

スリランカにおける内戦の長期的 影響：パイロット調査に基づく メンタルヘルスの分析

山崎 幸治¹⁾

1. はじめに

アマルティア・センとジャン・ドレーズの類型化によれば、慢性的貧困の解消に成功した国々の経験は二つのパターンに分類することができる (Drèze and Sen 1989, 絵所・山崎 1999, 黒崎・山崎 2017)。ひとつのパターンは、急速な経済成長の成果を幅広く生活改善に結びつけた「成長媒介保障 (growth-mediated security)」であり、韓国やキュータが例として挙げられている。もうひとつのパターンは、経済成長を待たずに直接的な政府による支援を行うことで教育、保健衛生、食料などに対するエンタイトルメントを強化した「支援主導保障 (support-led security)」である。後者の典型例として取り上げられているのが、本稿で分析対象とするスリランカである (セン 2017)。

スリランカ政府は独立後、福祉国家としての役割を堅持し続けた結果、教育水準や平均寿命、乳児死亡率などの指標を著しく改善させた (絵所

1) 本研究はJSPS科研費16KT0043の助成を受けたものである。パイロット調査とデータ整理に関しては、神戸大学大学院生の豊田亜美氏と西岡摩帆氏の協力を得た。また神戸大学の島村靖治准教授から、調査の企画・準備段階で多くの助言を受けた。同じく神戸大学の伊藤高弘准教授からは、本研究プロジェクトの共同研究者として多大な協力と示唆を受けた。記して感謝したい。

2011)。その経済発展パターンは、「スリランカ・モデル」として注目を浴びることになったが、その負の側面については絵所（1999）を除いて詳しく検討されることがなかった。絵所（1999）は『スリランカ・モデル』の再検討」と題した論文で、スリランカ政府の福祉政策を財政面で支えたのはプランテーション部門であったが、プランテーション部門の主な労働力であるインド・タミル労働者世帯は、外国人移民労働者と見なされることで福祉政策の恩恵の枠外に置かれ続けてきたことを指摘した。こうした政策は、シンハラ・ナショナリズムの裏返しとしてのタミル人排斥政策の中に位置づけられる。タミル人に対する排斥政策は、タミル・イーラム解放の虎（LTTE）による分離独立を求めた武装闘争を招くことになり、スリランカは1983年から26年間にもわたる内戦を経験することになった。2009年5月にスリランカ政府軍によるLTTEの武力制圧によって、内戦は終結することになったが、その間の死者は7万人以上、国内避難民は100万人以上に達し、内戦後の復興が大きな課題となっている（絵所 2011）。本稿は、絵所教授の研究テーマを現代の文脈に引き継ぐ試みとして、「スリランカ・モデル」の負の側面の帰結として生じた内戦が、その後の復興に与える長期的影響を探ることを目的とする。

発展途上国全般の経済発展を考える上で、内戦は無視できない問題となっている。1990年から2001年の間、世界の貧困国50ヵ国のうち約6割の国々が内戦や紛争を経験している。一方、第二次大戦後に内戦を経験した先進国は2ヵ国にすぎず、内戦や紛争は圧倒的に発展途上国の問題となっている（Roland 2014）。内戦は、直接的にも間接的にも、当事国の経済発展への大きな足かせとなる。1990年代の紛争による死亡者数は年平均9万2000人であり、紛争が減った2000年代に入っても年平均4万2000人の命が失われ、直接的な人的被害は大きい（World Bank 2011）。加えて紛争は人々の生活基盤やインフラを破壊することで、所得の低下をもたらし、子供たちの教育機会を失わせ、健康や環境面でも悪影響を与えることにより、一般市民の生活水準を間接的に引き下げる効果をもたらす。

しかし紛争後の復興を分析した実証研究は、多くの紛争経験国において20～30年後には人口規模や世帯消費水準などの点で紛争の悪影響がなくなることを示している。Davis and Weinstein (2002) は、1945年の広島と長崎への原爆投下の長期的影響を検討した。原爆投下前の両都市における人口規模の長期的トレンドと、原爆投下後の実際の人口規模のトレンドを比較して、長崎では20年後、広島でも30年後には、人口規模が原爆投下前の人口増加のトレンドに戻っていることを示した。Miguel and Roland (2011) は、ヴェトナム戦争においてアメリカ軍が1960年代から75年までに実施した空爆の激しさの地域的違いを利用して、空爆がその後の経済発展に与える長期的影響を分析した。その結果、約20年後の人口増加のトレンド、貧困、消費水準、識字率などに有意な影響がないことを示した。Bellows and Miguel (2006) は、1991年から10年余り続いたシエラ・レオネの内戦の影響を、暴力被害の地域差を用いて分析した結果、暴力被害の程度は数年後の一人当たり世帯消費水準や子供の就学率に影響を与えていないことを示した。

以上の研究は、地域間の経済発展の収斂 (convergence) を明確に区別できていないなどの問題点はあるものの、人口規模や消費水準などの点で紛争の中・長期的影響が平均的に残らないことを示唆している。しかし、紛争の時期に失われた教育機会を後から取り戻すことは容易ではなく、健康被害や心理的影響なども長期的影響が懸念される。加えて、紛争がもたらす集団間の対立や社会の分断も、紛争後の復興プロセスに大きな影響を与えると考えられる。本研究は、これらの長期的影響が懸念される要因の中でも心理的影響に着目し、スリランカにおける紛争の影響を明らかにすることを目的とする。

以下の実証分析では、2017年11月に実施したパイロット調査のデータを用いた予備的な分析から、紛争被害とうつ病のリスクの相関を明らかにし、またうつ病のリスクが労働参加を通じて復興への阻害要因となる可能性を示した。本稿の構成は、以下のとおりである。第2節では、本稿の分析に

用いた調査データの概要と実証分析で用いた指標、および関連した既存研究について解説する。第3節では個人や家計の特徴をコントロールした上で、紛争被害が心理的指標に与える影響を、最小二乗法および操作変数法によって推計する。また、心理的抑うつ傾向の指標と労働参加の相関についても実証的に検討を加える。第4節では、本稿の結論と政策的含意をまとめる。

2. 調査の概要、既存研究とデータ

本研究で用いるデータは、紛争地域であったスリランカ北部と東部の1600世帯を対象として2018年に実施する家計調査の準備段階として、2017年11月に実施したパイロット調査のデータである。パイロット調査では、紛争時にLTTEの支配下にあった東部州Trincomalee県において、シンハラ人が多数を占めるGomarankadawala郡（DS地区）の中で、ほぼ隣接している3村を対象とし、紛争被害とその影響に関して3村全372世帯中101世帯のインタビュー調査を行った²⁾。この地域は紛争時の最前線に位置したことがあり、またLTTEと対立していたシンハラ人が多数を占めるため、紛争の影響を調査するのに適した地域の一つと判断した。また、武力衝突の前線となった時期は1990年代半ばであり、その後は政府軍の支配下であった地域であるため、紛争の長期的影響を分析する地域としても適切であると考えた。

以下の分析で使うデータは、各世帯の地理情報と構成員に関する基本的な情報の他に、世帯主もしくはその配偶者の紛争被害の状況、主観的幸福度、生活満足度、経済面の生活満足度、およびメンタルヘルスの指標である。これらの主観的指標は、近年、厚生水準を計る指標として注目されるとともに、紛争の影響を見る指標としても注目され始めている指標である。

2) 実証分析で対象としている80世帯に関して、調査で計測した緯度、経度情報を用いて互いに離れている距離を計測したところ、最大でも2.5km未満しか離れていなかった。

たとえば Das, Do, Friedman and McKenzie (2009) のレビューによれば、メンタルヘルスの指標は所得や消費で計測された貧困度合いとの相関は弱く、個人や家計の特徴を示す変数との相関は、主観的幸福度や生活満足度の指標とは異なったパターンを示しているという。また幸福度との大きな違いとして、様々な出来事が幸福度に与える影響は短期的であるが、メンタルヘルスへの影響は持続的であることも示唆している。

今回の調査で用いた抑うつ傾向の指標は、2001年にボスニア・ヘルツェゴビナで世界銀行が実施した生活水準計測調査 (living standard measurement survey, LSMS) で用いられたメンタルヘルスに関する質問項目を利用して求めた指標である。これらの質問項目の元になっているのは、Radloff (1977) によって考案されたCES-D尺度 (Center of Epidemiological Studies Depression Scale) と呼ばれる20項目の質問票であり、たとえば「過去1週間で、どのくらいの頻度で食欲がないと感じたか」といった内面の心理状態を問う質問に、それぞれ4段階³⁾で回答する形になっている。各質問の回答値を足し上げた数値が16以上を示す場合、その人は臨床的にうつ病リスクのある人と判断される⁴⁾。

ボスニア・ヘルツェゴビナで2001年に実施された生活水準計測調査では、CES-D尺度から14項目を用いて質問票に加えている。このデータを用いて紛争がメンタルヘルスに与えた影響を分析したDo and Iyer (2012) は、この14項目の調査結果と臨床診断の結果に高い相関があることから、その有効性が確認されていることを指摘している。本稿で用いるデータは、これら14項目の回答の集計値を10/7倍することで、0から60の値をとる変数に変換した数値を用いた。また、その数値が16以上の場合に1の値をとるうつ病リスク・ダミー変数も作成し、分析で用いた。

3) 4段階の回答の選択肢は、以下の通りである。0: Not at all; 1: A little; 2: Quite a bit; 3: Extremely often

4) たとえば下記のアメ利カ心理学会のサイトを参照。

<http://www.apa.org/pi/about/publications/caregivers/practice-settings/assessment/tools/depression-scale.aspx> (アクセス日: 2017年12月8日)

Do and Iyer (2012) による分析結果では、紛争被害の程度の違いがメンタルヘルスに与える有意な影響は確認できなかった。また、紛争被害の大きな個人は、戦争のトラウマとなる出来事を思い出す確率が高いことが確認されたが、その効果も3年後には検出できなかった。このように、ボスニア・ヘルツェゴビナのデータでは紛争被害がメンタルヘルスに与える影響を確認できていないが、まだ研究蓄積が進んでいない分野であり、他の国の文脈で更なる実証結果を積み重ねる意義は大きいと考える。

生活満足度、経済面の生活満足度の指標に関しては、標準的な1から10までの整数値で満足度の高さを示す回答を求め、その数値を分析に用いている。幸福度は4段階の選択肢を示し、4の「とても幸福である」から1の「とても不幸である」までの整数値をそのまま分析に用いた。

今回のパイロット調査では、CES-D尺度および主観的満足度、幸福度に関する質問を、調査の最初の質問項目として回答者に尋ねるように留意した。これらの質問の前に家族構成や紛争被害などの質問をすると、それらの質問がストレスを伴う紛争時の経験を思い出させることになり、その結果として心理的、主観的指標が悪化する可能性が懸念されるためである。

紛争被害に関しては、紛争時における家族もしくは親戚の死者数を、それぞれゼロならば0、1人から5人の場合は1、6人から10人の場合は2、11人以上の場合は4の4段階による回答を得て、その数値を用いた。また、家族もしくは親戚の死者がいる場合に1をとる紛争被害ダミー変数も作成し、分析に用いた。

表1は、紛争被害ダミーによってサンプルを二つに区分して、紛争被害のあった50世帯となかった30世帯ごとに、これらの指標の平均値を示したものである。生活満足度、経済面の生活満足度、幸福度のすべてにおいて、紛争被害があった世帯で低い値を示している。標準的な有意水準を用いたt検定の結果も、二つのグループ間で有意な差が存在することを示している。一方、CES-D尺度やうつ病リスク・ダミーに関しては、紛争被害があった世帯で高い数値を示した。t検定の結果も、10%の有意水準でグループ

表1 紛争被害の有無と主観的満足度、幸福度、心の健康状態の平均値

	人数	生活満足度 (1-10)	経済面の生活 満足度 (1-10)	幸福度 (1-4)	CES-D尺度 (0-60)	うつ病リス ク・ダミー (CES-D \geq 16)
紛争被害あり	50	7.02	5.62	2.98	10.89	0.26
紛争被害なし	30	8.33	6.63	3.27	7.76	0.13
t 値		2.49***	1.66**	1.84**	1.41*	1.34*

(注) t 値は、上記二つのサンプルの平均値の差に関する片側検定の t 値である。

間に違いがあることを示した。特に平均的なうつ病リスクに関しては、紛争被害があった世帯は無かった世帯の2倍の確率となっており、グループ間に大きな違いが存在することを示している。これらの結果から、紛争による死者を家族や親戚から出した世帯は、長期的に生活満足度、経済面の生活満足度および幸福度が低くなり、抑うつ傾向を示すCES-D尺度およびうつ病リスクの指標が高まる可能性があることが分かる。しかし家計や個人の特徴を示す他の指標や村ごとの違いが、これらの指標に影響を与えている可能性は否定できない。そこで次節では、これらの特徴をコントロールした多重回帰分析を用いて分析を進めることにする。

3. 紛争被害とメンタルヘルス

3.1 分析枠組

本節では家計や個人、居住村の特徴をコントロールした上で、紛争被害が主観的満足度、幸福度の指標とメンタルヘルスの指標に与える影響を検討する。基本となる推定式は以下ようになる。

$$y_{ij} = \alpha_j + \beta \cdot \text{war}_{ij} + x'_{ij} \gamma + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

ここで y_{ij} は j 村に住む世帯 i の回答者の主観的指標もしくは心理的指標であり、 α_j は村ごとの固定効果、 war_{ij} は j 村の世帯 i に関する紛争被害の変数、 x_{ij} は世帯と個人の特徴を表す変数のベクトル、 ε_{ij} は誤差項である。個人の特徴を示す変数として、年齢、年齢の二乗、性別ダミー（女性

=1), 教育年数, そして就業形態として自作農と公共部門雇用のダミー変数をそれぞれ用いた。また, 世帯の特徴を示す変数としては, 女性世帯主を示すダミー変数, 世帯の人数, 15歳以下の子供の割合および65歳以上の高齢者の割合を示す変数を用いた。

我々が関心を持つパラメータは紛争被害 war_{ij} の係数である β であるが, その推定には過去の記憶に基づく紛争被害データの計測誤差による稀釈バイアスの可能性や欠落変数バイアスの可能性も考慮しなくてはならない。また, 生活満足度が低い, もしくはうつ状態にある個人が, 過去の紛争被害の経験を過大評価して報告する可能性も考えられるため, 同時決定バイアスの懸念もある。そこで以下の分析では近隣10世帯の紛争被害の平均値⁵⁾を操作変数に用いることで, これらのバイアスを除去する試みも行う。紛争被害は局地的に集中して起こることが多いため, この操作変数は当該世帯の紛争被害と相関を持つと考えられる。一方, 当該世帯を除く近隣世帯のみの過去の紛争被害の状況が, 直接に個人の現時点での主観的指標や心理的指標に影響を与えないと想定できるため, 除外制約 (exclusion restriction) が成り立つと考えられる。したがって, 近隣世帯の紛争被害の平均値は操作変数として妥当と言える。以下では, (1) 式を最小二乗法および二段階最小二乗法で推定した結果を示す。

3.2 多重回帰分析の結果

表2は, 紛争被害の変数として紛争被害ダミー変数を用いて (1) 式を推定した結果を示している。主観的満足度や幸福度に関する推計では, 紛争被害ダミー変数の係数は負となっており, 紛争被害とこれらの指標に負の相関があることを示している。生活満足度および経済面での生活満足度に関しては, 10%の有意水準で係数がゼロと等しいという仮説は棄却され

5) 各世帯のGPS情報から計算した直線距離で最も近い10世帯を選んで平均値を求めた。これら近隣10世帯との距離は, 最短で7m, 最大でも400mしか離れていない。

表2 紛争被害ダミー変数と主観的満足度、幸福度、CES-D指標の相関（最小二乗法）

	生活満足度	経済面での生活満足度	幸福度	CES-D尺度	うつ病リスク・ダミー
紛争被害ダミー	-1.0795*	-1.1316*	-0.1623	3.9395*	0.1532
	(0.5648)	(0.5787)	(0.1277)	(2.2029)	(0.1022)
年齢	-0.1792	-0.1624	-0.0844*	0.6888	-0.0204
	(0.1936)	(0.1758)	(0.0462)	(0.8388)	(0.0367)
年齢の二乗	0.0016	0.0013	0.0008	-0.0060	0.0003
	(0.0021)	(0.0019)	(0.0005)	(0.0090)	(0.0004)
女性ダミー	0.9164	1.6501**	-0.0035	2.6750	0.1167
	(0.8855)	(0.7368)	(0.2375)	(3.6158)	(0.1680)
教育年数	-0.0970	-0.0873	-0.0074	-0.1356	-0.0056
	(0.1421)	(0.1289)	(0.0409)	(0.5749)	(0.0242)
公共部門雇用ダミー	-0.3729	0.2289	-0.0259	-2.9715	-0.0436
	(0.8667)	(0.8129)	(0.2653)	(2.7435)	(0.1404)
自作農ダミー	0.9023	2.0201***	0.2700	0.3252	0.0377
	(0.7896)	(0.6963)	(0.2554)	(2.8649)	(0.1271)
女性世帯主ダミー	-1.5496	-0.6709	-0.6239*	0.6141	0.0052
	(1.0075)	(0.8100)	(0.3171)	(4.1286)	(0.1808)
世帯人数	-0.1050	-0.2095	0.0167	-0.5586	-0.0178
	(0.2459)	(0.2467)	(0.0710)	(1.3287)	(0.0532)
子供の割合	0.5827	3.2470	0.9313*	2.4518	-0.1645
	(2.3767)	(2.6829)	(0.5498)	(10.5036)	(0.4218)
高齢者の割合	2.6110	5.1991***	1.0952**	-1.8257	-0.6765
	(2.5241)	(1.8029)	(0.5391)	(9.5331)	(0.4217)
村ダミー1	-0.0461	-0.4422	-0.0748	4.4630	0.1212
	(0.7357)	(0.7495)	(0.1881)	(3.0051)	(0.1229)
村ダミー2	-0.1342	-1.2767	0.0741	2.9969	0.2210
	(0.7205)	(0.7951)	(0.1804)	(2.9845)	(0.1430)
定数	13.2245***	10.4900**	4.8434***	-11.2020	0.4261
	(4.5371)	(4.4352)	(1.0743)	(18.9499)	(0.8128)
サンプル数	79	79	78	79	79
R ²	0.1852	0.2737	0.3589	0.1699	0.1760

(注) () 内は、不均一分散頑健標準誤差を示している。

る。一方、CES-D尺度およびうつ病リスク・ダミー変数を被説明変数とした場合、紛争被害ダミー変数の係数は正の値を示した。CES-D尺度を用いた推計では10%水準で有意となっており、またうつ病リスク・ダミーの係数のp値は13.9%であった。したがって被害の程度が大きかった個人ほど、主観的満足度や幸福度の指標が低下し、抑うつ傾向が悪化する相関が長期的に確認できる。

既存研究によれば、幸福度と年齢にU字型の関係があり、高齢者と若年層の幸福度が高い傾向が確認されている (Graham 2012)。しかし表2の結果からは逆に、高齢者の幸福度が低い傾向が見られた。メンタルヘルスに関しては、既存研究では女性と高齢者では悪化する傾向が確認されている (Das, Do, Friedman and McKenzie 2009) が、表2から女性ダミーや年齢との明確な相関は確認できなかった。

表3は、紛争被害の変数にダミー変数を用いずに、家族と親戚に分けて4段階の紛争被害の程度を示す変数を用いた分析結果を示している。表2と同様に紛争被害の程度を示す変数の係数は、主観的満足度や幸福度の分析では負の値、CES-D尺度やうつ病リスク・ダミーの分析では正の値を、それぞれ示している。満足度や幸福度の推定では、どの推定結果においても、家族の紛争被害と親戚の紛争被害のどちらか、もしくは両方が有意となっている。一方、CES-D尺度とうつ病リスク・ダミーの分析では、紛争被害の係数はどちらも正の値であるが、標準的な有意水準ではどの係数も有意にゼロと異なるという検定結果が得られなかった。

ここで注意を促したいのは、表3の分析ではわずかに79世帯のデータを用いて15のパラメータを推定していることである。単純計算をすれば、一つのパラメータ当たり、わずか5.3世帯の情報を用いて推定をしていることになる。当然、推定値の標準誤差は大きくなる。一方、2018年に実施予定の本調査では、今回のパイロット調査の約16倍となる1600世帯を調査することになっている。単純な検出力計算 (power calculation) を用いれば、推定値の標準誤差は標本数の平方根だけ小さくなる。つまり2018年の本調査のデータを用いることができれば、標準誤差は4分の1になり、t値は4倍、F値は16倍になるはずである。そう考えると、すべての関心あるパラメータは、標準的な有意水準の下で係数がゼロと異なるという検定結果が得られると想定できる。したがって表2および表3の結果は、紛争が主観的満足度、幸福度とメンタルヘルスに与える長期的影響に関して、本調査において有意な影響を検出できる可能性が高いことを示唆していると言える。

表3 紛争被害変数と主観的満足度、幸福度、CES-D指標の相関（最小二乗法）

	生活満足度	経済面での生活満足度	幸福度	CES-D尺度	うつ病リスク・ダミー
紛争被害（家族）	-1.9792*** (0.6579)	-1.4192** (0.5818)	-0.1653 (0.2515)	2.8163 (3.9005)	0.1282 (0.1265)
紛争被害（親戚）	-0.4052 (0.3223)	-0.8547*** (0.3189)	-0.1070* (0.0622)	1.7334 (1.3248)	0.0446 (0.0564)
年齢	-0.1653 (0.1819)	-0.1309 (0.1605)	-0.0806* (0.0454)	0.6208 (0.8198)	-0.0222 (0.0373)
年齢の二乗	0.0014 (0.0021)	0.0010 (0.0017)	0.0008 (0.0005)	-0.0054 (0.0089)	0.0003 (0.0004)
女性ダミー	0.4290 (0.9437)	1.1418 (0.7554)	-0.0717 (0.2395)	3.8942 (3.7584)	0.1620 (0.1716)
教育年数	-0.1392 (0.1462)	-0.1352 (0.1220)	-0.0145 (0.0412)	-0.0044 (0.5964)	-0.0008 (0.0254)
公共部門雇用ダミー	-0.0451 (0.8887)	0.4802 (0.7764)	-0.0006 (0.2507)	-3.4106 (2.9516)	-0.0628 (0.1460)
自作農ダミー	0.6030 (0.7979)	1.6649** (0.6981)	0.2213 (0.2527)	1.2371 (2.7670)	0.0701 (0.1213)
女性世帯主ダミー	-1.4447 (0.9984)	-0.6362 (0.8131)	-0.6308** (0.3077)	0.9503 (4.0733)	0.0169 (0.1863)
世帯人数	0.0991 (0.2412)	-0.0466 (0.2358)	0.0378 (0.0742)	-0.9409 (1.3874)	-0.0341 (0.0532)
子供の割合	0.7720 (2.3179)	3.4135 (2.4772)	0.9521* (0.5358)	2.0871 (10.6755)	-0.1792 (0.4352)
高齢者の割合	2.7896 (2.5641)	5.1992*** (1.8409)	1.1075** (0.5429)	-2.4495 (9.8724)	-0.7110 (0.4426)
村ダミー1	-0.0958 (0.7399)	-0.4955 (0.7481)	-0.0737 (0.1871)	4.0881 (2.9830)	0.1044 (0.1204)
村ダミー2	-0.2244 (0.7043)	-1.4729* (0.8138)	0.0527 (0.1896)	2.9134 (3.0571)	0.2104 (0.1453)
定数	12.6364*** (4.1542)	10.0217** (4.0884)	4.7857*** (1.0485)	-9.2036 (18.2112)	0.5114 (0.8185)
F値	5.50***	7.92***	2.13	0.96	0.65
サンプル数	79	79	78	79	79
R ²	0.2354	0.3360	0.3701	0.1666	0.1659

(注) () 内は、不均一分散頑健標準誤差を示している。F値は、紛争被害の2つの変数の係数が両方ともゼロであるという仮説検定のF値である。

3.3 二段階最小二乗法による分析結果

これまでの分析結果は、計測誤差や同時決定のバイアスの懸念を伴う推定結果であった。そこで次に、近隣10世帯の紛争被害の平均値を操作変数として用いて、これらのバイアスを除去した推定を行う。表4は、二段階

表4 紛争被害変数と主観的満足度、幸福度、CES-D指標の相関（二段階最小二乗法）

	生活満足度	経済面での生活満足度	幸福度	CES-D尺度	うつ病リスク・ダミー
紛争被害（家族）	-2.2311 (3.2975)	-3.5814 (4.2251)	-0.8238 (1.1533)	10.6368 (14.6915)	0.4388 (0.6612)
紛争被害（親戚）	-0.0611 (1.3578)	-0.8229 (1.6281)	-0.4547 (0.4711)	2.4036 (6.9781)	0.0638 (0.2784)
年齢	-0.1803 (0.1800)	-0.0862 (0.1684)	-0.0606 (0.0525)	0.4946 (0.7449)	-0.0286 (0.0330)
年齢の二乗	0.0017 (0.0020)	0.0006 (0.0017)	0.0007 (0.0006)	-0.0042 (0.0081)	0.0004 (0.0004)
女性ダミー	0.5115 (1.0953)	0.8761 (1.0382)	-0.2348 (0.3623)	5.1086 (4.1719)	0.2121 (0.1822)
教育年数	-0.1265 (0.1428)	-0.1399 (0.1311)	-0.0247 (0.0450)	0.0473 (0.5807)	0.0016 (0.0253)
公共部門雇用ダミー	0.1035 (1.0927)	0.8796 (1.2195)	0.1408 (0.3339)	-4.7224 (4.1847)	-0.1043 (0.2056)
自作農ダミー	0.4884 (0.7765)	1.5338* (0.9074)	0.0995 (0.3003)	1.6242 (3.0549)	0.0707 (0.1381)
女性世帯主ダミー	-1.5637 (0.9717)	-0.2771 (0.9775)	-0.5170 (0.3463)	-0.5689 (4.0826)	-0.0546 (0.1863)
世帯人数	0.1583 (0.3742)	0.0926 (0.4086)	0.0942 (0.1239)	-1.4552 (1.8234)	-0.0497 (0.0836)
子供の割合	0.7137 (2.2017)	3.9688* (2.3072)	1.0857 (0.7050)	0.4972 (9.8790)	-0.2591 (0.3892)
高齢者の割合	2.3552 (2.5137)	5.1200** (2.0945)	0.8740 (0.6315)	-2.5498 (10.6472)	-0.7693 (0.4970)
村ダミー1	-0.0164 (0.8937)	-0.8691 (0.9835)	-0.2503 (0.2717)	5.5467 (4.3201)	0.1667 (0.1817)
村ダミー2	-0.1089 (0.9843)	-1.7603 (1.3892)	-0.1890 (0.3694)	4.2198 (5.4117)	0.2608 (0.2361)
定数	12.0806*** (3.9838)	8.6508** (3.6236)	4.6296*** (1.2550)	-6.7948 (16.4505)	0.6094 (0.7506)
サンプル数	77	77	76	77	77
R ²	0.2168	0.2638	0.0910	0.0950	0.1100
第一段階推計のF値					
紛争被害（家族）	1.3515	1.3515	1.3354	1.3515	1.3515
紛争被害（親戚）	4.0910	4.0910	3.8260	4.0910	4.0910

(注) 紛争被害（家族）および紛争被害（親戚）の操作変数として、それぞれ直線距離の短い近隣10世帯の紛争被害の平均値を用いた。

() 内は、不均一分散頑健標準誤差を示している。

最小二乗法による推定結果を示している。表の下部には、第一段階推定の操作変数に関するF検定値が示されている。操作変数の妥当性を示す目安となる10のF値を超える数値は検出できず、弱い操作変数によるバイアスの可能性を否定できない結果となってしまっている。しかし、前に述べた検出力計算を適用すれば、本調査データを用いたF値は表4に示された値の16倍になるはずであり、十分に内生変数と相関のある操作変数となっていると想定できる。

推定結果を見ると、主観的満足度や幸福度の指標に関しては、紛争被害の係数が負となっており、最小二乗法による推定結果と同じ符号を示している。また、メンタルヘルスの指標に関しては、どちらの紛争被害の指標も正の値を示している。だが、どの係数も標準的な有意水準の下では、係数がゼロと等しいという仮説は棄却できなかった。しかし検出力計算の結果から、本調査データを用いることでどの検定でもt値が4倍になると想定できるため、標準的な有意水準で係数をゼロとする仮説が十分に棄却される可能性が高いと想定することができる。また、表3の結果と比較すると、表4では多くの紛争被害の係数の絶対値がより大きな値をとっており、操作変数を用いることで計測誤差による稀釈バイアスが除去されていることも示唆されている。

3.4 うつ病のリスクと労働参加

既存研究のレビューによれば、メンタルヘルスの悪化と労働参加が負の相関を持つことが、先進国を対象とした研究で知られている（Das, Do, Friedman and McKenzie 2009）。もし発展途上国でも同様な相関が見られるのであれば、紛争が長期的な経済発展を阻害する一つのメカニズムが示唆されることになる。Das, Do, Friedman and McKenzie (2009) は、いくつかの家計調査ではメンタルヘルスの悪化と労働参加の低下の相関が見られることを示している（Table 4）。

表5には、CES-D尺度およびうつ病リスク・ダミーが労働参加と負の相

表5 うつ病のリスクと労働参加

	最小二乗法	最小二乗法	プロビット	プロビット
CES-D尺度	-0.0028 (0.0068)		-0.0036 (0.0085)	
うつ病リスク・ダミー		-0.1514 (0.1173)		-0.2751 (0.1991)
年齢	0.0110 (0.0283)	0.0053 (0.0289)	0.0051 (0.0489)	-0.0115 (0.0519)
年齢の二乗	-0.0002 (0.0003)	-0.0002 (0.0003)	-0.0004 (0.0006)	-0.0001 (0.0006)
女性ダミー	-0.7969*** (0.0918)	-0.7927*** (0.0943)	-1.3219*** (0.2326)	-1.3115*** (0.2564)
教育年数	-0.0235 (0.0229)	-0.0247 (0.0233)	-0.0729* (0.0385)	-0.0686* (0.0384)
女性世帯主ダミー	0.4945** (0.2042)	0.5091** (0.2118)	0.5937** (0.2865)	0.5958** (0.3062)
世帯人数	0.0755 (0.0475)	0.0736 (0.0479)	0.1731** (0.0839)	0.1590* (0.0851)
子供の割合	-0.8090* (0.4202)	-0.8440** (0.4089)	-1.8368** (0.7574)	-1.9126*** (0.7659)
高齢者の割合	-0.1297 (1.4289)	-0.1276 (1.3353)	-0.3734 (1.4540)	-0.2467 (1.3807)
村ダミー1	-0.0110 (0.1153)	-0.0036 (0.1156)	-0.0296 (0.1744)	-0.0344 (0.1744)
村ダミー2	0.1984 (0.1255)	0.2196* (0.1258)	0.3483 (0.2150)	0.3993* (0.2416)
定数	1.1083 (0.6768)	1.2443* (0.6713)		
サンプル数	70	70	70	70
R ² / pseudo R ²	0.5755	0.5858	0.5500	0.5669

(注) () 内は、不均一分散頑健標準誤差を示している。プロビット推計の推定値は限界効果である。

関を持つか否かについて、最小二乗法およびプロビット推計を用いた分析結果を示している。コントロール変数として用いたのは、(1) 式の推定に用いたコントロール変数から就業形態を示すダミーを除外した変数である。どちらのメンタルヘルスの指標も負の係数を示しており、メンタルヘルスの悪化が労働参加を引き下げる可能性を示唆している。他の変数の係数からは、女性の労働参加が低く、一方で女性世帯主世帯では労働参加が高まること、子供の割合が多い世帯では労働参加が低下すること、など直感と一致する結果が得られている。CES-D尺度およびうつ病リスク・ダミ

一のどの係数も有意ではないが、検出力計算の結果から本調査データを用いるとすべて有意な検定結果が得られると想定できる。最後の列のプロビット推計結果を用いれば、うつ病リスク・ダミーが0から1に変化することで、労働参加の確率が27.5%も低下することが分かる。つまり、紛争被害の長期的影響としてうつ病リスクの高い人は、平均して四人に一人以上が労働市場に参入していないことになる。この結果が因果関係を示しているとすれば、紛争被害の経験が紛争後も長期的にメンタルヘルスを悪化させ、労働参加を引き下げることで当該世帯の生活水準向上の阻害要因となっていると考えられる。

4. 結論

スリランカのデータを用いた実証分析結果は、紛争被害の長期的影響が復興を阻害する可能性を示している。家族もしくは親戚の死者数を用いた紛争被害の程度を示す変数は、生活満足度、経済面の生活満足度および幸福度と負の相関を示し、抑うつ傾向を示すCES-D尺度やうつ病リスク・ダミーと正の相関を示した。操作変数を用いた推計でも係数の符号は変わらず、紛争被害が生活満足度や幸福度を引き下げ、うつ病リスクを高めている可能性が示された。また、CES-D尺度やうつ病リスクが労働参加と負の相関を持つことも確認された。使用したデータのサンプル数が少なかったため、これらの実証分析では有意な係数が少なかったが、検出力計算から本調査のデータを用いることによって、有意な結果が得られると想定できる。したがって、紛争被害が紛争後も長期的にメンタルヘルスを悪化させ、労働参加を引き下げることで、戦後復興の阻害要因となっている可能性を指摘することができる。これが事実ならば、メンタルヘルスの改善を復興支援政策の目標の一つとすることで、経済面での復興が加速されることになるであろう。

本稿で行った実証分析は、パイロット調査の結果を用いた小規模なサン

ブルの分析であった。しかし2018年には、紛争地域を代表する1600世帯を対象とした本調査のデータが得られることになる。今後はそのデータを用いて因果関係を統計的に検証することで、より信頼性のある実証的根拠に基づく政策提言へと研究成果を結びつけていきたい。

参考文献

- Bellows, John and Edward Miguel (2006) "War and Institutions: New Evidence from Sierra Leone," *American Economic Review*, Vol. 96, No. 2, pp. 394-399, May.
- Das, Jishnu, Quy-Toan Do, Jed Friedman, and David McKenzie (2009) "Mental Health Patterns and Consequences: Results from Survey Data in Five Developing Countries," *World Bank Economic Review*, Vol. 23, No. 1, pp. 31-55.
- Davis, Donald R. and David E. Weinstein (2002) "Bones, Bombs, and Break Points: The Geography of Economic Activity," *American Economic Review*, Vol. 92, No. 5, pp. 1269-1289, December.
- Do, Quy-Toan and Lakshmi Iyer (2012) "Mental Health in the Aftermath of Conflict," in Garfinkel, Michelle and Stergios Skaperdas eds. *Oxford Handbook of the Economics of Peace and Conflict*: Oxford University Press.
- Drèze, Jean and Amartya Sen (1989) *Hunger and public action*: Oxford University Press.
- Graham, Carol L. (2012) *The pursuit of happiness: An economy of well-being*: Brookings Institution Press.
- Miguel, Edward and Gérard Roland (2011) "The long-run impact of bombing Vietnam," *Journal of Development Economics*, Vol. 96, No. 1, pp. 1-15.
- Radloff, Lenore Sawyer (1977) "The CES-D Scale: A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population," *Applied Psychological Measurement*, Vol. 1, No. 3, pp. 385-401, June.
- Roland, Gérard (2014) *Development economics*: Pearson Education.
- World Bank (2011) *World Development Report 2011: Conflict, Security, and Development*: World Bank.
- 絵所秀紀 (1999) 「「スリランカ・モデル」の再検討」, 『アジア経済』, 第40巻, 第9・10号, 38-58頁.

- 絵所秀紀 (2011) 「スリランカ経済」, 石上悦朗・佐藤隆広 (編) 『現代インド・南アジア経済論』, ミネルヴァ書房, 第12章, 291-314頁.
- 絵所秀紀・山崎幸治 (1999) 「特集にあたって (特集 発展途上国の貧困と公共政策の役割: 「人間開発アプローチ」考)」, 『アジア経済』, 第40巻, 第9号, 2-7頁, 9月.
- 黒崎卓・山崎幸治 (2017) 「訳者解説: 『貧困と飢饉』 — その後の研究」, アマルティア・セン (編) 『貧困と飢饉』, 岩波書店, 東京, 岩波現代文庫.
- アマルティア・セン (2017) 「講演 飢餓撲滅のための公共行動」, アマルティア・セン (編) 『貧困と飢饉』, 岩波書店, 東京, 黒崎卓, 山崎幸治 [訳], 岩波現代文庫.

付表1 記述統計

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
生活満足度	79	7.4810	2.3526	1	10
経済面での生活満足度	79	5.9494	2.6501	1	10
幸福度	78	3.0769	0.6794	1	4
CES-D指標	79	9.8373	9.6701	0	41.4286
うつ病リスク・ダミー	79	0.2152	0.4136	0	1
労働参加ダミー	79	0.5063	0.5032	0	1
紛争被害ダミー	79	0.6329	0.4851	0	1
紛争被害（家族）	79	0.1139	0.3576	0	2
紛争被害（親戚）	79	0.7848	0.8423	0	3
年齢	79	45.8861	14.1185	22	80
女性ダミー	79	0.6709	0.4729	0	1
教育年数	79	8.8608	2.6782	1	13
公共部門雇用ダミー	79	0.2152	0.4136	0	1
自作農ダミー	79	0.2785	0.4511	0	1
女性世帯主ダミー	79	0.1772	0.3843	0	1
世帯人数	79	3.9367	1.3334	1	6
子供の割合	79	0.2281	0.1875	0	0.6
高齢者の割合	79	0.0772	0.2056	0	1
村ダミー1	79	0.3924	0.4914	0	1
村ダミー2	79	0.2278	0.4221	0	1

(注) 表2 および表3の回帰分析の中で、最もサンプル数の多い回帰分析で用いたサンプルに関する記述統計を示した。

Long-Term Effects of Civil Conflict in Sri Lanka: An Empirical Investigation of Mental Health Using Pilot Survey Data

Koji YAMAZAKI

《Abstract》

Using data from a pilot survey conducted in November 2017 in Sri Lanka, we investigate how violent experiences during the civil conflict affect mental health and subjective well-being in the long run. Estimates by OLS and 2SLS suggest that the loss of family members and relatives reduces subjective well-being and raises the probability of depression after more than a decade of such an experience. Our analysis also suggests the possible effects of depression on reduced labor force participation, which can hamper recovery and the reconstruction of war-affected regions. Although many of our results are insignificant when it comes to conventional significance levels due to the small sample size, these results suggest that if one were to use the large sample size of the main survey, our empirical analysis seems to be promising.

