0.09	-0.0012781	-0.06
所得 $\hat{\varepsilon}_i^p$	-0.0012515	-0.42	-0.001216	-0.24
社会保障 (国)	-0.0017691	-0.15	-0.0017298	-0.14
社会保障 (マハッラ)	0.0170548	0.53	0.0169613	0.5
人数	9.301539***	3.82	9.293251***	3.54
年齢	-3.405455*	-1.69	-3.392501	-1.35
年齢二乗	0.0336185*	1.76	0.0334997	1.42
女性家長ダミー	17.5349	1.46	17.49014	1.34
フェルガナ都市部ダミー	-13.1163	-0.83	-13.04782	-0.74
フェルガナ農村部ダミー	-14.25108	-0.95	-14.29061	-0.91
カラカル都市部ダミー	53.31717***	3.22	53.25422***	2.94
カラカル農村部ダミー	-8.999494	-0.45	-8.966559	-0.44
切片	69.66314	1.42	69.35132	1.14
非隣人間PT	-	-	0.0005824	0.01
標本数	1,528		1,528	
F	2.41		2.30	
Prob > F	0.0653		0.0761	

(出所) EESUデータより筆者作成。

(注) ***は有意水準1%, **は有意水準5%, *は有意水準10%。

F検定: 所得3変数の係数=0。

入を得ている者は、それを分け与える伝統があると言われてきた [Арифханова 2000, 16]。ただし、マハッラについては、前述したように、それが近年も変容を続ける組織であるという点、及び、EESU データは3地域のクロスセクション・データでしかないという点は考慮しておくべきであろう (注25)。

また、一時的なショックへの反応が、親族間とは異なり確認されなかった。利他主義を必ずしも動機としない保険・信用をインフォーマルなレベルで成立させるには、契約の逸脱を防ぐための監視や強制の仕組みが重要となってくる。こうした長期的な拘束力としては、親族間の絆の方が有効に働くと思われる。また、一時的ショックのあった家計に対しては、職の紹介や看病、赤ん坊の世話など、隣人ならでの協力の仕方があるため、現金等ではあまり対応しない可能性がある。その他には、地域特定的な所得

ショックを補填する地域間の移転がここでは除外されることや、恒常所得の計測誤差が負の相関を非有意にしている可能性などが要因として考えられる (注26)。

さらに、前述の(4)式に基づいた民族別の推計も行った。結果は表10に示されている。恒常所得の再分配が確認されるのは、ウズベク人とその他の民族であった。ウズベク人については、前述してきた隣人関係の影響が示唆される。また、親族間移転で全く反応しなかったその他の民族の係数が有意となるのは興味深い。親族からの援助に頼れない境遇にある彼らにとっては、隣人間の絆がより重要なものであるということを示していると思われる。

結 語

本稿は、市場移行期の経済的苦境にあるウズ

表10 隣人間プライベート・トランスファー（民族比較）

説明変数	OLS		2SLS	
	係数	t値	係数	t値
\hat{Y}_i^P *ウズベク	-0.0238222**	-2.54	-0.0228098**	-2.35
\hat{Y}_i^P *ロシア	-0.0286779**	-2.15	-0.0260418*	-1.79
\hat{Y}_i^P *カラカル	-0.032628	-1.56	-0.0296302	-1.34
\hat{Y}_i^P *カザフ	0.0299518	1.51	0.0294415	1.47
\hat{Y}_i^P *その他	-0.041431***	-3.14	-0.0424879***	-3.14
\hat{Y}_i^T *ウズベク	-0.005482	-0.26	0.0038369	0.13
\hat{Y}_i^T *ロシア	-0.0386752	-0.73	-0.0330837	-0.60
\hat{Y}_i^T *カラカル	-0.0551271	-1.24	-0.0499564	-1.08
\hat{Y}_i^T *カザフ	0.0837775	2.03	0.0843205	2.02
\hat{Y}_i^T *その他	-0.0067099	-0.15	-0.009494	-0.21
$\hat{\varepsilon}_i^\beta$ *ウズベク	-0.0003514	-0.11	0.0016804	0.31
$\hat{\varepsilon}_i^\beta$ *ロシア	0.0032775	0.26	0.0060609	0.43
$\hat{\varepsilon}_i^\beta$ *カラカル	-0.0344819*	-1.84	-0.0334956*	-1.76
$\hat{\varepsilon}_i^\beta$ *カザフ	0.0067106	0.35	0.0063887	0.32
$\hat{\varepsilon}_i^\beta$ *その他	-0.0016903	-0.14	-0.0000585	0.01
社会保障（国）	-0.0026474	-0.23	-0.000482	-0.04
社会保障（マハッラ）	0.0159696	0.50	0.0108982	0.32
人数	8.390856***	3.34	7.997639***	3.00
年齢	-3.106397	-1.53	-2.450228	-1.00
年齢二乗	0.0309179	1.61	0.0248596	1.08
女性家長ダミー	18.78182	1.57	16.33297	1.24
フェルガナ都市部ダミー	-16.62981	-1.01	-12.0848	-0.63
フェルガナ農村部ダミー	-15.6409	-0.99	-16.87838	-1.04
カラカル都市部ダミー	35.55225*	1.81	30.95995	1.41
カラカル農村部ダミー	-13.00797	-0.63	-11.17735	-0.53
切片	71.69128	1.45	55.36026	0.92
非隣人間PT	-	-	0.0318823	0.48
標本数	1,528		1,528	
F	3.79		3.58	
Prob > F	0.0020		0.0032	

（出所）EESUデータより筆者作成。

（注）***は有意水準1%，**は有意水準5%，*は有意水準10%。

F検定：所得 \hat{Y}_i^P 5変数の係数 = 0。

ベキスタンにおいて、各家計がどのような対処をして日々の暮らしを維持してきたのかを検証する試みとして、家計の個票データから同国のプライベート・トランスファーを分析した。推計結果からは、この時期、ウズベキスタンのプライベート・トランスファーが所得再分配機能を担っていたことが明らかにされた。また、それらが、恒常所得の格差を縮める移転よりも、一時的な所得ショックを補うための移転であるという全体的な傾向を見出すことができた。さ

らに、第IV節の拡張的な分析においては、親族間トランスファーと隣人間トランスファーに、恒常所得の再分配が確認され、血縁・地縁の紐帯に内在する利他的な性格が示唆された。このような傾向は、民族別には、親族間トランスファーではウズベク人とカラカルバク人、隣人間トランスファーではウズベク人と少数派の民族の中に認められた。

市場移行の途上にあり、経済的にも社会的にも多くの問題に直面しているウズベキスタンで

あるが、本稿を通して、私的に行われる互酬的な経済的活動の役割は大きく、今後も価値ある資源として注目されるべきであることが示された。

最後に今後の課題について触れておきたい。

本稿の分析は、同国のプライベート・トランスファーがインフォーマルな社会保障機能を担っていたことを明らかにしたが、推計結果の細かな解釈については、依然として検討の余地を残している。特に、本稿の分析において、親族間トランスファーと隣人間トランスファーに恒常所得の再分配機能が認められたことは注目に値する。このような直感的には想像しづらい現象がなぜ観察されたのか、文化的要因と分析手法に関わる要因の双方について、より踏み込んだ検証を試みることは有意義であろう^(注27)。また、推計結果と民族性との関係性についても、本稿では仮説を述べたに過ぎない。本稿の実証分析は、様々な分野からの今後の研究の予備的作業としての役割を果たすものであり、より細かな仮説についてのさらなる検証が望まれるであろう。

また、3地域のクロス・セクションからなるデータという制約から、議論の行き届かない点もあった。今後のデータ収集については、時系列的な観点も踏まえたものが目指されるべきであろう。

さらに、ウズベキスタンの人的紐帯のメカニズムについては、より詳細な構造を検討すべきである。例えば、推計のために血縁的紐帯を親族間としてひとつにまとめてしまったのは、非常に大雑把な扱いであったと言うべきであろう。あるいは、同国の人的紐帯は、血縁・地縁のみが全てではなく、その他にも影響力を持った

様々な慣習的なメカニズムが存在する^(注28)。これらの点をより踏込んで検討することを、筆者の今後の課題としたい。

(注1) 類似した指摘は、旧ソ連中央アジアの隣国の研究でも見られる。例えば、Howell (1996) は、キルギス共和国を扱い、家族間の相互扶助や交換による互酬的な結びつきは、血縁や他の社会的ネットワークへのアクセス如何によって決まり、それが維持できなくなると、貧困増大へつなると指摘している。また、Werner (1997, 98) は、カザフスタン南部の農村調査から、日常や特別な行事における社会的ネットワークへの家計の投資は、生存のための「戦略」であると結論付けている。また、最近の日本人の研究においては、より人類学的な観点からキルギス共和国の一村を対象に親族関係の研究を行った吉田 (2004) がある。

(注2) データの概要については、Coudouel (1998) 及び Coudouel, McAuley and Micklewright (1997) で参照できる。なお、ウズベキスタンの生活水準の厳密な検証を試みた Coudouel の研究からは、所得源としてプライベート・トランスファーの重要性を認識していることが窺えるが、その機能や役割の具体的な内容を本稿のように踏込んで論じることがなかったため、本稿では機能分析を試みた。

(注3) 標本抽出は、3地域から地域ごとの代表性を有する各500世帯の抽出が試みられ、以下の要領でなされた [Coudouel 1998, chapter 4]。まず、フェルガナとカラカルパクスタンでは都市部と農村部で手法が異なる。各地域の都市部においては、主標本単位 (PSU: primary sampling unit) を人口比率に比例した確率で5つ抽出し、そこから主標本単位の人口比率に比例した数の家計を抽出する2段階の手法がとられた。各地域の農村部においては、主標本単位を人口比率に比例した確率で5つ抽出の後、2次標本単位 (SSU: secondary sampling unit) を3つずつ抽出し、各2次標本単位から同数の家計を抽出するという3段階の方式がとられた。都市部と農村部の標本比率は各地域の家計比率に合わされている。タシケント市では階層化のないランダム抽出がなされ

た。なお、人口比率を考慮したウェイトが、本節の各表における数値の算出に用いられている。

(注4) カラカルパクスタン自治共和国は、1936年12月5日、ウズベク共和国に編入された。1990年12月14日に主権宣言を行い、現在はカラカルパクスタン共和国としてウズベキスタン共和国領内に存在する。ウズベキスタン共和国の法律はカラカルパクスタン共和国領内においても効力を持ち、同国に独自の外交権は存在しない。

(注5) プライベート・トランスファーの利他主義モデルの基本的な考え方は以下である [Cox 1987; Cox and Jakubson 1995; Cox, Eser, and Jimenez 1998等を参照]。

$$U = U(Y_p - T, V[Y_k + T]), \quad (5.1)$$

ここで U , Y_p は富裕者(親)の効用と所得, V , Y_k は貧者(子)の効用と所得であり、富裕者は利他主義であるとして $\partial U/\partial V > 0$ を仮定する。 Y_p , Y_k を所与とし、富裕者は自己の効用を最大化するように T の額を決定するとすると、比較静学を検討することにより最適値における各導関数の符号は以下になる。

$$\frac{\partial T}{\partial Y_k} < 0, \quad \frac{\partial T}{\partial Y_p} > 0, \quad (5.2)$$

これは貧者の所得が増加すれば、プライベート・トランスファーは減少し、富裕者の所得が増加すればプライベート・トランスファーは増加することを示す。このようなプライベート・トランスファーは社会の所得格差を緩和する機能を果たすことになる。

(注6) すなわち、注(5)の(5.2)式のテストである。提供側を検討する場合も、同様のトービット推計が用いられてきた。

(注7) このようなプライベート・トランスファーの保険・信用機能については、豊富な実証研究の蓄積がある。例えば、Lucas and Stark (1985) は、ボツワナにおいて旱魃が激しい時期に、都市在住の家計構成員からの送金が大きくなることから、送金が保険手段として用いられていることを示している。Rosenzweig (1988) は、インドの家計では、悪天候による所得減少を地理的に離れた親族が結びつくことで保険していると指摘している。また、病気、身体障害、失業、出産、高齢などに関連した所得創出能力の低下を

補う保険・信用機能に着目した実証研究も多い。Butz and Stan (1982), Ravallion and Dearden (1988) は、それぞれマレーシア、ジャワでは高齢者や失業者、病人への優先的なトランスファーが見られる点を指摘している。Kipnis (1997) は、中国北部において、贈り物が老人や病人がいる家計、出産や死亡、結婚などのあった家計に向けられていることを指摘している。また、プライベート・トランスファーそのものを扱わず、結果としての消費から、村落レベルで効率的なリスクのプールが達成されているか否かを検証しようとする研究もある [Townsend 1994; 黒崎・澤田 1999等]。

(注8) 途上国におけるインフォーマルな保険・信用やリスクシェアリングという点、近年では動学的な観点を持ち込むことによって純粋に家計の期待効用最大化や繰返しゲームの問題として扱われることが多い [Coate and Ravallion 1993; Kocharalakota 1996等]。

(注9) このようなプライベート・トランスファーと政府の補助金・課税政策との競合関係は、プライベート・トランスファーの重要な論点のひとつであり、政策決定者の関心を集めてきた [Cox and Jakubson 1995等]。多くの実証研究があり、例えば、Cox and Jimenez (1995) のフィリピンの実証では、大きな潜在的クラウディング・アウトを推計しており、特に失業保険の創出がプライベート・トランスファーの効果を大きく削減していると指摘している。また、Cox and Jimenez (1991) では、ガーナのプライベート・トランスファーと健康施設や学校などのインフラとの関係に注目し、このようなインフラ創出がプライベート・トランスファーを減少させる効果を指摘している。また、ロシアでも、高齢者年金の除去により、19%の貧困ギャップを補うほどのプライベート・トランスファーの増加があると推測されている [Cox, Eser and Jimenez 1997a]。

また、プライベート・トランスファーの利他主義モデルは、政府の補助金・課税政策に対して強い予測を与える。すなわち、富裕者から貧者への1ドルの公的所得再分配は、同じ1ドルのプライベート・トランスファーの減少をもたらすというものである [Cox and Jakubson 1995他を参照]。この強い仮説については、

実証研究においては否定されている [Altonji, Haya-shi and Kotlikoff 1997]。

(注10) Z として含むことができるのは、EESU データから観察可能なショックのみである。例えば、村落単位で生じるネットワークショックなどの影響を検証することは重要であるが、ここには含まれない。このように \hat{Y}_i^P と \hat{Y}_i^T で説明されない部分は $\hat{\varepsilon}_i^\beta$ に含まれることになる。また、 Z に失業変数を含んでいるが、このことが第2段階の推計において内生性バイアスをもたらし可能性がある。プライベート・トランスファーを期待して失業状態を選ぶことが考えられるからである。この点については、後述するように、過去の失業変数を用いて対処した推計も試みた。

(注11) また、この $\hat{\varepsilon}^\gamma$ を加えることによって、(2)式において説明変数を推計値で代替させることによって生まれる標準誤差のバイアスを修正する。 \hat{Y}^P 、 \hat{Y}^T を恒常所得、一時所得の推計値、 $\hat{\varepsilon}^\gamma$ を残差とすると、(3)式は以下のように表せる (ただし、 ε^γ は、 Y^T に含まれているとみなす)。

$$Y = Y^P + Y^T = \hat{Y}^P + \hat{Y}^T + \hat{\varepsilon}^\gamma \quad (3)$$

これを(2)式に代入することで以下ようになる。

$$T = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y}^P + \beta_2 \hat{Y}^T + \beta_3 \mathbf{S} + \beta_4 \mathbf{X} + \varepsilon^\beta + \beta_1 (Y^P - \hat{Y}^P) + \beta_2 (Y^T - \hat{Y}^T) \quad (2)'$$

ここで、 λ を、 $Y^P - \hat{Y}^P = \lambda \hat{\varepsilon}^\gamma$ を満たす平均 λ の確率変数として仮定すると、(2)より $Y^T - \hat{Y}^T = (1 - \lambda) \hat{\varepsilon}^\gamma$ であり、(2)' 式は $\hat{\varepsilon}^\gamma$ を用いて以下のように変形できる。

$$T = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y}^P + \beta_2 \hat{Y}^T + \beta_3 \mathbf{S} + \beta_4 \mathbf{X} + (\beta_1 \lambda + \beta_2 (1 - \lambda)) \hat{\varepsilon}^\gamma + \varepsilon^\beta \quad (3)$$

したがって、 \hat{Y}^P 、 \hat{Y}^T 、 \mathbf{S} 、 \mathbf{X} 、 $\hat{\varepsilon}^\gamma$ を説明変数として回帰すれば、誤差項は ε^β を用いているとみなせる。

(注12) 国からの社会保障受領額には、年金、出産手当 (2歳以下の子供)、子供手当 (16歳以下の子供)、その他失業、病気のための国からの手当、奨学金などの受領額が含まれる。また、マハッラ委員会とは、住民からなる各マハッラの代表機関であるが (注16、注17を参照)、マハッラ委員会による給付金の中心を占めるのは、マハッラ委員会が配当業務を委託されている貧困家計支援プログラムの配当額である。この政策は、1994年10月より同国で始まった [Coudouel, Marine and Micklewright 1998]。1997年度以降は、出産

手当 (2歳以下の子供)、子供手当 (16歳以下の子供) の給付についても同様にマハッラに一任されるようになった。両手当は、当初は該当する子供のいる家計全てが対象となっていたが、現在ではやはり、所得水準の低い家計を対象とした貧困家計支援スキームの一環となっている。

(注13) このように、所得の代わりに \hat{Y}_i^P 、 \hat{Y}_i^T 、 $\hat{\varepsilon}_i^\beta$ に回帰させる方法は、例えば、Paxson (1992) が用いている。Paxson (1992) は、貯蓄関数の推計の際に、このような手法を用いた。

(注14) 社会保障受領額のうち、マハッラ委員会による貧困家計支援プログラムの給付金 (注12) については、プライベート・トランスファーの決定が家計の生活水準に依存しているとする、推定式において誤差項と相関を持つ可能性がある。このため、ウー・ハウスマン (Wu-Hausman) の外生性の検定を行った。検定では、車の保有数を操作変数として用いた。上記のプログラムのための労働省のインストラクションには、マハッラ委員が世帯訪問時に車のような資産の保有を調査するよう明記されているためである。マハッラからの社会保障額の推計値の係数 = 0 の t 検定は、 t 値が -0.58 で棄却されなかった。このため、本推計では外生変数として扱うことにした。

(注15) EESU データに、1年前に失業状態であった家計構成員の人数の情報があつたため、それを操作変数として用いた。ただし、失業変数は、ただ「職がない」だけではなく、「職がなく、かつ職を探している人」を対象にしており、また、近年のウズベキスタンでは、経済不況による会社の倒産や、工場の運転停止などにより、行き場を失ってしまった労働者が失業者となっているケースが大半であるのが現状である。このため、そもそも、故意に失業状態を選んでいる可能性は低いと考えられる。

(注16) ウズベキスタンの伝統的なマハッラは、ブハラやサマルカンド、フェルガナ、タシケントなどのオアシス都市を中心に古くから存在している [小松 1978; Geiss 2001]。しかしながら、現在の同国のマハッラは、ソ連体制下にはソビエト政府による抑圧的な政策の影響を、また、独立後は「マハッラ化」と称される積極的な政治的干渉を受けてきたという点は留意

すべきであろう。

ソビエト政府の方針は、マハッラの解体ではなく、支配体制に組み込むことであった。ソ連時代に、マハッラの議長は地方党委員会の指名を受けた者達の中から住民達によって選ばれる方式に変わり、また、住民達からなるマハッラ委員会が議長を助けるために組織された。さらに、マハッラは共産主義の宣伝の場として積極的に活用されてきた。ただし、ソビエト政府は、共産主義のイデオロギーが維持されている限りは、マハッラが組織として存続することは容認しており、日々の生活への直接的な介入は限定的であった [Koroteyeva and Makarova 1998b, 139]。

一方、独立後は、民族文化や伝統の復興の気運が高まるとともに、政府は、本格的にマハッラの行政的利用を試みるようになった。1992年には、大統領令によって共和国マハッラ慈善基金が設立され、各種の支援を行うようになった [Abramson 1998, 190]。マハッラのない地域では、住宅地域を区切って新しく組織するなどして、マハッラは公式な行政単位となった。その上で、政府は、公的機能のマハッラ委員会への委譲を進めてきた。例えば、1994年から始まった社会保障政策の一環としての貧困家計支援プログラムでは、そのターゲティングについてマハッラ委員会に大幅な自由裁量を与えるようになった [Coudouel, Marine and Micklewright 1998, 注12]。近年では、マハッラの役員のうち、議長、秘書、民警長には、国が給料を支払うようになっている。

近年の論考においては、こうした旧ソ連政府や独立後のウズベキスタン政府の政策により、マハッラは質的にも変化してきているという指摘が見られる [Sievers 2002; Koroteyeva and Makarova 1998b]。この点に関して注17も参照。

(注17) マハッラを行政の末端組織として位置付けようとする近年の政策に対して、それらは政府の標榜する市民社会の創出や民主主義の確立につながるものではなく、むしろ中央集権的な官僚機構の強化であるとの観点から、そうした試みを危惧する論調が、最近の欧米の学術論文やジャーナリストの記事に見受けられる。しかし、それをもってマハッラを否定的に捉え、その共同体的価値を過小評価すべきではないだろう。

政治的、制度的構造に中央集権的な性格が存在することは否定できないが、マハッラの生活レベルにおいては、住民同士の緊密な横の繋がりは依然として大切にされている。少なくとも、筆者が調査地とするアンディジャン州の農村では、冠婚葬祭や行事、清掃等の際に見られる住民一致の連帯や協力体制は、上からの強制ではなく互いの信頼関係に基づいて成り立っていると感じられる。ソ連時代に組織されたマハッラ委員会も、現在では、マハッラの生活と調和しており、住民の要求に柔軟に対応し、細々としたことまで世話を焼いてくれる住民に密着した組織となっている。本稿は、マハッラの行政的利用の是非についての政治議論をするものではないが、そのような議論の足場を整える意味でも、マハッラの共同体的機能を分析する意義はあると述べておきたい。

(注18) 前者については、企業家的活動・ビジネスに従事している人々は、実際範囲が広く、非親族間トランスファーに影響していると考えられるが、このことは親族間トランスファーには影響しないと考えられる。後者の変数は、EESUの質問項目に「もし物質的困窮が極まった (extreme) 際に、お金を得るために最初にあてにするであろう人は誰か」というものがあり、友人・知人・隣人を挙げた家計を1、そうでなければ0としたダミー変数である。友人・知人・隣人との緊密さを表しているが、親族間トランスファーとは相関を持っていなかったため用いた。

また、本節の分析では、一時所得変数については、過去失業変数を操作変数として用いた推計は特に行わなかったが、これは、ウー・ハウスマンの外生性の検定より、帰無仮説 (= 外生である) が全く棄却されなかったためである (考えられる理由については、注15を参照)。

(注19) ただし、恒常所得の計測が不正確であった場合、一時所得補填的な移転を恒常所得補填的な移転として計測してしまう可能性があるという点は留意しておくべきであろう。本来、恒常所得はパネルデータを用いて計測するべきであるが、本稿では1時点データを用いているという限界があるため、計測誤差が結果に影響を及ぼしている可能性は捨象できない。例えば、標本の中のある集団に、観察できない負の生産シ

ショックがあったとする。この時、恒常所得は全体として過小推計となり、家計間の恒常所得格差の勾配も正しく計測されない。仮に、その集団が標本の中で低（恒常）所得層にあるなら、標本における恒常所得格差は実際より過大に評価される。このため、実際は一時所得補填的な移転であるのにも関わらず、恒常所得補填的な移転であると推計される可能性がある。逆に、その集団が高（恒常）所得層にあるなら、恒常所得格差は実際より緩やかに推計されるので、実際には恒常所得補填的な移転であるのに、負の相関が検出されず非有意になっている可能性がある。

（注20）EESUでは、ロシア人、ウクライナ人、ベラルーシ人が、一括して扱われている。ウクライナ人、ベラルーシ人の人口は少なく、全人口に占める割合は1パーセント以下であるので、以下では、便宜上、この変数をロシア人と呼ぶことにする。EESUデータから家計単位で民族割合を計算すると、ウズベク人52パーセント、ロシア人16パーセント、カラカルバク人10パーセント、カザフ人9パーセント、その他の民族13パーセントとなる（ここでの算出に地域ウェイトは用いていない）。

（注21）部族（Urugh）意識を現在でも強く有している同国のカラカルバク人やカザフ人にとっては、本来、血縁の紐帯はウズベク人以上に重要であることが予想される。ただし、カザフ人については、EESUデータにおいてはタシケント市在住の比率が高くなり、都市部では血縁意識が低いことから、本分析からは所得移転機能は特に確認できなかったと思われる。

（注22）カラカルバク人は、標本においてはカルバクスタン自治共和国に極端に多く分布しているという特徴がある。この地域は、ウズベキスタンでも貧困地域であり、第Ⅱ節で見たように、プライベート・トランスファーの重要度を尋ねた質問では、「重要である」と答えた比率が特に多かった。民族の特徴というより、このような地域の特徴が、所得再分配の必要を生んでいる可能性はある。

（注23）失業や賃金遅延は、家庭菜園などのインフォーマルな収入に大きく依存する家計にとっては、深刻な所得ショック因子にはならないであろう。逆に、もし農業生産に関わる生産ショックなどが観察可能で

あり、一時所得の推計に用いることができたなら、ウズベク人やカラカルバク人などの他の民族においても、一時所得補填的な移転が確認された可能性はある。保険的動機は一時所得補填的移転にのみ影響するが、利他主義は恒常所得補填的移転と一時所得補填的移転の双方に影響するものであると考えられる。そうであるならば、利他主義が確認されたウズベク人とカラカルバク人は、通常ならば一時所得補填的移転も行っていることが予想されるであろう。

（注24）前者の企業家的活動・ビジネスに従事している人数の変数は、親族間トランスファーとはほぼ同様の理由から用いた（注18を参照）。後者は、調査の1年前に始まったマハッラ委員会の新たな業務に関する知識を尋ねた質問項目より加工したダミー変数である。知識の欠如は、マハッラの外への関心が高いことを意味し、非隣人トランスファーと高い相関を持っていたが、隣人トランスファーとは独立であることが確認されたために用いた。

（注25）EESUデータは、前述のように、タシケント市、フェルガナ州、カラカルバクスタンから標本を得たものである。マハッラとの関連について述べるならば、フェルガナ州やタシケント市の旧市街においては、現在でも昔ながらの緊密な共同体的社会生活を観察することができる。しかし、カラカルバクスタン地域は、前述したように、カラカルバク人、ウズベク人、カザフ人がそれぞれおよそ3割を占め、カラカルバク人は文化的・言語的にはカザフ人に近いという点は留意する必要がある。また、恒常所得に負の相関が検出された点については、恒常所得の計測の不完全さが影響を与えている可能性もある（この点は、注19を参照）。

（注26）前者については、例えば、一時所得の推計に用いた失業や賃金遅延は、地域内で正の相関を持ったショックとなる可能性がある。この場合は、隣人間移転では補填されにくくなるであろう。後者の可能性については、注19を参照。

（注27）文化的要因は、なぜ利他主義モデル（注5）のような効用関数が想定できたのかという点に論拠を与える。本稿においては、親族間については、所得再分配の存在を指摘する人類学的記述（第Ⅳ節第2段落）や、特定民族の部族意識（注21）について指摘

してきた。隣人間については、マハッラの影響などを示唆したが、その精神性までさらに踏み込んで考察するならば、マハッラにおけるイスラームの影響なども検討すべきであろう。例えば、ザカートやサダカのような喜捨は、ウズベク人の間でも見られるが、こうした慈善行為はイスラーム的には来世における報酬を増加させる意味合いを持つ [大塚 2002, 395-399]。「来世での報酬」のような概念は、現世での利他主義的移転を実践する契機になり得るであろう。実際、カラカルバク人やカザフ人は、ウズベク人に比べてイスラームの意識が低いが、推計結果においてもウズベク人と違い隣人間の恒常所得補填的移転は確認されなかった。

分析手法に関わる要因としては、ひとつに、恒常所得の計測誤差が与える影響についてはすでに指摘した(注19)。その他にも、データから観察されない人間関係が影響を与えている可能性がある。例えば、複合契約のような低賃金・低利融資の雇用関係が成立している個人間に生じる融資は、外見上は富裕者からの所得再分配となる。このように、2者間に何らかの固定的な人間関係が存在するならば、そこに恒常所得補填的移転が計測される可能性は十分にあり得るであろう。

(注28) 例えば、ウズベキスタンにおいて、住民同士の横の繋がりを固定している慣習として、ギャブ(Gap)と呼ばれるものがある。十数人の定まったメンバーが定期的に誰かの家に集合し、会食などを楽しむ伝統である。近年では、回転型貯蓄信用講(Rotating Savings and Credit Associations)としての役割も担っている。同国では広汎に普及しており、筆者が2003年9月に調査したアンディジャン州アルティンクル地区のマハッラでは、8割以上の家計が、平均して2.5個のギャブに参加していた。

補 遺

変数の説明

所得は、主要な職場、副次的な職場、個人的ビジネス、企業家的活動などからの収入に、農産物の販売による収入を加算したものである。男(0-6歳)などの労働変数は、それぞれ人数を表す変数である。男(女)教育は、家計で最も教育水準の高い男性(女性)の教育水準を示す変

所得の推計 (OLS)

説明変数	係数	t値
男(0-6歳)	51.31489	0.86
男(7-17歳)	94.97236	2.08
男(18-59歳)	312.9388	5.72
男(60歳以上)	-93.66576	-0.82
女(0-6歳)	136.9773	2.40
女(7-17歳)	21.63188	0.47
女(18-59歳)	235.0371	4.29
女(60歳以上)	-186.5741	-1.90
男教育	360.4801	3.16
女教育	122.6186	1.06
耐久財	1172.948	5.49
家禽家畜	422.8411	2.09
囲い地面積	-2.459789	-3.82
その他の農用地	782.2813	6.24
失業	-503.772	-4.74
病気	-386.6998	-2.96
賃金延滞	-0.2897945	-4.14
出産	-176.5501	-1.42
フェルガナ州ダミー	-321.3576	-2.60
カラカルバクスタンダミー	-716.3647	-5.61
農村地域ダミー	-359.9153	-2.92
切片	276.7732	1.98
修正R二乗	0.2048	
標本数	1,529	

数である。耐久財は、冷蔵庫、カラーテレビ、洗濯機、テープレコーダー、ビデオレコーダーについて、それぞれ所有していれば1、していなければ0として加算したものを5で割った指標である。家禽家畜は、畜牛、羊、ヤギ、家禽について、それぞれ所有していれば1、していなければ0として加算したものを4で割った指標である。囲い地面積は、家屋に隣接した菜園の面積である。その他の農用地は、それ以外の農用地の保有を示すダミー変数である。失業は、職がなくかつ求職中である者がいる場合は1、いない場合は0としたダミー変数である。病気は、健康が理由で働いていない者がいる場合は1、いない場合は0としたダミー変数である。賃金延滞は、賃金の支払いが遅れ、未受領となっている額である。出産は、0歳児のいる場合は1、そうでなければ0としたダミー変数。地域変数は全てダミー変数である。

文献リスト

<日本語文献>

- 大塚和夫ほか編 2002.『岩波 イスラーム辞典』岩波書店.
- 黒崎卓・澤田康幸 1999.「途上国農村における家計の消費安定化——パキスタンの事例を中心に——」『経済研究』50 (2), 155-168.
- 小松久男 1978.「ブハラのマハッラに関するノート——O. A. スーハレワのフィールドワークから——」『アジア・アフリカ言語文化研究』16巻, 178-215.
- 吉田世津子 2004.『中央アジア農村の親族ネットワーク——クルグズスタン・経済移行の人類学的研究』風響社.
- <英語文献>
- Abramson, Davit M. 1998. "From Soviet to Mahalla: Community and Transition in Post-Soviet Uzbekistan." UMI Dissertation Services.
- Altonji, Joseph G., F. Hayashi and J. Kotlikoff 1997. "Parental Altruism and Inter Vivos Transfers: Theory and Evidence." *Journal of Political Economy* 105: 1121-1166.
- Becker, Gary S. 1974. "Theory of Social Interactions." *Journal of Political Economy* 82: 1063-1094.
- Butz, William P. and Peter J. E. Stan 1982. "Interhousehold Transfers and Household Structure in Malaysia." *Population and Development Review* 8: 92-115.
- Chylinski, E. A. 1991. "Ritualism of Family Life in Soviet Central Asia: The Sunnat (Circumcision)." In *Cultural Change and Continuity in Central Asia*, ed. Akiner Shirin. 160-180. London and New York: Kegan Paul International.
- Coate, S. and M. Ravallion 1993. "Reciprocity without Commitment: Characterization and Performance of Informal Insurance Arrangements." *Journal of Development Economics* 40: 1-24.
- Coudouel, Aline 1998. "Living Standard in Transition: the Case of Uzbekistan." Ph. D. Dissertation. Florence: EUI.
- Coudouel, Aline, Alastair McAuley and John Micklewright 1997. "Transfers and Exchange between Households in Uzbekistan." In *Household Welfare in Central Asia*, ed. Jane Falkingham, Jeni Krugman, Sheila Marie and John Micklewright. 202-220. London: Macmillan.
- 1998. "Targeting Social Assistance in a Transition Economy: The Mahallas in Uzbekistan." Innocenti Occasional Papers, Economic and Social Policy Series. No. 63. Florence: UNICEF International Child Development Center.
- Cox, D. 1987. "Motives for Private Income Transfers." *Journal of Political Economics* 95: 508-546.
- Cox, D and E. Jimenez 1989. "Private Transfers and Public Policy in Developing Countries: A Case Study for Peru." Policy, Planning and Research Working Paper 345. Washington D. C.: World Bank.
- 1991. "The Relationship between Community Characteristics and Private Transfers: Evidence for Ghana." Mimeograph.
- 1995. "Private Transfers and the Effectiveness of Public Income Redistribution in the Philippines." In *Public Spending and the Poor: Theory and Evidence*, ed. D. van de Walle and K. Nead, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- 1997. "Risk Sharing and Private Transfers: What about Urban Households?" *Economic Development and Cultural Change*: 621-637.
- Cox, D., E. Jimenez and J. S. Jordan 1998. "Family Safety Nets and Economic Transition: A Study of Private Transfers in Kyrgyzstan." Mimeograph. Boston College.
- Cox, D., E. Jimenez and W. Okrasa 1997. "Family Safety Nets and Economic Transition: A Study of Worker Households in Poland." *Review of Income and Wealth Series* 43 (2) : 191-209.
- Cox, D., and G. Jakubson 1995. "The Connection between Public Transfer and Private Interfamily Transfers." *Journal of Public Economics* 57: 129-167.
- Cox, D., J. Fetzer, and E. Jimenez 1998. "Private Transfers in Vietnam." In *Household Welfare and Viet-*

- nam's Transition. eds. D. Dollar and P. Glewwe et al., Washington, D. C.: World Bank.
- Cox, D., Z. Eser, and E. Jimenez 1997a. "Family Safety Nets during Economic Transition: A Study of Interhousehold Transfers in Russia." In *Poverty in Russia: Public Policy and Private Responses*. ed. Jeni Krugman, Washington, D. C.: World Bank.
- 1997b. "Coping with Apartheid: Inter-Household Transfers over the Life-Cycle in South Africa." Mimeograph. Boston College.
- 1998. "Motives for Private Transfers over the Life Cycle: An Analytical Framework and Evidence for Peru." *Journal of Development Economics* 55: 57-80.
- Cox, D., Z. Eser, E. Jimenez, and J. Jordan 1995. "Motives for Private Transfers in Cote d'Ivoire." Mimeograph.
- Fafchamps, Marcel, Christopher Udry and Katherine Czukas 1988. "Drought and Saving in West Africa: Are Livestock a Buffer Shock?" *Journal of Development Economics* 55: 273-305.
- Geiss, Paul Georg 2001. "Mahallah and Kinship Relations. A study on Residential Communal Commitment Structures in Central Asia of the 19th Century." *Central Asian Survey* 20 (1) : 97-106.
- Grossman, Gregory 1997. "The 'Second Economy' of the USSR." *Problems of Communism*. U. S. Information Agency, Special Material Section: 25-40.
- Howell, Jude. 1996. "Coping with Transition: Insight from Kyrgyzstan." *Third World Quarterly: Third World Foundation* 17 (1) : 53-68.
- Kandiyoti, Deniz 1998. "Rural Livelihoods and Social Networks in Uzbekistan: Perspectives from Andijan." *Central Asian Survey* 17 (4) : 561-578.
- Kaufman, D. and D. L. Lindauer 1986. "A Model of Income Transfers for the Urban Poor." *Journal of Development Economics* 22: 337-350.
- Kipnis, Andrew B. 1997. *Producing Guanxi: Sentiment, Self and Subculture in a North China Village*. Durham, N. C.: Duke University Press.
- Knowles, James C. and Richard Anker 1981. "An Analysis of Income Transfers in a Developing Country: The Case of Kenya." *Journal of Development Economics* 8: 205-226.
- Kocharlakota, Nrayana R. 1996. "Implications of Efficient Risk Sharing Without Commitment." *Review of Economic Studies* 63 (4) : 595-609.
- Koroteyeva, Victoria and Ekaterina Makarova, 1998a. "Money and Social Connections in the Soviet and Post-Soviet Uzbek City." *Central Asian Survey* 17 (4) : 579-596.
- 1998b. "The Assertion of National Identity: Nationalization or State-Building Process?" In *Post-Soviet Central Asia*, ed. Atabaki Toutai and John O' Kane, London: Tauris Academic Studies.
- Lubin, Nancy 1984. *Labour and Nationality in Soviet Central Asia*. London: Macmillan Press.
- Lucas, Robert E. B. and O. Stark 1985. "Motivations to Remit: Evidence from Botswana." *Journal of Political Economy* Vol. 93, Issue 5: 901-918.
- Paxson, Christina H. 1992. "Using Weather Variability to Estimate the Response to Savings to Transitory Income in Thailand." *American Economic Review* 82 (1) : 15-33.
- Poliakov, Sergei P. 1992. *Everyday Islam: Religion and Tradition in Rural Central Asia*. trans. by Anthony Olcott, New York and London: M. E. Sharp.
- Ravallion, M. and L. Dearden 1988. "Social Security in a 'Moral Economy' : An Empirical Analysis for Java." *Review of Economics and Statistics* 70 (1) : 36-44.
- Rosenzweig, Mark R. 1988. "Risk, Implicit Contracts and the Family in Rural Areas of Low-Income Countries." *Economic Journal* 98: 1148-1170.
- Sievers, Eric W. 2002. "Uzbekistan's Mahalla: From Soviet to Absolutist Residential Community Associations." *Journal of International and Comparative Law at Chicago-Kent* 2: 91-158.
- Townsend, Robert M. 1994. "Risk and Insurance in Village India." *Econometrica* 62 (3) : 539-591.

Werner, Cynthia. 1997. "Women and the Art of Household Networking in Rural Kazakstan." *Islamic Quarterly* 41 (1) : 52-68.

———1998. "Household Networks and the Security of Mutual Indebtedness in Rural Kazakstan." *Central Asian Survey* 17 (4) : 597-612.

<ロシア語文献>

Зоя Хамидуллаевна Арифханова 2000. *Современная жизнь традиционной махаллы Ташкента*. Ташкент: Узбекистан.

[付記] 本稿で使用した EESU (EUI/Essex Survey in Uzbekistan) のデータは、所有者である Alisher Ilkhamov, Aline Coudouel, Sheila Marine 各氏のご厚意により提供して頂いた。また、本稿

作成にあたって、中西徹教授（東京大学大学院総合文化研究科）、中井和夫教授（同前）、倉田博史助教授（同前）、山内昌之教授（同前）、澤田康幸助教授（同経済学研究科）、小松久男教授（同人文社会系研究科）、小林正人教授（横浜国立大学経済学部）からは貴重なコメントを頂いた。さらに、2名の匿名レフェリーには細部にわたってご教示頂いた。ここに記して深く感謝したい。なお、本稿における誤謬は全て筆者の責任に帰するものである。

（東京大学大学院総合文化研究科博士課程・学術振興会特別研究員、2003年5月14日受付、2004年8月12日レフェリーの審査を経て掲載決定）