

気候変動による降水パターンの変化とコメの生産量変化 —応用一般均衡モデルによるスリランカのシナリオ分析—

Changes in Precipitation Pattern and Rice Production —Scenario Analysis of Climate Change on Sri Lankan Economy with Applied General Equilibrium Model—

齋藤 之美¹・齋藤 勝宏²
Konomi SAITO and Katsuhiko SAITO

1. はじめに

齋藤ら（2020）では、気候変動がスリランカのコメ生産、国民経済に及ぼす影響を応用一般均衡モデルによって評価した。ここでは、気候変動がコメの収量に及ぼす影響を文献サーベイによって調査し、単収が1割から3割減少するときのインパクトを評価するシナリオ分析がなされた。分析の特徴は短期と長期のインパクトを分けて考えた点にある。即ち、短期的には労働のみが産業間を自由に移動できるが、農地、資本は産業間を移動できないと仮定する一方で、長期的には労働に加えて資本も産業間を自由に移動できるという想定のもとでの影響を評価した。長期的にも、土地は産業間を移動しないJones（1971）流の特殊生産要素と仮定していた。コメに分析の焦点を当てていたので、より正確には、水田が稲作の特殊生産要素という事になる。水田に野菜を作付けすることもないわけではないが、コメは主要な食糧でありスリランカのように収量が減少するとたちまち国内の需要を賄えないような状況のもとでは稲作に投入される水田は上限に張り付いているといっても差し支えないように思う。このような想定で、水田を稲作部門の特殊要素モデルと見做したのであった。

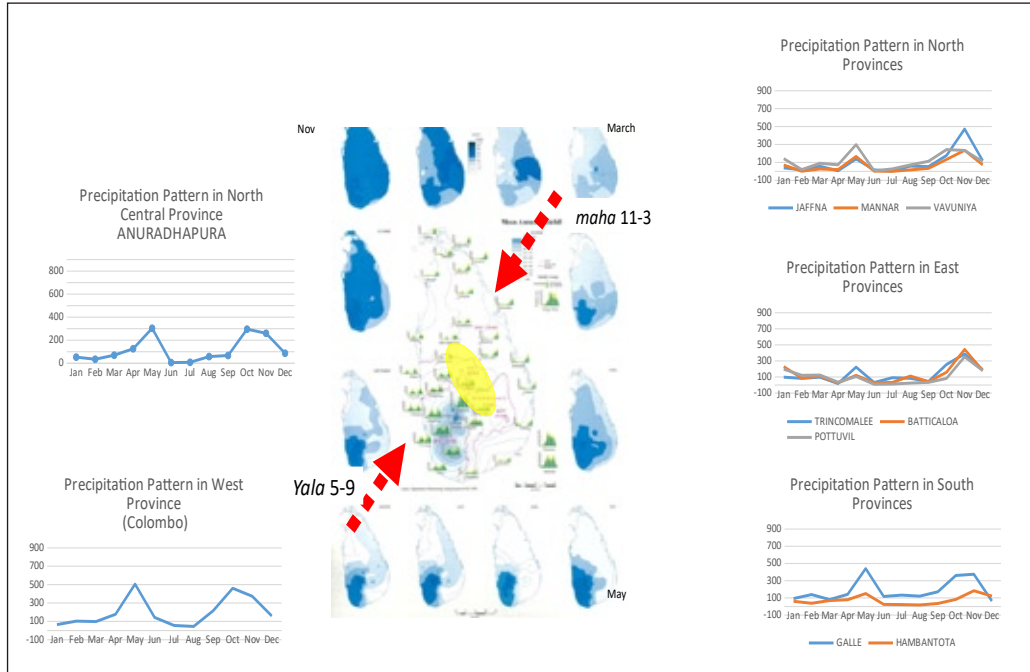
しかしながら、齋藤ら（2020）の40ページに掲載した図1を見ると、スリランカは概ねコメの自給を達成したようにも見えるが、生産が不足して国内生産で国内需要を満たすことができなくなると、輸入に依存するというやや脆弱な生産構造を持っている。数年前には国内コメ生産の大きな減少を経験している。図から読み取れるようにそれは単収減少による影響というよりは播種面積の減少によるところが大きい。

わが国で1993年に作況指数74を記録する平成の大不作を経験した際は、冷害による単収減少

1 創価大学経済学部教授

2 東京大学大学院農学生命科学研究科教授

図1 スリランカの月別降水パターン

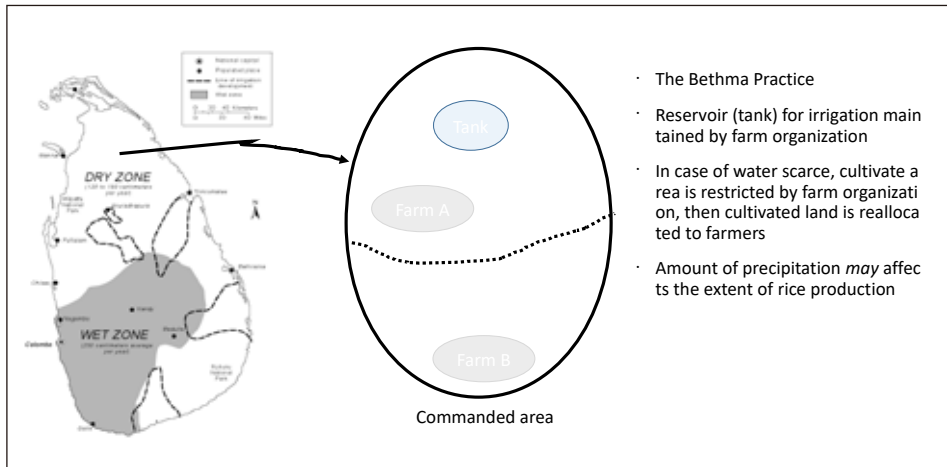


出所：National Atlas of Sri Lanka 2007 の図にスリランカ気象局のデータを追加し作成

が原因であった。齋藤ら（2020）でも、温暖化という気候変動によって収量が減少するというシナリオで分析を進めたが、生産減少は単収の減少によるものばかりとは限らない。わが国は降水量に恵まれている上に、遙か昔から先人達の努力により、治水や灌漑の条件が整っており、水不足による播種面積への影響はあまり経験してこなかったと言ってよい。

スリランカは日本とは事情が異なる。つまり、気候変動によって気温ばかりか降水量（或いは降水パターンといった方が良いかもしれない）が影響を受けると、播種面積にも大きな影響が及ぶ地域が存在する。国の北部や東部に位置しており、年間降水量が1750mm以下で5月から9月にかけて乾期となる乾燥地帯である。このような地域ではため池を使った灌漑が発達してきているが、農業用水をため池に依存している以上、田植え期にため池の貯水量が少ないとどうしても作付け可能な水田面積が減少することになる。このように考えると、齋藤ら（2020）では、降水量や降水パターンと播種面積の関係のうち重要な関係を見落としていたことになる。そこで、小稿では降水パターンと播種面積の関係について調べ、気候変動がコメの生産や国民経済に及ぼす影響について再確認することを目的とした。

図2 ベトマ慣行



出所：スリランカ農業省での Herath Rasnayaka 氏からのヒアリングに基づき作成

2. スリランカの気候と降水パターン

齋藤ら（2020）でも詳説したようにスリランカには年二回の雨期がある。年平均気温は摂氏 27～28度で年間を通して変動が小さい。島の中央部のワバラガムワ州には標高2千メートルを超えるアダムスピークと呼ばれる山があり、この山の東と西では降水パターンが異なる。4月から6月（Yala 期）は南西季節風から山の西側での降水量が多く、10月から11月（Maha 期）は北東季節風によって山の東側・北側での降水量が多い。降水量の多い Maha 期が稲作の主になる。県別（district）の稲の播種面積を見ると一般に Maha 期の播種面積の方が Yala 期の播種面積よりも多い傾向にあるが、Yala 期の降水量に恵まれている西部州や南部州では両期に播種面積がほぼ等しい県もある。

北部・東部では降水量が少ない乾燥地帯であり灌漑が不可欠である。しかも比較的貧しい地域であり、特に主食となるコメをどれだけ生産するかが重要な問題となる。灌漑は上流に位置する農家の優先度が必ずしも高いわけではないが、取水に関しては上流が優位であることは間違いない。特に、渇水期には、それぞれの農家がどの位置に水田を持つかでコメの作付ができたりできなかったりする。不平等が生ずるおそれがあるが、スリランカではベトマ慣行とよばれる工夫が行われてきた（図2）。それぞれのため池および水路（配水可能領域）は水利組合によって管理されている。図には農家 A 及び B の利用する水田の位置が記されている。渇水期にため池から図の点線の領域まで配水可能だとすると、農家 B は稲の作付けができない。用水を平等に配分することが不可能なので、利用する水田を再配分して平等に作付けをする。Herath³氏によると、ベトマ慣行は今でも利用されているそうである⁴。このように、用水が足りない時には、水

3 Herath Rasnayaka, Department of Agriculture, Sri Lanka.

4 岡ら（2013）によると現在では殆ど実施されていないという。地域にもよるのだと考えられるがさらなる調査が必要である。

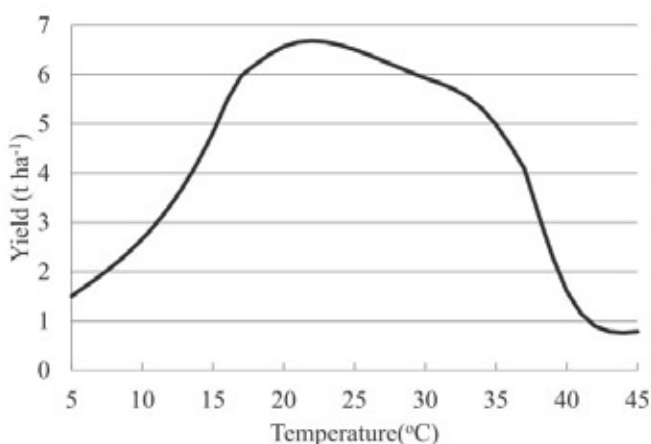
利組合の管理水田すべてに作付けできる訳ではないことが理解できるし、ベトナム慣行が存在したということは用水が足りなくて作付けできないことが多かったことを物語っていると考えられる。

3. 気候変化が農業生産やコメの収量に及ぼす影響

気候変化がスリランカの農業生産やコメの収量に及ぼす影響について分析した研究は、数多くある。齋藤ら（2020）で既に示しているので詳述は避けるが、Weerakoon et al.（2008）の研究成果は繰り返しておく。彼らは、スリランカの稲作においては、気温が上昇して31～32度を超えると稲穂不稔が増加することを確認しているが、これは温暖化によってスリランカのコメの単収は減少することを示している。より一般的に単収と気温の関係をグラフに示したものが図3である。逆U字型になること自体はグリッグ（1998）も指摘しているが、作物モデルの知見に基づき計量経済学的手法で求めた点が独創的である。気温に対する単なる植物の反応と読むべきではない。スリランカのように平均気温の高いところでは気温上昇によりコメの収量が減少するが、平均気温の低いところでは温暖化で収量が増加するので、世界全体でのコメ（穀物）の生産量が増えるのかそれとも減少するのかが極めて実証的な問題であること（必ずしも、穀物生産が減る訳ではないこと）、気温の高い熱帯ではひとりあたりGDPの低い発展途上国が多いこと、そこでは農業が中心であり、低所得層が気候変動の影響を大きく受ける可能性が非常に高いことを示唆する重要な図である。

既往の研究成果を纏めると、スリランカにおいては、気候変化により2.6度から2.9度ほど平均気温が上昇すること、年平均降水量が減少し灌漑用水が不足するであろうこと、その結果稲の

図3 気温と収量の関係



(i) Japonica rice in wetland

$N=165, HI=0.3, LAI=6.0, bo=231, bc=442, RG=15$ (MJ m⁻² day⁻¹)

出所：Furuya et al. (2015) より引用

表1 異なるシナリオの下でのコメの単収変化

Scenario	Baseline Average Yield (kg/ha)	Yield Change (%)
Baseline	2459.58	
Individual effects		
Average temperature		
T1) 2 celcius degree increase	2600.12	5.71
T2) 4 celcius degree increase	1727.75	-29.75
Precipitation		
P1) 50% decrease	2455.15	-0.18
P2) 50% increase	2398.56	-2.48
Combined effect		
C1) T1 & P2	1669.21	-32.13
C2) T1 & P1	1781.57	-27.57

出所) Table 3 in Walisinghe et al. 2017

収量は減少する可能性が高いということが分かっている。また、気候変動がコメの単収に及ぼす影響に関しては1割減から3割減になるようだ。

Walisinghe et al. (2017)⁵は、スリランカの生産費調査の個票データをプールして、コメの供給関数と収量関数を推計した研究である。説明変数は、農地、労働、資本（トラクター）、種苗、肥料、農薬と気候変数（気温、降水量）、年次ダミー、地域ダミーである。気候変数については2次の項も含めている。表1が収量関数の推計結果である。スリランカのコメの生産量が平均気温に関して逆U字型になっていること、ピークが摂氏約30度であることを示している。また、収量関数と供給関数を推計しているので、逆算すれば播種面積関数が導出可能である。また、平均気温が2度上昇する場合と4度上昇する場合の単収への影響、年平均降水量が5割増加する場合と減少する場合の効果が産出されている。この論文も、気候変動の結果コメの単収が3割減少することを示している。

ところで、スリランカにはYala期、Maha期と呼ばれる雨季が年二回あることはすでに述べた。スリランカの農業は基本的に天水依存型だが、雨季が年二回あるため、二期作が可能となっている。降水パターンを見ると、西部州、南部州ではどちらの雨季の降水量も多いが、北部州や北東部州では西部州や南部州と比べ降水量が少ない。北部州や北東州はドライ・ゾーンに分類されており、伝統的にため池灌漑が普及している。これらの州でも年間2回雨季があるものの、Yala期の降水量はMaha期のそれと比べて少ないため、降水量の少ない年にはYala期で稲作が行われない地域がある。渇水期の水配分は、ベトマ慣行と呼ばれる独特な制度が展開してきた。

ベトマ慣行を前提にすると、それぞれの期の播種期のため池の貯水量が播種面積を決めている筈である。表2及び表3は降水量と播種面積（作付面積）の関係を全国レベルのデータを用いて回帰分析したものである。Maha期においては月別降水量が何れも有意に効いていないのに対し

5 齋藤ら(2020)を公表後に、Walisinghe et al. (2017)を見つけた。

て、Yala 期においては 2 月や 3 月の降水量が播種面積に正で有意に効いている。ベトナム慣行ではため池の貯水量に応じて播種可能な面積が決まるが、貯水量データが利用可能ではないので降水

表 2 Maha 期における降水量と作付面積の関係 (全国)

Dependent variable	MahaSownExt		MahaMajSownExt		MahaMinSownExt		MahaRfSownExt	
Independent variables	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value
const	598,100.0	0.000	212,455.4	0.000	147,227.3	0.000	221,200.1	0.000
RF_JAN	-227.0	0.171	-23.9	0.679	-75.1	0.250	-162.1	0.094
RF_FEB	265.5	0.178	121.5	0.086	108.7	0.164	73.5	0.512
RF_MARF_	292.8	0.119	78.2	0.235	96.2	0.192	166.2	0.126
RF_APL	46.3	0.783	43.8	0.465	20.8	0.754	86.9	0.375
RF_MAY	160.1	0.414	82.2	0.241	70.3	0.366	-12.5	0.912
RF_JUN	-250.9	0.361	-143.0	0.148	-106.6	0.327	-86.0	0.585
RF_JUL	-129.1	0.596	-66.8	0.441	-55.0	0.569	-34.3	0.807
RF_AUG	-145.3	0.493	16.5	0.826	-8.1	0.922	-233.7	0.065
RF_SEP	-40.0	0.790	8.9	0.868	-35.8	0.549	34.2	0.695
RF_OCT	-190.1	0.133	-34.7	0.431	-80.7	0.109	-93.8	0.197
RF_NOV	-115.7	0.210	-9.9	0.759	-34.3	0.345	-73.9	0.168
RF_DEC	-22.8	0.830	22.1	0.558	-21.8	0.605	29.2	0.635
PaddyPrice(-1)	5.4	0.000	3.1	0.000	1.8	0.000	0.6	0.314
R-squared	0.741		0.882		0.696		0.364	
Adjusted R-squared	0.587		0.813		0.516		-0.011	
Durbin-Watson	1.187		1.751		1.427		1.019	

出所) 著者による回帰分析 (OLS サンプルは 1980-2015)

表 3 Yala 期における降水量と播種面積の関係 (全国)

Dependent variable	YalaSownExt		YalaMajSownExt		YalaMinSownExt		YalaRfHarvExt	
	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value
const	229,327.7	0.001	133,283.0	0.007	37,066.3	0.059	69,624.6	0.029
RF_JAN	21.2	0.872	7.2	0.941	-40.4	0.319	-37.5	0.561
RF_FEB	393.2	0.019	291.4	0.018	127.2	0.013	-1.2	0.988
RF_MARF_	224.8	0.139	4.5	0.968	97.6	0.039	120.1	0.107
RF_APL	94.5	0.491	64.9	0.522	44.6	0.289	32.5	0.626
RF_MAY	65.2	0.681	-6.0	0.959	21.5	0.655	38.3	0.620
RF_JUN	52.0	0.814	-238.1	0.154	4.5	0.947	132.8	0.225
RF_JUL	139.6	0.481	38.6	0.791	64.2	0.290	30.2	0.753
RF_AUG	-4.0	0.981	77.3	0.542	-14.4	0.783	-46.2	0.581
RF_SEP	-206.3	0.102	-83.4	0.360	-66.4	0.084	-32.6	0.585
RF_OCT	11.6	0.908	-18.9	0.799	-7.4	0.809	-10.4	0.831
RF_NOV	-8.8	0.905	11.1	0.839	-13.2	0.557	5.0	0.890
RF_DEC	-33.6	0.697	14.0	0.825	-14.9	0.571	-40.5	0.339
PaddyPrice(-1)	4.1	0.000	3.3	0.000	1.6	0.000	-0.7	0.112
R-squared	0.778		0.806		0.828		0.495	
Adjusted R-squared	0.647		0.692		0.726		0.196	
Durbin-Watson	2.275		2.171		2.225		1.047	

出所) 著者による回帰分析結果 (OLS サンプルは 1980-2015)

量を代理変数として用いた。雨季に入る前の月の降水量が多ければ多いほどため池の貯水量が多くなることを考慮すると、表3の結果はある程度実態を反映していると解釈できる。

では、地域別ではどうだろうか。北部州に属する Mannar 県のデータを使って播種面積と降水量の関係を確認する（表4、表5）。全国データとの違いは、Maha 期の播種面積の説明変数と

表4 Maha 期における降水量と播種面積の関係 (Mannar 県)

Dependent variable	MahaSownExt		MahaMajSownExt		MahaMinSownExt		MahaRfSownExt	
Independent variables	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value
const	19422.595	0.002	15370.713	0.002	3259.941	0.009	775.568	0.089
RF_Jan	-30.186	0.264	-21.444	0.319	-6.035	0.292	-2.782	0.393
RF_Feb	4.823	0.744	3.609	0.759	0.621	0.842	0.776	0.494
RF_Mar	-8.147	0.692	-6.231	0.704	-1.613	0.711	-1.441	0.539
RF_Apr	7.017	0.641	6.224	0.605	1.182	0.711	-0.289	0.825
RF_May	-0.545	0.973	0.292	0.982	-0.153	0.964	-0.144	0.924
RF_Jun	-76.405	0.239	-64.888	0.212	-11.192	0.411	-3.347	0.549
Rf_Jul	-57.959	0.217	-42.143	0.259	-11.016	0.266	-6.331	0.055
RF_Aug	-62.540	0.226	-42.706	0.297	-17.128	0.122	-1.731	0.624
RF_Sep	44.552	0.054	30.803	0.092	11.242	0.025	3.551	0.043
RF_Oct	-20.808	0.102	-15.485	0.126	-4.652	0.086	-0.376	0.702
RF_Nov	-7.970	0.388	-6.060	0.410	-1.735	0.375	-0.035	0.959
RF_Dec	-12.916	0.132	-9.829	0.150	-2.670	0.141	-0.428	0.519
PaddyPrice	-0.006	0.949	-0.004	0.964	0.009	0.678	-0.014	0.125
R-squared	0.451		0.409		0.476		0.765	
Adjusted R-squared	0.055		-0.017		0.098		0.425	

出所) 著者による回帰分析結果 (OLS サンプルは 1979-2017)

表5 Yala 期における降水量と播種面積の関係 (Mannar 県)

Dependent variable	YalaSownExt		YalaMajSownExt		YalaMinSownExt	
Independent variables	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value
const	-242.722	0.731	-110.812	0.777	16.743	0.967
RF_Jan	1.362	0.698	1.586	0.383	-1.078	0.578
RF_Feb	0.598	0.759	0.181	0.855	0.904	0.386
RF_Mar	0.307	0.910	-1.336	0.343	0.040	0.978
RF_Apr	6.101	0.006	2.952	0.012	0.427	0.709
RF_May	3.998	0.072	-1.142	0.406	2.640	0.054
RF_Jun	1.106	0.895	-1.315	0.751	-0.920	0.838
Rf_Jul	-2.233	0.713	2.559	0.413	-5.436	0.114
RF_Aug	-0.876	0.896	-6.169	0.096	-2.119	0.633
RF_Sep	2.812	0.338	0.395	0.790	2.174	0.183
RF_Oct	-0.389	0.810	0.348	0.715	-1.120	0.259
RF_Nov	-2.020	0.106	-1.034	0.109	-0.060	0.929
RF_Dec	0.755	0.494	0.522	0.419	-0.009	0.989
PaddyPrice	0.030	0.032	0.042	0.000	0.014	0.086
R-squared	0.645		0.832		0.748	
Adjusted R-squared	0.389		0.687		0.514	

出所) 著者による回帰分析結果 (OLS サンプルは 1979-2017)

して、雨期に入る前の9月の降水量が正で有意であること、Yala 期に播種面積の説明変数として、4月あるいは5月の降水量が正で有意であることである。ドライ・ゾーンの降水量はウェット・ゾーンの降水量と比べ少ないため、Maha 期であっても雨季前の降水量が正で有意に効いていることが確認できた。

つまり、気候変化は単収だけではなく、播種面積へも影響を及ぼすことが確認できたわけである。気候変化が農業生産に及ぼす影響を分析する研究はこれまで収量に着目して行われてきたが、播種面積への影響も無視し得ないことが確認できた。

Walisinghe et al. (2017) に倣って、気候変化が播種面積に及ぼす影響を試算してみる。当該論文では、降水量が50%増加・減少する場合を想定しているので、2月の降水量が50%減少すると、Yala 期の播種面積は4.4%減少する。全国を対象とする推計結果では Maha 期の降水量は播種面積に影響を及ぼさないため、2期間を通した播種面積の変化は1.6%の減少⁶となる。

4. 稲作の収量減少・播種面積減少がスリランカ経済に及ぼす影響

本節では、稲作の収量や播種面積が減少する場合の影響について、応用一般均衡モデルを用いて評価する。

4.1 データとモデルの構造

応用一般均衡分析を行うためには、社会会計表⁷が必要である。本研究では、GTAP⁸データ Version 9 を用いた。GTAP データを、13生産部門（コメ、その他穀物、野菜・果実、茶を含むその他作物、畜産・酪農、林業・漁業・鉱業、加工食品、繊維・衣類、軽工業、重工業、建設・公益、運輸・通信、公務・サービス）、3生産要素（労働、土地、資本）に集計した後、スリランカのデータを抽出した。ベンチマーク年次は2011年である⁹。

生産活動を表す生産関数は、労働、土地、資本の間の代替の弾力性を一定¹⁰とする CES 型付加価値関数として集計される付加価値部門と、中間投入財が生産量に比例する Leontief 型とした。土地及び資本は特殊生産要素、労働は一般生産要素と仮定する。

家計部門は労働、資本、土地を所有し、それを生産活動へ供給することで要素所得を稼得する。生産要素供給は非弾力的であると仮定する。効用関数は Klein-Rubin 型として定式化した。最も簡単な効用関数は Cobb-Douglas 型効用関数であるが、相似拡大的であり、食料品を含み各財

6 全国を対象とする播種面積関数の推計値を見ると、Yala 期の播種関数の2月の降水量の係数が有意となっているので、当該月の降水量が50%減少した場合の播種面積の変化を計算した。

7 社会会計表の構造については、例えば齋藤（2012）を参照のこと。

8 <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/databases/default.asp>

9 スリランカ政府は、2016年12月に2010年ベースの産業連関表を公表している。127部門表であり、GTAP データよりもより詳細な部門データが得られるが、付加価値部門を労働、土地、資本の分類する基礎データが得られないために、社会会計表を推計していない。

10 多段階 CES 型集計関数を前提とするため、それぞれの段階の集計関数内では任意の2要素間の代替の弾力性がすべて等しくなってしまうという点で若干条件の強い生産構造を仮定している点には注意を要する。

の需要の所得弾力性がすべて1となり現実的ではない¹¹。この点を解消する最も簡単な定式化が Klein-Rubin 型であり、需要関数はよく知られた線型支出体型となる。需要関数をカリプレートするために必要な Frisch パラメーターは、簡便法により推計した¹²。

4.2 シミュレーション結果

短期の分析では農地と資本を、長期の分析では農地を特殊生産要素と仮定した。長期的には作物間での農地利用も流動的になる可能性が大きいが、暫定的に農地は作物間でも移動が不可能であると仮定する。

以下では、播種面積が変化しない場合と降水量の減少により播種面積が減少する場合（-1.6%の減少）のふたつの場合について、コメの単収減少（10%、20%、30%）のインパクトを評価する。播種面積が変化しない場合は、齋藤ら（2020）と同様である。

表6-1は播種面積が変化しない場合の生産要素報酬の変化などを纏めたものだが、コメの単収が10%減少することで、短期的には名目賃金が0.9%上昇すること、固定的生産要素である地代は3%上昇すること、資本の収益率は0.4%上昇することがわかる。長期的には、労働に加え資本も産業間を自由に移動するため、産業間の資本の収益率の低い部門から高い部門へと移動することになり、資本のレンタルプライスは若干上昇する。また、コメの生産者価格は13.6%、消費者価格は13.4%上昇する。コメの生産量は2.3%、消費量は1.8%減少する。収量の10%減少はコメの生産量を同程度減少させるはずだが、短期的には労働、長期的には労働及び資本が、稲作部門に流入するため生産量の減少率は10%に達しない。これは、農業部門の生産関数を1段階の

表6-1 播種面積が変化しない場合の要素報酬などの変化

				Short run			Long run		
		Bench	unit	decrease in yield (%)			decrease in yield (%)		
		mark		10%	20%	30%	10%	20%	30%
Factor rewards	Capital (average)	1.00	index	0.39	0.77	1.16	0.07	0.13	0.20
	Labor	1.00	index	0.87	1.74	2.60	0.08	0.17	0.25
	Land (average)	1.00	index	3.04	6.07	9.11	2.66	5.33	7.99
Output price	Paddy	1.00	index	13.59	27.17	40.76	9.83	19.65	29.48
Consumer price	Paddy	1.00	index	13.37	26.75	40.12	9.67	19.34	29.02
Output quantity	Paddy	3,694.7	(mil. USD)	-2.25	-4.50	-6.74	-1.68	-3.36	-5.04
Consumption quantity	Paddy	1,801.5	(mil. USD)	-1.75	-3.49	-5.24	-1.32	-2.64	-3.96
GDP	Nominal GDP	59,178.0	(mil. USD)	0.69	1.38	2.07	0.29	0.58	0.87
	GDP deflator	1.000	index	0.92	1.85	2.77	0.42	0.85	1.27
	Real GDP	59178.0	(mil. USD)	-0.23	-0.47	-0.70	-0.13	-0.27	-0.40

Source: Authors' simulation result

11 ホモセティック効用関数の問題については、例えば齋藤・齋藤（2004）を参照のこと。

12 Sadoulet and de Janvry (1995) で紹介されている推計を利用して Frisch パラメーターを推計した。

表6-2 播種面積が減少した場合の要素報酬などの変化

		(unit %)								
		Bench mark	unit	Short run			Long run			
				decrease in yield (%)			decrease in yield (%)			
				10%	20%	30%	10%	20%	30%	
Factor rewards	Capital (average)	1.000	index	0.45	0.83	1.22	0.08	0.14	0.21	
	Labor	1.000	index	1.01	1.88	2.74	0.10	0.18	0.26	
	Land (average)	1.000	index	3.75	6.79	9.82	3.32	5.98	8.65	
Output price	Paddy	1.000	index	15.76	29.35	42.93	11.40	21.22	31.05	
Consumer price	Paddy	1.000	index	15.51	28.89	42.26	11.22	20.89	30.56	
Output quantity	Paddy	3,694.7	(mil. USD)	-2.61	-4.85	-7.10	-1.95	-3.63	-5.31	
Consumption quantity	Paddy	1,801.5	(mil. USD)	-2.03	-3.77	-5.52	-1.53	-2.85	-4.17	
GDP	Nominal GDP	59,178.0	(mil. USD)	0.80	1.49	2.18	0.34	0.63	0.92	
	GDP deflator	1.000	index	1.07	1.99	2.92	0.49	0.92	1.34	
	Real GDP	59,178.0	(mil. USD)	-0.27	-0.50	-0.73	-0.16	-0.29	-0.43	

Source: Authors' simulation result

CES 関数として定式化したためであり、今後改良する必要がある¹³。名目 GDP は 0.7% 増加するが、GDP デフレーターが 0.9% 上昇するため、実質 GDP は減少する。単収の減少は一種の技術退化であると考えてもよい。なお、生産量の変化に対して生産物価格が大きく変化しているのは、需要の価格弾力性が小さいためである。

表6-2 は播種面積が減少する場合の要素報酬などについて纏めたものである。表6-1 とインパクトの傾向は同様であるが、その水準がやや深刻な結果となっている。なお、表6-1 や表6-2 においては、短期では土地と資本、長期では土地が特殊生産要素として生産部門間を自由に移動できないという前提なので、固定的生産要素に関しては平均的な報酬率の変化が示されている点に注意する必要がある。表7 は地代の変化について纏めたものであるが、生産部門ごとに地代の変化率が大きく異なっている。単収が 10% 減少するという想定では、稲作の地代は 22.5% から 27.8% 上昇する。

表6-1 と表6-2 では、コメの生産物価格の変化や消費者価格の変化に微妙な違いがあるが、これは生産財と消費財の国産・輸入比率が等しくはないためである。また、播種面積の減少は、水田供給量の減少と見なせる¹⁴ ため、GDP や厚生水準の下落をもたらす。

本稿のモデルでは、家計部門数を 1 としているが、現実には要素賦存の異なる家計が数多く存在しており、生産要素の保有量に応じて名目所得の増加額が異なる。土地を所有しない土地なし階級は名目所得の増加額が相対的に小さくなる筈である。実際には農地や資本を所有する農家や土地を持たず所得の源泉が労働のみという土地なし労働者家計も存在する。スリランカは低所得

13 例えば、荏開津・茂野型の 2 段階 CES 型などが考えられる。

14 実態としては、ため池の貯水量が少ないときには、稲の作付をやめて他の穀物 (maize) や野菜の作付を行っているようであるが、作物転換のデータが得られなかったため、用水が得られなかった場合には不作付けにすると仮定した。

表7 地代の変化

	Bench mark	(unit %)					
		Short run			Long run		
		decrease in yield (%)			decrease in yield (%)		
	10%	20%	30%	10%	20%	30%	
<i>w/o sown extent change</i>							
Paddy	1.000	22.53	45.06	67.6	19.34	38.68	58.02
Other Grain	1.000	-0.53	-1.07	-1.6	-0.17	-0.34	-0.52
Vegetables and Fruits	1.000	-0.10	-0.2	-0.3	-0.12	-0.23	-0.35
Other Crops	1.000	-0.49	-0.99	-1.48	-0.16	-0.32	-0.49
<i>w/ sown extent change</i>							
Paddy	1.000	27.74	50.27	72.8	34.04	43.38	62.72
Other Grain	1.000	-0.62	-1.16	-1.69	-0.2	-0.37	-0.54
Vegetables and Fruits	1.000	-0.12	-0.22	-0.32	-0.13	-0.25	-0.37
Other Crops	1.000	-0.57	-1.07	-1.56	-0.19	-0.35	-0.51

Source: Authors' simulation results

国であり、エンゲル係数も高いことを斟酌すると、気候変化は土地なし労働者の家計に大きなインパクトを与えることになるだろう。

5. まとめ

小稿は、齋藤ら（2020）の内容を拡張したものである。より具体的には、齋藤ら（2020）では気候変動の影響を評価する際、コメの単収の影響を評価するものであった。しかしながらスリランカの現実を顧みると、降水パターンの変化が、特に北部・東部の乾燥地帯での播種面積に大きな影響を及ぼす可能性が高い。

そこで本稿では、灌漑ため池の貯水量の代理変数として月別降水量を使い、稲作の播種面積への影響について調べた。次に、単収減少に加え、播種面積の変化が引き起こすインパクトについてスリランカ1国応用一般均衡モデルを用いて評価した。小稿では、齋藤ら（2020）で使用したモデルをそのまま利用したので、データ及びモデルの説明が重複しているが、論文という性格上、手法に関する最低限の説明を記述することとした。応用一般均衡モデルの詳細や Jones（1971）流の特殊要素モデルを使ったインパクトの理論的説明については齋藤ら（2020）を参照していただきたい。

引用文献

- Furuya, J. and O. Koyama (2005) Impact of Climate Change on World Agricultural Product Market: Estimation of Macro Yield Function, *Journal of Agricultural Research Quarterly* 39(2), 121-134.
- Furuya, J. et al. (2015) Climate Change Effects on Long Term World Crop Production: Incorporating a Crop Model into Long-term Yield Estimates, *Japan Agricultural Research Quarterly* 49(2), 187-202.
- GEMPACK, General Equilibrium Modelling Package, <http://www.copsmodels.com/gempack.htm>
- Jones, Ronald W. (1971) "A Three Factor Model in Theory, Trade and History" in Jagdish Bhagwati et al. eds., *Trade, Balance of Payments and Growth*. Papers in International Economics in Honor Charles P.

Kindleberger. North Holland.

Sadoulet, E. and de Janvry, A. (1995) *Quantitative Development Policy Analysis*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.

Walisinghe, B. R., N. Rohde, S. Ratnasiri and R. Guest (2017) Effects of climatic variation on rice yield: An economic analysis of lowland rice production in Sri Lanka. *Annals of Sri Lanka Department of Agriculture* 19(2): 79-97.

Weerakoon, W. M. W., Maruyama, A. & Ohba, K. (2008). Impact of humidity on temperature induced grain sterility, in rice (*Oryza sativa* L). *Journal of Agronomy and Crop Science*, 194, 135-140.

岡直子・東楨建 (2013) 「スリランカ乾燥地域の小規模ため池におけるベトナム慣行の実施状況」平成25年農業農村工学会大会講演要旨集、pp.124-125。

グリッグ, デイビッド (1998) 『農業地理学』農林統計協会。

齋藤勝宏 (2012) 「ラオスの社会会計表の推計と資源利用に基づく経済発展の可能性」産業連関第20巻1号。

齋藤之美・齋藤勝宏 (2004) 「嗜好と比較優位」創価経済論集、第33巻3・4号、pp.49-60。

齋藤之美・齋藤勝宏・パウデルダマル (2015) 「ネパールにおける土地改革に関するシミュレーション分析」創価経済論集、第44巻、pp.33-44。

齋藤之美・齋藤勝宏・佐藤秀保・チャトラ ワインツンガ (2020) 「気候変動がスリランカのコメ生産、国民所得に及ぼす影響—応用一般均衡モデルによる分析—」創価経済論集、第49巻、pp.10-53。