

収量変動とコメの穀物国際価格について

Rice Yield Variation and International Price of Rice

齋藤 之美^{*1}・齋藤 勝宏^{*2}・佐藤 秀保^{*3}

Konomi SAITO, Katsuhiko SAITO and Hideyasu SATO

1906年から2005年までの100年間で地球の平均気温は0.74度上昇したが、IPCCの予測結果によると21世紀末までの約80年間で平均気温は約2度から4度の範囲で大幅に上昇するという。気象変動は気温に加え、降水量や日射量にも影響を及ぼすため、作物の収量も大きく変動することになる。気象変動が農業生産に及ぼす影響を評価する研究は数多く挙げられるが、その殆どは農業生産水準のトレンドを予測し生産水準や国際価格水準に対するインパクトを評価するものである。気象変動が地域毎の農業生産に及ぼす影響は一様ではないため、収量変動に地域的な相関が見られる。これは、収量変動の相関の多寡が国際価格の変動に影響を及ぼすことを示すものである。小論では、世界各国のコメの作況指数を推計し、国・地域間の相関関係を分析し、近年の作況変動が穀物の国際価格の変動に及ぼす影響について統合型貿易モデルを援用し明らかにした。

1. はじめに

気候変化に関する政府間パネル (IPCC) によると、今世紀末までに2000年に比べ気温が4.8度上昇すると予測されている。気候変化は気温だけでなく降水量にも影響を及ぼすため、農業生産にも影響を与えると考えられている。生育期間の最低気温が1度上昇するとコメの単収は約10%減少すると報告する研究もある (Peng et al. (2004)) が、熱帯地域では単収が減少するが高緯度地域では単収が増加するといわれているように¹、一般には地域ごとにその影響は異なる。

では、世界全体では穀物の生産は気候変化によってどのような影響を受けるのであろうか。例えば、Rosenzweig and Parry (1994) は、世界の貿易モデルを使って、気候変化（大気中の二酸化

*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准教授

*3 東京大学大学院農学生命科学研究科農学特定研究員

1 例えば國光・工藤 (2016) は、我が国のパネルデータを用いて稲作のTFPを計測しているが、日本国内でさえ気候変動の影響が地域ごとに異なること、更に國光 (2016) ではその経済的含意も異なることを動学的地域間一般均衡モデルにより確認している。

化炭素濃度の上昇)が食料供給に及ぼす潜在的な影響を試算している。勿論、シミュレーションの前提条件や、適応策の有無によってそのインパクトは異なるものの、適応策を採らない場合2060年には国際価格が25%から150%も上昇するという結果²が得られている。また、Furuya and Koyama (2005) は、技術進歩の代理変数としてのトレンドと気温、降水量を説明変数とする国別の収量関数を計量経済学的手法により推計し、世界の穀物需給に及ぼす影響を調べている。対象作物は、コメ、小麦、トウモロコシ、大豆であるが、国際価格の下落率は小麦で5%（ベースラインは13%）、コメで22%（ベースラインで26%）となっている。農業研究開発投資により作物収量は伸びるものの気温上昇によって生産性が若干落ちるという結果を得ている³。

このように、気候変化は国・地域や作物ごとの農業生産量、さらには国際価格に影響を及ぼすものと考えられる。

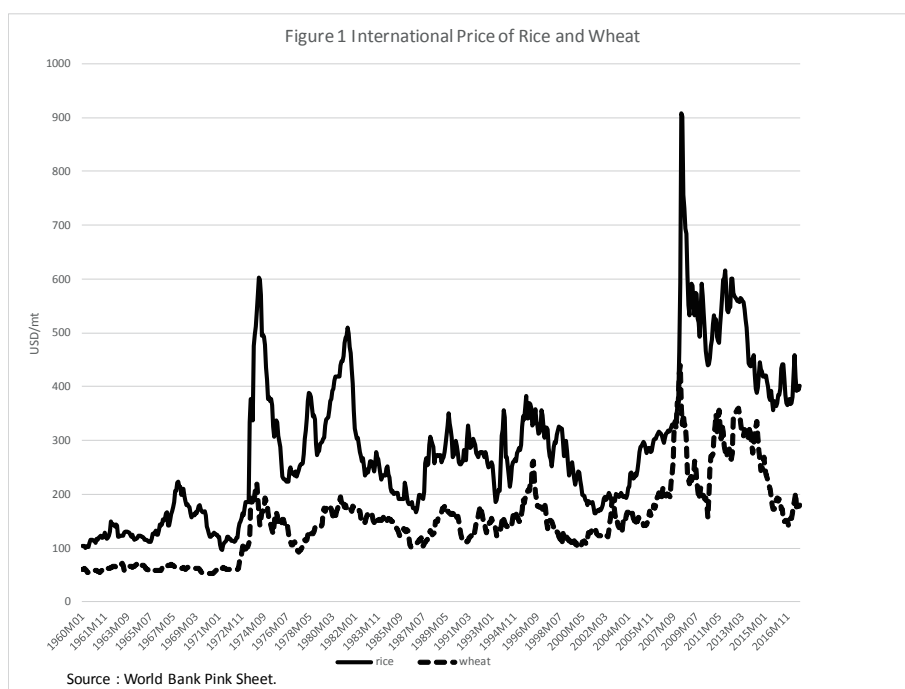


Figure 1はコメと小麦の国際価格の推移を示したものである。小麦の国際価格は1973年及び2008年に大きく上昇している。1973年はソ連の不作による小麦の大量買い付けの影響であると

2 気候変動による単収の変化は世界各地の研究所で開発されている作物モデルによって推計されたデータを用いている。

3 推計された穀物の収量関数は、気象変数が有意に効いていないものが多く、その符号も正のものから負のものまであり、気候変化の影響は一様ではない。アメリカの例で言うと、気温上昇は小麦や大豆の生産を増加させるが、トウモロコシや粗粒穀物については2015～2018年をピークに減少するという予測結果を報告している。また、同一作物でも国によって気候変化の影響は異なる。世界全体の食料需給予測で見ると、ベースラインの生産増加量に比べ、温暖化シナリオの生産増加が若干鈍っているようである

言われているが、その前年の世界同時不作のため期末在庫率が減少していた⁴のもその原因である。また、2008年の穀物の国際価格高騰は記憶に新しいが、豪州が旱魃により2年連続不作になったことに加え2008年の欧州での天候不順がその原因である。コメに関しては1981年の中国・イランなどの不作、1989年の中国・インドネシアの輸入拡大、1993年には日本の冷害によるコメの緊急輸入などの影響などによる国際価格の上昇を経験している⁵。このように、穀物の世界同時不作や人口の多い国での不作は国際価格に影響を与えていることを確認することができる。

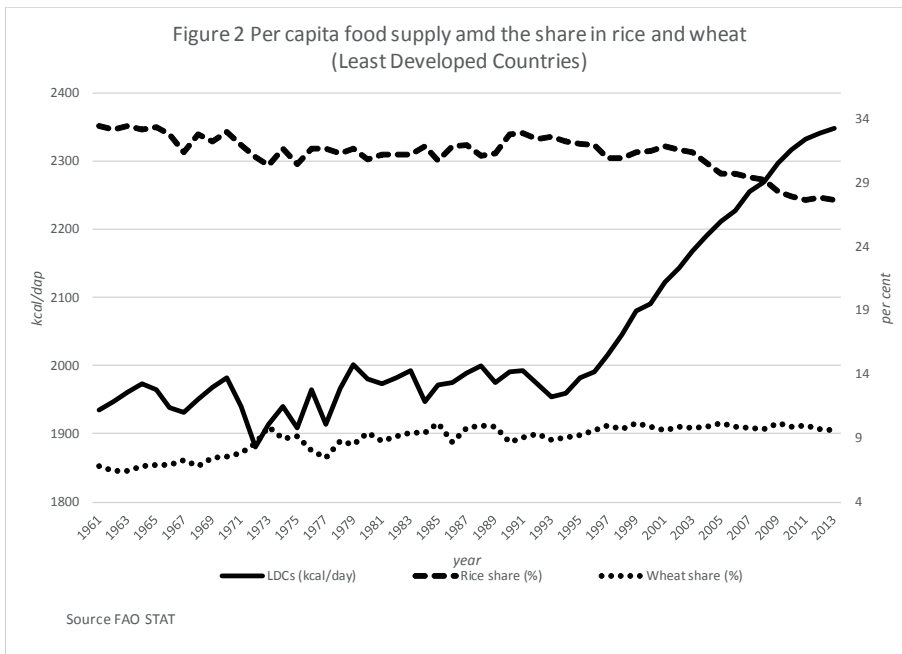


Figure 2 は最貧国のひとりあたりの食料供給とコメ及び小麦からのカロリー摂取割合を示したものである。停滞していたカロリーベースでのひとりあたり食料供給が1993年以降増加していることは望ましいことであるが、カロリー摂取に占めるコメの割合が27%と高く、小麦の割合は9%と低い⁶。これは、穀物、特にコメの国際価格高騰が最貧国の貧困層に大きな影響を及ぼし得ることを示している。所得水準が高くエンゲル係数の低い先進国に住むわれわれにとっては、穀物価格高騰の影響はそれほどインパクトのあるものではないものの、開発途上国に住む低所得者にとっては非常に大きな問題となることを示している。この点を、フード・セキュリティの基本方程式を見て確認しておこう。基本方程式は、一般的な予算制約を食料に限定して考えたものである。所得水準の高い先進国では、エンゲル係数が小さく、支出額の大部分は食料品以外への

4 世界の期末在庫水準が17%を下回ると需給が逼迫すると言われているが、1972年の期末在庫率は15.4%であった。

5 コメの国際価格の変動が小麦よりも大きいのは、アジアを中心とするコメの消費国は基本的に自給政策をとっており、生産に占める貿易の割合が小さいためである。

6 世界全体では、コメ・小麦からのカロリー摂取割合はそれぞれ18～19%である。

支出となるため、一般的な予算制約式を食料に限定して考えることには無理があるが、所得水準の低い発展途上国、とりわけ貧困層を対象にする場合には有効であるものと思う。

$$(\text{食料必要量} - \text{食料生産量}) \times \text{食料価格} \leq \text{所得} + \text{食料購入に利用可能な流動資産}$$

$$\text{食料必要量} = \text{ひとりあたりの必要量} \times \text{世帯員数}$$

$$\text{所得} = \text{賃金} \times \text{労働保有量} + \text{地代} \times \text{農地保有量} + \text{レンタル価格} \times \text{資本保有量}$$

この式を見ると、土地を持たない家計では、自給用の食料生産ができず、食料必要量をすべて購入しなければならないばかりか、所得の源泉も労働のみとなるので、食料価格上昇の影響を大きく受けることが分かる。一方で、農地保有量の多い農家は、その保有水準によっては、必要な食料のすべてを自給でまかなえるばかりか、所得も土地なし労働者に比べて大幅に増加するため、食料品の価格上昇は所得の大幅な増加に繋がる。そのため、貧しい家計はより貧しく、豊かな家計はより豊かになるという傾向を読み取ることができる。穀物の国際価格の変動は、国際的には非常に重要な問題なのである。

Figure 1 で確認したように、同時不作や大国での不作が国際価格に影響を及ぼすこと、気候変化により極端現象の発生頻度が拡大する可能性が高まるという IPCC の報告を斟酌すると、気候変化を通した穀物収量変動が国際価格に及ぼす影響について評価することは極めて重要な課題といえる。

そこで小論では、穀物のなかでもコメに焦点をあてて、各国の収量変動が国際価格に及ぼす影響について考察することを課題としたい。

2. 既往の研究成果

前節でいくつかの例を挙げたが、気候変化が穀物生産や国際価格に及ぼす影響を分析した研究は穀物の需給モデルを用いたものや応用一般均衡モデルを用いたものなど枚挙に暇ない。これらの研究の殆どは、穀物の単収を生物学的な作物モデルや技術進歩の代理変数である時間と気温・降水量という気象変数で説明する回帰式を推計し、別途気候モデルから得られる気象変数の予測値を代入することで、生産へのインパクトを評価し、国際市場が均衡するような価格の水準を求めるものであり、国際価格の変動に及ぼす影響について調べた研究は意外と少ない。

Furuya and Kobayashi (2009) は、コメ、小麦、トウモロコシ、大豆、粗粒穀物を対象に確率的穀物需給モデルを構築している。穀物需給モデルの構成要素である収量関数をトレンド、気温、降水量で回帰分析するところは Furuya and Koyama (2005) などのオーソドックスな研究と同様だが、各国の気温、降水量を時間の関数として下記のように定式化し

$$\begin{cases} TMP_{ijt} = a^T + b^T T + \varepsilon_{ijt}^T \\ PRC_{ijt} = a^P + b^P T + \varepsilon_{ijt}^P \end{cases}$$

回帰分析で得られた残差の相関行列を使って、各国の気候変数を確率変数として生成し、需給モデルを解くことで、国際価格変動への影響を調べており、国によって生産変動にバラツキがあること、世界全体のコメ生産の分散はそれほど変化しないが、大豆の分散は経時的に拡大するという知見を得ている。分析対象はアメリカ、インド、EU、中国、ロシアなど小数の国々に限られている。

この論文の興味深い点は、収量変動を確率的需給モデルで評価している点、気候変化が世界各地で「相関」しているという事実を組み込んでいる点、価格変動のバラツキを分析していることである。世界各地の気候変化が、太陽からのエネルギー変動のほか、大気循環や海流の影響を受けて定まることを考慮すると、気候変化の相関を組み込むのはごく自然な発想である⁷。非常に興味深い研究ではあるが、分析の対象とする国が限られていること、収量関数の推計結果が線形で組み込まれた気象変数にはそれほど反応していない⁸ことを考えると不十分であると考えられる。

気象変数が収量に影響を及ぼしているという実態感覚が計量的に検出できていない点を掘り下げたのが Furuya et al. (2015) である。Furuya et al. (2015) は、植物生理学の知見を取り入れて収量関数を推計した⁹。収量関数の定式化には、次の改良 4 パラメーター・ロジスティック曲線を用いている。

$$\text{yield} = a + \frac{b-a}{1+e^{c(\text{time}-d)}} + \beta \text{ temp} + \gamma \text{ radiation} + \delta \text{ precipitation} + \varepsilon$$

通常の 4 パラメーター・ロジスティック曲線に気候変数 (temp, radiation, precipitation) を加えるとともに、作物モデルの知見に基づき b の定式化などに工夫を凝らし、気温と収量の間の逆 U 字関係を再現している。この論文には、GTAP8¹⁰ に含まれる国・地域を対象に膨大な推計結果が纏められている。推計値の検定統計量は示されていないものの、いくつかの国のグラフが提示されており、実績値と推計値を比較すると、収量関数の説明力は高いようである。推計結果では、日本のコメの単収は RCP2.6、RCP8.5 ふたつのシナリオともに増加している。また、中国の小麦、トウモロコシも収量が増加するようである。収量関数の推計精度は向上しているものの、世界の穀物生産量や国際価格に及ぼす影響や国際価格の変動については分析されていない。

7 気候変化のメカニズムについては、例えば近藤 (2009) や深井 (2011) を見よ。

8 報告された収量関数の推計結果が気象変数のインパクトをあまり受けないという推計結果は、気温と作物単収との関係が逆 U 字型であるからだと言われている。これは、気温が上昇すると気温が低い場合に発生しやすい冷害が起こりにくいの収量が増加する一方で、気温がある閾値を超えると、植物体生長の養分需要が増加するために収量が減少するためである。

9 植物生理学に基づいて構築される作物モデルは気象変動などの生育環境が作物の生長や収量を予測する上での精度は高いが、農家の品種選択や作付行動の結果が含まれていないという点で社会的な分析には十分ではないと評価しており、農家が環境の変化に対応した結果である実績データに基づく計量経済学的分析の方が優れていると主張する。辻井の評価に基づく、Furuya et al. (2015) の方向性は理想的である。

10 詳細は <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/databases/default.asp> を参照のこと。

Grassini et al. (2003) は、世界各地の穀物単収推移を Linear, Quadratic plateau, Linear piecewise, Linear upper plateau, Linear lower plateau, Exponential の6つの関数型を用いて時間のみで説明する式を推計することで技術進歩のパターンを検出している。興味深いことに、Furuya et al. (2015) がベースとして用いた4パラメーター・ロジスティック曲線は、Grassini et al. (2003) で採用した関数型の殆どを近似的にはあるが包含するものとなっている。これは、Furuya et al. (2015) の収量関数で、植物生理学を援用したパラメーター b を定数と見なすと、4パラメーター・ロジスティック曲線の推計結果から得られる単収と実績単収の差を「気候変化の効果」と見なすことがとできることを示している。

そこで、本研究では作物対象をコメに限定するものの、Furuya and Kobayashi (2009) では限られていた対象国を増やすことで、作況変動がコメの国際価格に及ぼす影響について分析する。また、同時不作の可能性を直接的に分析するために各国の作況指数を推計し、作況指数間の相関係数の多寡を確認するとともに、観察された単収変動の相関係数を再現する疑似乱数を用いたモンテカルロ・シミュレーションを行うことで作況変動が国際価格に及ぼす影響について評価する。

3. 対象国及びデータ

本研究で使用するデータは米国農務省が公表している PS&D¹¹ および英国 Climate Research Unit が公表している気象データ (CY 4.00) である。国際機関が需給モデルを推計するときには国連の FAO Stat をベースにすることが多いが、精度に問題があることが知られているので PS&D データを用いる。対象国は、2015年～2017年にかけて生産シェア上位10カ国、消費シェア上位10カ国、輸出シェア上位10カ国である。重複する国もあるので、全体として、中国、インド、インドネシア、バングラデシュ、ベトナム、タイ、ミャンマー、フィリピン、ブラジル、日本、パキスタン、アメリカ、カンボジア、パラグアイ、ギアナ、EU、イラン、コートジボアール、イラク、セネガル、その他世界、の計22カ国・地域となった。アジア以外に南米や近年コメの消費が伸びているアフリカが含まれている¹²点に特徴がある。

4. 分析

PS&D データの粗生産量を収穫面積で除して単収を計算し、単収の動きを技術水準の代理変数であるトレンドで説明した。2節でも述べたように、収量関数の定式化は4パラメーター・ロジスティック曲線とするが、線形トレンド、トレンドの平方根で説明する回帰分析も行った。なお、4パラメーター・ロジスティック曲線の推計には非線型最小二乗法を用いた。概ね、4パラメーター・ロジスティック曲線の当て嵌まりが良かったが、収束しない場合には、係数が有意にでている線形トレンド、トレンドの平方根のうち当て嵌まりの良い方を選んだ。更に、単収の実測値とモデルの理論値の比率を作況指数として定義した。推計結果は Table A に示したとおりである。

11 Economic Research Service (USDA) が公表している世界の農産物需給データベースである。

12 アフリカ諸国のデータには精度の点で問題があることには留意する必要がある。

技術水準のみで単収を説明しているため、時間以外の要因が残差となる。残差には観測誤差も含まれているが、以下では気候変化の短期的要因と見なす¹³。

Table 1 Yield Variation of Rice

Table 2: Yield variation by source							Standard Deviation (SD) for sub periods									
Country	Yield Code	Average	SD	Skew	Kurt	JB stat	60's	70's	80's	90's	00's	10's	'60-'80	'81-'00	'00-'15	
China	YVLCH	1.000	0.057	-0.590	1.625	9.4	0.108	0.055	0.048	0.017	0.018	0.014	0.076	0.030	0.025	
India	YVLIN	1.000	0.064	-0.872	0.472	7.6	0.088	0.080	0.059	0.034	0.049	0.027	0.075	0.051	0.051	
Indonesia	YVLID	1.000	0.034	-0.297	-0.318	1.1	0.027	0.042	0.031	0.025	0.032	0.005	0.037	0.038	0.026	
Bangladesh	YVLBG	1.000	0.039	-0.591	0.130	3.3	0.042	0.046	0.029	0.056	0.028	0.017	0.040	0.045	0.025	
Vietnam	YVLVM	1.000	0.053	-1.170	1.432	17.6	0.057	0.088	0.060	0.031	0.020	0.018	0.068	0.040	0.022	
Thailand	YVLTH	1.000	0.046	-0.717	0.876	6.6	0.057	0.068	0.030	0.039	0.014	0.049	0.055	0.038	0.032	
Myanmar	YVLBM	1.000	0.054	-0.267	0.320	0.9	0.063	0.038	0.034	0.029	0.082	0.047	0.046	0.046	0.071	
Philippines	YVTPR	0.999	0.062	-0.765	0.868	7.2	0.069	0.083	0.034	0.053	0.043	0.020	0.075	0.058	0.036	
Brazil	YVLBR	1.000	0.081	0.392	1.064	4.1	0.096	0.057	0.060	0.041	0.039	0.024	0.103	0.055	0.037	
Japan	YVSQJIA	1.000	0.055	-2.080	8.011	190.1	0.043	0.048	0.057	0.095	0.042	0.010	0.049	0.073	0.033	
Pakistan	YVSQRPK	1.001	0.090	-0.128	-0.787	1.6	0.116	0.058	0.074	0.071	0.061	0.063	0.095	0.073	0.067	
USA	YVTUS	1.001	0.054	-0.052	-0.619	0.9	0.058	0.062	0.060	0.035	0.024	0.038	0.064	0.044	0.029	
Cambodia	YVLCB	1.000	0.114	-0.222	4.150	40.6	0.118	0.228	0.040	0.079	0.069	0.011	0.145	0.066	0.055	
Uruguay	YVTUY	1.005	0.126	0.363	0.032	1.2	0.176	0.076	0.162	0.108	0.085	0.043	0.147	0.126	0.075	
Paraguay	YVLPa	1.000	0.146	0.453	0.240	2.0	0.130	0.077	0.081	0.158	0.160	0.113	0.141	0.135	0.144	
Guyana	YVLGY	1.000	0.123	-0.252	0.723	1.8	0.208	0.107	0.095	0.070	0.045	0.101	0.155	0.091	0.073	
EU	YVLEU	1.000	0.060	-0.965	1.918	17.3	0.073	0.098	0.042	0.057	0.032	0.025	0.073	0.051	0.029	
Cote d'Ivoire	YVLIV	1.000	0.125	-0.271	0.106	0.7	0.148	0.070	0.096	0.127	0.122	0.020	0.136	0.130	0.095	
Iraq	YVLIZ	1.000	0.255	-0.782	0.453	6.2	0.336	0.161	0.127	0.171	0.325	0.133	0.262	0.275	0.264	
Senegal	YVTSG	1.020	0.243	0.364	0.162	1.3	0.274	0.265	0.172	0.108	0.088	0.060	0.306	0.108	0.157	

Source: Authors' estimation based on USDA PS&D data

Note 1: For the estimated yield functions, see Table A in appendix.

Table 1 には、作況指数の平均、標準偏差などを示してある。生産量の多い国の作況変動（変動係数）が5～6%程度であること、ウルグアイやパラグアイなどの南米、セネガル、コートジボアールなどのアフリカ、中東での変動が大きいことが分かる。相関係数は概ね -0.40 から 0.5 の間にありそれほど高くはなかった¹⁴。

Table 2 Correlation Matrix of Yield Variation Index for 1960-2015

	CH	IN	ID	BG	VM	TH	BM	RP	BR	JA	PK	US	CB	UY	PA	GY	EU	IR	IV	IZ	SG
CH	1.00																				
IN	-0.16	1.00																			
ID	-0.07	0.05	1.00																		
BG	-0.03	0.30	0.01	1.00																	
VM	0.03	0.21	0.46	-0.16	1.00																
TH	0.22	0.02	0.26	-0.06	0.32	1.00															
BM	-0.03	0.09	-0.37	0.18	-0.09	0.04	1.00														
RP	-0.19	0.17	0.30	0.37	-0.06	-0.03	-0.12	1.00													
BR	-0.06	0.26	-0.07	0.09	0.28	-0.27	0.05	0.10	1.00												
JA	-0.01	0.00	-0.19	-0.03	-0.17	-0.09	0.09	-0.03	0.05	1.00											
PK	-0.28	0.02	0.39	-0.12	0.03	0.10	-0.15	-0.13	-0.33	0.04	1.00										
US	0.40	-0.06	0.06	-0.16	0.07	0.09	-0.13	-0.28	-0.02	0.07	-0.09	1.00									
CB	0.30	0.26	0.23	-0.10	0.36	0.31	0.03	-0.42	-0.24	0.10	0.28	0.35	1.00								
UY	-0.31	0.04	0.47	-0.21	0.00	-0.03	-0.17	0.06	0.14	0.02	0.48	-0.02	0.08	1.00							
PA	0.33	0.12	-0.24	-0.01	0.15	-0.13	0.18	-0.36	0.52	0.05	-0.20	0.15	0.26	0.03	1.00						
GY	-0.07	0.12	0.03	-0.02	0.06	-0.20	-0.09	0.32	0.40	0.06	-0.19	-0.15	-0.29	0.05	0.20	1.00					
EU	0.05	-0.01	0.09	0.15	0.01	0.06	-0.03	0.18	0.09	0.04	-0.05	-0.02	-0.16	0.06	0.07	0.03	1.00				
IR	0.13	-0.35	-0.42	-0.18	-0.27	-0.17	-0.07	-0.43	-0.07	0.05	-0.21	0.22	-0.14	-0.22	0.08	-0.16	-0.19	1.00			
IV	0.16	-0.19	-0.02	0.05	-0.32	0.19	-0.04	-0.12	-0.54	0.14	0.11	0.10	0.18	-0.08	-0.37	-0.37	-0.01	0.04	1.00		
IZ	0.09	-0.09	0.09	-0.03	-0.33	0.01	-0.14	0.07	-0.51	0.02	0.08	0.13	0.05	-0.09	-0.32	-0.31	-0.09	0.21	0.34	1.00	
SG	0.06	0.29	0.05	0.23	0.21	-0.17	-0.16	0.25	0.53	-0.02	-0.16	0.12	-0.20	0.06	0.23	0.33	0.00	0.04	-0.44	-0.34	1.00
max	0.40	0.30	0.47	0.37	0.36	0.31	0.18	0.32	0.53	0.14	0.48	0.35	0.26	0.06	0.23	0.33	0.00	0.21	0.34	-0.34	
min	-0.31	-0.35	-0.42	-0.21	-0.33	-0.27	-0.17	-0.43	-0.54	-0.02	-0.21	-0.15	-0.29	-0.22	-0.37	-0.37	-0.19	0.04	-0.44	-0.34	
average	0.03	0.07	0.06	0.00	0.02	-0.02	-0.05	-0.06	0.00	0.05	0.00	0.10	-0.03	-0.02	-0.02	-0.09	-0.07	0.10	-0.05	-0.34	

Source: Authors' calculation

また、Table 2 には、1960年～2015年の作況指数の相関行列を示した。Table 2 の下段にはそれぞれの国のなかでの相関の特性を表す最大値、最小値及び平均を示してある。他の期間につ

13 長期的な気候変化要因はトレンドに吸収されていることにも留意する。

14 1990年代に、IRRIのRICE Statisticsで作況指数の相関を調べたことがあったが、高いものでも0.7程度であった。

いては相関係数行列を示すことは控えるが、データの特性については Table B に纏めたとおりである。期間や国によっては相関係数が 0.8 を超えるペアも存在する。本研究では、気候変化と作況指数の変動や相関の間の関係を特定化することも視野に含めていたが、Table B に示されたデータを見る限り、気候変化が作況変動に及ぼすエビデンスは直観に反して観察されないようである¹⁵。国際価格変動のシミュレーションでは、1960 年～2015 年、1980 年～2000 年、2000 年～2015 年の相関行列を用いる。

次に、価格変動シミュレーションを行う統合型需給モデルの説明を行う。統合モデルの各国の需給構造は、

$$\begin{cases} \text{供給構造: } S_j &= \text{YLDINDEX} \cdot S_j^0 \cdot P_I^\eta \\ \text{需要構造: } D_j &= D_j^0 P_I^{-\varepsilon} \end{cases}$$

で表されるものと仮定する。但し、YLDINDEX は作況指数、 η は供給の価格弾力性、 ε は需要の価格弾力性である。

各国の純輸出量は

$$NE_j = \text{BeginningStock}_j + \text{MillingRate}_j \times S_j - (D_j + \text{EndingStock}_j)$$

で定義され、国際価格は国際市場の均衡条件

$$\sum NE_j = 0$$

を満たすように決定される。但し、このモデルでは初期在庫 (BeginningStock)、期末在庫 (EndingStock)、精米換算率 (MillingRate) は外生変数¹⁶とした。

統合型需給モデルで使用するベンチマークデータや諸弾力性については Table C に纏めたとおりである¹⁷。分析に用いた弾力性は ERS/USDA で 1990 年代に開発された SWOPSIM¹⁸ (Static World Policy Simulation Model) のデータベースから得た。国際市場の均衡条件を満たす価格は

15 Table B から 2000 年～2015 年と 2006 年～2015 年の相関係数の分布範囲を見ると、それぞれ $-0.72 \sim 0.76$ 、 $-0.83 \sim 0.90$ となっており変動が大きくなっているようにも読み取れるが、他の期間と比較すると一般化できる結果ではない。国・地域レベルの気象変数や収量データを用いているからかも知れない。更に細分化したデータを用いて分析するのは今後の課題である。

16 小泉 (2017) は、開発途上国で農業投資が穀物の国際需給に及ぼす影響が大きいことを指摘している。農業投資には様々な効果が考えられるが、その中でも収穫後の穀物管理が精米換算率の向上に及ぼすインパクトが大きいという。本研究では評価しないが、精米換算率向上のインパクトがコメの国際価格に及ぼす影響を無視することはできない。さらに、国際備蓄構想など在庫調整を適切に行うことで、国際価格の変動を抑えることができるが、本研究では、これを外生的に扱っている点には注意を要する。

17 表頭は分析対象となる国名及び 2 桁の国コードである。第 1 行から第 11 行は、基準年次の需給データである。作況変動の影響を除去するために、2015 年～2017 年の 3 カ年の平均データをとっている。第 12 行、第 13 行はベンチマーク年次の籾ベース、精米ベースでの単収水準である。第 14 行目は精米換算係数である。第 15 行、第 16 行は需要の価格弾力性、供給の価格弾力性の値を示した。

18 SWOPSIM の動学バージョン DWOPSIM (Dynamic World Policy Simulation Model) は IFPSIM (International Food Policy Simulation Model) のベースとなったモデルである。なお、開発者である

Excel Solver を用いて求めた¹⁹。なお、シミュレーションで用いる作況指数は、先ず TSP²⁰ でサンプルサイズ 1000 の標準正規分布に従う独立な疑似乱数列を対象国の数だけ生成させ、作況指数から計算した相関係数と標準偏差を利用して相関係数が観測されたデータに一致するよう調整して相関のある疑似乱数を発生させた²¹。調整方法の概要は補論に譲る。

5. 分析結果

Figure 3 は、2000 年～2015 年の作況指数に基づき、各国の単収変動の相関を考慮しない場合の国際価格の分布と観察された相関を再現するような疑似乱数を使った場合の国際価格の分布を比較したものである。作況変動の相関を考慮する場合の価格変動が増幅されていることを確認することができる。これは、地域間の作況変動の相関が国際価格の変動を大きくしている可能性があること示すものであり、コメの国際市場が「薄い」ことを斟酌すると、人口規模の大きな国の間での作況変動の同時性（相関）が国際価格の変動に大きな影響を及ぼしていることを確認するものである。

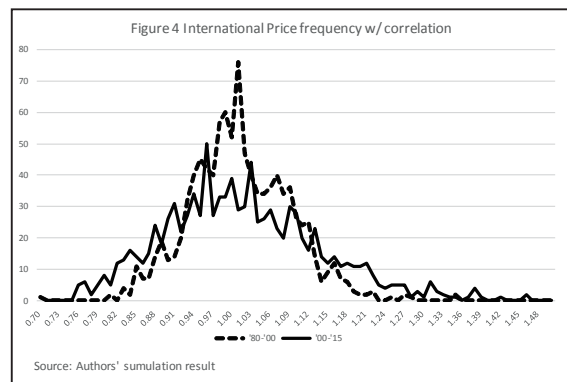
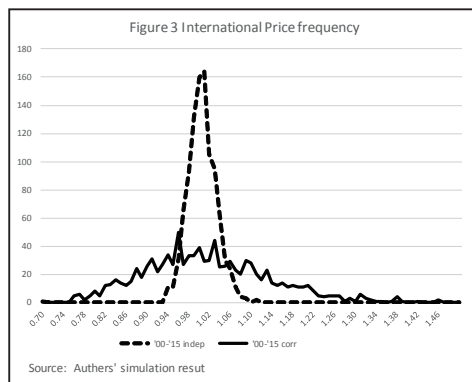


Figure 4 は、1980 年～2000 年の作況指数の相関と 2000 年～2015 年の作況指数の相関に基づく国際価格の分布を比較するものである。1980 年～2000 年、2000 年～2015 年を比べると変動の幅が拡大、つまり、2000 年以降不確実性が増大しているようにも見える。Table 3 には、国際価格の標準偏差などを記したが、標準偏差が 1.5 倍になっており 2000 年以降の価格変動のバラツキが大きくなっていることを数値で確認することができる。

気候変化による近年の異常気象の発生頻度を考えると、気候変化により国際価格の変動が拡大していることの証左と言えるかも知れない。

Vernon Roningen は SWOPSIM、DWOPSIM の後継モデルを VORSIM として現在も開発を続けている。

19 モンテカルロ・シミュレーションは EXCEL VBA を用いて行った。

20 Time Series Processor 計量経済分析パッケージ。www.tspintl.com

21 もとになる相関のない乱数は一度発生させたものを記録し繰り返し利用した。

Table 3 International Price Variation of Rice

	1960-2015		1980-2000		2000-2015	
	indep	corr	indep	corr	indep	corr
average	1.00	1.01	1.00	1.01	1.00	1.01
stdev	0.04	0.09	0.03	0.08	0.03	0.12
min	0.88	0.79	0.92	0.81	0.93	0.75
max	1.18	1.35	1.12	1.34	1.10	1.45

Source: Authors' simulation result

6. まとめ

本研究では、コメの生産大国、消費大国、輸出大国を対象に作況指数を推計し、作況指数の変動と相関関係をいくつかの時期区分で確認した。直観的には近年、作物の収量変動が高まっているように感じられる。実際、変動が大きくなったり、相関が高くなったりする期間も存在するが、残念ながら変動の拡大傾向を確認することはできなかった。これをもって、気候変動がコメの作況変動を拡大させていないと断言することもできないため、引き続き検討することが必要である。また、作況変動の相関がコメの国際価格変動に大きく寄与していることを確認することができた。

シミュレーションの前提として、国境措置は考えていないこと、在庫水準は外生的であり価格変動を緩和するような政策は行わないと仮定しているため、実際に生ずる価格変動は本研究の結果より小さくなる可能性は高い点には注意する必要がある。また、本研究では、コメのみを対象として扱ったが、小麦はコメの代替財であり、これらの市場を同時に考えることで、コメと小麦の作況変動の相関や需要の代替弾力性などに依存して、国際価格の変動も変わってくる可能性もある。

もう少し集計度を落とした地域データを用いて気象変数と収量の関係进行分析することやモデルの諸条件の緩和は何れも残された課題である。2008年の国際価格高騰のときに観察されたように、国際価格が逼迫する時には輸出税や関税を通して国内価格変動を緩和する政策が採られる傾向にある。これらの政策対応について分析することが次の大きな課題である。

参考文献

- Cynthia Rosenzweig and Martin Parry, Potential impact of climate change on world food supply, *Nature* Vol. 367, Jan 1994, 133-138.
- Furuya Jun and O. Koyama, Impact of Climate Change on World Agricultural Product Market: Estimation of Macro Yield Functions, *Journal of Agricultural Research Quarterly* 39(2), 2005, 121-134.
- Furuya Jun and Shintaro Kobayashi, Impact of global warming on agricultural product markets: stochastic world food model analysis, *Sustainable Science* 4, 2009, 71-79.
- Furuya Jun, Shintaro Kobayashi, Yukiyo Yamamoto and Motoki Nishimori, Climate Change Effects on Long-term World Crop Production: Incorporating a Crop Model into Long-term Yield Estimation, *Journal of Agricultural Research Quarterly* 49(2), 2015, 187-202.
- Patricio Grassini, Kent M. Eskridge and Kenneth G. Cassman, Distinguishing between yield advances and

yield plateaus in historical crop production trends, *Nature Communications*, ncomms3918, 2013, 1-11.

Shaobing Peng, Huang, J, Sheehy J. E. , Laza, R. C., Visperas, R.M., Zhong X., Centeno, G.S., Khush, G. S., and Cassman K. G., Rice yields decline with higher night temperature from global warming, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 101(27), 2004, 9971-9975.

國光洋二・工藤亮治「将来の気候変動と稲作の総合生産性－マルムクイスト生産性指数で計測した稲作の全要素生産性に対する影響要因－」古家編著 (2016) 第5章所収。

國光洋二「気候変動と稲作所得、地域経済－動学的応用一般均衡モデルによるシミュレーション－」古家編著 (2016) 第6章所収。

小泉達治「グローバル視点から考える世界の食料需給・食料安全保障」農林統計協会、2017年

近藤洋輝「地球温暖化の最前線」成山堂書店、2009年。

辻井 博「地球温暖化で穀物の需給はどうなるか」、渡邊 (2008) 第4章所収。

深井 有「気候変動とエネルギー問題 CO² 温暖化論争を超えて」中公新書、2011年。

古家 淳編著「気候変動の農業への影響と対策の評価」養賢堂、2016年。

渡邊紹裕編「地球温暖化と農業」昭和堂、2008年。

補論 相関を持つ乱数の発生方法

u を平均0、分散1、相互に独立な成分を持つ確率変数ベクトルとする。このとき、相関行列は $E(uu')=I$ となる。但し、 I は単位行列である。ここで、 $v=Tu$ なる線形変換をとると、確率変数ベクトル v の相関行列は $E(vv')=E(Tuu'T')=TT'$ となる。 TT' が、与えられた相関係数行列 Ω に一致するように行列 T を定めよう。相関係数行列 Ω は対称かつ正值なので、ある行列 P が存在して $\Omega=PP'$ と書ける。従って、 $T=P$ と取れば良いことを知る。一般化最小二乗法を導出するときと同じ手順である。これは、相互に独立な乱数から、与えられた相関を持つ乱数が生成できることを示すものである。 Ω の PP' への分解は、 Ω が直交行列で対角化可能であること、固有値がすべて正であることを利用して求めることができるが、Cholesky 分解を用いることも可能である。Cholesky 分解はLU分解の特別な場合で、下三角行列 L を用いて、 $\Omega=LL'$ と分解するものである。本論文では、相関係数行列を Cholesky 分解することで、相関のある乱数を発生させた。

Table A Estimation result of rough rice yield function

Country (Region)	functional form	Estimation result of yield function									
		Coefficients for yield function				p-values				fitness	
		a	b	c	d	a	b	c	d	R ²	Adj-R ²
Bangladesh	Logistic	1.585	5.164	-0.104	41.990	0.00	0.00	0.00	0.00	0.990	0.989
Brazil	Logistic	1.351	7.143	-0.109	48.573	0.00	0.00	0.00	0.00	0.986	0.985
Burma	Logistic	1.621	2.751	-0.317	20.431	0.00	0.00	0.00	0.00	0.925	0.921
Cambodia	Logistic	1.157	2.525	-0.176	39.926	0.00	0.00	0.00	0.00	0.910	0.904
China	Logistic	1.730	6.762	-0.107	19.714	0.00	0.00	0.00	0.00	0.981	0.980
Cote d'Ivoire	Logistic	1.069	2.673	-0.182	46.529	0.00	0.00	0.00	0.00	0.880	0.873
EU-15	Logistic	4.848	6.628	-0.136	27.191	0.00	0.00	0.04	0.00	0.791	0.779
Guyana	Logistic	1.349	5.696	-0.062	33.413	0.06	0.00	0.06	0.00	0.888	0.881
India	Logistic	1.156	4.019	-0.074	33.219	0.00	0.00	0.00	0.00	0.963	0.961
Indonesia	Logistic	1.934	4.608	-0.203	20.319	0.00	0.00	0.00	0.00	0.984	0.983
Iran	Logistic	2.982	0.026			0.00	0.00			0.525	0.516
Iraq	Logistic	2.395	4.146	-0.749	50.350	0.00	0.00	0.28	0.00	0.372	0.336
Japan	Sqrt Trend	4.335	0.319			0.00	0.00			0.738	0.733
Pakistan	Sqrt Trend	0.807	0.345			0.00	0.00			0.880	0.878
Paraguay	Logistic	2.079	8.119	-0.104	52.830	0.00	0.04	0.02	0.00	0.834	0.824
Philippines	Linear Trend	1.029	0.053			0.00	0.00			0.975	0.975
Senegal	Linear Trend	0.710	0.049			0.00	0.00			0.801	0.798
Thailand	Logistic	1.773	2.863	-0.151	35.526	0.00	0.00	0.00	0.00	0.943	0.940
United States	Linear Trend	2.581	0.704			0.00	0.00			0.889	0.887
Uruguay	Linear Trend	2.546	0.097			0.00	0.00			0.876	0.873
Vietnam	Logistic	1.742	6.932	-0.093	41.706	0.00	0.00	0.00	0.00	0.989	0.988

Source: Authors' estimation for yield function.

Note Functional form of linear trend is $\text{yield} = a + bT$, that of Sqrt Trend is $\text{yield} = a + b\text{SQRT}(T)$.

Table B Summary of the correlation in Yield Variation Index

X	1960 2015	YVLCH	YVLIN	YVLID	YVLBG	YVLVM	YVLTH	YVLBM	YVTRP	YVLBR	YVSQRJA	YVSQRPK	YVTUS	YVLCB	YVTUY	YVLP	YVLGY	YVLEU	YVSQRIR	YVLIV	YVLIZ	max	min
max		0.40	0.30	0.47	0.37	0.36	0.31	0.18	0.32	0.53	0.14	0.48	0.35	0.26	0.06	0.23	0.33	0.00	0.21	0.34	-0.34	0.53	-0.34
min		-0.31	-0.35	-0.42	-0.21	-0.33	-0.27	-0.17	-0.43	-0.54	-0.02	-0.21	-0.15	-0.29	-0.22	-0.37	-0.37	-0.19	0.04	-0.44	-0.34	0.04	-0.54
average		0.03	0.07	0.06	0.00	0.02	-0.02	-0.05	-0.06	0.00	0.05	0.00	0.10	-0.03	-0.02	-0.02	-0.09	-0.07	0.10	-0.05	-0.34	0.10	-0.34
	1960 1980	YVLCH	YVLIN	YVLID	YVLBG	YVLVM	YVLTH	YVLBM	YVTRP	YVLBR	YVSQRJA	YVSQRPK	YVTUS	YVLCB	YVTUY	YVLP	YVLGY	YVLEU	YVSQRIR	YVLIV	YVLIZ	max	min
max		0.75	0.47	0.72	0.45	0.43	0.38	0.25	0.42	0.67	0.26	0.42	0.54	0.24	0.24	0.37	0.54	-0.06	0.31	0.81	-0.62	0.81	-0.62
min		-0.50	-0.38	-0.47	-0.34	-0.56	-0.36	-0.31	-0.50	-0.80	-0.13	-0.47	-0.31	-0.47	-0.57	-0.46	-0.66	-0.41	0.06	-0.69	-0.62	0.06	-0.80
average		0.01	0.13	0.05	-0.01	0.05	-0.02	0.00	-0.08	0.01	0.00	-0.08	0.11	-0.03	-0.07	-0.01	-0.18	-0.25	0.22	0.06	-0.62	0.22	-0.62
	1960 1990	YVLCH	YVLIN	YVLID	YVLBG	YVLVM	YVLTH	YVLBM	YVTRP	YVLBR	YVSQRJA	YVSQRPK	YVTUS	YVLCB	YVTUY	YVLP	YVLGY	YVLEU	YVSQRIR	YVLIV	YVLIZ	max	min
max		0.52	0.48	0.64	0.36	0.41	0.35	0.17	0.41	0.62	0.15	0.47	0.48	0.21	0.12	0.35	0.40	-0.05	0.24	0.75	-0.59	0.75	-0.59
min		-0.44	-0.35	-0.50	-0.31	-0.43	-0.35	-0.25	-0.51	-0.71	-0.19	-0.37	-0.20	-0.37	-0.27	-0.45	-0.44	-0.28	0.11	-0.65	-0.59	0.11	-0.71
average		0.03	0.10	0.03	0.00	0.03	-0.02	-0.04	-0.07	0.00	0.02	-0.06	0.12	-0.04	-0.06	-0.03	-0.13	-0.16	0.17	0.05	-0.59	0.17	-0.59
	1971 1990	YVLCH	YVLIN	YVLID	YVLBG	YVLVM	YVLTH	YVLBM	YVTRP	YVLBR	YVSQRJA	YVSQRPK	YVTUS	YVLCB	YVTUY	YVLP	YVLGY	YVLEU	YVSQRIR	YVLIV	YVLIZ	max	min
max		0.38	0.51	0.64	0.55	0.73	0.41	0.33	0.61	0.59	0.43	0.46	0.55	0.38	0.34	0.34	0.36	0.04	0.19	0.14	0.09	0.73	0.04
min		-0.48	-0.32	-0.53	-0.52	-0.33	-0.30	-0.45	-0.57	-0.58	-0.51	-0.53	-0.10	-0.20	-0.30	-0.46	-0.25	-0.29	0.05	-0.06	0.09	0.09	-0.58
average		0.11	0.09	0.05	0.00	0.04	0.00	-0.11	-0.03	-0.02	0.03	-0.03	0.11	0.00	-0.05	-0.07	0.01	-0.20	0.13	0.04	0.09	0.13	-0.20
X	1981 2000	YVLCH	YVLIN	YVLID	YVLBG	YVLVM	YVLTH	YVLBM	YVTRP	YVLBR	YVSQRJA	YVSQRPK	YVTUS	YVLCB	YVTUY	YVLP	YVLGY	YVLEU	YVSQRIR	YVLIV	YVLIZ	max	min
max		0.31	0.38	0.73	0.60	0.29	0.31	0.45	0.53	0.39	0.54	0.51	0.40	0.43	0.20	0.35	0.33	0.43	-0.01	-0.06	0.21	0.73	-0.06
min		-0.36	-0.67	-0.72	-0.37	-0.33	-0.50	-0.60	-0.79	-0.42	-0.26	-0.54	-0.25	-0.26	-0.33	-0.37	-0.25	0.19	-0.33	-0.13	0.21	0.21	-0.79
average		0.03	-0.06	0.04	0.02	-0.11	-0.01	-0.10	-0.03	-0.09	0.15	0.02	0.08	0.04	0.00	-0.08	0.01	0.32	-0.14	-0.09	0.21	0.32	-0.14
X	2000 2015	YVLCH	YVLIN	YVLID	YVLBG	YVLVM	YVLTH	YVLBM	YVTRP	YVLBR	YVSQRJA	YVSQRPK	YVTUS	YVLCB	YVTUY	YVLP	YVLGY	YVLEU	YVSQRIR	YVLIV	YVLIZ	max	min
max		0.76	0.61	0.72	0.47	0.66	0.34	0.47	0.55	0.50	0.51	0.42	0.51	0.58	0.33	0.22	0.27	0.39	0.63	0.04	0.17	0.76	0.04
min		-0.51	-0.49	-0.61	-0.70	-0.50	-0.72	-0.47	-0.60	-0.50	-0.56	-0.35	-0.39	-0.54	-0.45	-0.26	-0.17	-0.15	-0.44	-0.47	0.17	0.17	-0.72
average		0.18	0.13	0.09	0.00	0.08	-0.04	-0.04	-0.02	0.07	-0.06	0.10	0.07	-0.05	-0.04	-0.05	0.04	0.15	-0.03	-0.21	0.17	0.18	-0.21
	2006 2015	YVLCH	YVLIN	YVLID	YVLBG	YVLVM	YVLTH	YVLBM	YVTRP	YVLBR	YVSQRJA	YVSQRPK	YVTUS	YVLCB	YVTUY	YVLP	YVLGY	YVLEU	YVSQRIR	YVLIV	YVLIZ	max	min
max		0.65	0.83	0.80	0.58	0.67	0.49	0.90	0.73	0.64	0.57	0.45	0.49	0.72	0.32	0.56	0.34	0.22	0.38	0.46	0.30	0.90	0.22
min		-0.58	-0.43	-0.26	-0.69	-0.64	-0.83	-0.13	-0.69	-0.30	-0.32	-0.69	-0.37	-0.46	-0.62	-0.17	-0.23	-0.16	-0.13	0.20	0.30	0.30	-0.83
average		0.19	0.15	0.14	-0.01	0.06	-0.06	0.18	-0.02	0.19	0.12	0.06	0.09	0.04	-0.05	0.24	0.08	0.04	0.05	0.33	0.30	0.33	-0.06

Source: Authors' calculation.

Note: X means that the data is used for simulation analysis.

Table C Data set used in the analysis

Average2015-2017	China	India	Indonesia	Bangladesh	Vietnam	Thailand	Burma	Philippines	Brazil	Japan	Pakistan	United Statr	Cambodia	Uruguay	Paraguay	Guyana	European U	Iran	Cote d'Ivoire	Iraq	Senegal	ROW	Total
Country Code	CH	IN	ID	BG	VM	TH	BM	RP	BR	JA	PK	US	CB	UY	PA	GY	E2	IR	IV	IZ	SG	ROW	TOT
L01 Milling Rate (.9999)	0.70	0.67	0.64	0.67	0.63	0.66	0.64	0.63	0.68	0.73	0.67	0.70	0.64	0.70	0.67	0.65	0.69	0.66	0.65	0.67	0.68	0.67	0.67
L02 Area Harvested	30,123.3	43,649.7	12,180.0	11,671.0	7,714.0	10,130.3	6,966.7	4,582.0	2,031.0	1,572.0	2,709.0	1,089.3	3,075.0	163.3	150.0	182.0	440.0	625.0	972.7	59.3	273.7	19,770.0	160,129.3
L03 Beginning Stocks	63,583.7	18,916.7	3,719.7	1,216.7	1,324.3	8,342.0	613.3	2,172.0	504.7	2,575.0	1,152.3	1,496.3	251.3	86.7	50.0	131.0	1,154.0	504.7	442.3	119.7	244.7	8,760.0	117,361.0
L04 Domestic Consumption	143,500.0	96,189.3	37,600.0	35,000.0	22,566.7	10,866.7	10,633.3	12,900.0	7,908.3	8,550.0	2,900.0	3,800.7	3,716.7	60.7	31.0	180.0	3,650.0	3,116.7	2,766.7	1,158.3	1,686.7	66,196.7	474,978.3
L05 Ending Stocks	69,415.0	19,900.0	3,555.7	1,003.7	1,378.7	6,086.3	517.7	2,067.3	479.3	2,327.0	1,059.0	1,285.7	240.3	47.0	43.7	99.0	1,131.3	503.3	387.0	80.0	219.0	8,271.7	120,097.7
L06 Exports	658.7	11,013.3	14.0	1.3	5,392.0	10,122.3	1,900.0	0.0	665.7	75.0	4,033.3	3,488.7	1,250.0	932.3	509.0	465.3	290.7	0.0	26.7	0.0	10.0	2,175.0	43,023.3
L07 Imports	5,116.7	0.0	666.7	595.7	300.0	266.7	17.7	1,500.0	684.7	693.7	6.7	759.7	23.3	0.0	2.0	0.0	1,851.3	1,333.3	1,350.0	966.7	1,023.3	23,092.7	40,250.7
L08 Production	144,873.3	108,186.0	36,783.3	34,192.7	27,713.0	18,466.7	12,420.0	11,295.3	7,864.0	7,683.3	6,833.3	6,319.0	4,932.3	953.3	531.7	613.3	2,066.7	1,782.0	1,388.0	152.0	647.7	44,790.7	480,487.7
L09 Rough Production	206,962.0	162,295.7	57,926.7	51,294.0	44,340.7	27,979.7	19,406.3	17,929.0	11,564.7	10,554.3	10,251.0	9,027.0	7,706.7	1,361.7	793.7	943.7	2,981.3	2,700.0	2,135.3	228.3	952.3	67,224.0	716,558.0
L10 Total Distribution	213,573.7	127,102.7	41,169.7	36,005.0	29,337.3	27,075.3	13,051.0	14,967.3	9,053.3	10,952.0	7,992.3	8,575.0	5,207.0	1,040.0	583.7	744.3	5,072.0	3,620.0	3,180.3	1,238.3	1,915.7	76,643.3	638,099.3
L11 Total Supply	213,573.7	127,102.7	41,169.7	36,005.0	29,337.3	27,075.3	13,051.0	14,967.3	9,053.3	10,952.0	7,992.3	8,575.0	5,207.0	1,040.0	583.7	744.3	5,072.0	3,620.0	3,180.3	1,238.3	1,915.7	76,643.3	638,099.3
L12 Rough Rice Based Yield	6.87	3.72	4.76	4.39	5.75	2.76	2.79	3.91	5.69	6.71	3.78	8.29	2.51	8.34	5.29	5.18	6.78	4.32	2.20	3.85	3.48	3.40	4.47
L13 Milled Rice Based Yield	4.81	2.48	3.02	2.93	3.59	1.82	1.78	2.47	3.87	4.89	2.52	5.80	1.60	5.84	3.54	3.37	4.70	2.85	1.43	2.56	2.37	2.27	3.00
L14 Milling Rate (.9999)	0.70	0.67	0.64	0.67	0.63	0.66	0.64	0.63	0.68	0.73	0.67	0.70	0.64	0.70	0.67	0.65	0.69	0.66	0.65	0.67	0.68	0.67	0.67
L15 price elasticity of demamd	-0.12	-0.50	-0.30	-0.15	-0.30	-0.10	-0.15	-0.33	-0.45	-0.25	-0.50	-0.25	-0.30	-0.40	-0.40	-0.20	-0.50	-0.40	-0.07	-0.40	-0.07	-0.29	-0.67
L16 price elasticity of supply	0.15	0.40	0.30	0.20	0.30	0.33	0.20	0.25	0.40	0.50	0.40	0.40	0.30	0.55	0.55	0.15	0.35	0.22	0.15	0.22	0.15	0.31	0.67
L17 Beginning Stock	63,583.7	18,916.7	3,719.7	1,216.7	1,324.3	8,342.0	613.3	2,172.0	504.7	2,575.0	1,152.3	1,496.3	251.3	86.7	50.0	131.0	1,154.0	504.7	442.3	119.7	244.7	8,760.0	117,361.0
L18 Ending Stock	69,415.0	19,900.0	3,555.7	1,003.7	1,378.7	6,086.3	517.7	2,067.3	479.3	2,327.0	1,059.0	1,285.7	240.3	47.0	43.7	99.0	1,131.3	503.3	387.0	80.0	219.0	8,271.7	120,097.7
L19 Net Export	-4,458.0	11,013.3	-652.7	-594.3	5,092.0	9,855.7	1,882.3	-1,500.0	-19.0	-618.7	4,026.7	2,729.0	1,226.7	932.3	507.0	465.3	-1,560.7	-1,333.3	-1,323.3	-966.7	-1,013.3	-20,917.7	2,772.7
L20	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
L21 BM Yld Index	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
L22 CF Yld Index	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
L23																							
L24 BM Milling Rate	0.700	0.667	0.635	0.667	0.625	0.660	0.640	0.630	0.680	0.728	0.667	0.700	0.640	0.700	0.670	0.650	0.693	0.660	0.650	0.666	0.680	0.666	0.671
L25 CF Milling Rate	0.700	0.667	0.635	0.667	0.625	0.660	0.640	0.630	0.680	0.728	0.667	0.700	0.640	0.700	0.670	0.650	0.693	0.660	0.650	0.666	0.680	0.666	0.671

Source: See main text.