

日本およびタイの農耕地における土壌有機物動態モデルの 検証と改良

白戸 康人*

(平成18年2月17日受理)

土壌有機物動態モデルを日本とタイの長期連用試験データに適用した。日本の非黒ボク土畑ではRothCモデルが精度良く適合した。黒ボク土では適合しなかったが、多量の腐植が蓄積される黒ボク土の特性を考慮してピロリン酸塩可溶Al含量に応じて腐植画分の分解率を変えるなどの改良を加えたモデルでは精度が大きく向上した。タイの熱帯畑土壌では、有機物資材を施用しない場合にはRothCが精度良く適合したが、資材を多量施用した場合にはモデルが実測を上回り、土壌動物の活性の違いを考慮する必要性が示された。DNDCモデルは日本の水田のSOC経年変化をほぼ精度良く予測できた。ただし、作物生長を適切に予測するためのパラメータの調節が難しいなどの問題点も明らかになった。水田では、畑用のモデルであるRothCは適合しなかったが、水田土壌における有機物分解が畑よりも遅い原因を考慮し、稲作期間は0.2倍、非稲作期間は0.6倍に分解率を変えた改良モデルでは精度が向上した。

目 次

結論	24	4 タイの熱帯畑土壌における RothC の検証	51
1 研究の背景	24	(1) 材料および方法	51
2 既往の研究	24	(2) 結果および考察	53
(1) 土壌有機物動態のモデル化	24	日本の水田土壌におけるモデルの検証と改良 ...	59
(2) 主要な土壌有機物動態モデルの特徴と適用例	25	1 DNDCモデルの検証	60
(3) 土壌有機物の集積・分解過程を規定する因子 のモデル中での取り扱い	26	(1) 材料および方法	60
3 研究の目的	27	(2) 結果および考察	62
日本およびタイの畑土壌におけるモデルの検証と 改良	27	2 RothCの検証	68
1 日本の非黒ボク土畑における RothC の検証	28	(1) 材料および方法	68
(1) 材料および方法	28	(2) 結果および考察	69
(2) 結果および考察	32	3 水田土壌の特性を反映した RothC の改良	69
2 日本の黒ボク土畑における RothC の検証	32	(1) 材料および方法	69
(1) 材料および方法	32	(2) 結果および考察	69
(2) 結果および考察	38	総合考察	75
3 黒ボク土の特性を反映した RothC の改良	40	1 本研究による土壌の炭素循環研究の進展と期待 されるモデル活用法	75
(1) 材料および方法	42	(1) 圃場レベルにおける SOC の変動予測	75
(2) 結果および考察	46	(2) 地域レベルにおける SOC の変動予測	76
		(3) 生態系の炭素フラックスの検証	77
		2 今後の展望	78

(1) 概念的なコンパートメントと実測可能画分の 対応	78
(2) 長期連用試験の重要性のアピール	78
(3) データベース構築の必要性	79
(4) 独自モデルの開発とメカニズム理解	79

V むすび	80
謝辞	81
引用文献	82
Summary	92

緒論

1 研究の背景

土壌有機物 (Soil Organic Matter: SOM) は、多様な機能を発揮して土壌の質、すなわち物理性・化学性・生物性に大きな影響を及ぼす (松中, 2003; 筒木, 2001; 岡崎ら, 2001; 米林, 1997) ため、農業生産にとって重要な土壌の最も基本的な構成要素のひとつである。そのような多様な機能を経験的に知っている農家は、古来、堆肥や緑肥などの有機物を土壌に施用し地力の維持増進につとめてきた。どの程度の有機物施用量でどの程度の土壌有機物水準が維持できるか、適切な有機物施用基準を知ることは安定した農業生産のために不可欠である。そのために、我が国では、例えば農林水産技術会議事務局 (1985) などが中心となって、SOMの集積・分解過程の解明やそれに基づくSOMの変動予測研究が精力的に行われてきた。

一方、近年、地球規模での炭素循環における土壌有機炭素 (Soil Organic Carbon: SOC) の重要性が注目されてきている。地球の炭素循環は、大気中の二酸化炭素 (CO_2) などの温室効果ガスの濃度を変動させることで気候システムに大きな影響を及ぼす。地球全体でみると、SOMの中には大気 CO_2 の約2倍、陸上の植物バイオマスの約3倍に相当する約1500Pg (1 Pg = 1015g) の炭素がSOCとして存在すると見積もられている (IPCC, 2001) ように、SOCは多量であるためそのわずかな増減が地球の炭素循環に大きく影響することは確実と認識されている。例えば、先史時代から現在までに土壌有機物の減少で放出された炭素は、人類が化石燃料の消費により放出した炭素量の2倍以上になるという試算もある (袴田ら, 2000)。このことは、逆に、適切な管理の下で劣化した土壌が修復されれば土壌に炭素を蓄積させることにより土壌を炭素の大きな吸収源とする可能性があることを意味し、その可能性の試算が多数行われている (Janzen, 2004; Lal, 2003; 2004a; 2004b; 2004c; 2004d; Smith, 2004)。地球温暖化防止のための京都議定書でも、SOCの変動を精度良く予測することにより土壌の炭素収支を定量的に見

積もることが求められている (袴田ら, 2000)。しかし、地球規模ではSOCの賦存量そのものも、環境や土壌管理に対する応答にも不確実性が大きいのが現状である (田村, 1996; 伊藤, 2002)。

このように、古くからある農業的意義としての圃場レベルにおける土壌の適正な有機物管理のためだけではなく、国レベルにおける CO_2 の排出・吸収量の定量的把握、あるいは温暖化など地球規模での環境問題を理解するためにも気候や農法が変化した場合の将来におけるSOCの変動を定量的に予測することの必要性が高まってきている。

SOCの変動は一般にゆっくり起こるため、変動を実測により検出するには長期間の観測が必要である。世界中で多数の長期連用試験が行われているが、想定される全ての気候、土壌、農法等の条件下で長期連用試験を行うのは事実上不可能である。そのため、土壌炭素の変動の将来予測には、有機物の集積・分解過程に関わる主要な因子を数式として取り入れたSOM動態モデルを構築し、それを活用することが必須である (Paustian ら, 1992; Paulson, 1996)。

世界では多数のSOM動態モデルが提案されており、さまざまに活用されている (McGill, 1996)。しかし、モデルのほとんどは欧米諸国で開発されたもので、高緯度の温帯地域にその適用例が偏っており (井ノ子, 1981)、熱帯地域や、日本を含むアジアにおいて十分に妥当性が検証されているモデルはない。そこで、欧米とは気象条件が異なり水田や黒ボク土など欧米とは異なる土壌が重要な日本やアジアにおいて精度良く適用できるモデルが求められている。

2 既往の研究

(1) 土壌有機物動態のモデル化

土壌中では、土壌への有機物の添加と土壌微生物による有機物の分解が同時に起こっているが、この同時反応を数式を使って表すモデル化の基礎を築いたのはJenny (1941) である。それは簡単な一次反応式で、Aを年間の土壌に添加される有機物量、Xを土壌有機物量、rを

土壌有機物量の年間の分解率とすると、土壌有機物量の年間の変化量は、 $dX/dt=A-rX$ の式で表される。一定の気象、植生の下で十分な時間が与えられると、有機物の添加量 A と分解による放出量 rX がつり合い、有機物の集積量はひとつの平衡状態に達すると考えることができる (Raich ら, 1989)。このとき、 $dX/dt=0$ となるから、 $A/r=X$ という関係が成り立つ。また、この平衡状態においては有機物の平均年齢 (平均滞留時間) が分解率の逆数 $1/r$ で与えられる (Jenkinson, 1990)。これらのことを利用して、長期連用試験などの結果をモデルに当てはめることにより平衡状態における有機物や窒素の集積量、平均滞留時間、分解率などの計算が行われてきた (Bartholomew ら, 1960; 和田, 1967)。

上記の Jenny のモデルでは、土壌中の全ての有機物が同じ分解率を持つと仮定されているが、実際の土壌中には新鮮有機物から安定な腐植までさまざまな分解率の有機物が存在している。そのため、土壌中の有機物が全て同じ分解率を持つと仮定した Jenny のモデルでは圃場における有機物含量の経年変化や埋設された有機物の分解過程を的確に表現できないことが問題となり、土壌中の有機物を分解率の異なる複数の画分 (コンパートメント) に分けて考えるマルチコンパートメントモデルが現在のモデルの主流となっている (Jenkinson, 1990)。これは、実際は連続的に分布していると考えられる分解率であるが、適切な区分を設ければ離散的なコンパートメントで炭素動態を現実的に近似できる (伊藤, 2002) という考え方に基づいている。

現在のマルチコンパートメントモデルでは、それぞれのコンパートメントが固有の分解率を持つが、それぞれの分解率に温度、水分、土壌特性などの有機物動態に影響を与える因子による係数を乗じて変化させる仕組みを取り入れることで、異なる気象、土壌条件の場所にも普遍的に適用できるようになっている。

一方、日本でも土壌有機物の集積・分解過程の数式化が試みられてきた (出井, 1975; 長野間ら, 1977; 井ノ子, 1981; 1985) が、それらはいずれも気象・地象などを要因として含まない (井ノ子, 1985) ため、ある地点において実測値を精度良く予測できても他の場所への適用ができない点で限界があった。

(2) 主要な土壌有機物動態モデルの特徴と適用例

McGill (1996) は、現在提案されている主要な 10 個の SOM 動態モデルを比較しているが、そのほとんどは前述したマルチコンパートメントモデルに分類される。ま

た、対象とする時間スケールが数ヶ月から 1 年程度の比較的短期であるものと、数年から数百年程度の長期の有機物動態を指向するものがある。Smith ら (1997) は、9 つの主要な SOM モデルを同一の長期連用試験データに当てはめ、精度を比較した。これらの主要なモデルの中でも、現在広く使われているモデルは、ローザムステッド・カーボン・モデル (Rothamsted Carbon Model: RothC)、De-Nitrification-De-Composition (DNDC) モデル、センチュリー (CENTURY) モデルの 3 つで、いずれもマルチコンパートメントモデルである。これらはモデルが開発された地域以外においても、開発者グループ以外の研究者によっても広く活用されている。

これらのうち、RothC は、英国の畑土壌における長期連用試験のデータを基礎として Jenkinson ら (1977) により開発され、改良された後、現在のバージョン (Coleman ら, 1996) に至っている。計算は月単位の時間ステップで行われ、SOC は 5 つのコンパートメントに分かれている。炭素の動態だけを扱うモデルであり、窒素の動態や、作物生長を扱うサブモデルは含まれていない。そのため、土壌への有機物の入力量は、入力パラメータとして与える必要がある。他のモデルに比べて構造が単純で入力パラメータが少ないため、検証や改良には有利であると考えられる。単純ではあるが精度の良さは、Smith ら (1997) により報告されている。開発された英国以外でも、ヨーロッパ諸国だけでなく冷温帯から熱帯に至るさまざまな気候下においても検証されてきた (Coleman ら, 1997; Jenkinson ら, 1999a; 1999b; Ludwig ら, 2003; Rumpel ら, 2003)。さらに、地域レベル (Falloon ら, 1998b; 2002a; 2002b; 2002c) や地球レベル (Jenkinson ら, 1991; Polglase ら, 1992) の SOC の将来予測にも活用されてきている。

DNDC は、主に農耕地からの温室効果ガスの発生量の予測を目指して Li ら (1992a) により開発されたモデルで、短期間のメタンや亜酸化窒素の発生量の観測結果に対して詳細に検討されてきた (Li ら, 1992b; 1994; Li, 2000; Smith ら, 2002; Cai ら, 2003)。一方で、主に畑における SOC の経年変化に対してもいくつかの検証例がある (Li ら, 1994; Li ら, 1997; Smith ら, 1997; Li ら, 2003)。温室効果ガス発生量を主に扱うため、構造は RothC よりも複雑で詳細なプロセスを含み、計算の時間ステップも短く日単位で行われ、施肥、灌漑、耕起などの営農管理に関する詳細な情報が入力パラメータとして必要である。土壌への作物残渣の供給量は作物生長サブモデルにより計算される。土壌有機物は 7 つのコンパートメント (うち 3 つ

はリター)に分けられている。

CENTURYは、米国グレートプレーンの草地と畑における実測データを基礎としてPartonら(1987; 1988)により開発された陸上生態系の炭素、窒素、リン、イオウの動態予測モデルである。計算は月ステップで行われ、土壌有機物は5つのコンパートメント(うち2つはリター)に分けられている。作物生長サブモデルを含み、その結果から土壌にすき込まれる植物残渣量が計算される。これまでの適用例では、温帯ではSOCの変動を精度良く予測できることが検証されてきた(Paustianら, 1992; Partonら, 1994; Kellyら, 1997; Del Grossoら, 2001)が、熱帯では精度が良いという報告(Cerriら, 2004; Leiteら, 2004)がある一方で、問題点を指摘した報告(Partonら, 1989; Wooster, 1993; Gijssmanら, 1996)も多い。地域レベルのSOC予測(Falloonら, 2002a; Ardoら, 2003; Foereidら, 2004)にも活用されてきている。

(3) 土壌有機物の集積・分解過程を規定する因子のモデル中での取り扱い

土壌の炭素収支は、土壌への有機物の添加(炭素の入力)と、土壌微生物による有機物の分解(炭素の出力)のバランスにより決まり、入力が出力を上回ればSOCは増加し、逆であれば減少する。このような有機物の分解・集積過程には多くの因子が影響を及ぼすが、モデル化の過程は、そのなかで重要な因子を取り出し、数式として表現することである。以下、重要と考えられている因子とそれらの既存のモデル中での取り扱いについて整理する。

有機物の入力側の因子としては、まず、添加される有機物の量が重要である。自然植生では植物体の枯死量がこれに相当するが、地上部の落葉、落枝だけではなく、地下部の根の枯死分や、根から分泌される有機物なども含まれる。農地では、地上部と地下部の生長量から収穫物などの圃場外への持ち出し分を除いたものと、堆肥などの有機資材として投入される分が含まれる。通常、森林や草地などに比べて耕地ではSOC含量が小さい(Lovelandら, 2003; Evrendilekら, 2004)が、その原因の一部は土壌への炭素の入力量が耕地において小さいことで説明できる。既存のモデル中での扱いは、RothCのようにこの入力量をパラメータとして外部から与えるものと、DNDCやCENTURYのようにモデル中に含まれる作物生長サブモデルで計算された結果を用いるものに分けられる。

一方、量だけではなく添加される有機物の質も重要な

因子である。例えば、添加された有機物のCN比が大きいほど、また、リグニン、セルロースなどの難分解性成分を多く含むほど分解が遅くなることが知られている(Swiftら, 1979; Tianら, 1992; 1995; Prescottら, 2004)。既存のモデルでは、土壌に投入される植物遺体が分解率の異なる複数のコンパートメントから構成されていると考え、質の違いを反映させるように考えられている。RothCとCENTURYでは易分解性と難分解性の2つに、DNDCでは3つに分けられている。

出力(分解)側の因子としては、まず、温度、土壌水分などの環境因子が挙げられる。例えば、温度が高くなれば、有機物を分解する微生物の活性が大きくなるため有機物の分解速度が大きくなることが知られている(Swiftら, 1979; Kirschbaum, 1995)。この分解速度の温度依存性は、既存のモデル中では、Q10(10の温度上昇に対する分解速度の増加倍率)を用いた指数関数を用いられることが多い(伊藤, 2002)。なお、温度が高くなると植物の生育も旺盛になるため炭素の入力量も大きくなるが、Mohrら(1954)は、植物生育と微生物活動の好適温度の違いが有機物集積条件を決定していることを模式的に示している。

水分条件では、一般に、土壌が乾燥し過ぎていても湿り過ぎていても有機物の分解速度が遅くなることが知られている。これは、有機物の分解を担う土壌中の微生物の活性が、乾燥しすぎても過湿でも低下するため、最大容水量(土壌が水で完全に飽和した時の水分量)の70~80%程度の土壌水分条件のときに最も微生物の活性が高く、有機物の分解速度が大きいことが知られている(Swiftら, 1979; 西尾, 1989; 竹中ら, 1999)。

土壌の基本的な理化学性も有機物分解に影響を与える因子である。例えば、一般に粘土質の土壌では砂質の土壌に比べて有機炭素含量が高い(Jenkinson, 1990; Lovelandら, 2003)が、これは、微細な粒子である粘土が腐植と結合することにより、腐植中の有機炭素が微生物による分解を受けにくくなるためと考えられている。既存のモデルでは粘土含量などをパラメータとすることにより土性の違いを反映させているものが多い。また、土壌のpHが低い土壌では微生物の活動が抑制されるため、有機物の分解が遅くなる例もみられるが、これに関しては全てのモデルに反映されているわけではない(伊藤, 2002)。さらに、黒ボク土では母材の火山灰から供給される活性のアルミニウムや鉄が腐植を安定化させるなど特異な土壌特性を持つ(Kimbleら, 1990)が、既存のモデルでは全く考慮されていない。このように、現在

のモデルでは土壌特性に関するパラメータとしては、土性以外はほとんど考慮されていないのが現状である。

農地においては人為的な土壌管理方法の違いも重要な因子となる。耕起することにより地上に落ちた作物残渣や土壌中に存在する根、投入された堆肥などの有機物資材が土壌とよく混合されるため、耕起は土壌有機物分解を速める効果があることは多数の報告がある（Kernら, 1993; Reicoskyら, 1995; 金沢, 1996; Westら, 2002）。DNDCやCENTURYでは耕起方法がパラメータとして採用されており、耕起・不耕起などの影響を反映できるようにされているが、RothCでは考慮されていない。

3 研究の目的

このように、SOMの集積・分解を規定するさまざまな因子に関する研究の積み重ねを基礎として、主要な因子を数式として取り入れることでSOM動態モデルが開発され、さまざまな用途に活用されている。しかし、既存のモデルのほとんどが欧米で開発されたものであるため、その適用例は欧米における温帯の畑土壌に偏っており、熱帯や、日本を含むアジアにおいて重要である水田土壌や黒ボク土で十分に妥当性が検証されているモデルはない。

モデルによる予測結果が有効に使われるためには、モデルが実測値を精度良く予測できることが確かめられていることが前提となる。当然ながら土壌有機物含量の経年変化が実測されている地点は限られており、実測値の存在しない地点において予測を行うのがモデルの意義である。また、全ての地点においてモデルと実測値を比較することは不可能である。そこで、モデルを適用しようとする地域における土壌有機物の動態を規定する主要な因子（気象、土壌特性、土地利用、営農管理など）の取りうる値の範囲をできるだけ広く包含するように代表的な地点を選択し、その代表地点においてモデルと実測の比較を行うことになる。こうしてモデルの精度が検証された地域内では、代表地点における上記因子の値の範囲内であれば、他の地点においても精度良くモデルが適用できると判断できる。しかし、重要な因子が既に検証された地域におけるものとは異なる場合、新たにモデルの検証を行う必要がある。

有機物含量の経年変化は通常の営農状態ではそれほど急速ではなく、また、均一にみえる圃場内でも空間的な不均一性が大きい場合サンプリング誤差に打ち消されるため、短期間の実測値からは経年変化が検出しにくい。そこで、モデルの検証には出来る限り長期にわたり実測

値が存在する地点が望ましい。さらに、モデルへの入力パラメータには営農管理に関する情報も含まれるため、履歴が明らかである必要がある。そこで、長期にわたり営農管理条件の履歴が明らかで、かつ土壌有機物含量の実測値が存在する長期連用試験のデータを用いてモデルと実測の比較を行うことが必要である。その上で、既存のモデルでは精度良く予測できない場合には、モデルの改良が必要である。

既存のモデルの中でも、RothCは簡便で信頼性が高いため、検証のための入力パラメータが取得しやすく、また、構造が比較的単純であるため、改良が容易であると考えられる。

そこで本研究では、RothCを中心に、アジアにおける日本やタイでモデルの妥当性の検証を行い、必要であれば改良することを目的とする。これにより、これまで研究の進んでいなかったアジアにおける日本やタイで重要な水田土壌や黒ボク土、熱帯土壌におけるモデルを活用した研究が進み、圃場レベルにおける適切な有機物管理法の策定、国レベルのCO₂の排出、吸収量の定量的把握、あるいは地球規模での温暖化などの地球環境問題を理解するために役立つことが期待される。

なお、本論文は、東北大学大学院農学研究科に提出した学位論文を加筆修正したものである。

日本およびタイの畑土壌における モデルの検証と改良

緒論で述べたように、既存のSOM動態モデルのほとんどは欧米で開発されたものであるため、その適用例は欧米における温帯の畑土壌に偏っており、熱帯や、日本を含むアジアにおいて十分に妥当性が検証されているモデルはない。

日本はモンスーン気候に属し、高温多雨である点で欧米とは気象条件が大きく異なる。温度や水分などの環境条件の影響は全てのモデルで既に考慮されているが、過去に検証されている範囲を超える温度や水分条件においては土壌有機物の動態が大きく異なり精度良く予測できない可能性がある。従って、過去にモデルの妥当性が検証されていない日本において長期連用試験を使ってモデルの検証を行うことには意義がある。

また、日本に広く分布する黒ボク土は、他の土壌と比べて特異的に多量の有機物が集積されており、主な原因は母材の火山灰の風化により供給される活性のアルミニウムや鉄が腐植と結合して安定な有機無機複合体を形成

することと考えられている (Shoji ら, 1993; Hiradate ら, 2004)。既存のモデルではこのような黒ボク土の特性は考慮されていないため、黒ボク土では精度良く予測できないであろうことが予想される。CENTURYモデルでは、ニュージーランドの黒ボク土において予測精度が良くなかったことが報告されている (Parfitt ら, 1997)。世界の黒ボク土 (Andosols) の面積は 1 億 1000 万 ha で、全陸地面積の 0.8% を占めるに過ぎない (ISSS Working Group RB, 1998) が、環太平洋地域のように火山活動が活発な地域では重要な土壌であり、例えば日本では、畑土壌の半分を占める (土壌保全調査事業全国協議会編, 1991)。さらに、単位面積あたりの SOC 量は他の土壌よりもはるかに大きいので、日本など黒ボク土の面積割合が大きな国では、黒ボク土においてモデルの精度が悪いことは解決すべき大きな問題であり、黒ボク土でも精度良く予測できるモデルが求められている。

熱帯においては、CENTURYモデルを適用する際に計算と実測が一致しない場合があるという問題点が指摘されている (Parton ら, 1989; Wooster, 1993; Gijsman ら, 1996)。一方、RothCでは、ナイジェリアにおける適用例があり、ナイジェリアでの有機物分解速度は英国の約 4 倍速いが、その差はモデルに含まれる分解速度と温度や水分との関係で説明できるため、英国と同じようにモデルが適用できると報告されている (Ayanaba ら, 1990)。しかし、このナイジェリアでの適用例は 5 年間という短期の圃場におけるワラの分解結果に対するものであった。また、Jenkinson ら (1999b) はケニアとザンビアにおいても RothC が精度良く適用できたと報告しているが、この報告は平衡状態を仮定した草地や林地に対するもので、長期間にわたる SOC の経年変化に対するものではない。Wu ら (1998) はタイの畑に RothC を適用したが、これも 3 年という短期であり、モンスーンアジアの熱帯における RothC の適用例は他には見当たらない。このように、熱帯、特に熱帯アジアにおける長期の連用試験を使ったモデルの検証は例がない。

本章では、日本の農耕地における多様な気象条件下で行われた主要な土壌タイプにおける長期連用試験データを収集し、1) 非黒ボク土畑、2) 黒ボク土畑においてモデルと実測の比較によりモデルの精度を検証する。また、3) 黒ボク土の特性を反映させるかたちでモデルの改良を試みる。さらに、4) 熱帯のタイにおける長期連用試験データを用いたモデルの検証を行う。

1 日本の非黒ボク土畑における RothC の検証

ここでは、日本の非黒ボク土畑土壌における長期連用試験データを用いて、RothC による SOC 経年変化の計算値と実測値を比較することによりモデルの適合精度を検証した (Shirato ら, 2003)。

(1) 材料および方法

1) RothC モデルの概要

本研究で用いたローザムステッド・カーボン・モデル (Rothamsted Carbon Model: RothC) は、Jenkinson ら (1977) により開発された土壌有機物動態モデルであり、その後何回かの改良を重ねられ、現在のバージョンは RothC-26.3 (Coleman ら, 1996) である。その概要を図 1 に示した。RothC-26.3 は、マルチコンパートメントモデルの一種で、土壌中の有機炭素が 5 つの分解特性の異なるコンパートメント (画分) に分けられている。有機物分解の計算は、1 ヶ月単位の時間ステップで行われる。土壌に投入される有機物は易分解性有機物 (Decomposable Plant Material: DPM) と難分解性有機物 (Resistant Plant Material: RPM) から構成され、DPM: RPM の比率は投入される有機物の種類によりいくつかの既定値が定められている。DPM と RPM は、土壌に投入された後、ともに分解されて微生物バイオマス (Microbial Biomass: BIO) と腐植 (Humified Organic Matter: HUM) を生成し、一部は CO_2 として土壌から大気へ放出される。このとき、分解放出される CO_2 と、土壌中に残る BIO+HUM の比 (CO_2 : BIO+HUM) は、土壌の粘土含量に応じて変化する。これにより、粘土質の土壌では砂質の土壌よりも有機物の分解が遅いことを反映させている。土壌中に残った BIO と HUM はさらに分解され、再度 CO_2 、BIO、HUM を生成し、以後この分解過程が繰り返される。モデルは、5 つ目のコンパートメントとして不活性炭素 (Inert Organic Matter: IOM) を定義しており、土壌中に一定の割合で存在する IOM は、分解を受けず、同じ量で土壌中に残存し続ける。IOM 以外の 4 つのコンパートメントは、1 次反応的に分解するが、4 つのコンパートメントそれぞれがモデル中で決められた固有の分解率定数を持つ。この固有の分解率に、温度、土壌水分、植被の有無による係数が乗ぜられ、実際の分解率が決定される。温度が高いほど分解が速く、土壌が乾燥すると分解が遅くなるなどの温度依存性・水分依存性は、経験式により定められている。入力パラメータは、気象要因として月別の気温・降水量・水面蒸発量、土壌要因として粘土含量、そして月別の植物残渣あるいは堆

肥としての炭素投入量と、月別の植被（土壌が裸地であるか、植被で覆われているか）の情報である。

RothC-26.3は、パソコン上で動作させるソフトウェアであり、MS-DOSとWindowsの2種類のOS（オペレーティングシステム）に対応するバージョンが用意されている。いずれもインターネット（<http://www.rothamsted.bbsrc.ac.uk/aen/carbon/rothc.htm>）から無償でダウンロードできる。

2) 長期連用試験の概要

表1は、日本の非黒ボク土畑におけるRothCの検証に用いた6ヶ所の長期連用試験地の概要を示している。これら6ヶ所の試験地は、日本の南北に広くさまざまな気象条件下に位置しており、各試験地には土壌管理条件の異なる複数の処理区（表2）が含まれる。農耕地土壌分

類第二次案（農業技術研究所化学部土壌第3科，1983）による土壌分類名は、秋田と熊谷が褐色低地土、安城と出雲が黄色土、宇佐が褐色森林土、長沼が灰色低地土である。褐色森林土、褐色低地土、黄色土、灰色低地土は、日本の普通畑と樹園地の土壌の合計面積のそれぞれ20、12、8、4%を占める（土壌保全調査事業全国協議会編，1991）。なお、FAO/UNESCOの分類（FAO，1988）による土壌名も表1に併記した。6ヶ所の試験は、いずれも農林水産省による事業である土壌環境基礎調査・基準点調査・一般調査として行われたものである。表1に示した土壌名、作土深、粘土含量、初期SOCは北海道立中央・上川・十勝・北見農業試験場（1984）、秋田県農業試験場（1985）、埼玉県農業試験場（1986）、愛知県農業総合試験場（1981）、島根県農業試験場（1984）、大分県農業技術センター化学部（1984）などの試験成績書類から得

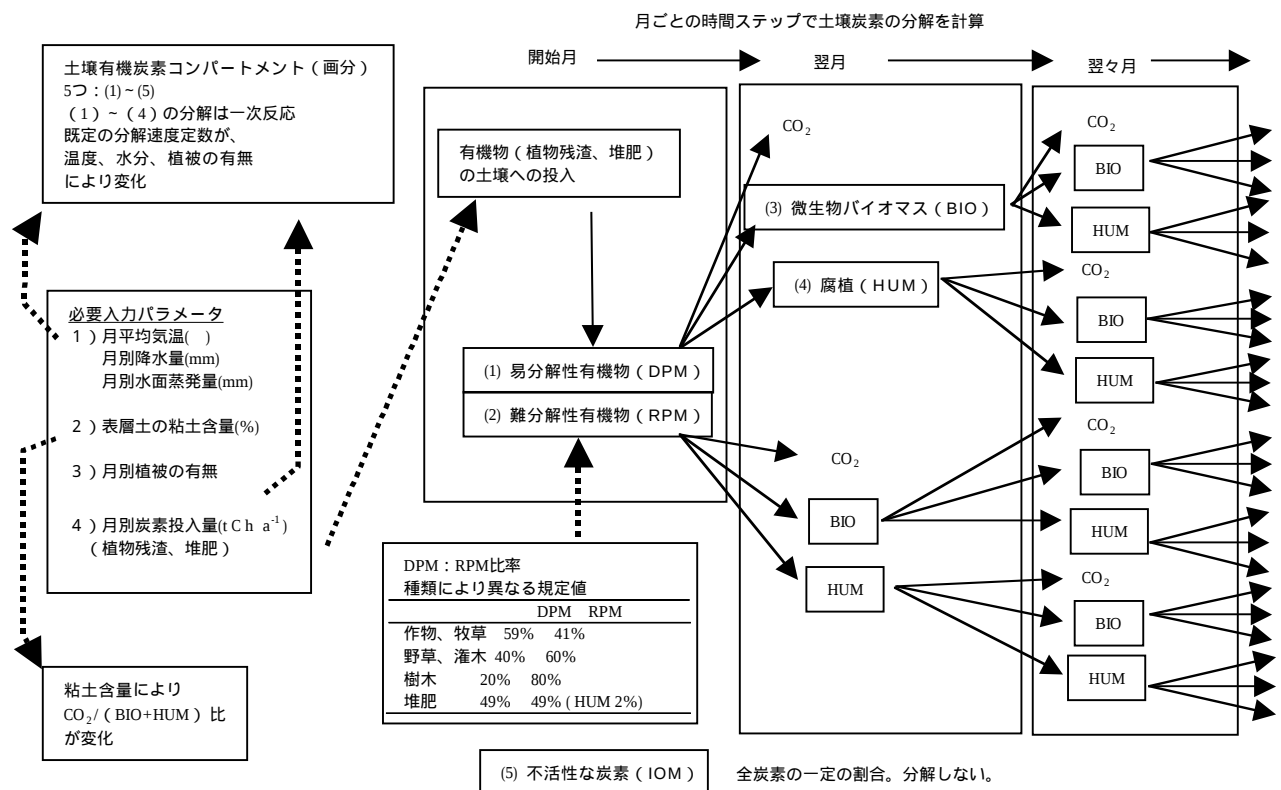


図1 ローザムステッド・カーボン・モデル (RothC) の構造、入力パラメータなどの概要

表1 日本の非黒ボク土畑におけるRothCの検証に用いた6ヶ所の長期連用試験地の概要

試験地	土壌名 ^a	試験期間 (年数)	緯度 N	経度 E	年平均 気温(°C)	年降水量 (mm)	作土深 (cm)	粘土含量 (%)	初期SOC ^b (t ha^{-1})	IOM ^c (t ha^{-1})	C投入量 ^d ($\text{t ha}^{-1} \text{ year}^{-1}$)
長沼	灰色低地土 (Eutric Fluvisol)	1976-1983 (8)	43°03′	141°46′	7.0	1218	25	24.1	41.9	3.45	2.70
秋田	褐色低地土 (Gleyic Cambisol)	1976-1989 (15)	39°41′	140°07′	11.2	1870	17	27.7	33.3	2.66	2.93
熊谷	褐色低地土 (Dystric Cambisol)	1975-1983 (9)	36°10′	139°21′	14.7	1215	20	11.8	23.8	1.81	3.22
安城	黄色土 (Dystric Cambisol)	1975-1981 (7)	34°58′	137°05′	15.0	1526	13	23.9	17.1	1.24	2.08
出雲	黄色土 (Dystric Cambisol)	1976-1983 (8)	35°20′	132°44′	14.8	1873	15	22.6	11.1	0.76	1.33
宇佐	褐色森林土 (Eutric Cambisol)	1976-1983 (8)	33°32′	131°25′	15.5	1520	13	23.5	22.7	1.72	2.85

a: 日本の農耕地土壌分類（第二次案改訂版）による土壌名。カッコ内は、FAO/UNESCOの分類における対応する土壌名。b: 連用試験開始時点の作土のSOC。c: Falloonら(1998a)の式: $\text{IOM} = 0.049 \times \text{SOC}^{1.139}$ により計算したIOM量。d: 平衡状態を仮定したときRothCの繰り返し計算により算出される、初期SOCを維持するのに必要な1年間のC投入量。

た。ただし、秋田の粘土含量は、現地で過去に採取され保存されていた土壌を2002年にピペット法(中井, 1997)で分析した。

3) モデル計算

SOCの経年変化をモデルで計算する際、表1に示した各連用試験地の試験開始時点における作土のSOC量にモデル計算におけるSOCの初期値を合わせ、そのうえで各試験地の各処理区別にそれぞれの土壌管理条件に基づいてSOCの経年変化を計算した。表1の初期SOC量は、SOC濃度と仮比重の実測値および作土の深さから計算した。以後の計算は、全てこの作土の深さを用いた。

モデル計算には、SOCを構成する5つのコンパートメ

表2 非黒ボク土の6ヶ所の連用試験地の各処理区における作物残渣と堆肥それぞれに由来する土壌への1年間のC投入量平均値

試験地	作物	処理区	平均C投入量 ^a	
			作物残渣 ^b	堆肥
			(t ha ⁻¹ year ⁻¹)	
長沼	夏作にトウモロコシ	-N	0.09	0
	シ-アズキ-バレイ	NPK	0.17	0
	ショ輪作	NPK+堆肥	0.19	1.35
秋田	夏作にトウモロコシ	-N	0.21	0
	シ連作	-P	0.23	0
		-K	0.26	0
		NPK	0.29	0
		NPK+堆肥	0.32	1.59
		NPK+堆肥+燐リン	0.33	1.59
熊谷	夏作、冬作にネギ、	-N	0.02	0
	バレイショ、サト	NPK	0.03	0
	イモ、タマネギ、	NPK+堆肥	0.04	2.68
	キャベツ輪作	NPK+堆肥+深耕	0.04	2.68
安城	夏作にソルガム、	-N	0.61	0
	冬作にコムギ輪作	NPK	1.61	0
		NPK+イナワラ堆肥	1.94	1.24
		NPK+家畜ふん堆肥	2.00	5.69
		NPK+イナワラ堆肥+頁岩	1.87	1.24
出雲	夏作にソルガム、	-N	1.38	0
	冬作にイタリアン	NPK	7.36	0
	ライグラス輪作	NPK1.5倍	8.32	0
		NPK+もみがら豚ふん堆肥	8.37	7.01
		NPK+牛ふんきゅう肥	8.23	2.39
		NPK1.5倍+牛ふんきゅう肥	8.95	2.39
宇佐	夏作にソルガム、	-N	0.52	0
	冬作にオオムギ輪作	NPK	1.27	0
		NPK+きゅう肥	1.53	1.68
		NPK+きゅう肥 2 倍	1.60	3.35
		NPK+ムギワラ	3.26 ^c	0
		無施肥+きゅう肥 4 倍	1.32	6.71

a: 実際のモデル計算には、この平均値ではなく各年の個別の値を用いた。ただし、長沼、秋田、宇佐の堆肥の値は、毎年同じ値であった。b: 各種作物の部位別乾物重比(小川ら, 1986)に基づき乾物のC濃度は40%を仮定し、刈株+根などとして土壌に投入されたC量を推定。; c: 施用したムギワラ由来の平均C投入量(2.05t ha⁻¹ year⁻¹)を含む。

ント(DPM、RPM、BIO、HUM、IOM)それぞれの初期値が必要であるが、通常、全SOC量だけが実測値として既知で、その中の5つのコンパートメントの構成比は未知である。しかし、Jenkinsonら(1999b)が述べているように、試験開始時点でSOC量が平衡に達していたと仮定することで、そのSOC量に対応する1年当たりの土壌に投入されるC量をRothCの繰り返し計算によって逆推定することができ、その逆推定の過程で、平衡状態における5つのコンパートメントの構成比も同時に確定する。この平衡状態を確立するため、通常RothCを10000年間繰り返し計算する作業を行う。このようにして10000年間繰り返し計算を行って得た平衡状態での1年間のC投入量(表1)は12等分して各月へ配分した。この過程での各月への配分はどのように行っても結果に大差がないことは、Colemanら(1996)が報告している。また、この繰り返し計算の過程では1年を通して土壌は植被に覆われている状態を仮定した。いずれにせよ平衡状態での同じ初期SOC量を確立するための計算であるため、平衡状態確立の過程でのこの土壌被覆の仮定と、C投入量の12ヶ月均等配分の仮定はともに、平衡状態が確立された後の試験期間中のSOC経年変化の結果には大きな影響を与えないといえる。投入された有機物中の炭素のDPM: RPM比は、図1に示した作物や牧草におけるモデルの既定値(Colemanら, 1996)である1.44(DPM: 59%, RPM: 41%)を用いた。表1に示したIOM量は、Falloonら(1998a)の提案したSOC量とIOMの関係式($IOM = 0.049 \times SOC^{1.139}$)を用いて計算した。月平均気温と月降水量は、気象庁(1996)の1kmメッシュ気候値を用いた。各試験地がどのメッシュに属するかは、地形図上の位置から特定した。水面蒸発量は日本ではデータが少ないため、気温から蒸発量を推定するThornthwaite(1948)の可能蒸発散量で代用した。

以上のようにして連用試験開始時点のSOCにモデルの初期値を合わせ、その時点における5つのコンパートメントの構成割合を確定した後、各試験地の各処理区別にそれぞれ月別の作物残渣および堆肥由来のC投入量と土壌被覆の有無の情報に応じて表1に示した試験期間のSOC経年変化をモデルにより計算した。気象のパラメータは、平衡状態の計算と同じメッシュ気候値(気象庁, 1996)を用いた。表2は、各試験地の試験期間を通じた1年間あたりの作物残渣と堆肥それぞれに由来するC投入量の平均値を示している。堆肥由来のC投入量は、施用量とC濃度から計算し、その質は、DPM49%、RPM49%、HUM2%の、モデルが定める既定値

(Coleman ら, 1996) を用いた。刈り株や根など作物残渣由来のC投入量は、表3にまとめた小川ら(1988)による各種作物の部位別乾物重構成比のデータを用い、作物

収量データから換算した。換算に用いた収量の内容(収穫部位、乾物重か生重か、など)と換算の根拠は、表4にまとめた。すなわち、入手可能な収量データに表4の

表3 収量データから土壌に投入される作物残渣量を推定するために用いた各種作物の部位別乾物重比。小川ら(1988)を改変。

作物	部位別の乾物重比（収穫部位を1とした時の比）										圃場に残る残渣（根+刈株）の乾物重を収量から算出する係数の例				
	収穫 部位	搬出可能残渣					圃場に残る残渣			全 乾物 合計	収穫部位 乾物率 （％）	根+刈株乾物 収穫部位乾物	根+刈株乾物 収穫部位生重	根+刈株乾物 全乾物重	
		小計					小計								
イネ	玄米	もみがら	茎葉				刈株	根							
	1	0.22	1.2				0.18	0.09	0.27	2.69	85.0	0.270	0.230	0.100	
秋播コムギ	子実	ふ	茎葉				刈株	根							
	1	0.3	1.26				0.29	0.25	0.54	3.1	87.5	0.540	0.473	0.174	
エンバク	子実	茎葉					刈株								
	1	1.2					0.12	0.05	0.17	2.37	85.0	0.170	0.145	0.072	
バレイショ	塊茎	茎葉					根								
	1	0.23					0.02		0.02	1.25	22.0	0.020	0.004	0.016	
ダイズ	子実	莢	茎	葉	葉柄		刈株	根							
	1	0.54	0.55	0.52	0.22	1.83	0.1	0.09	0.19	3.02	85.0	0.190	0.162	0.063	
アズキ	子実	莢	茎	葉+葉柄			刈株	根							
	1	0.2	0.24	0.35		0.79	0.02	0.08	0.1	1.89	85.0	0.100	0.085	0.053	
サイトウ	子実	莢	茎	葉+葉柄			刈株	根							
	1	0.54	0.55	0.35		1.44	0.02	0.2	0.22	2.66	85.0	0.220	0.187	0.083	
ダイコン	根（可食部）	茎葉													
	1	0.7				0.7			0	1.7	6.3	0.000	0.000	0.000	
ニンジン	根（可食部）	茎葉					ひげ根								
	1	0.37				0.37	0.003		0.003	1.373	11.0	0.003	0.000	0.002	
ハクサイ	結球葉	外葉					根								
	1	0.7				0.7	0.04		0.04	1.74	4.5	0.040	0.002	0.023	
キャベツ	結球葉	外葉					根								
	1	0.91				0.91	0.02		0.02	1.93	8.0	0.020	0.002	0.010	
トマト	果実	葉	枯葉	茎	側枝		根								
	1	0.39	0.29	0.24	0.05	0.97			0	1.97	5.2	0.000	0.000	0.000	
キュウリ	果実	葉	枯葉	茎	側枝	根									
	1	0.75	0.2	0.34	0.05	1.34			0	2.34	3.5	0.000	0.000	0.000	
未成熟トウモロコシ	子実	苞皮	穂軸	茎葉			刈株	根							
	1	0.36	0.35	2.40		3.11	0.14	0.28	0.42	4.53	22.0	0.420	0.092	0.093	
タマネギ	りん茎	葉					根								
	1	0.12					0.12	0.005	0.005	1.125	11.0	0.005	0.001	0.004	
テンサイ	菜根	茎葉					根								
	1	0.6					0.6	0	1.6	22.0	0.000	0.000	0.000		
青刈トウモロコシ	青刈部						刈株	根							
	1					0	0.03	0.08	0.11	1.11	30.4	0.110	0.033	0.099	
青刈エンバク	青刈部						刈株	根							
	1					0	0.1	0.55	0.65	1.65	22.3	0.650	0.145	0.394	
牧草	採草部						刈株	根							
	1					0	0.64	0.87	1.51	2.51	17.6	1.513	0.266	0.602	

表4 非黒ボク土6地点における各作物別の作物収量から土壌へのC投入量の換算方法。この係数を使い根+刈株などの残渣の乾物重を算出した後、乾物のC濃度40%を仮定し0.4を乗じてC投入量を算出した。

試験地	作物名	収量の項目	収量から根(+刈株)の乾物重への換算係数	係数を決めるのに用いた小川ら(1988)における作物名と係数の計算根拠
				作物名 係数の計算根拠
長沼	トウモロコシ	全乾物重	0.093	未成熟トウモロコシ 根+刈株乾物/全乾物
	アズキ	子実生重	0.085	アズキ 根+刈株乾物/子実生重
	バレイショ	塊茎生重	0.004	バレイショ 根乾物/塊茎生重
秋田	トウモロコシ	裸雌穂乾物重	0.069	未成熟トウモロコシ 根+刈株乾物/子実+穂軸乾物
熊谷	ネギ	全地上部乾物重	0.004	タマネギ ^a 根乾物/りん茎+葉乾物
	バレイショ	地上部+塊茎乾物重	0.016	バレイショ 根乾物/茎葉+塊茎乾物
	サトイモ	地上部+イモ乾物重	0.016	バレイショ ^a 根乾物/茎葉+塊茎乾物
	タマネギ	全地上部乾物重	0.004	タマネギ 根乾物/りん茎+葉乾物
	キャベツ	全地上部乾物重	0.010	キャベツ 根乾物/結球葉+外葉乾物
安城	ソルガム	生重	0.033	青刈トウモロコシ ^a 根+刈株乾物/青刈部生重
	オオムギ	子実+ワラ乾物重	0.211	秋播コムギ ^a 根+刈株乾物/子実+茎葉乾物
	コムギ	子実+ワラ乾物重	0.211	秋播コムギ 根+刈株乾物/子実+茎葉乾物
出雲	ソルガム	生草重	0.033	青刈トウモロコシ ^a 根+刈株乾物/青刈部生重
	イタリアンライグラス	生草重	0.266	牧草 根+刈株乾物/採草部生重
宇佐	ソルガム	乾草重	0.110	青刈トウモロコシ ^a 根+刈株乾物/青刈部乾物
	オオムギ	子実生重	0.473	秋播コムギ ^a 根+刈株乾物/子実生重

a: 小川ら(1988)にデータがある類似の作物の値を用いた。

係数を乗ずることにより根や刈株として土壌にすき込まれる部位の乾物重を算出し、さらに乾物のC濃度40%を仮定して0.4を乗ずることにより、土壌に投入される炭素量を各試験地の各作物について年毎に計算した。実際のモデル計算にはこの毎年の値を用いたが、表2に示したのは、1年間の炭素投入量の全試験期間の平均値である。作物残渣のDPM:RPM比は、全て1.44(DPM59%、RPM41%)を用い、月別の土壌被覆は、播種または移植日と収穫日の情報から決定した。

(2) 結果および考察

図2、3、4、5、6、7は、それぞれ長沼、秋田、

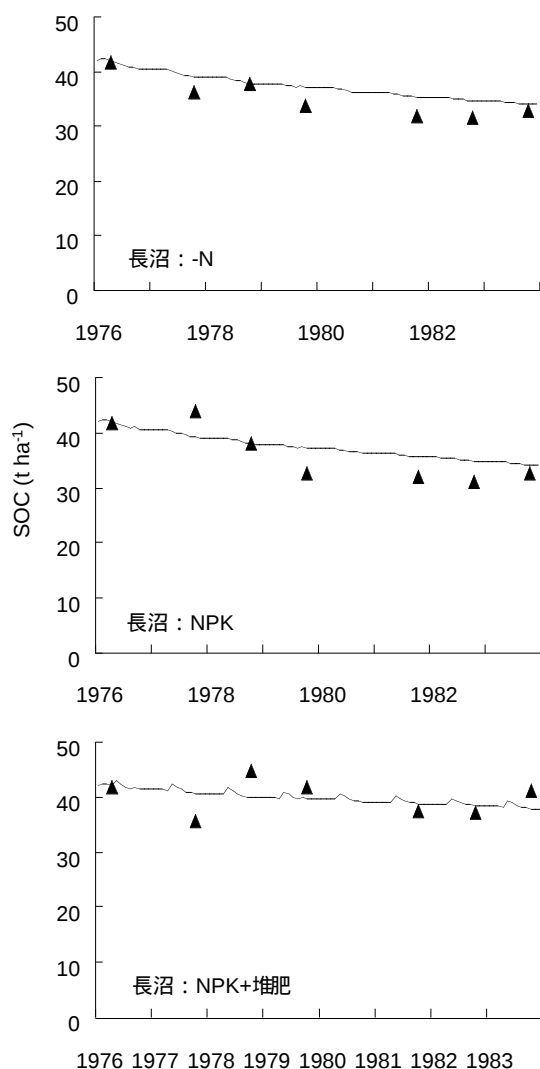


図2 長沼におけるSOCの実測値(▲)とモデル計算値(—)の経年変化。平衡状態を仮定してモデルを繰り返し計算させることにより、モデル計算値の初期値を試験開始時のSOC実測値に合わせた後、それぞれの処理区別にC投入量などの土壌管理条件を用いてSOC経年変化をシミュレートした。

熊谷、安城、出雲、宇佐におけるSOC経年変化の実測値とRothCによる計算値を比較した結果である。実測値は、各県の試験成績書(北海道立中央・上川・十勝・北見農業試験場, 1984; 秋田県農業試験場, 1985; 埼玉県農業試験場, 1986; 愛知県農業総合試験場, 1981; 島根県農業試験場, 1984; 大分県農業技術センター化学部, 1984)その他の成績書類から得た。これらの図から、6ヶ所の試験地の全ての処理区においてモデル計算値が実測値と精度良く一致していることがわかる。

表1に示したとおり、6ヶ所の試験地は日本全国の南北に広く分布しており、年平均気温は7.0~15.5℃、年降水量は1215~1873mm、土壌の粘土含量も11.8~27.7%と広範な値をとっている。さらに、各試験地は表2に示したようなさまざまな処理区(異なる作物によるさまざまなC投入量、堆肥やワラなどの有機物資材の施用の有無など)を含んでおり、C投入が多くSOCが増加傾向にある処理区、逆にSOCが減少傾向にある処理区、そして増加も減少もせずSOCが維持されている処理区など、さまざまなSOCの経年変化のパターンを含んでいる。従って、RothCは、日本の非黒ボク土畑におけるさまざまな気象、土壌、管理条件において検証され、いずれにおいても精度良くSOCの経年変化を計算できることが明らかになった。

RothCは日本の非黒ボク土畑において将来の気候変動がSOC量の変化に及ぼす影響や、農法の変化など人為的な農地管理方法の変化がSOCの変動に及ぼす影響の評価に有効利用でき、それは農耕地土壌における適切な有機物管理方法の策定や、CO₂の吸収量あるいは放出量の定量的評価にも利用可能であると考えられる。

2 日本の黒ボク土畑におけるRothCの検証

ここでは、日本の黒ボク土畑における長期連用試験データを用いて、RothCによるSOC経年変化の計算値と実測値を比較することによりモデルの適合精度を検証した(Shiratoら, 2004a)。

(1) 材料および方法

1) 長期連用試験の概要

表5は、日本の黒ボク土畑におけるRothCの検証に用いた4ヶ所の長期連用試験地の概要を示している。これら4ヶ所の試験地(北見、藤坂、塩尻、大隅)は、北海道から九州までのさまざまな気象条件(年平均気温は5.2~16.4℃、年降水量は786~2542mm)下に位置しており、さまざまな土性(粘土含量: 15.3~38.0%)の土

壤を含む。また、それぞれの試験地には異なる土壌管理条件の複数の処理区（表6）が含まれる。

表5の粘土含量は、塩尻では1999年、北見と藤坂では2000年、大隅では2002年に現地の土壌を採取し、ピペット法（中井，1997）で分析した。また、IOM量は、全てFalloonら（1998a）の提案したSOC量とIOMの関係式（ $IOM = 0.049 \times SOC^{1.139}$ ）を用いて計算した。

北見の連用試験は、北海道立北見農業試験場（北海道常呂郡訓子府町）において1959年に開始され、2000年に終了した。本研究で用いたのは、表6に示した、裸地区と6種類の作物の連作区、計7処理区の1959年から1999年までのデータである。作土深は、北海道立北見農業試験場研究部土壌肥料科（1999）から得た。初期SOCのデータは存在しないため、試験開始後の1970、1982、1991、1999年のSOC実測値から変動傾向を勘案し、全処理区で 110 t C ha^{-1} と仮定した。

藤坂の連用試験は、青森県農業試験場藤坂支場（現、青森県農林総合研究センター藤坂稲作研究部、青森県十

和田市）において1936年から開始された連輪作試験と、1940年に開始された堆肥石灰試験の2種類の試験を含む。いずれも、現在も継続しており、畑土壌においては日本で最も長期の連用試験（金森，2000）である。本研究で用いたのは、表6に示したように連輪作試験のうち4処理区と堆肥石灰試験のうち3処理区、合計7処理区の2000年までのデータである。作土深は未発表の成績書から得た。初期SOCは、松田ら（1980）および鴨下（1943）から得たSOC濃度と、作土深15cm、仮比重を 0.8 g cm^{-3} として算出した。

塩尻の連用試験は、長野県中信農業試験場（長野県塩尻市）において1938年に開始され1966年まではトウモロコシが連作された（松下ら，1979）。1967年以降は作物を各種野菜類に切り替え（松下ら，1989）。1982年に試験場の移転にともない処理区別に深さ40cmまでの土壌を新圃場のコンクリート枠に移転し（長野県中信農業試験場，1985）現在まで継続している。途中、処理区の新設や廃止があったが、表6に示した10処理区は開

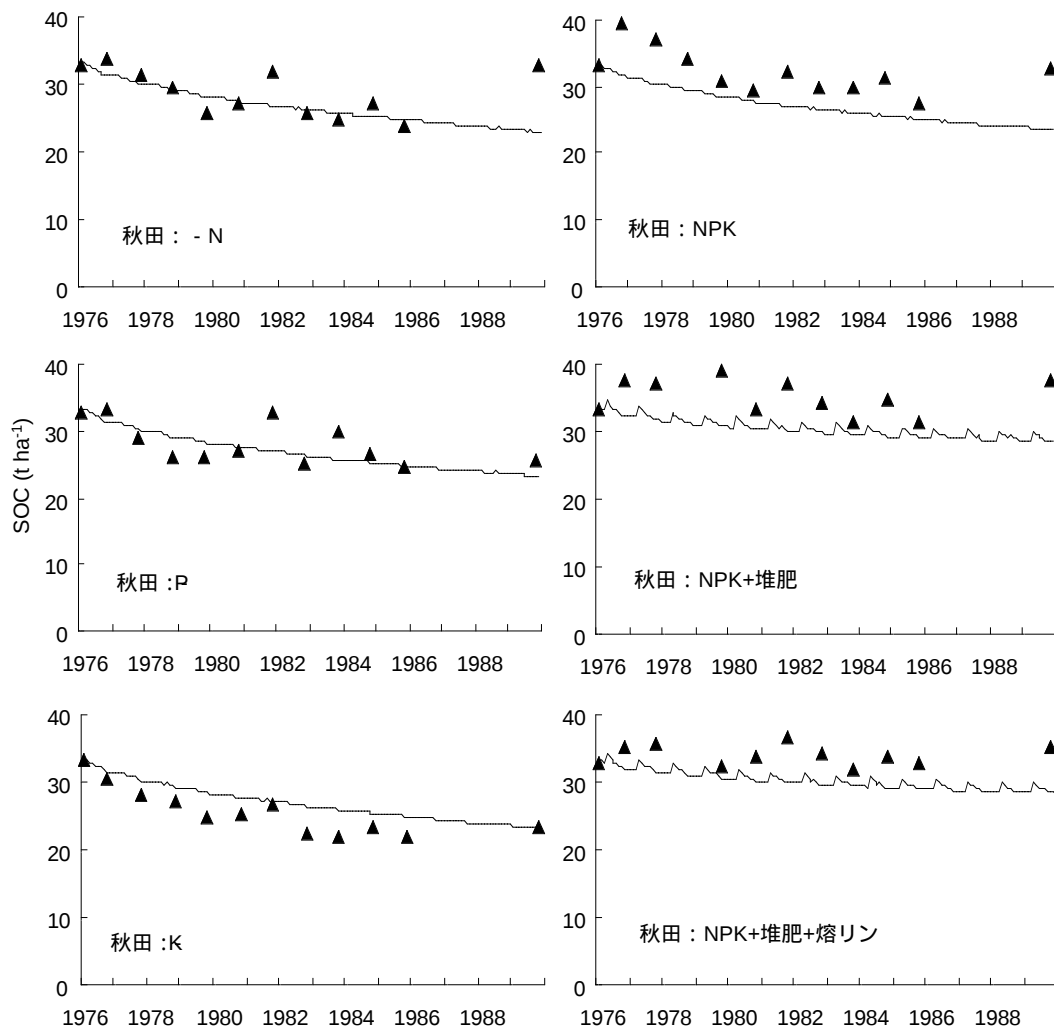


図3 秋田におけるSOCの実測値（▲）とモデル計算値（—）の経年変化

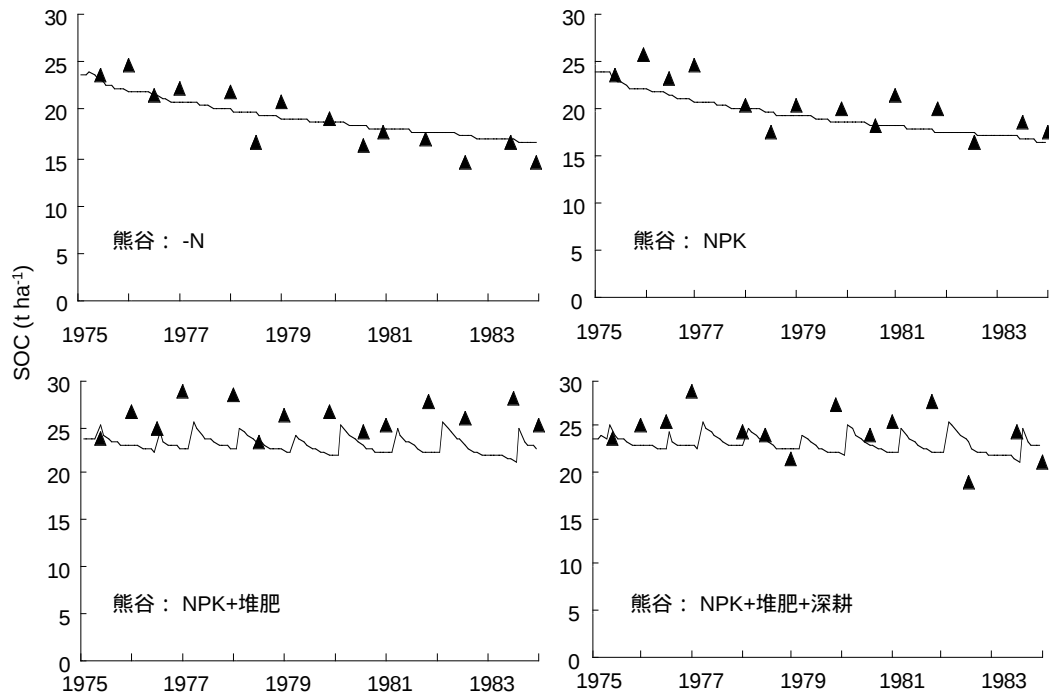


図4 熊谷におけるSOCの実測値(▲)とモデル計算値(-)の経年変化

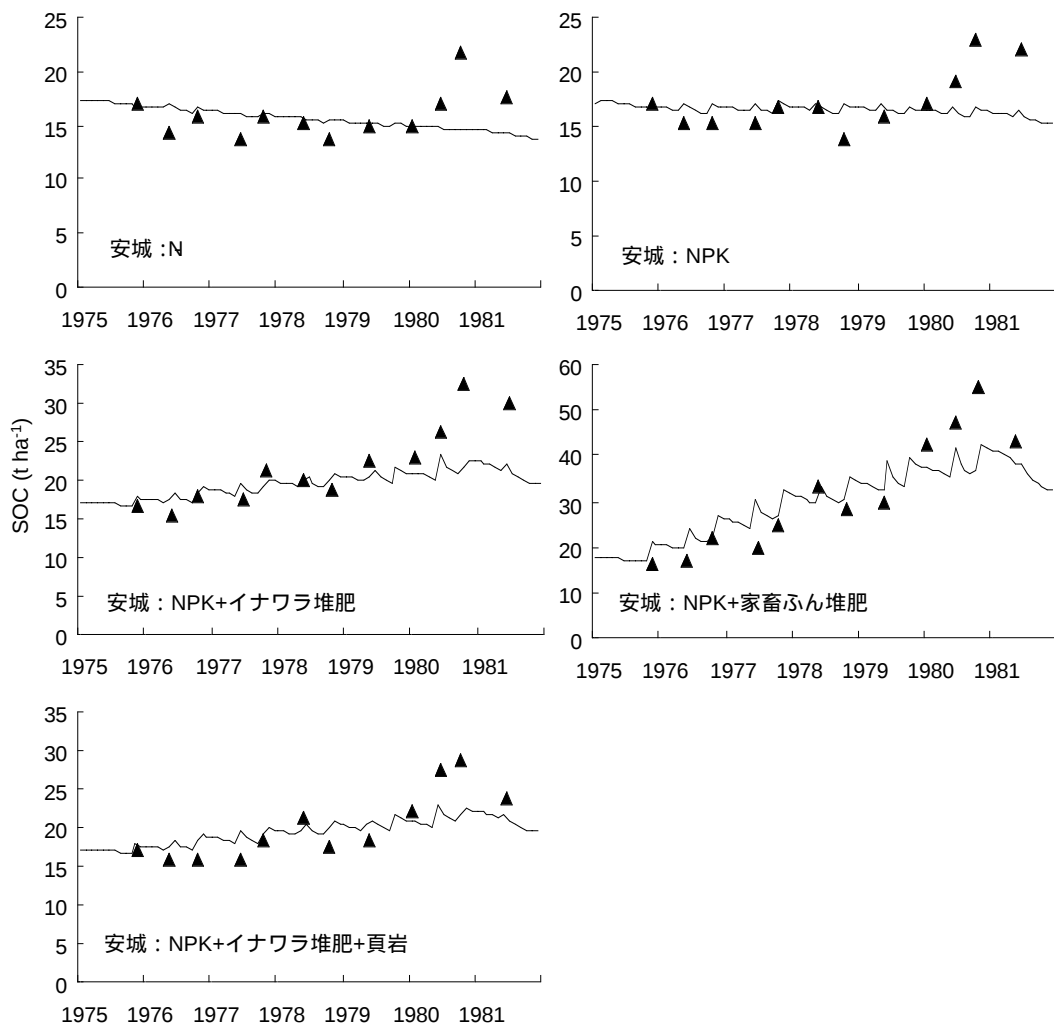


図5 安城におけるSOCの実測値(▲)とモデル計算値(-)の経年変化

始当時から継続されている。本研究に用いたのは、表6に示した合計10処理区の1938年から1999年までのデータである。作土深は、松下ら（1979）から、初期SOCは、農林省長野農事改良実験所桔梗ヶ原試験地肥料施用方法改善試験部（1951）によるC濃度と作土深、および仮比重を 0.8 g cm^{-3} と仮定して算出した。

大隅の連用試験地は、鹿児島県農業試験場大隅支場（鹿児島県肝属郡串良町）において農林水産省の事業である土壌環境基礎調査・基準点調査・一般調査として1988年に開始され、現在も継続中である。本研究に用いたのは、表6に示した合計6処理区の1988年から2002年までのデータである。作土深および初期SOC量は鹿児島県農業試験場（1989）から得た。

2) モデル計算

前述した非黒ボク土における検証の場合と同様に、SOCの経年変化をモデルで計算する前に各試験地の初期

SOC量（表5）にモデルのSOC初期値を合わせるための平衡状態を仮定したモデルの繰り返し計算を行い、その後各試験地の各処理区別に、それぞれの土壌管理条件に基づいてSOCの経年変化を計算した。

平衡状態を仮定したモデルの繰り返し計算の際の投入CのDPM：RPM比は、各試験地の試験開始前の来歴に応じてColemanら（1996）による既定値（図1）から適切な値を選択した。すなわち、北見では、試験開始前の圃場の来歴は、1913年まで林地、1913～1925年まで畑、1925～1959年まで草地であった（北海道立北見農業試験場，1981）ため、作物、牧草におけるDPM:RPM比の既定値である1.44（DPM = 59%、RPM = 41%）を用いた。藤坂では、試験開始時期が1935年の試験場設置直後にあたり、試験場設置前のこの地域の植生は林地（鴨下，1943）であったと推定できるため、樹木におけるDPM:RPM比の既定値である0.25（DPM = 20%、RPM = 80%）を用いた。塩尻では、試験開始前は松林の原野

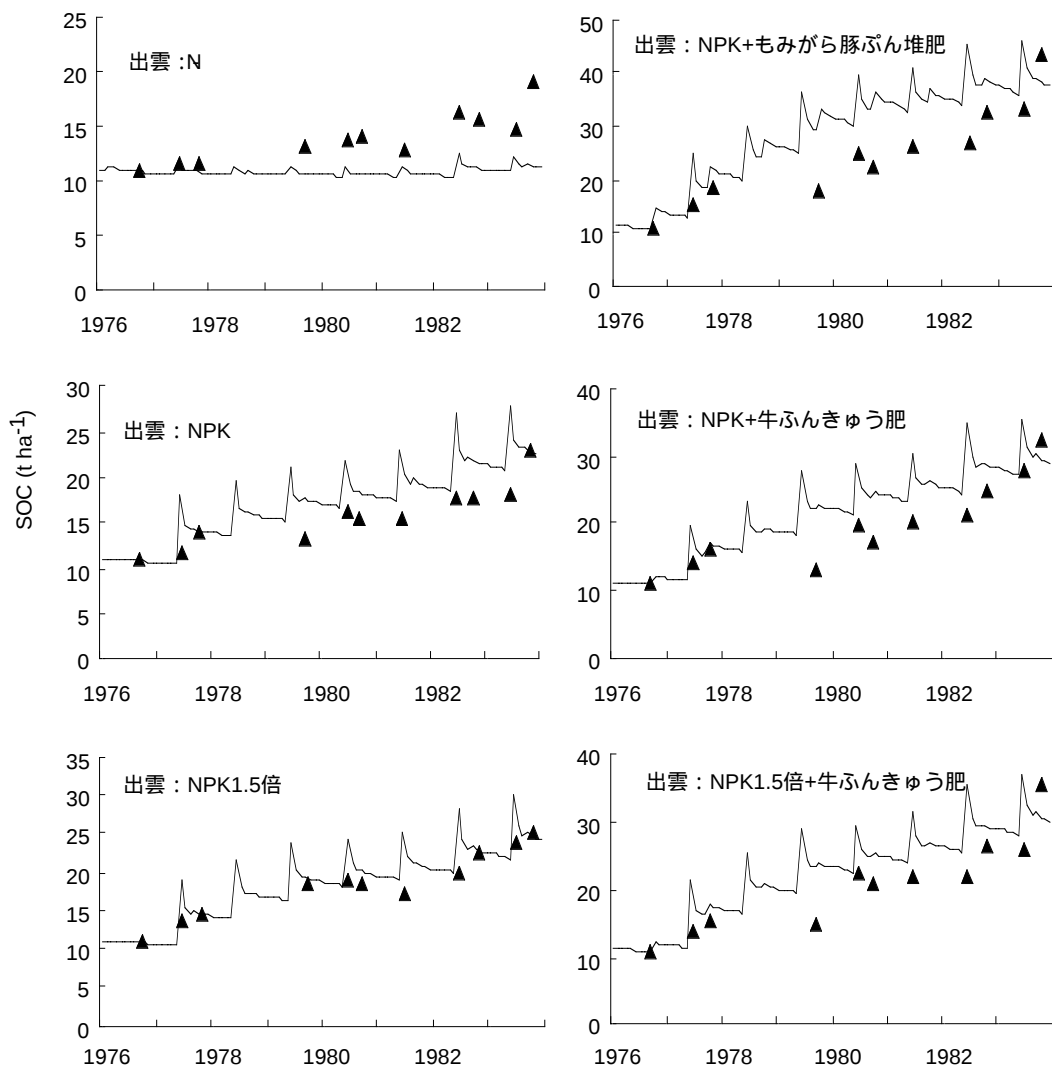


図6 出雲におけるSOCの実測値（▲）とモデル計算値（—）の経年変化

であった(松下ら, 1989)ことから、同様に樹木におけるDPM:RPM比の既定値である0.25 (DPM = 20 %, RPM = 80 %)を用いた。大隅では、試験開始前も畑であったと推定し、1.44を用いた。

月平均気温と月降水量は、気象庁(1996)の1 kmメッシュ気候値を用い、各試験地がどのメッシュに属するかは、緯度・経度の情報(表5)から特定した。水面蒸発量はThornthwaite(1948)の可能蒸発散量で代用し

た。

以上のようにして連用試験開始時点のSOCにモデルの初期値を合わせ、その時の5つのコンパートメントの構成割合を確定した後、各試験地の各処理区別にそれぞれ月別の作物残渣と堆肥由来のC投入量と土壤被覆の有無の情報に応じて表5に示した試験期間のSOC経年変化をモデルで計算した。すなわち、北見は1958年末に平衡状態として1959年をはじめから1999年末まで、藤坂は、

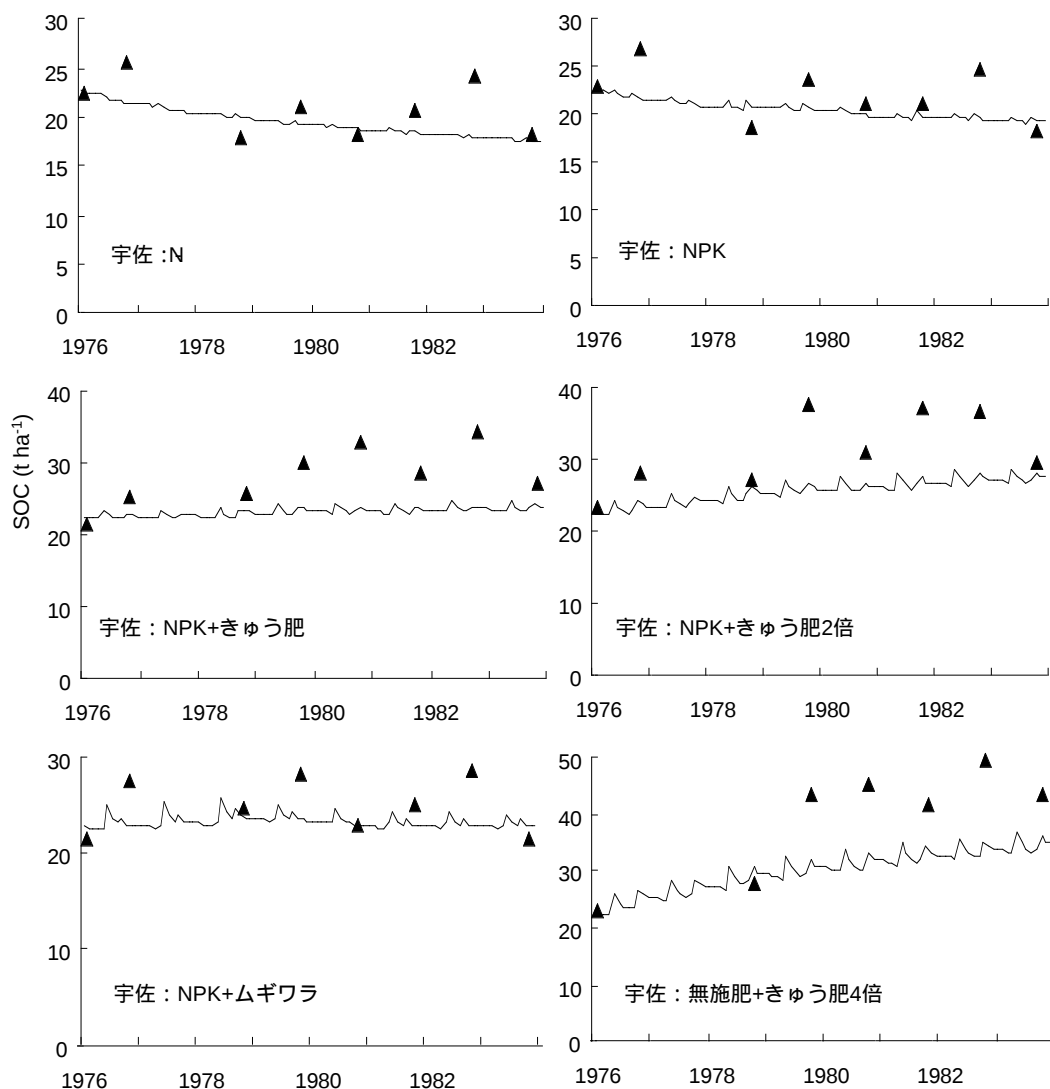


図7 宇佐におけるSOCの実測値(▲)とモデル計算値(-)の経年変化

表5 日本の黒ボク土におけるRothCの検証に使われた4ヶ所の長期連用試験地の概要

試験地	緯度 N	経度 E	試験期間 (年数)	年平均 気温()	年降水量 (mm)	作土深 (cm)	粘土含量 (%)	初期SOC ^a (t ha ⁻¹)	IOM ^b (t ha ⁻¹)	C投入量 ^c (t ha ⁻¹ year ⁻¹)
北見	43°45′	143°44′	1959-1999 (41)	5.2	786	17.5	18.0	110	10.4	6.5
藤坂	40°36′	141°16′	1936-2000 (65)	9.8	1115	15.0	15.3	85	7.8	6.4
塩尻	36°06′	137°56′	1938-1999 (62)	10.5	1170	15.0	38.0	85	7.8	5.9
大隅	31°26′	130°56′	1988-2002 (15)	16.4	2542	15.0	18.1	92	8.5	12.7

a: 連用試験開始時点の作土のSOC。b: Falloon ら (1998a)の式: $IOM = 0.049 \times SOC^{1.139}$ により計算した。c: 平衡状態を仮定したとき現行RothCの繰り返し計算により算出される、初期SOCを維持するのに必要な1年間のC投入量。

連輪作試験の4処理区については1935年末、堆肥石灰試験の3処理区については1939年末に平衡状態とし、いずれも2000年末まで、塩尻は1937年末に平衡状態として1938年はじめから1999年末まで、大隅は、1987年末に平衡状態として1988年はじめから2002年末までモデル計算を行った。気象のパラメータは、平衡状態の計

表6 黒ボク土の4ヶ所の連用試験地の各処理区における作物残渣と堆肥それぞれに由来する土壌への1年間のC投入量平均値

試験地	処理区	平均C投入量 ^a	
		作物残渣 ^b	堆肥
		(t ha ⁻¹ year ⁻¹)	
北見	裸地	0	0
	バレイショ連作	0.07	1.12
	テンサイ連作	0	1.12
	コムギ連作	0.51	0.67
	エンバク連作	0.17	0
	ダイズ連作	0.12	0
	サイトウ連作	0.10	0
藤坂	コムギ連作	0.56	0.25
	バレイショ連作	0.15	0.25
	ダイズ連作	0.08	0.25
	トウモロコシ連作	0.59	0.25
	NPK ^c	0.11	0
	NPK+堆肥 ^c	0.29	0.38
	NPK+堆肥+石灰 ^c	0.34	0.38
塩尻	無施肥	0.02	0
	-N	0.09	0
	-P	0.01	0
	-K	0.05	0
	NPK	0.13	0
	無施肥+堆肥	0.09	0.87
	-N+堆肥	0.17	0.87
	-P+堆肥	0.07	0.87
	-K+堆肥	0.21	0.87
	NPK+堆肥	0.26	0.87
大隅	-N	0.41	0
	NPK	0.63	0
	NPK+豚ふん堆肥	0.72	2.29
	無施肥+豚ふん堆肥	0.65	5.35
	無施肥+牛ふん堆肥	0.61	10.66
	無施肥+鶏ふん堆肥	0.60	2.86

a: 実際のモデル計算には、北見と藤坂では全期間この平均値を、塩尻では前半（1938-1966）と後半（1967-1999）に分けてそれぞれの期間の平均値を、大隅では平均値ではなく各年の個別の値を用いた。b: 各種作物の部位別乾物重比（小川ら，1986）に基づき乾物のC濃度は40%を仮定し、刈株+根などとして土壌に投入されたC量を推定。c: 夏作にバレイショ・トウモロコシ・ダイズの3年輪作；d: 1938-1966年までトウモロコシ連作、1967以降は各種野菜；e: 夏作にカンショ、冬作にオムギまたはコムギの輪作

算と同じ平年値（気象庁，1996）を用いた。

表6は、各試験区の試験期間を通じた1年間あたりの作物残渣と堆肥それぞれに由来するC投入量の平均値を示している。北見と藤坂では全期間を通じて毎年この平均値を用いた。塩尻では、前半（1938年から1966年までのトウモロコシ作付期間）と後半（1967年に野菜類の作付に切り替えて以降）では刈り株や根などの残渣として土壌に投入されるC量が大きく異なるため、前半と後半に分けてそれぞれC投入量の平均値を算出し、1938～1966年は前半の平均値、1967年以降は後半の平均値を用いた。大隅では表6の平均値ではなく各年の個別の値を用いた。

堆肥由来のC投入量は、施用量とC濃度から計算した。すなわち、北見では施用量（北海道立北見農業試験場，1981）とC濃度（1970、1982、1998年のデータおよび北海道立北見農業試験場研究部土壌肥料科（1999）の平均値）から、藤坂では施用量（未発表成績書）とC濃度（1999に採取した堆肥サンプルの分析値）から計算し、塩尻では現物の施用量（1938～1966年は11.25 t ha⁻¹（松下ら，1979）1967年以降は20 t ha⁻¹（松下ら，1989））とC濃度（現物あたり水分含量：84.2%、乾物あたりC濃度35.4%：山田和義氏、私信）から計算し、前半（1.119 t C ha⁻¹）と後半（0.629 t C ha⁻¹）に分けてそれぞれの平均値を用いた。大隅では毎年の施用量は鹿児島県農業試験場（1989；1990；1991；1992；1993a；1993b；1994a；1994b；1995；1996；1997；1998a；1998b；1999a；1999b；2000a；2000b；2001a；2001b；2002a；2002b）鹿児島県農業試験場土壌肥料部（1996）などの成績書類から、C濃度は協門ら（2000）および毎年の成績書類から得た。全ての堆肥について、その質は、DPM49%、RPM49%、HUM2%の、モデルが定める既定値を用いた。

刈り株や根など作物残渣由来のC投入量は、表3にまとめた小川ら（1988）による各種作物の部位別乾物重構成比のデータを用い、作物収量データから換算した。換算に用いた収量の内容（収穫部位、乾物重が生重か、など）と換算の根拠は、表7にまとめた。作物残渣のDPM:RPM比は、全て1.44を用い、月別の土壌被覆は、播種または移植日と収穫日の情報から決定した。

収量データは、北見では各年の作物収量（未発表）から、藤坂では平年の作物収量（平成8年度および10年度の試験研究成績概要書、未発表）から、塩尻では、1938～1966年のトウモロコシについては松下ら（1979）1967年以降の野菜類については長野県農業試験場桔梗ヶ原分場（1968；1969；1970；1971；1972；1973；1974；1975；1976）

長野県農業総合試験場中信地方試験場(1977; 1978; 1979; 1980)、長野県中信農業試験場(1981; 1982; 1983; 1985; 1986; 1987; 1988; 1989; 1990; 1991; 1993; 1994; 1995; 1996; 1997; 1998; 1999)から、大隅では鹿児島県農業試験場(1989; 1990; 1991; 1992; 1993a; 1993b; 1994a; 1994b; 1995; 1996; 1997; 1998a; 1998b; 1999a; 1999b; 2000a; 2000b; 2001a; 2001b; 2002a; 2002b)、鹿児島県農業試験場土壌肥料部(1996)などの成績書類から得た。

(2) 結果および考察

図8、9、10、11は、それぞれ北見、藤坂、塩尻、大隅における各処理区のSOC経年変化の実測値とRothCに

よる計算値を比較したものである。

北見のSOC実測値は、1976年(試験開始後18年目)の値(北海道立北見農業試験場, 1981)以外は、1970、1982、1991、1999年の未発表データ(今野一男氏、私信)によった。

藤坂のSOC実測値は、試験開始前の値は松田ら(1980)と鴨下(1943)から、連輪作試験については、1971年の値は松田ら(1980)、1995年の値は青森県農業試験場環境部(1996)から得た。堆肥石灰試験については、1948、1955、1965、1977年の値(未発表)と、1995年の値(青森県農業試験場環境部, 1996)から得た。また、2000年の値は、現地で土壌を採取し、乾式燃焼法(山田, 1997)

表7 黒ボク土4地点における各作物別の作物収量から土壌へのC投入量の換算方法。この係数を使い根+刈株などの残渣の乾物重を算出した後、乾物のC濃度40%を仮定し0.4を乗じてC投入量を算出した。

試験地	作物名	収量の項目	収量から 根+刈株の乾物重 への換算係数	係数を決めるのに用いた小川ら(1988) における作物名と係数の計算根拠	
				作物名	係数の計算根拠
北見	パレイショ	塊茎生重	0.004	パレイショ	根乾物/塊茎生重
	テンサイ	菜根生重	0	テンサイ	根乾物/菜根生重
	コムギ	子実乾物重	0.540	秋播コムギ	根+刈株乾物/子実乾物
	エンバク	子実乾物重	0.170	エンバク	根+刈株乾物/子実乾物
	ダイズ	子実生重	0.162	ダイズ	根+刈株乾物/子実生重
	サイトウ	子実生重	0.187	サイトウ	根+刈株乾物/子実生重
藤坂	コムギ	子実乾物重	0.540	秋播コムギ	根+刈株乾物/子実乾物
	パレイショ	塊茎乾物重	0.020	パレイショ	根乾物/塊茎乾物
	ダイズ	子実乾物重	0.190	ダイズ	根+刈株乾物/子実乾物
	トウモロコシ	子実乾物重	0.420	未成熟トウモロコシ	根+刈株乾物/子実乾物
塩尻	トウモロコシ	子実+包皮+穂軸乾物重	0.248	未成熟トウモロコシ	根+刈株乾物/子実+包皮+穂軸乾物
	ハクサイ	地上部合計乾物重	0.024	ハクサイ	根乾物/結球葉+外葉乾物
	レタス	地上部合計乾物重	0.12 ^a		根乾物/地上部乾物 ^a
	ニンジン	全乾物重	0.002	ニンジン	ひげ根乾物/全乾物
	パレイショ	全乾物重	0.016	パレイショ	根乾物/全乾物
	ナス	収穫部位生重	0 ^b		
	トマト	収穫部位生重	0	トマト	根乾物/果実生重
	キャベツ	地上部合計乾物重	0.011	キャベツ	根乾物/結球葉+外葉乾物
	ダイコン	全乾物重	0	ダイコン	根(可食部以外)乾物/全乾物
	シロウリ	地上部合計乾物重	0 ^b		
	セルリー	地上部合計乾物重	0.010 ^c		
	カリフラワー	地上部合計乾物重	0.011	キャベツ ^e	根乾物/結球葉+外葉乾物
	ハウレンソウ	生重	0 ^b		
	クロタラリア	地上部生体重	0.001 ^c		
	ネギ	データなし	0 ^d		
	マリーゴールド	地上部生重	0.001 ^c		
	ライムギ	地上部合計乾物重	0.144	エンバク ^e	根+刈株乾物/子実生重
	ソバ	子実生重	0.144	エンバク ^e	根+刈株乾物/子実生重
大隅	サトイモ	イモ生重	0.004	パレイショ ^e	根乾物/塊茎生重
	キャベツ	結球生重	0.002	キャベツ	根乾物/結球葉生重
	カンショ	イモ生重	0.004	パレイショ ^e	根乾物/塊茎生重
	コムギ	子実生重	0.473	秋播コムギ	根+刈株乾物/子実生重
	オオムギ	子実生重	0.473	秋播コムギ ^e	根+刈株乾物/子実生重

a: 現地における地上部に対する根の乾物重比データ(長野県中信農業試験場, 1996)を用いた。b: ナス、シロウリ、ハウレンソウは、通常ほとんど全ての植物体が圃場から除去されるため、0とした。c: セルリー、クロタラリア、マリーゴールドは、小川(1988)にデータがないので、暫定的な値を用いた。d: 収量データがないため、暫定的に0とした。e: 小川ら(1988)にデータがある類似の作物の値を用いた。

により実測した。

塩尻のSOC実測値は、試験開始前（1937年）および1949年の値は農林省長野農事改良実験所桔梗ヶ原試験地肥料施用方法改善試験部（1951）から、1961年の値は松下ら（1979）から、1972年の値は長野県農業試験場桔梗ヶ原分場（1974）から、1975年の値は長野県農業試験場桔梗ヶ原分場（1976）から、1989年の値は長野県中信農

業試験場（1990）から、1997年の値は長野県中信農業試験場（1998）からそれぞれ得、1999年の値は、現地で土壌を採取し、乾式燃焼法（山田，1997）により実測した。

大隅のSOC実測値は、鹿児島県農業試験場（1989; 1990; 1991; 1992; 1993a; 1993b; 1994a; 1994b; 1995; 1996; 1997; 1998a; 1998b; 1999a; 1999b; 2000a; 2000b; 2001a; 2001b;

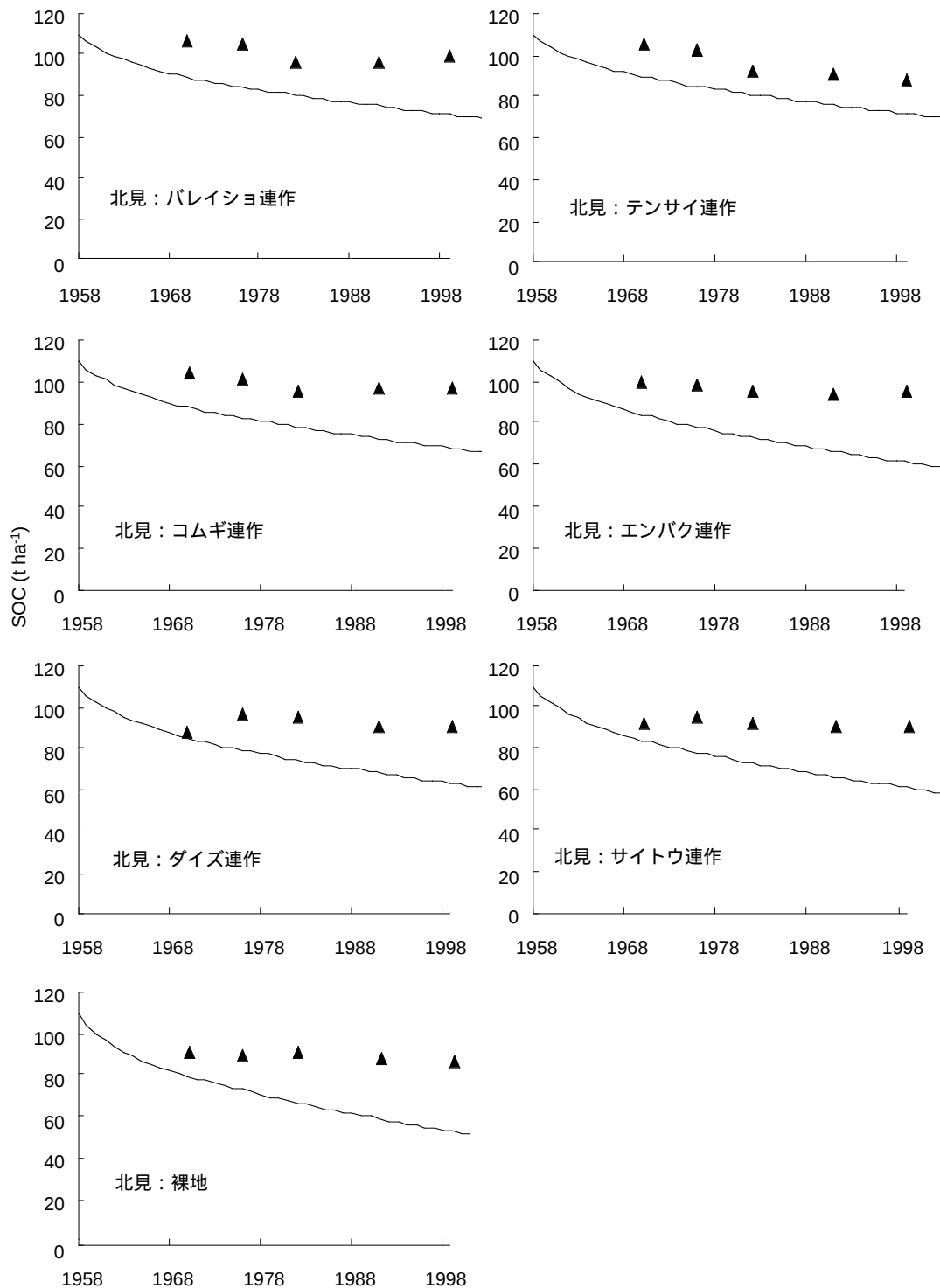


図8 北見におけるSOCの実測値（▲）とモデル計算値（-）の経年変化

2002a; 2002b) 鹿児島県農業試験場土壌肥料部(1996)などの成績書類から得た。

以上、図8～11から明らかなように、4地点のほとんど全ての処理区において、SOCの経年変化のモデル計算値は実測値を大きく下回った。これは、黒ボク土においては現行のRothCモデルが想定するよりも有機物の分解が遅いことを意味する。RothCは、現行のままでは黒ボク土におけるSOCの経年変化を適切にシミュレートで

きないことが明らかになったが、これは、黒ボク土の腐植が他の土壌と比べて非常に安定で分解が遅いことがモデルに考慮されていないことが原因と考えられた。そこで次に、黒ボク土の特性を反映させたモデルの改良を試みることにする。

3 黒ボク土の特性を反映したRothCの改良

ここでは、多量の有機物が蓄積される黒ボク土の土壌

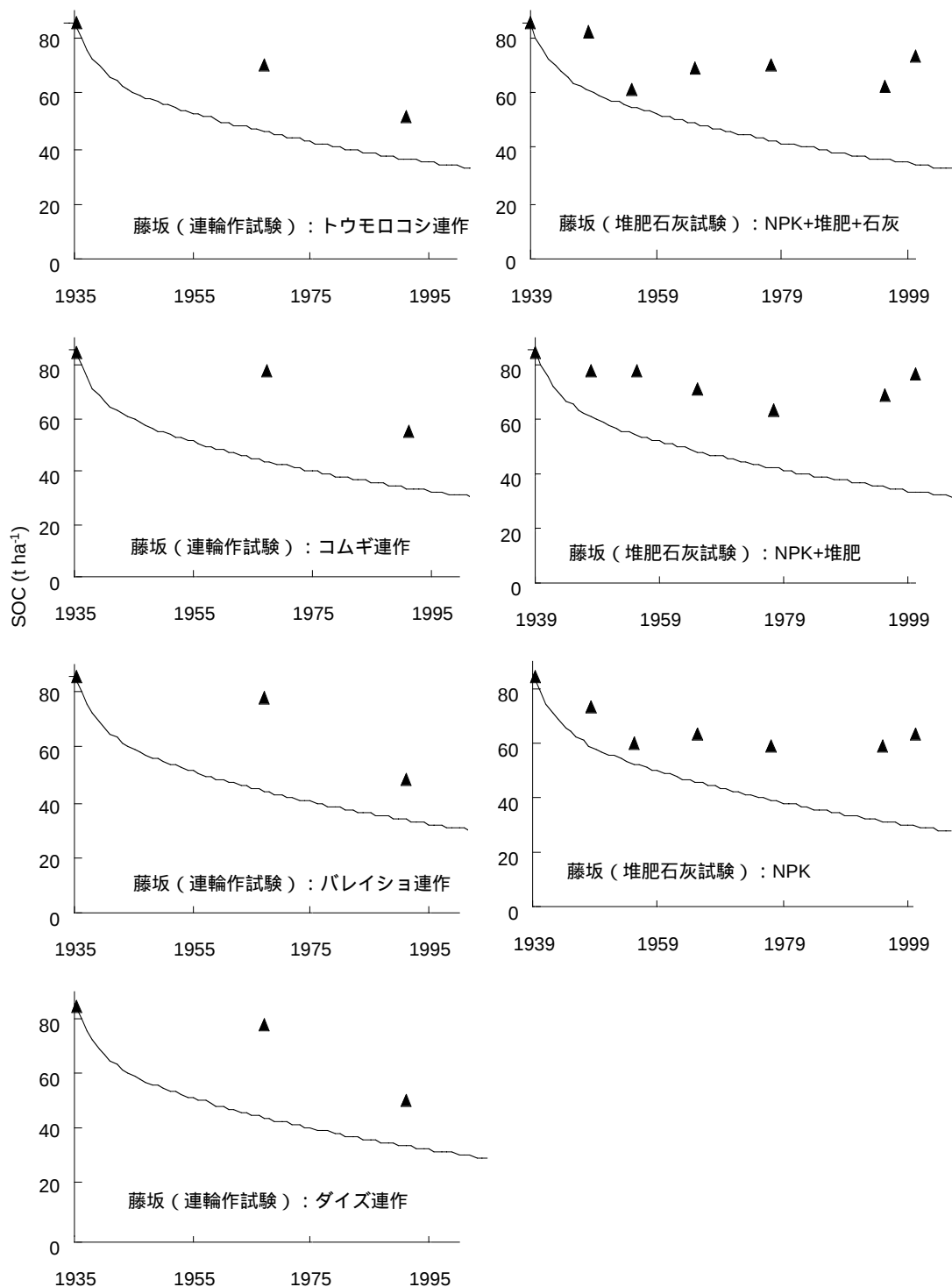


図9 藤坂におけるSOCの実測値(▲)とモデル計算値(—)の経年変化

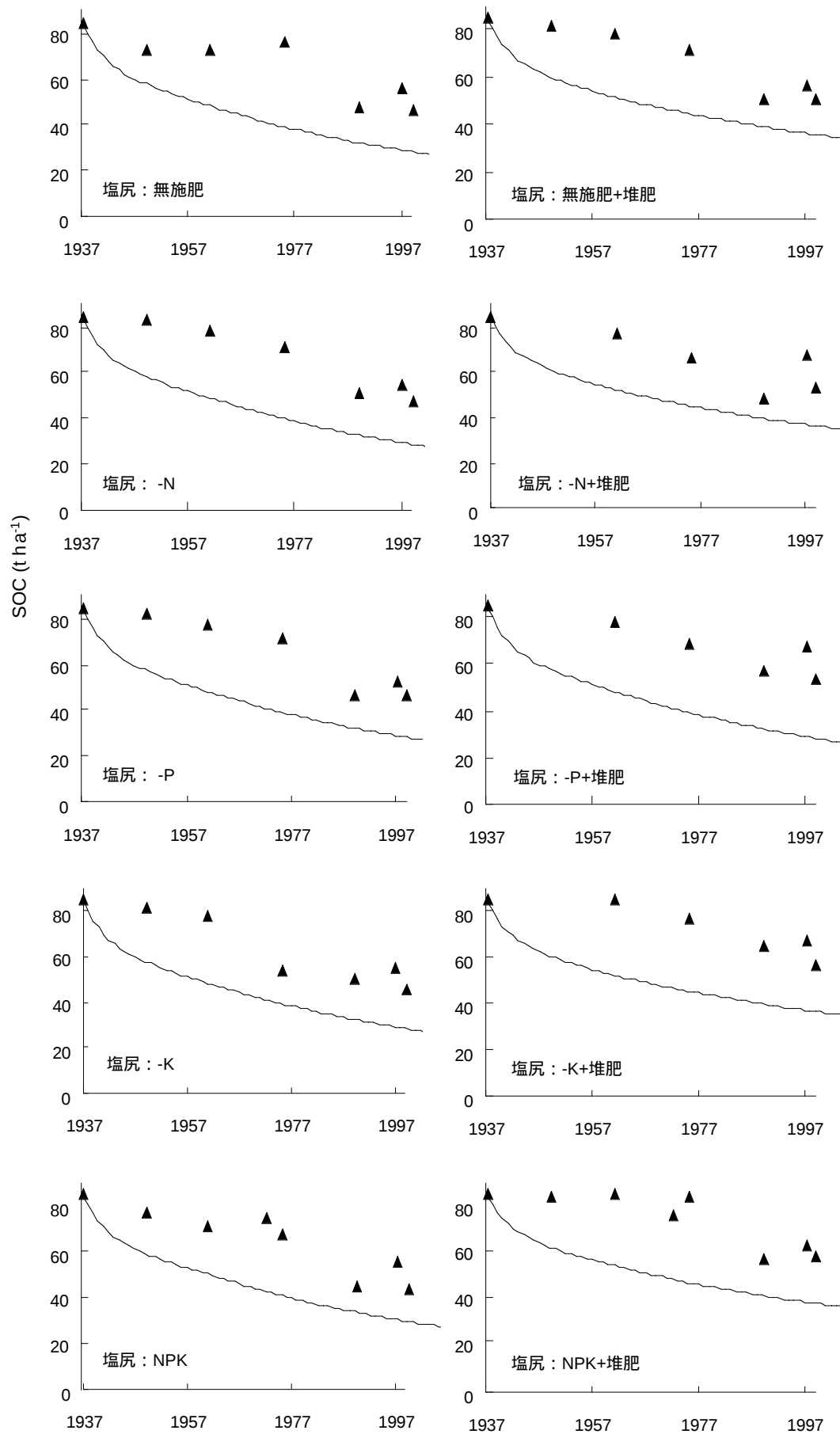


図10 塩尻におけるSOCの実測値(▲)とモデル計算値(-)の経年変化

特性を反映させてモデルを改良し、長期連用試験データを
用いて改良モデルの妥当性を検証した (Shirato ら、
2004a)。

(1) 材料および方法

1) モデルの改良方針

前節で明らかにしたように、SOCのモデルによる計算
値は実測値を大きく下回った。モデル計算値と実測値が
適合するようにするには、純粋に数学的な意味ではいく
つかの方法が考えられるが、他の土壌では精度よく計算
できた RothC が黒ボク土においてはうまく計算できな
かった原因を黒ボク土と他の土壌の特性の違いに基づき土
壌学的に考察したうえで改良方法を決定する必要がある。

SOC量は、土壌へのC投入量と土壌中での分解量の関
係で決まる。そこで、モデルにおける分解過程の計算は
妥当であるにもかかわらず土壌へのC投入量の推定が大
きく誤っていたためにモデル計算結果が実測値と異なっ

ていた可能性について検討しておく必要がある。つまり、
C投入量が想定したよりも大幅に大きければSOCの計算
値は今よりも大きくなり、実測値に近づく可能性がある
からである。しかし、試験期間中のC投入量 (表6) は
作物残渣、堆肥ともに根拠をもって推定されており、実
際と大きく異なった値を推定した可能性は低い。さらに、
試験開始時点のSOCを達成するために平衡状態を仮定し
て RothC の繰り返し計算により得られたC投入量 (表5)
の $5.9 \sim 12.7 \text{ tC ha}^{-1}$ は非常に大きな値で、非現実的である。
すなわち、炭素として $5.9 \sim 12.7 \text{ tC ha}^{-1}$ が植物遺体として
毎年土壌に投入されるとすれば、植物遺体乾物のC濃度
を40%と仮定して換算すると、 $14.8 \sim 31.8 \text{ t ha}^{-1}$ もの乾物
量が生産されていなければならない、常識的なNPP (純一
次生産量) の値をはるかに上回る。つまり、モデルの計
算が正しく、C投入量が誤りであったと考えるのは現実
的ではなく、モデル自体の計算過程を改良するのが正し
いであろうことがわかる。

SOCのモデルによる計算値が実測値を大きく下回った

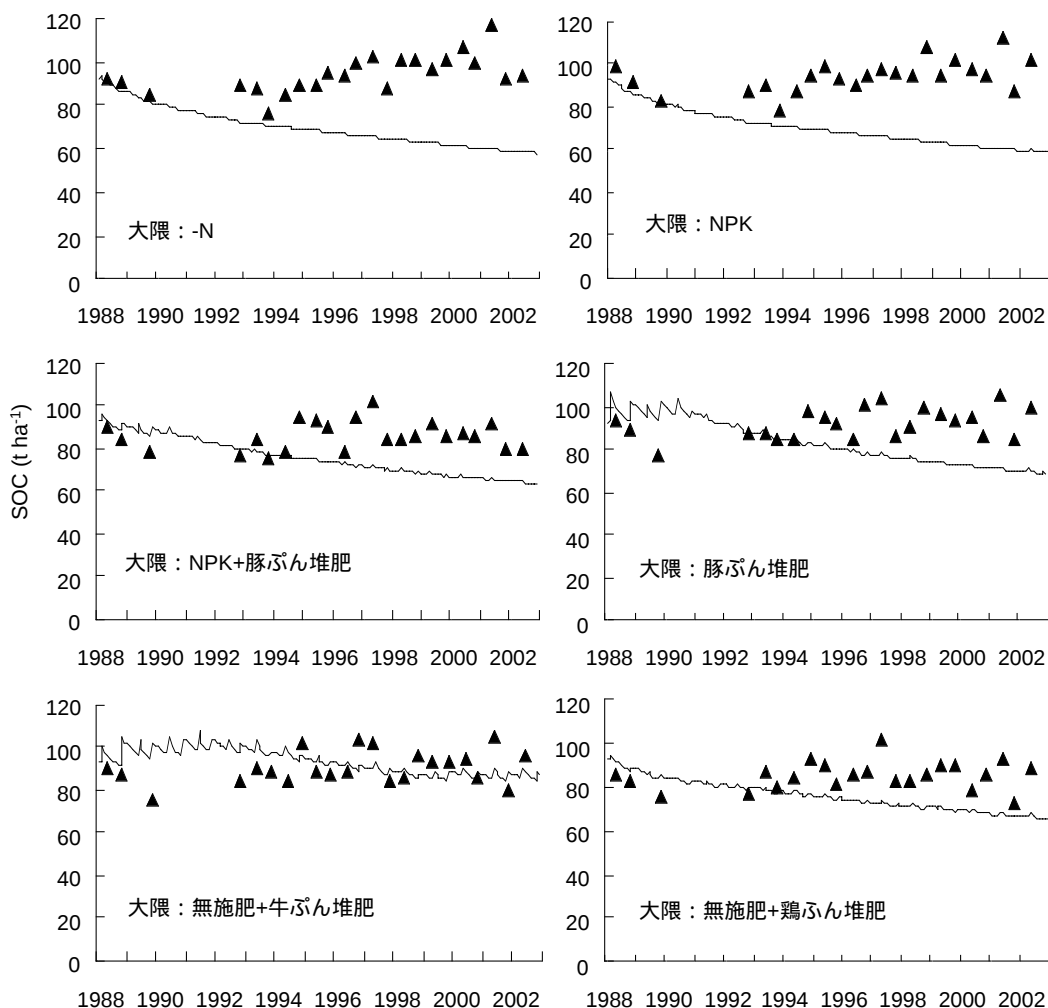


図11 大隈におけるSOCの実測値 (▲) とモデル計算値 (—) の経年変化

ことは、RothCによる計算よりも黒ボク土においてはSOCが多く存在することを示すが、計算値が実測値に適合するようにモデルに変更を加えるには、いくつかの方法が考えられる。

まず、モデル中で全SOCの一定割合含まれると規定されている分解しない炭素画分であるIOMの割合を大きくする方法が考えられる。IOMの割合が大きくなれば、分解する炭素の割合が小さくなるため、全SOCは大きくなり、計算値が実測値に近づくことになる。IOMは、土壌中の炭化物など非常に安定な炭素を想定しており、モデル計算の過程で全く分解しないため、気象、土壌管理条件などの影響は全く受けない。IOMの年代は50000年と定義されており土壌学的というより地質学的時間スケールに対応する(Colemanら, 1996)炭素画分であるため、モデルが扱う数年～数百年程度の時間スケールにおける炭素の変動を考えるとときには全く分解しないと考えて良い。RothCを開発する過程で、IOMのような概念を持つ画分が必要になり、現行のモデルにおいては、土壌生成過程のはじめから常に一定量のIOMが存在し続けるものとして定義されている。しかし、黒ボク土の生成年代は短く、数百年～数千年で生成すること、さらに、新鮮な火山灰から土壌生成が開始される時点ではSOCはゼロに近いことを考えると、IOMは黒ボク土ではゼロに設定すべきであり、IOMの量を増やすことによりモデルを改良するのは黒ボク土においては適切ではないと判断するのが妥当である。

次に、SOCのモデルによる計算値が実測値を大きく下回ったことは、RothCは黒ボク土においては実際よりもSOCの分解を速く計算していることを意味するため、モデルの定義しているSOCの分解率を遅くすることで計算値と実測値を適合させる方法が考えられる。この場合、分解しない画分であるIOMを除く4つのコンパートメント(DPM、RPM、BIO、HUM)の分解率を全て調整する方法と、それらのうち一部の画分の分解率を調整する方法とが考えられる。黒ボク土のSOCは他の土壌に比べて多量であることは明らかであるが、その主な原因は、母材である火山灰の風化の過程で生成される活性のアルミニウム(Al)や鉄(Fe)が腐植と結合して安定な複合体を形成するためと考えられている(例えば、Wadaら, 1976; Shojiら, 1993)。そこで、この黒ボク土の特性を反映するために、RothCで定義されているコンパートメントのうち腐植に相当するHUM画分の分解率を変えることによりモデルを改良することとした。さらに、HUMの分解率を全ての黒ボク土において一律に変えるのでは

なく、活性のAlやFeの量をモデルの入力パラメータに取り入れ、それらの土壌中の含有量に応じて分解率を調整することとした。

土壌中にアロフェン、イモゴライト、フェリハイドライト、Al-腐植複合体、Fe-腐植複合体などの形態で存在する活性のAlやFeは、酸性シュウ酸塩溶液やピロリン酸塩溶液による選択溶解法(伊藤, 1997)により定量することができる。Parfittら(1998)は、それらを以下のように要約している。すなわち、Al-腐植複合体に含まれるAl量はピロリン酸塩可溶Al(Alp)に、アロフェンとイモゴライトに含まれるAlは酸性シュウ酸塩可溶Al(Alo)からAlpを差し引いたものに対応し、アロフェンとイモゴライトに含まれるケイ素(Si)は、酸性シュウ酸塩可溶Si(Sio)に対応し、フェリハイドライトに含まれるFeは酸性シュウ酸塩可溶Fe(Feo)に対応する。次に、具体的なモデル改良の手順について述べる。

2) 黒ボク土のデータベースを使ったモデルの改良

前述した方針に沿ってモデルを改良するため、さまざまな活性Al、Fe含量の黒ボク土においてSOCの実測値とRothCによるSOCの計算値を比較し、実測とモデルの差の大小と活性AlやFeの含量との関係を解析した。

表8のデータは、東北大学土壌立地学講座が中心となって構築した、世界各地の火山灰を母材とする土壌の理化学性に関するデータベース(Andisol TU database; Shojiら, 1993)から抜き出した日本の林地、草地の黒ボク土32地点の理化学性をまとめたものである。この32地点のデータを用い、平衡状態を仮定したRothCによる繰り返し計算を行った。表8の全ての土壌データ(粘土含量、SOC実測値、Alp、Alo、Feo、Sio)は、表層20cmの平均値に換算して示したが、モデル計算もこの表層20cmの土壌について行った。月平均気温と月降水量は、気象庁(1996)の1kmメッシュ気候値を用い、各地点の位置情報(緯度・経度)からどのメッシュに属するかを特定した。水面蒸発量は、Thorntwaite(1948)の可能蒸発散量で代用した。

各地点の実際のC投入量は未知であるが、植生の情報から以下の方法で推定した。コノノワ(1976)による落葉樹林帯における1年間の植物枯死量は地上部と根を合わせて乾物で $2.4 \sim 6.4 \text{ t ha}^{-1} \text{ year}^{-1}$ である。この平均値 $4.4 \text{ t ha}^{-1} \text{ year}^{-1}$ と乾物のC濃度45%から計算される $2.0 \text{ t C ha}^{-1} \text{ year}^{-1}$ を全ての森林における1年間のC投入量とした。同様に草原における枯死量の乾物で $6 \sim 13 \text{ t ha}^{-1} \text{ year}^{-1}$ を用い、平均値の $9.5 \text{ t ha}^{-1} \text{ year}^{-1}$ とC濃度40%から算出される

3.8tC ha⁻¹ year⁻¹を優占種不明の草原における1年間のC投入量とした。ススキ草原における1年間の土壌への植物遺体投入量は乾物で10t ha⁻¹ year⁻¹と推定されている (Shojiら, 1993)。C濃度を40%として4.0tC ha⁻¹ year⁻¹をススキ草原の値とした。ササ植生下のC投入量は2.1 ~ 4.4tC ha⁻¹ year⁻¹と推定されている (和田, 1967) ので、その平均値である3.3tC ha⁻¹ year⁻¹をササ草原の値とした。植生の記載がmiscellaneous (雑多) とされている2地点は、森林と草原の中間的な値として3.0tC ha⁻¹ year⁻¹を暫定的に用いた。投入される植物遺体の質を表す

DPM : RPM比は、Colemanら (1996) の既定値から、牧草地には1.44、ススキ、ササおよび「雑多」の地点には0.67、林地には0.25を用いた。土壌は12ヶ月を通して植生で覆われていることとした。

以上のようなパラメータを用いて、RothCによる平衡状態を仮定した繰り返し計算を行った。その際、前節で検討したように、IOMはゼロに設定した。その結果得られたSOC計算値は、全ての地点で実測値を大きく下回ったが、その差は大小さまざまであった (表8) が、実測とモデルの差が大きい地点ほど、現行のRothCが想定す

表8 ANDISOL TU DATABASEに含まれる日本の黒ボク土32地点の概要。全ての土壌特性値は、深さ20cmまでの平均値に直して表示。RothCのHUM画分の分解率を変化させるファクター「H(f)」は、IOMをゼロにした現行のRothCの計算値から、次の式により計算した。

$$H(f) = \{ \text{SOC実測値} - (\text{SOC計算値} - \text{HUM計算値}) \} / \text{HUM計算値}$$

地点名	緯度 N	経度 E	植生	粘土 (%)	SOC 実測値 (t ha ⁻¹)	Alp Alo Feo Sio (%)				現行RothC計算値 SOC HUM H(f)		
										(t ha ⁻¹)		
Abashiri 1 ^a	43°51'	144°32'	落葉広葉樹林*	5.3	40	0.28	0.76	0.39	0.28	27.9	18.5	1.7
Abashiri 2 ^a	44°00'	144°10'	落葉広葉樹林*	18.5	118	0.78	1.13	0.59	0.19	34.7	24.9	4.4
Abashiri 3 ^a	43°54'	144°14'	植林*	17.0	86	0.58	0.78	0.58	0.09	33.8	24.1	3.2
Chasikotsu ^b	43°36'	145°07'	植林*	11.2	86	0.74	0.95	0.71	0.12	34.3	23.8	3.2
Erimo ^c	42°01'	143°09'	草原*	46.0	235	1.11	1.26	0.99	0.04	62.3	52.1	4.3
Fujisawa ^c	39°19'	141°05'	スギ林	38.4	103	1.37	1.98	1.43	0.18	25.0	18.6	5.2
Fushiko ^d	42°50'	143°06'	カシワ林	9.7	33	0.53	1.65	1.14	0.56	29.4	20.1	1.2
Hutamata ^e	41°19'	141°09'	アカマツ植林	51.0	76	1.07	1.82	1.46	0.26	31.0	23.2	2.9
Izumikawa ^b	43°22'	144°42'	ハンノキ林	9.4	93	0.46	0.57	0.49	0.09	33.3	22.8	3.6
Kanayama ^c	37°26'	139°33'	スギ林	12.0	148	1.37	1.53	0.63	0.08	25.4	17.7	7.9
Kawakita ^b	43°39'	145°01'	シラカンバ林	13.5	86	1.02	1.34	1.07	0.23	35.4	24.8	3.0
Kitamotoima ^d	42°50'	143°07'	ササ草原	5.0	84	0.45	0.59	0.45	0.08	41.0	29.3	2.5
Kitayama ^c	38°42'	140°44'	ススキ草原	31.1	150	1.52	1.63	1.49	0.07	55.1	43.0	3.2
Komenasawa ^e	41°20'	141°05'	ブナ林	38.8	77	1.00	1.37	1.62	0.19	34.9	25.9	2.6
Koyama ^c	35°31'	134°11'	ススキ草原	51.0	99	1.32	2.20	0.98	0.29	36.5	28.8	3.2
Meotozaka ^c	39°08'	141°00'	アカマツ林	53.5	134	1.75	1.96	1.58	0.10	29.3	21.9	5.8
Mihara ^b	43°30'	145°10'	ハンノキ林	10.9	110	0.78	1.09	0.88	0.19	34.3	23.7	4.2
Mukaiyama ^c	38°42'	140°44'	ススキ草原	27.0	130	1.54	1.68	1.19	0.05	53.9	41.9	2.8
Nijibetsu ^b	43°27'	144°44'	ミズナラ林	9.0	77	0.56	0.71	0.50	0.11	33.8	23.1	2.9
Ohkura ^c	38°48'	140°28'	ススキ草原	21.5	158	1.23	1.32	0.94	0.06	47.8	36.8	4.0
Ohnodai ^c	40°11'	140°21'	スギ林	25.7	143	2.09	2.80	1.21	0.25	26.3	19.2	7.1
Rokuhara ^c	39°14'	141°04'	スギ林	46.7	109	1.54	1.83	1.44	0.11	26.5	19.8	5.1
Sakuragaoka ^b	43°29'	144°58'	カラマツ林	17.5	79	1.03	2.27	1.06	0.60	36.5	26.1	2.6
Sasagaharu ^c	35°22'	133°37'	スギ林	36.0	161	2.46	2.66	1.20	0.06	25.5	18.9	8.2
Sennindaira ^f	40°37'	140°57'	ブナ林	23.2 62	0.82	1.26	1.00	0.27	36.2	26.3	2.0	
Shinjo ^c	38°49'	140°20'	雑多	48.5	131	1.02	1.12	1.07	0.04	38.4	30.3	4.1
Takada ^c	37°27'	139°50'	雑多	18.8	133	1.47	2.08	1.07	0.33	31.1	23.7	5.3
Tanabu88 ^e	41°20'	141°05'	ブナ林	35.1	65	0.51	0.53	2.39	0.02	34.6	25.6	2.2
Tsutanuma ^g	40°35'	140°58'	ブナ林	15.8	108	1.06	1.50	0.61	0.31	28.9	20.5	4.9
Wakami ^c	39°58'	139°54'	アカマツ林	37.9	106	0.73	0.96	1.06	0.03	25.6	19.0	5.2
Yunodai ^g	40°35'	141°01'	ススキ草原	19.6	103	1.08	1.38	0.70	0.22	54.2	41.5	2.2
Yunodai2 ^f	40°37'	140°59'	ススキ草原	24.8	170	0.84	0.93	0.78	0.05	63.9	49.5	3.1

データの出典 : a: Shojiら (1990) b: 伊藤ら (1991) c: Shojiら (1985) d: Saigusaら (1991) e: Takahashiら (1989)
f: 高橋 (1990) g: Shojiら (1988) ; *: 植生の種名は不明

る黒ボク土ではない「普通の」土壌と比べて有機物の分解が遅く、腐植の安定度が大きいと考えることができる。ここで、「SOCのモデル計算値が実測値と一致するためにHUMの分解率だけを変えたとしたらHUMの分解率を何分の一にする必要があるか」を表す係数「 $H(f)$ 」を定義した。 $H(f) = 2$ であればHUMの分解率が1/2になり、 $H(f)$ が1であれば現行と同じ分解率になることを意味する。 $H(f)$ が大きければHUMの分解率が小さくなることを意味するので、 $H(f)$ は、腐植の安定度を表す係数と捉えることもできる。 $H(f)$ は、以下のように算出した。まず、実測のSOCとモデルのSOCの差が実測のHUMとモデルのHUMとの差のみに起因しており、DPM、RPM、BIOはモデルと実測で同じであるとした場合、以下のように表すことができる。

$$\text{SOC実測値} - \text{SOC計算値} = \text{HUM実測値} - \text{HUM計算値}$$

ここで、上記のように定義したHUMの安定度を表す $H(f)$ を用いると、以下のように表すことができる。

$$\text{SOC実測値} - \text{SOC計算値} = \text{HUM実測値} - \text{HUM計算値} = (H(f) - 1) \times \text{HUM計算値}$$

この式を変形し、 $H(f)$ は以下の式で表すことができる。 $H(f) = \{ \text{SOC実測値} - (\text{SOC計算値} - \text{HUM計算値}) \} / \text{HUM計算値}$

このようにして、HUMの分解率を $H(f)$ で割ることにより、実測とモデルが一致するような $H(f)$ の値が地点ごとに計算された(表8)が、各地点における実測とモデルの差の大小を反映して、 $H(f)$ も地点ごとに大小異なる値が算出された。

次に、各地点の腐植の安定度の違いを表す $H(f)$ の値と活性AlやFeの量とを関係付けるため、 $H(f)$ を目的変数、

表9 ANDISOL TU DATABASEの32地点のデータにおける $H(f)$ を目的変数、Alp, Alo, Feo, Sioとそれらの組み合わせを説明変数にした回帰分析の結果

説明変数	F値	寄与率 (r^2)
Alp	32.2*	0.518
Alo	10.9*	0.266
Feo	0.1	0.003
Sio	2.8	0.086
Alo-Alp	0.8	0.025
Alp/Alo	6.4	0.175
(Alo-Alp)/Sio	3.7	0.110
Alo+1/2Feo	7.9*	0.209
Alp, Alo	18.4*	0.559
Alp, Feo	19.1*	0.569
Alp, Sio	19.3*	0.571
Alp, Sio, Alo	12.5*	0.573
Alp, Sio, Feo	15.7*	0.627
$P < 0.01^*$		

Alp, Alo, Feo, Sio、およびそれらを組み合わせたものを説明変数にした単回帰および重回帰分析を行った。表9にその回帰分析の結果を示した。

単回帰の結果、最も $H(f)$ を説明する寄与率が大きかったのはAlpで、以下の関係式を得た。

$$H(f) = 1.20 + 2.50 \times \text{Alp} (\%) \quad (R^2 = 0.518)$$

また、重回帰では、次の2つの式が得られた。

$$H(f) = 1.76 + 2.42 \times \text{Alp} (\%) - 2.80 \times \text{Sio} (\%) \quad (R^2 = 0.571)$$

$$H(f) = 2.47 + 2.74 \times \text{Alp} (\%) - 2.91 \times \text{Sio} (\%) - 1.01 \times \text{Feo} (\%) \quad (R^2 = 0.627)$$

これらの重回帰の寄与率は単回帰の結果を上回ったが、これら2つの式はSioとFeoの項の係数がマイナスであるため、 $H(f)$ がマイナスの値を取る可能性がある。 $H(f)$ が負の値をとるとHUMの分解率が負の値となるが、分解率の定義上それはありえない。そこで、結論として単回帰による式を採用することとした。この式は、ピロリン酸塩可溶Al、すなわちAl-腐植複合体を形成するAl含量が多いほどHUMの分解が遅くなることを意味し、黒ボク土の腐植が安定であることの原因と理論的にも一致する。

図12は、32地点におけるSOC実測値と現行および改良RothCによる計算値の関係を散布図で示したものである。

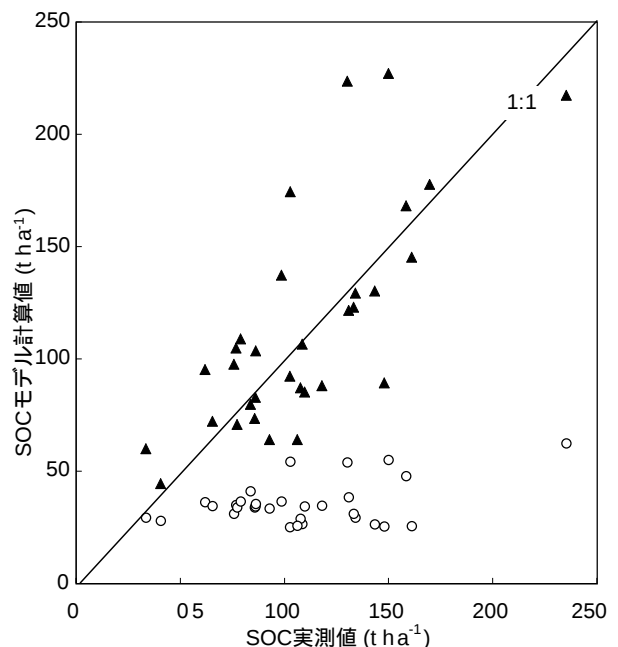


図12 Andisol TU databaseの32地点におけるSOCの実測値(横軸)と平衡状態を仮定したSOCのモデル計算値の関係。○は現行モデル、▲は改良モデル。改良モデルの計算値は、1:1の直線の近くに分布しており、現行モデルよりも実測値と近い計算結果が得られた。

る。実測とモデルが完全に一致した場合は、図に示した1:1の直線状に点が乗ることになる。H(f)の式の決定係数は0.518であるから、HUMの分解率をこの式で変えただけではモデルと実測の不一致は完全には解消できず完全に1:1の直線に乗ってはいないが、改良モデルでは現行モデルに比べて明らかに1:1の直線に近いところに点が集まっていることがわかる。

3) 長期連用試験データを用いた改良モデルの検証

こうして出来上がった改良RothCを、前節で検証に用いたのと同じ黒ボク土4ヶ所の連用試験データに適用し、改良モデルの妥当性を検証した。H(f)を求めるために、北見では2000年に、藤坂では1999、2000年に、塩尻では1999年、大隅では2002年に、それぞれ現地で土壌を採取し、Alp(%)を伊藤(1997)に従って定量した。その分析結果と $H(f)=1.20+2.50 \times \text{Alp}(\%)$ の式から計算したH(f)を表10に示した。H(f)は2.70~3.93の値を取り、このH(f)を使った改良モデルでは、HUMの分解率が2.7~3.93分の一に遅く設定されることになる。このようにH(f)を用いてHUMの分解率を変更し、さらにIOM=0とする他は現行モデルと全く同じとし、前節と同じ方法でまず平衡状態を仮定した繰り返し計算を行った。この際の平衡状態でのC投入量(表10)は、2.5~4.1tC ha⁻¹ year⁻¹で、現行モデルを使った場合のように非現実的な高い値(表5)ではなく、妥当な値と判断できた。こうして初期SOCを実測に合わせた後、試験期間におけるSOC経年変化を計算し、実測の経年変化と比較した。

(2) 結果および考察

1) モデルの適合精度

図13、14、15、16は、それぞれ北見、藤坂、塩尻、大隅における各処理区のSOC経年変化の実測値とRothCによる計算値(現行モデルと改良モデル)を比較したも

表10 日本の黒ボク土の4ヶ所の長期連用試験地における改良RothCのパラメータ

試験地	Alp (%)	H(f) ^a	IOM ^b (t ha ⁻¹)	C投入量 ^c (t ha ⁻¹ year ⁻¹)
北見	0.86	3.35	0	2.5
藤坂	0.85	3.33	0	2.7
塩尻	0.60	2.70	0	2.9
大隅	1.09	3.93	0	4.1

a: HUM画分の分解率を変えるファクター: $H(f)=2.50\text{Alp}(\%)+1.20$ により計算。b: 改良モデルではIOM=0とした。c: 平衡状態を仮定したとき改良RothCの繰り返し計算により算出される、初期SOCを維持するのに必要な1年間のC投入量。

のである。これらの図から、改良モデルの計算値は実測のSOC経年変化と非常に精度良く一致していることがわかる。現行モデルの計算値に比べて大きく精度が向上しており、この改良モデルは黒ボク土におけるSOC経年変化を精度良く計算できることが明らかとなった。

図17は、SOC計算値:実測値の比を、試験開始後の年数を横軸にとり示したものである。計算値と実測値が完全に一致すればこの比は1となり、計算値>実測値であれば1を上回り、逆なら下回る。試験開始時点における実測SOCに、計算の初期SCOを合わせてから経年変化を計算するため、開始時点における比は常に1となる。改良モデルでは、この比がほぼ1前後の値で推移しているのに対し、現行モデルにおいてはこの比が試験開始後の年数の経過に伴って減少し続け、実測値との差が次第に大きくなっている。これは、実測値と計算値の回帰直線を引くと、改良モデルにおいては傾きがほぼゼロで常に1前後の値をとるのに対し、現行モデルでは右下がりの直線になることから明らかである。この図が示す結果も、改良モデルにおいてモデルの精度が改善されたことを支持している。

このように、Alp含量に応じてHUMの分解率を調整し、IOMをゼロに設定した改良モデルを用いることにより、日本の黒ボク土4ヶ所のSOC経年変化を、現行のモデルよりもはるかに精度良く計算することができた。これら4地点は北海道から九州までの広範な気象条件(年平均気温は5.2~16.4、年降水量は786~2542mm)下に位置しており、さまざまな土性(粘土含量:15.3~38.0%)の土壌を含む。また、それぞれの試験地は異なる土壌管理条件の複数の処理区(表6)を含むことから、改良モデルはこれらの広範な条件において検証され、SOCの経年変化を精度良く計算できることが明らかとなった。

2) アロフェン質と非アロフェン質黒ボク土への適用

黒ボク土は、コロイド組成の違いにより、アロフェン質と非アロフェン質に分類することができる(Shojiら, 1996)。アロフェン質ではアロフェンなど非晶質粘土鉱物が、非アロフェン質ではAl(Fe)-腐植複合体が、それぞれ主要な活性Alの形態であり、Sioが0.6%未満、あるいはAlp/Alo比が0.5以上の場合、非アロフェン質に分類される。この基準を用いると、モデル改良の際に用いたAndisol TU Databaseの32地点の黒ボク土のうち、29地点が非アロフェン質黒ボク土で、わずか3地点のみがアロフェン質であった。H(f)とAlpの間に密接な関係が

得られた理由の一部は、モデル改良に使った32地点のほとんどが非アロフェン質であり、非アロフェン質黒ボク土では腐植の安定化機構が主にAl-腐植複合体の形成によるためである可能性がある。つまり、アロフェン質黒ボク土の場合にはAlp量ではなく、他の土壌特性値が

より $H(f)$ と密接な関係を持つ可能性も否定できない。

しかし一方で、モデル改良後に検証に用いた4ヶ所の連用試験地については、北見（ $Alo=1.01\%$ 、 $Alp=0.86\%$ 、 $Sio=0.08\%$ ）と大隅（ $Alo=5.33\%$ 、 $Alp=1.09\%$ 、 $Sio=1.96\%$ ）の2ヶ所がアロフェン質、藤坂

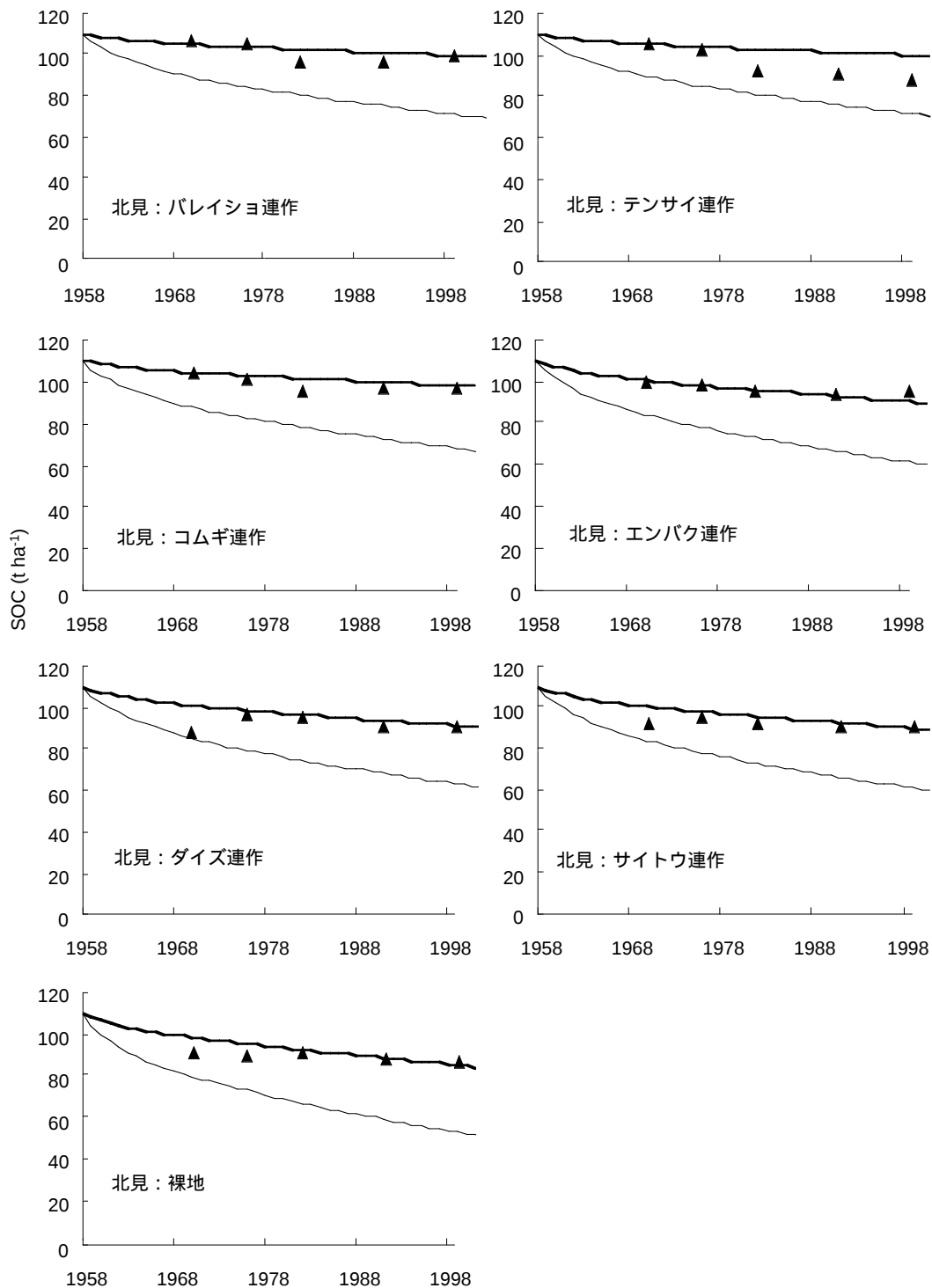


図13 北見におけるSOCの実測値（▲）とRothCによるモデル計算値（細線：現行モデル、太線：改良モデル）の経年変化。平衡状態を仮定してモデルを繰り返し計算させることにより、モデル計算値の初期値を試験開始時のSOC実測値に合わせた後、それぞれの処理区別にC投入量などの土壌管理条件を用いてSOC経年変化をシミュレートした。

($A_{lo}=2.51\%$ 、 $A_{lp}=0.85\%$ 、 $S_{io}=0.95\%$)と塩尻($A_{lo}=3.01\%$ 、 $A_{lp}=0.60\%$ 、 $S_{io}=1.10\%$)の2ヶ所が非アロフェン質と判定された。つまり、改良モデルはアロフェン質と非アロフェン質双方においてSOCの経年変化を精度良く計算できたことになり、このことから今回のモデルに加えられた改良は、アロフェン質、非アロフェン質にかかわらず適用できることが示されたということが

できる。しかし、アロフェン質における、モデルのさらなる検証は有用であろう。

3) 現行モデルと改良モデルの選択基準

改良モデルと現行モデルのどちらを用いるか、モデル選択の基準を定める必要がある。改良モデルにおいてHUMの分解率を変える係数 $H(f)$ を、 A_{lp} をパラメータと

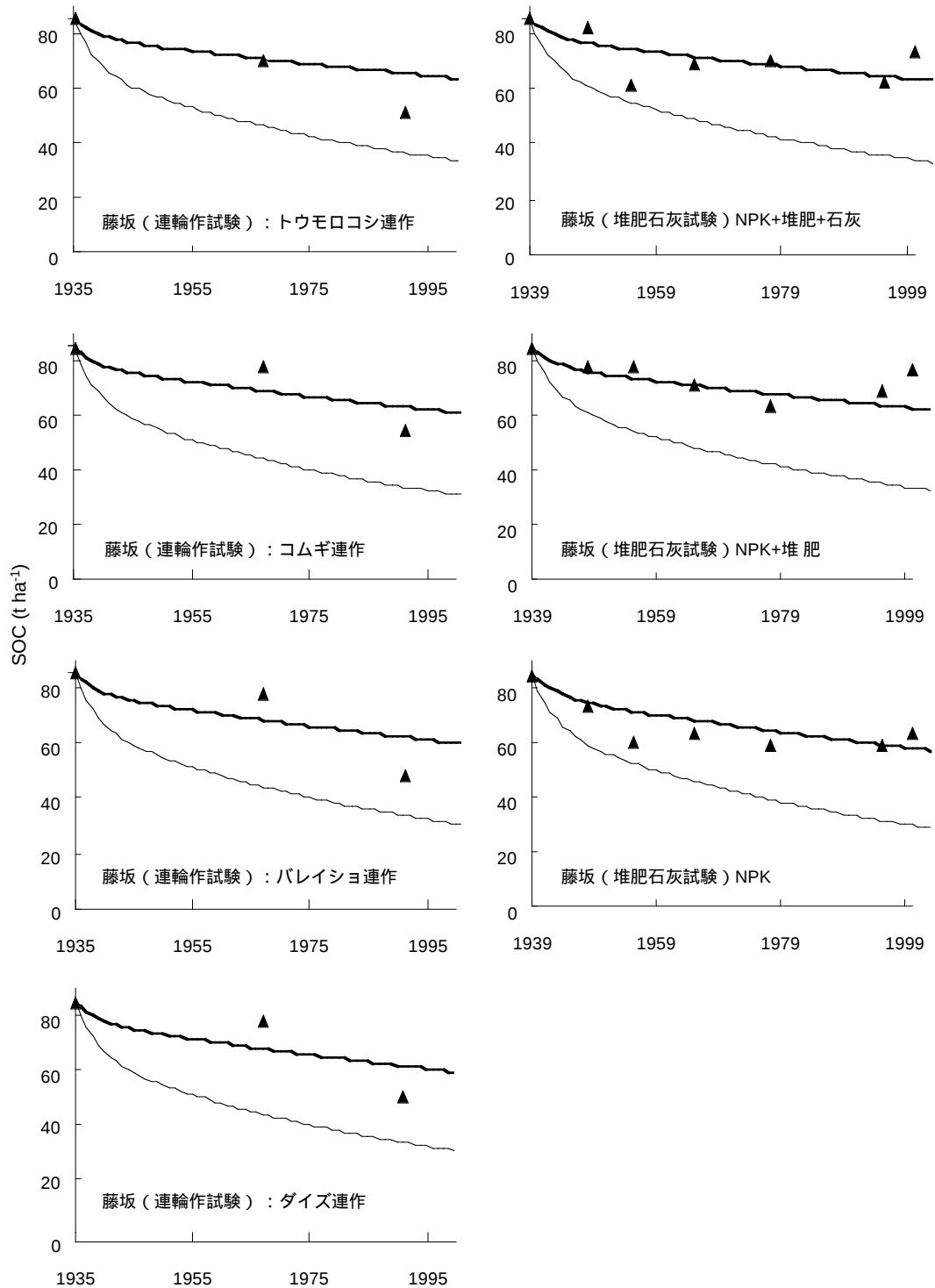


図14 藤坂におけるSOCの実測値(▲)とRothCによるモデル計算値(細線:現行モデル、太線:改良モデル)の経年変化

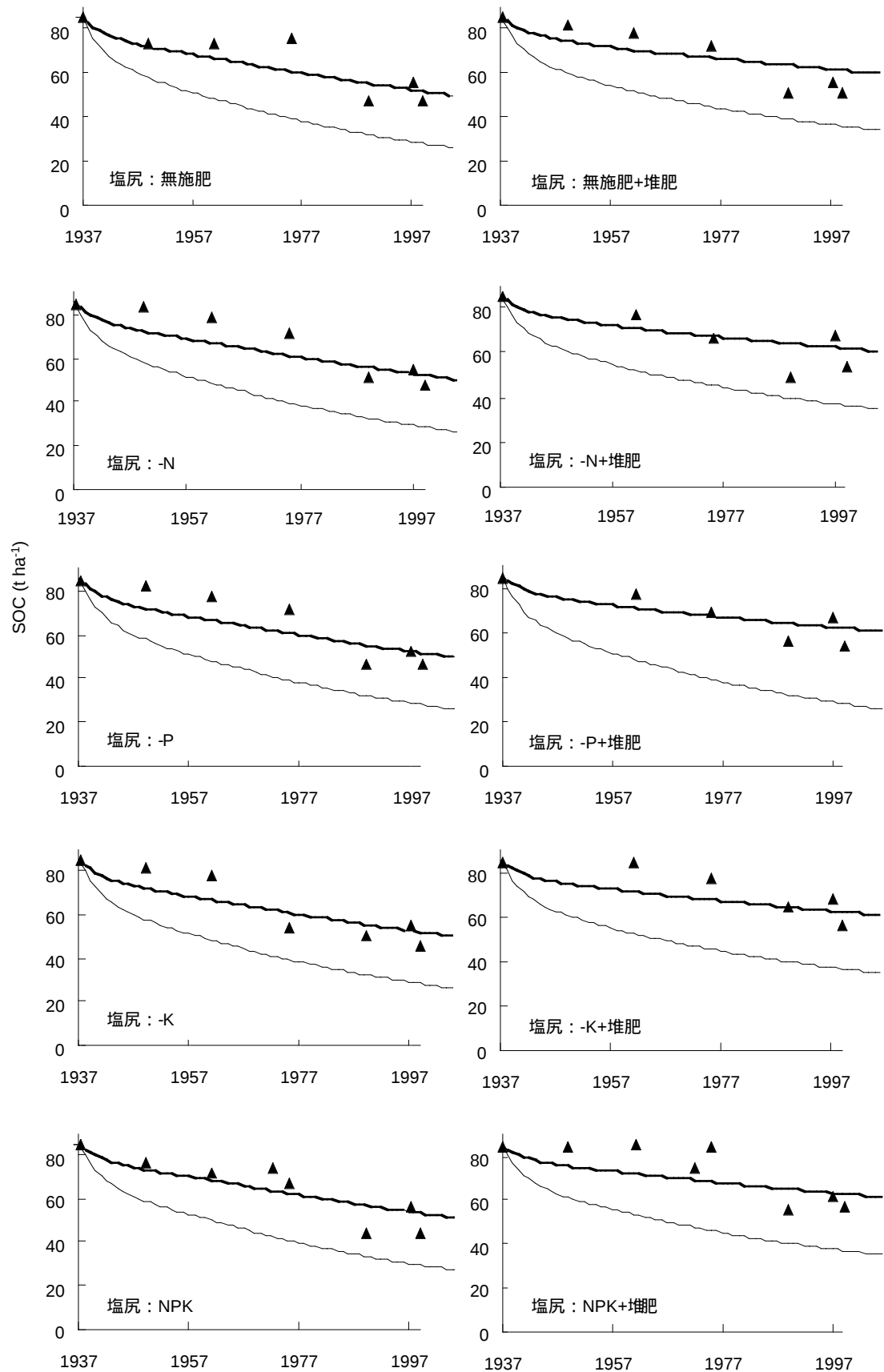


図15 塩尻におけるSOCの実測値 (▲) とRothCによるモデル計算値 (細線：現行モデル、太線：改良モデル) の経年変化

して定めたため、モデルの使用者にとっては、Alpの値によってどちらのモデルを使うか選択するのが簡便である。そこで、日本、中国、フィリピンにおける10地点の非黒ボク土表層のAlpを分析したところ、その値は非常に低く、0.07～0.23%の範囲に分布し、平均は0.15%であった。これに対し、Andisol TU databaseの32地点におけるAlp(表8)の最小値は0.28%である。これらの結果から、Alp含量のみを用いる簡便なモデル選択の基準としては、Alpが0.25%を超えた場合は黒ボク土向けの改良モデルを使い、0.25%以下であれば現行のモデルを使う、というものが妥当と考えられた。

一方、Alp含量それ自体は、黒ボク土の分類基準には使われていない。活性のAlやFeが多いことは黒ボク土の中心概念のひとつであるが、例えば、世界土壌照合基

準(World Reference Base for Soil Resources: WRB; ISSSら, 1998))や米国のSoil Taxonomy(Soil Survey Staff, 1994)などの主要な国際土壌分類体系では、活性AlやFeのうちAlpではなく、 $Al_o + 0.5Fe_o$ の量が分類基準の中で使われている。また、黒ボク土の中心概念は、活性のAlやFeだけではなく、容積重が小さいことや、リン酸吸収能が大きいことなども含み、例えば現在の日本の農耕地土壌分類(農耕地土壌分類委員会, 1995)では、活性のAlやFe量は使われず、リン酸吸収係数1500以上が基準に用いられている。このように、Alp含量はそれだけでは黒ボク土の主要な分類基準を満たさないため、日本の分類基準における黒ボク土、WRBにおけるAndosols、アメリカのSoil TaxonomyにおけるAndisolsなどとして分類された土壌に対しては黒ボク土向け改良モ

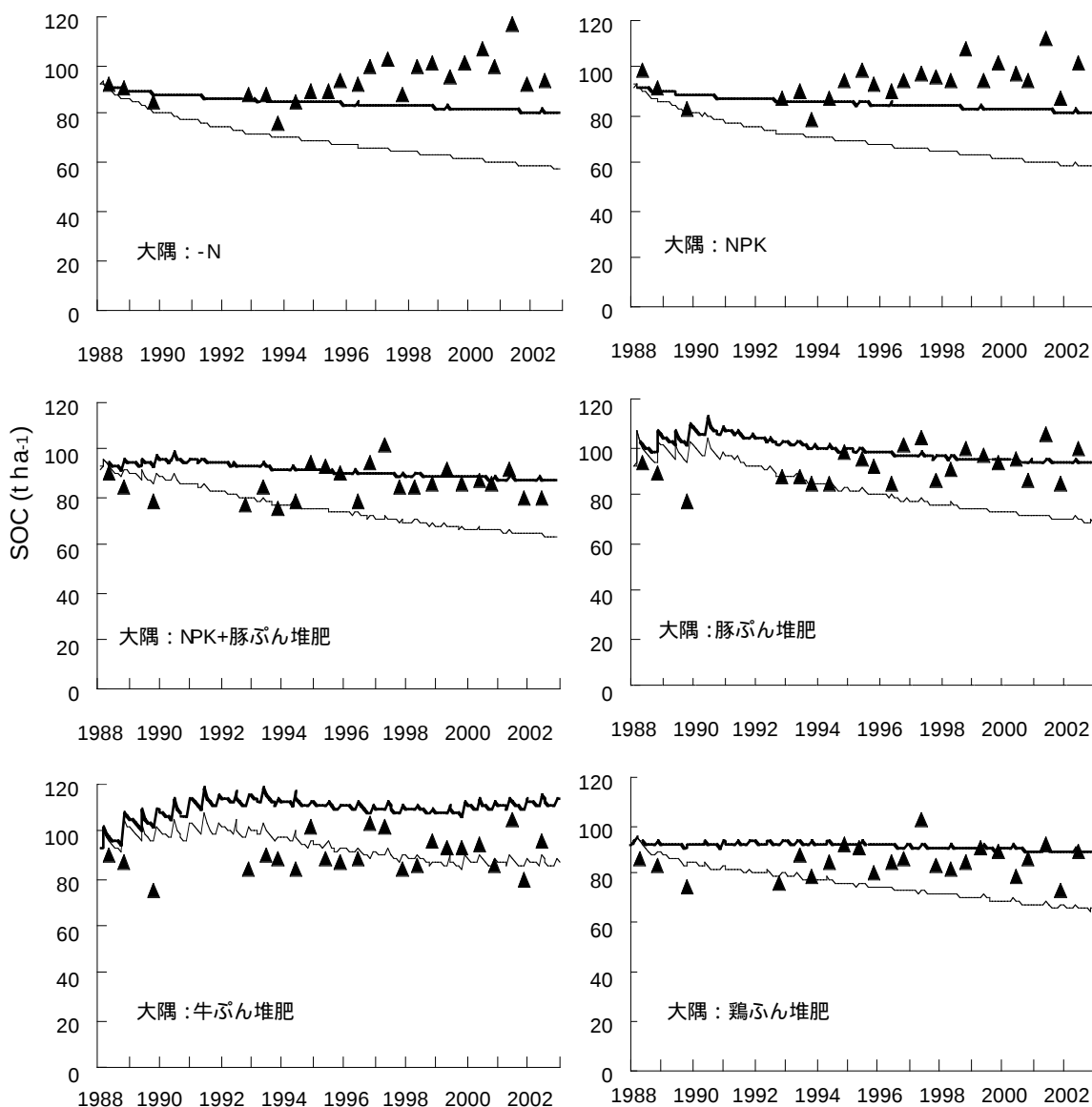


図16 大隅におけるSOCの実測値(▲)とRothCによるモデル計算値(細線: 現行モデル、太線: 改良モデル)の経年変化

デルを、それ以外の土壌に対しては現行モデルを使用する、というのが最善のモデル選択基準と言える。上記のAlpだけを用いた簡易のモデル選択基準は、土壌分類のために多くの分析項目をこなすのが困難な場合などにおける次善のモデル選択基準として適用可能であろう。

4) 改良モデルのさらなる発展の可能性

RothCは全炭素の変動だけでなく、全SOCの中の各コンパートメント(DPM、RPM、BIO、HUM)のそれぞれの変動や土壌の ^{14}C 年代も計算する。このうち、微生物バイオマス(BIO)と ^{14}C 年代は実測可能であるが、本研究ではBIOと ^{14}C の経年変化の実測値が入手できなかったため、全SOCの経年変化のみを対象にモデルの検証と改良を行った。もし、BIOや ^{14}C の経年変化の実測値が存在するデータセットを用いてモデルの検証を行うことができれば、モデルの精度をより細かく検証することが可能になる。また、Zuninoら(1982)は ^{14}C でラベルしたワラを土壌中に埋設し、分解過程を追跡する実験により、アロフェンの存在によりワラの分解が遅くなることを報告したが、このような実験を日本の黒ボク土について行うことができれば、黒ボク土における炭素動態につ

いて有益な情報が得られるであろう。

以上のような問題点や課題はあるが、本研究が提案する黒ボク土向け改良モデルは、さまざまな気象条件、土性、土壌管理条件下における日本の黒ボク土のSOC経年変化を、現行モデルよりもはるかに精度良く計算できることが明らかとなった。この改良モデルは、現存するSOM動態モデルのなかで黒ボク土における長期のSOC経年変化に対して検証された初めての實用可能なモデルであり、このモデル改良の考え方は、他のモデルにおける黒ボク土向けの改良にも貢献できると考えられる。この改良モデルは、適切な土壌有機物管理や土壌からの CO_2 放出の予測をする上で、少なくとも日本の黒ボク土においては十分實用可能である。他の地域の黒ボク土においてもおそらく使用可能であると考えられるが、その際にはその地域における長期連用試験データ等を用いたさらなる検証を行うことが望ましい。

4 タイの熱帯畑土壌におけるRothCの検証

ここでは、今まで熱帯における長期のSOC経年変化の実測値を用いて検証されることがないRothCを、タイの3ヶ所の長期(27~28年)連用畑のデータに適用し、その適合精度を検証した(Shiratoら, 2005a)。

(1) 材料および方法

1) 長期連用試験データの概要

表11は、タイの3ヶ所の長期連用試験の概要を示している。このうち粘土含量は、2003年に現地の土壌を採取してピペット法(中井, 1997)で実測した。

Phraphuttabat試験区は、タイのLopburi県にあるPhraphuttabat Field Crops Experiment Stationで1976年に開始された。作付体系はトウモロコシの連作である。試験の詳細は、Suzukiら(1999)に記載されている。土壌は米国のSoil TaxonomyによりTypic Paleustultと分類されている。気温は年間を通して高く、年平均で28.3であり、月別の平均気温は12月に最低となり25.4、3月に最高で29.9である。年降水量は平均1260mmで、その約90%が雨季(5月~9月)に集中している。乾季に

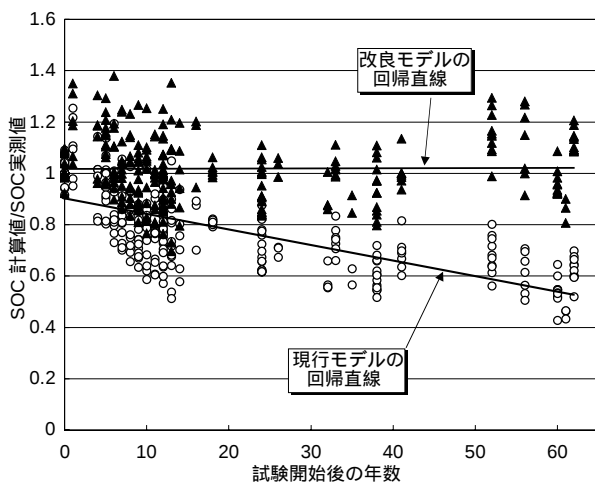


図17 日本の黒ボク土畑4ヶ所の連用試験地の全ての処理区におけるSOCのモデル計算値/実測値比の経年変化($n = 275$)。○は現行モデル、▲は改良モデル。試験開始時はモデル計算値を実測値に合わせるため、常に比は1になる。

表11 タイの3ヶ所の長期連用畑データの概要

試験地	試験期間 (年数)	緯度 N	経度 E	年平均 気温(°C)	年降水量 (mm)	作土深 (cm)	粘土含量 (%)	初期SOC ^a (t ha ⁻¹)	IOM ^b (t ha ⁻¹)	C投入量 ^c (t ha ⁻¹ year ⁻¹)
Phraphuttabat	1976-2003 (28)	14°48'	100°48'	28.3	1260	15	11.4	13.44	0.95	2.51
Nakon Ratchasima	1975-2002 (28)	14°52'	101°39'	27.0	1080	20	11.4	16.10	1.16	1.86
Khon Kaen	1976-2002 (27)	16°29'	102°50'	27.6	1184	20	6.9	13.81	0.97	2.73

a: 連用試験開始時点の作土のSOC。作土深、C濃度、仮比重から計算。b: Falloonら(1998)の式: $\text{IOM} = 0.049 \times \text{SOC}^{1.139}$ により計算したIOM量。c: 平衡状態において初期SOCを維持するのに必要な年間のC投入量。

は月平均30mmほどの雨しか降らず、土壌は非常に乾燥している。

モデルの検証には、化学肥料施用の有無とイナワラ施用の有無の組み合わせからなる4つの処理区のデータ(表12)を用いた。NPK施用区における化学肥料の施用量は、70-70-30 kg (N-P₂O₅-K₂O) ha⁻¹ year⁻¹であった。トウモロコシは毎年5月に播種され、11月に収穫された。収穫後、トウモロコシの子実部分だけが収穫物として持ち出され、穂軸、茎葉、根など他の部位は全て、毎年圃場にすき込まれた。毎年の子実の乾物収量データが入手できたため、子実とそれ以外の部位の乾物重の比率から、すき込まれた残渣の乾物重を算出した。すなわち、小川ら(1988)の報告したトウモロコシの部位別乾物重構成割合(子実=22%、穂軸=16%、茎葉=53%、根+刈株=9%)を用い、土壌にすき込まれた作物残渣の乾物=子実の乾物収量×3.53で算出した。次に、乾物中の炭素濃度を40%と仮定し、残渣の乾物重から土壌へのC投入量に換算した。こうして算出したC投入量の、全期間を通しての平均値を表12に示した。イナワラを施用した試験区におけるイナワラ由来のC投入量は、施用量が乾物で4t ha⁻¹ year⁻¹であったので、炭素濃度を40%と仮定して1.6tC ha⁻¹ year⁻¹とした。

Nakon RatchasimaとKhon Kaenにおける連用試験は、ともにキャッサバの連作で、Nakon Ratchasimaでは1975年、Khon Kaenでは1976年に開始された。土壌は2地点ともに、米国のSoil TaxonomyによりOxic Paleustultと分類されている。粒径組成は、Khon Kaenの方がNakon Ratchasimaよりも砂質であり、粘土含量は低い(表11)。

Nakon Ratchasimaの粘土含量は、Phraphuttabatと同じであった。年平均気温と年降水量は、この2ヶ所とも、Phraphuttabatよりわずかに低い(表11)が、年間を通して気温が高く、はっきりした雨季と乾季を持つという点では類似の気象条件といえる。

モデルの検証には、2地点ともに、それぞれ化学肥料施用の有無と、キャッサバ茎の施用の有無の組み合わせからなる4つの処理区(表12)のデータを用いた。キャッサバは、毎年5月に植栽され、翌年の4月に収穫された。NPK施用区における化学肥料の施用量は、Nakon Ratchasimaで100-50-100、Khon kaenで50-50-50 kg (N-P₂O₅-K₂O) ha⁻¹ year⁻¹であった。キャッサバ茎無施用区では、塊茎と茎は収穫時に全て圃場の外に持ち出され、栽培期間中の落葉のみが土壌に供給された。この落葉に由来する土壌へのC投入量は、キャッサバの部位別乾物重構成比(Okara, 1987)から、塊茎の乾物収量データを用いて換算した。すなわち、落葉の乾物重は塊茎の乾物重の25%であるとし、乾物中のC濃度は40%を仮定して換算した。表12には全試験期間を通しての平均値を示した。キャッサバ茎を施用した区では、落葉に加えてキャッサバの茎由来のC投入量を算出する必要があるが、これは、やはり塊茎の収量データから換算した。塊茎の収量は生重で記録されていたが、水分含量70%、乾物中のC濃度は40%を仮定して換算した。表12に示したキャッサバの茎由来のC投入量は、試験開始から1998年までの平均値である。1999年以降は、キャッサバ茎が全て投入されず、毎年一定量(2.25 tC ha⁻¹ year⁻¹)の茎が投入されることに変更された。

表12 各処理区における作物残渣と施用有機物それぞれに由来する土壌への年間のC投入量の平均値

試験地 (作物名)	処理区	平均C投入量 (t ha ⁻¹ year ⁻¹)		
		トウモロコシ残渣 ^a	イナワラ	合計
Phraphuttabat (トウモロコシ)	無施肥	2.50	0	2.50
	NPK	3.82	0	3.82
	無施肥+イナワラ	3.48	1.60	5.08
	NPK+イナワラ	6.46	1.60	8.06
		キャッサバ枯死葉	キャッサバ茎 ^b	合計
Nakon Ratchasima (キャッサバ)	無施肥	0.53	0	0.53
	NPK	0.70	0	0.70
	無施肥+キャッサバ茎	0.68	3.24	3.92
	NPK+キャッサバ茎	0.75	4.24	4.99
Khon Kaen (キャッサバ)	無施肥	0.23	0	0.23
	NPK	0.70	0	0.70
	無施肥+キャッサバ茎	0.40	1.12	1.52
	NPK+キャッサバ茎	0.85	2.92	3.77

a: 子実を除く全ての残渣(穂軸、葉、茎、根)が土壌に還元された。b: 試験開始時から1998年までの年間投入量平均値。1999年以降はNakon RatchasimaとKhon Kaen両方で、2.25 tC ha⁻¹ year⁻¹の炭素がキャッサバ茎として毎年投入された。

2) モデル計算

前述した日本における検証の場合と同様に、SOCの経年変化をモデルで計算する前に各試験地の初期SOC量(表11)にモデルのSOC初期値を合わせるための平衡状態を仮定したモデルの繰り返し計算を行い、その後、SOCの経年変化を、各試験地の各処理区別にそれぞれの土壌管理条件に基づいて計算した。

平衡状態を仮定したモデルの繰り返し計算の際の投入CのDPM：RPM比は、Colemanら(1996)によるモデルの既定値(図1)のうち、作物における推奨値である1.44(DPM = 59%、RPM = 41%)を選択した。月平均気温と月降水量は、各試験地において観測された長期間の平均値を用いた。水面蒸発量は観測値が得られないため、Thornthwaite(1948)の可能蒸発散量で代用した。この方法は温帯においては精度良く使えるが、熱帯においては精度に問題があり、蒸発量を乾季には過小評価、雨季には過大評価しやすいことが知られている。しかし、精度が良いとされる他の推定法はいずれも風速や日射量などの気象要素が必要となるが、試験地におけるそのようなデータが長期間にわたって得られないことから、気温だけから蒸発量を推定できる簡便さを優先してThornthwaite法を使用した。なお、今回の場合には、この推定の精度はモデル計算の結果に大きな影響を与えないと考えられる。すなわち、RothCにおける水分に応じて分解率を変化させる係数(rate modifying factor for soil moisture)は、最小値0.2から最大値1.0の間の値をとる(Colemanら, 1996)が、雨季と乾季がはっきりしている気象条件のために、ほとんど全ての年の全ての月において雨季には常に最大値の1.0、乾季には常に最小値の0.2であり、中間の値をとることがほとんどなかった。つまり、Thornthwaite法による蒸発量の推定値が乾季において過小評価であったために実際の蒸発量がさらに大きかったとすると土壌はより乾いた状態にあることになるが、モデルの定義上水分係数はすでに最小の0.2をとっていてそれ以上小さな値にはならないため、モデル計算には影響を与えない。雨季における過大評価の場合も同様に、すでに最大値の1.0をとっていることから実質的には計算結果に影響を与えないといえる。

以上のようにして連用試験開始時点のSOCにモデルの初期値を合わせ、その時の5つのコンパートメントの構成比を確定した後、各試験地の各処理区別にそれぞれ月別の作物残渣と施用有機物由来のC投入量および土壌被覆の有無の情報に応じて表11に示した試験期間のSOC経年変化のモデル計算を行った。すなわち、

Phraphuttabatは1975年末に平衡状態として1976年をはじめから2003年末まで28年間、Nakon Ratchasimaは、1974年末に平衡状態として1975年初めから2002年末まで28年間、Khon Kaenは1975年末に平衡状態として1976年をはじめから2002年末まで27年間、モデル計算を行った。気象パラメータは、平衡状態の計算と同じ平年値のデータを毎年用いた。土壌に投入されたC量は、表12に示した平均値を毎年用いた。月別の土壌被覆は作付期間の情報から決定し、残渣の投入は収穫の月に全てが投入されたと仮定した。DPM：RPM比は、全て1.44を用いた。

3) モデルの適合精度の統計的評価方法

SOCのモデルによる計算値と実測値の適合程度を定量的に評価するため、Smithら(1996)が提案した3種類の統計的尺度、すなわち、RMSE(Root Mean Square Error)、M(Mean Difference)、相関係数 r (Correlation coefficient)を用いることとした。

RMSEは、実測値と計算値の一致程度を表す指標で、負の値はとらず、計算値と実測値が完全に一致した場合は最低値のゼロとなり、値が小さいほどモデルと実測がよく一致していることを表す。Mはモデルの実測に対するバイアス(偏り)の程度を表す指標で、正の値も負の値もとる。正の値はモデルが実測値よりも小さい値に偏って計算する傾向があり過小評価になっていることを示し、負の値は逆にモデルが実測よりも大きめの値を計算する傾向があることを示す。相関係数 r は計算値と実測値の関連性を表す指標である。

なお、これらの統計値の計算には、Modevalという統計ソフトウェア(Smithら, 1996)を使用した。

(2) 結果および考察

1) モデルの適合精度

図18は、3ヶ所の試験地における各処理区のSOC経年変化の実測値とRothCによる計算値を比較したものである。左からPhraphuttabat、Nakon Ratchasima、Khon Kaenの結果で、それぞれ上から無施肥区、NPK区、無施肥+イナワラ(あるいはキャッサバ茎)施用区、NPK+イナワラ(あるいはキャッサバ茎)施用区の順に示した。

イナワラやキャッサバ茎などの有機物を施用しなかった処理区では概してモデルと実測が良く一致していた(図18の上側半分の6個のグラフ参照)。すなわち、3ヶ所の試験地全てにおいて、無施肥区とNPK区においては、モデル計算値と実測値が非常に近い値であった。

また、これらの処理区では、SOC経年変化における増減の傾向もモデルと実測で一致していた。すなわち、計算値と実測値がともに、Phraphuttabatではわずかに増加傾向にあり、Nakon RatchasimaとKhon Kaenでは減少傾向にあった。

これに対して、イナワラやキャッサバ茎などの有機物を施用した処理区では、モデル計算値が実測値を大きく上回っていた(図18の下側半分の6個のグラフ参照)。これは、モデルが想定するよりも実際の有機物分解が速

いことを意味する結果である。さらに、Nakon Ratchasimaの2つの処理区(無施肥+キャッサバ茎、NPK+キャッサバ茎)とKhon KhaenのNPK+キャッサバ茎施用区では、SOC経年変化の増減の傾向もモデルと実測では異なっていた。すなわち、これら3処理区では、実測値は減少傾向にあるのに対し、モデル計算値は増加傾向にあった。

図19はモデル計算値と実測値の適合程度を表す統計的尺度を示している。モデルと実測の一致程度の尺度で

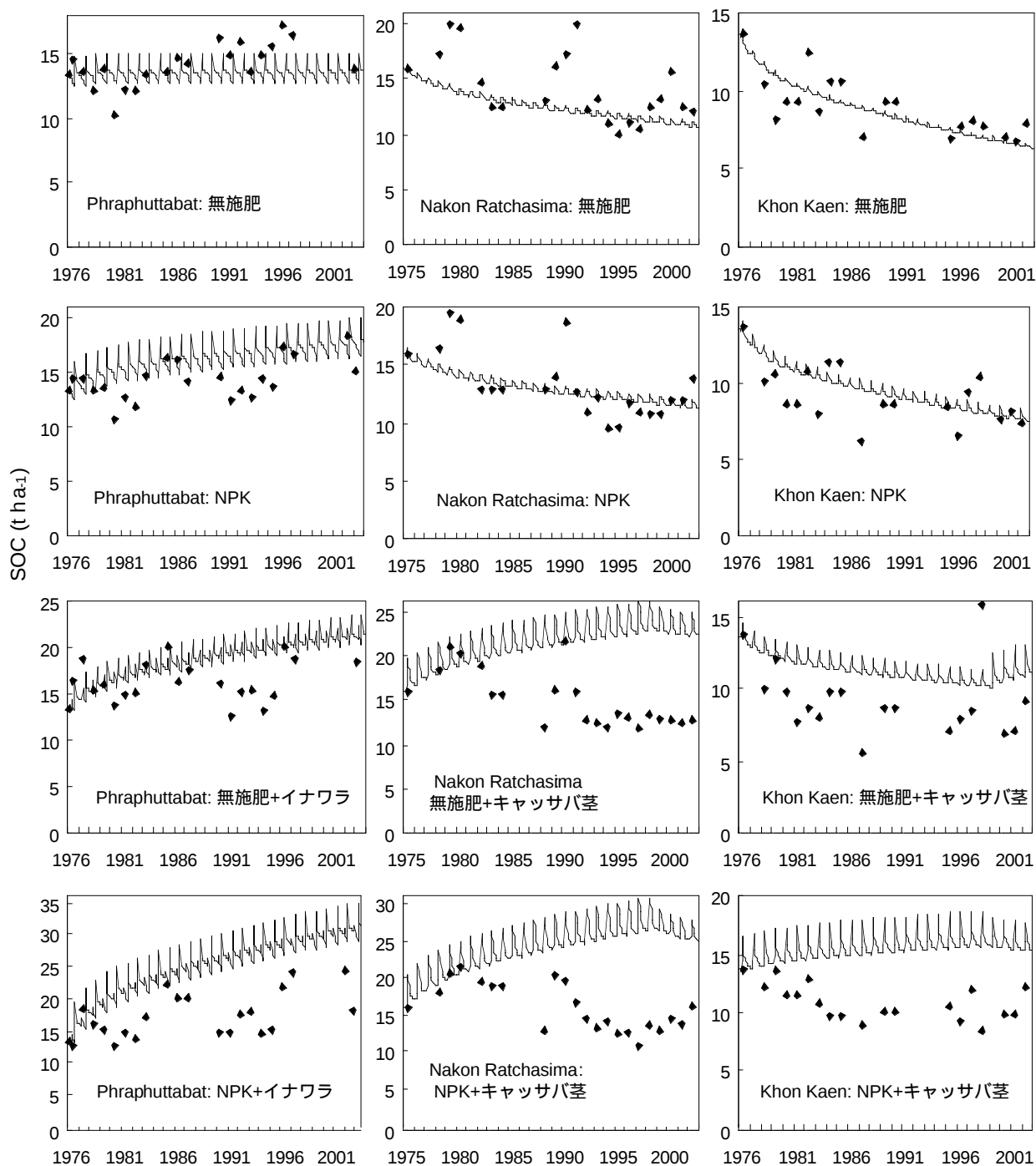


図18 タイの3ヶ所の連用試験地におけるSOC経年変化の実測値(点)とモデル計算値(線)の比較

あるRMSE（上段）は、イナワラやキャッサバ茎などの有機物を施用しなかった6つの処理区で、有機物施用の6処理区よりも明らかに値が小さく、有機物無施用区では有機物施用区に比べてモデルの精度が良かったことを示している。モデル計算値のバイアス（偏り）の程度を示す指標であるMの値も、同様に有機物無施用区において小さかった（中段）。Mの値は、t検定により、バイアスが有意なものであるかどうかを判定できる（Smithら、1996）が、12の処理区のうち9処理区において有意なバイアスがあると判定された。特に、有機物施用区では6区全てでMが負の値をとり、さらにそのうち5つの処理区において有意なバイアスと判定された。これは、有機物施用区では常にモデル計算値が実測値を過大評価していたことを示している。

一方で、有機物無施用区では、6処理区のうち4処理区のバイアスは有意であると判定されたが、Mの値が有機物施用区よりも大幅に小さく、さらに正の値と負の値が3処理区ずつであり、常に正、あるいは負のバイアス

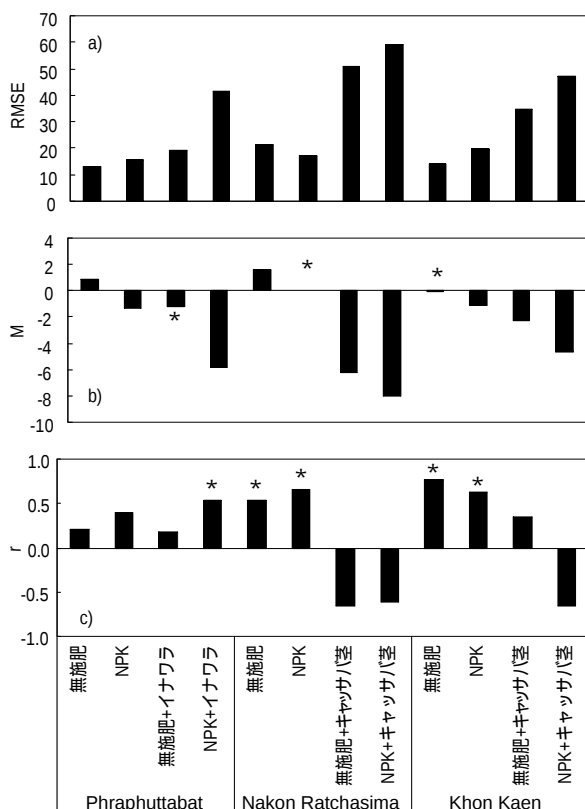


図19 タイの3ヶ所の連用試験地におけるRothCの計算値の実測値との適合程度を示す統計的尺度。a) root mean square error (RMSE)。b) mean difference (M)。*はMのt検定により $P < 0.025$ の危険率で有意なバイアス（偏り）が存在しないことを示す。c) 相関係数(r)。*は実測値と計算値の間に $P < 0.05$ で有意な正の相関があることを示す。

が存在するという傾向は見られなかった。同様に、相関係数rもt検定で相関が有意であるかどうかを判定できるが、有機物無施用区では6処理区のうち4つの区で有意な正の相関がみられたのに対し、有機物施用区では有意な正の相関がみられたのは1処理区のみであった。さらに、有機物施用区では3処理区において有意ではないが相関係数が負の値であった。

これらの統計解析の結果と図18に示したグラフの結果から、有機物を多量に施用した場合を除けば、RothCは熱帯のタイにおいても27～28年間の長期にわたるSOCの経年変化を精度良く計算できるが、有機物を多量施用した場合には精度良く計算できないと結論付けることができる。Wuら（1998）は、RothCを東北タイの畑土壌に適用し、3年間のSOCの時間変化を精度良くシミュレートできたことを報告している。本研究における有機物無施用区の結果はそれと一致するが、それよりもはるかに長期間のSOC経年変化データに対してモデルの有効性を示すことに成功した。このことにより、有機物を多量に施用した場合を除けば、熱帯における長期のSOC変動予測においてより高い信頼性を得ることが可能になった。

2) 有機物多量施用区における過大評価の原因とモデルの感度分析

イナワラやキャッサバ茎の施用区においてSOC計算値が実測値よりも大幅に大きく、過大評価となった原因が、モデルの入力パラメータであるC投入量を過大に見積もっていた、あるいは不適切なDPM：RPM比を用いていたためである可能性が、理論的には考えられる。つまり、C投入量が計算に用いたよりも少なく、あるいはDPM：RPM比が小さくなれば、計算されるSOCは小さくなり、実測値に近づくからである。そこで、C投入量と質（DPM：RPM比）を変えたときにSOC計算値に対しどの程度影響があるか、モデルの感度分析を行った。

C投入量に関する感度分析としては、表12に示した量の50%にC投入量を減らした場合を計算した。また、投入有機物の質に関する感度分析としては、DPM：RPM比を変えて計算を行った。Ayanabaら（1990）は、 ^{14}C でラベルして土壌中に埋設したライグラスのワラとトウモロコシの葉の分解過程が、熱帯のナイジェリアにおいても温帯のイギリスと同様にRothCで適切にシミュレートできたことを報告しているが、その際に用いられたDPM：RPM比は、3.35（DPM = 77%、RPM = 23%）であった。一方、前述したようにモデル開発者（Coleman

ら, 1996) が示している既定値は、牧草や作物では $DPM:RPM = 1.44$ ($DPM = 59\%$, $RPM = 41\%$) である。 $DPM:RPM$ 比が大きいことは、分解が早いことを意味するので、 $DPM:RPM$ 比を 3.35 に変えることにより SOC 計算値が実測よりも大きいという結果が改善される可能性がある。 $DPM:RPM = 3.35$ を用いた場合、試験開始前の平衡状態を仮定した繰り返し計算の際の C 投入量もわずかに表 11 と異なり、Phraphuttabat、Nakon Ratchasima、Khon Kaen で、それぞれ 2.70、2.00、2.95 tC ha⁻¹ year⁻¹ となった。

図 20 は、イナワラやキャッサバ茎の施用区における C

投入量と質に関するモデルの感度分析の結果を示している。 $DPM:RPM$ 比は変更せずに投入量を 50% に減らした場合の SOC 計算値は、 $DPM:RPM$ 比と C 投入量ともに変更しない場合の計算値と大きく異なり、実測値にかなり近いことがわかる。一方、投入量を変更せずに $DPM:RPM$ 比だけを 3.35 に変更した場合は、投入量も質も変更しない場合と、SOC 計算値に大きな違いはみられなかった。このことは、C 投入量の変化に対するモデル計算結果の感度は質 ($DPM:RPM$ 比) の変化に対する感度よりも大きいことを示している。

図 21 は、感度分析の際のモデル適合度を判定する統

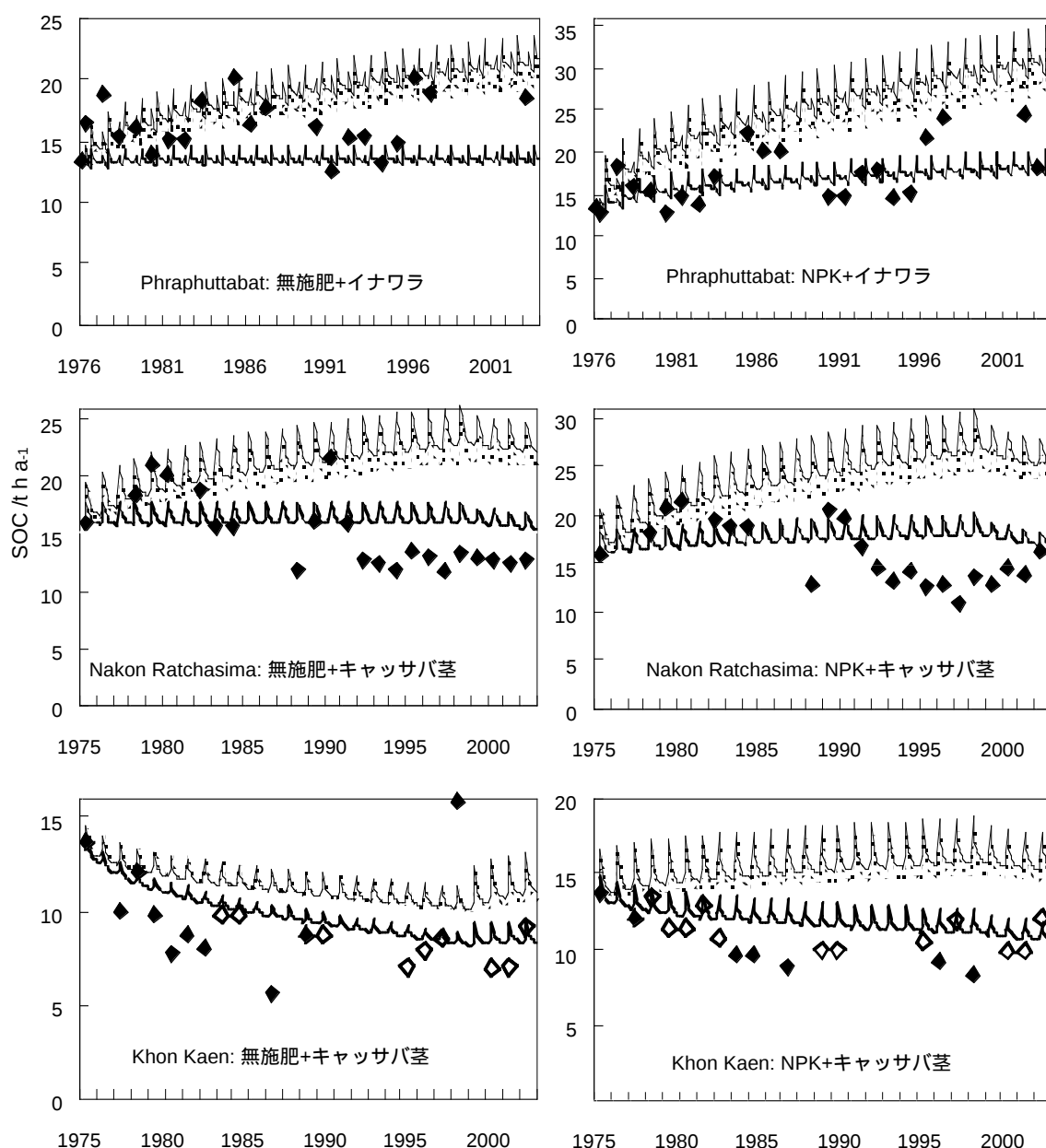


図 20 タイの 3 ケ所の連用試験地の有機物施用区における、土壌に投入される C 量と $DPM:RPM$ 比の、SOC 経年変化に対する感度分析結果。デフォルトの $DPM:RPM$ 比 (1.44) と C 投入量を使った場合 (細実線)、 $DPM:RPM$ 比を 3.35 ($DPM = 77\%$, $RPM = 23\%$) としてデフォルトの C 投入量を使った場合 (点線)、デフォルトの $DPM:RPM$ 比 (1.44) と 50% 減の C 投入量を使った場合 (太実線)。

計的尺度を示している。RMSEは、DPM：RPM比を3.35にした場合に6つの処理区全てで減少したが、その減少の程度は小さかった。同様に、Mとrも、DPM：RPM比を3.35に変更した場合は、DPM：RPM比とC投入量ともに変更しない場合と大きくは変わらなかった。一方、C投入量を50%に減らした場合は、C投入量と質をともに変更しない場合と大きく結果が異なった。RMSEはPhraphuttabatの無施肥+イナワラ施用区でわずかに増加したのを除き、他の5処理区ではいずれも大きく減少した。これは、C投入量を50%に減らすことによりモデルの適合性が大幅に向上したことを示す。Mの値も同様に、

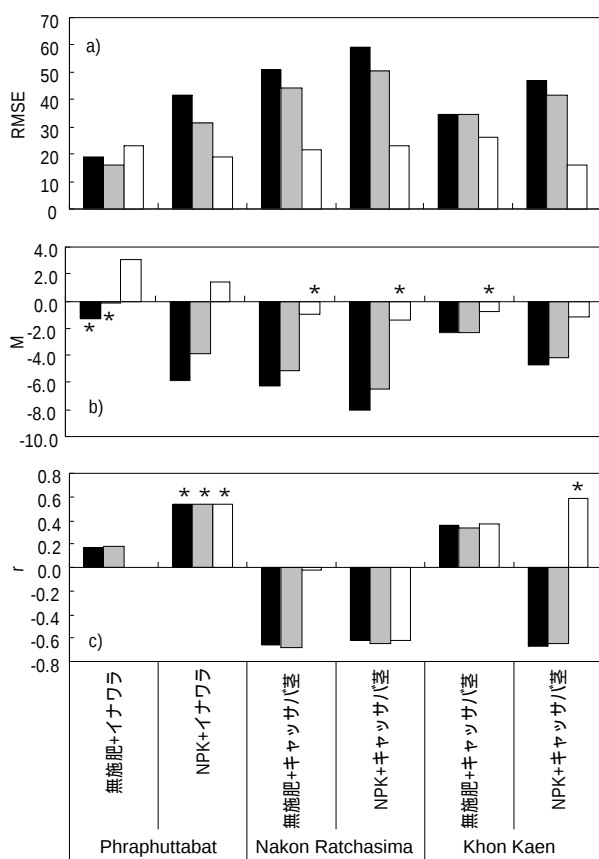


図21 タイの3ヶ所の連用試験地の有機物施用区における、土壌に投入されるC量とDPM:RPM比の、RothC計算値によるSOC経年変化の計算値に対する感度分析結果を示す統計的尺度。a) root mean square error (RMSE)。 b) mean difference (M)。*はMのT検定により $P < 0.025$ の危険率で有意なバイアスが存在しないことを示す。c) 相関係数(r)。*は実測値と計算値の間に $P < 0.05$ で有意な正の相関があることを示す。デフォルトのDPM:RPM比(1.44)とC投入量を使った場合(黒棒)、DPM:RPM比を3.35(DPM = 77%, RPM = 23%)としてデフォルトのC投入量を使った場合(灰色棒)、デフォルトのDPM:RPM比(1.44)と50%減のC投入量を使った場合(白棒)。

Phraphuttabatの無施肥+イナワラ施用区以外では大きく改善した。相関係数rの値は、Nakon Ratchasimaの無施肥+キャッサバ茎施用区とKhon KaenのNPK+キャッサバ茎施用区で改善されたが、Phraphuttabatの無施肥+イナワラ施用区では逆に悪くなった。また、他の3つの処理区ではほとんど変わらなかった。

以上の結果をまとめると、6処理区のうち5つの処理区では、C投入量を50%に減らすことによりモデルの適合性が向上した。つまり、最初のシミュレーションにおいてC投入量の推定値が過大評価されていたとすれば、SOCのモデル計算値が実測を大きく上回った理由が説明できることになる。ただし、C投入量を見積もる際に基礎となったイナワラやキャッサバ茎の投入量は実測された乾物重あるいは生重量であるため、誤差が生じるとしても生重量から乾物重に換算する際の乾物率、あるいは乾物重からCの重量に換算する際の乾物中のC含有率以外には考えられない。イナワラの乾物中のC含有率として用いた40%は一般的で妥当な値であり、C投入量が50%減となるために必要なC含有率の20%は、非現実的な低い値である。キャッサバ茎については、現物中の乾物率を30%、乾物中のC濃度を40%として計算したが、これも同様に妥当な値(Okaら, 1987)であり、C投入量が50%減になるためには乾物率とC濃度の一方あるいは両方を非現実的な低い値まで下げなければならない。これらのことから、モデル計算結果が実測を大きく上回った原因の全てをC投入量の推定の誤りに帰することは妥当ではないと考えられる。すなわち、モデルが実測を上回った原因について、他の可能性を検討する必要がある。

3) 過大評価の原因として考えられる他の因子

モデルが実測を上回った原因について、既往の研究例を調査した。熱帯においてSOMモデルを適用する際の精度や問題点について、いくつかの報告がある。Wuら(1998)は、東北タイの畑土壌においてRothCはSOCの動態を適切にシミュレートできると報告しているが、一方で、モデルが乾季における極度の乾燥による有機物分解の阻害程度を現実よりも過小に見積もってしまうためにSOC含量を過小評価する可能性があることを指摘している。しかし、これはモデルが実測より過小になる可能性を指摘したものである点で、本研究においてモデルがSOCを過大評価したこととは逆の例である。また、Woomer(1993)は、CENTURYモデルが実測よりもSOCを過小評価することを指摘し、その理由を有機-無機複

合体の強度を的確にシミュレートしていないためと述べているが、これも過小評価で、本研究とは逆の例である。Gijssmanら(1996)は、熱帯土壌においてCENTURYによるSOC計算値が実測よりも数倍程度も大きくなる場合があることを指摘しており、これはモデルの過大評価という点で本研究と一致する。しかし彼らの研究はCENTURYのなかに含まれるリン動態のサブモデルに焦点を絞ったものであり、SOCの過大評価の理由については議論されていない。Partonら(1989)は、CENTURYについて、過小評価と過大評価の両方の場合があることを報告しており、熱帯土壌においてモデル予測の精度を向上させるために以下の4点について検討が必要であると指摘している。すなわち、1)土性、鉱物組成、およびAlとFeの化学的組成がSOMの生成と分解に及ぼす影響；2)SOMの、各コンパートメントへの配分割合；3)pHがSOMの動態に及ぼす影響；4)SOCの溶脱の程度、である。しかし、これら4つの要因では、本研究におけるモデルの過大評価が多量の有機物が投入された処理区でのみ見られその他の処理区ではモデルと実測が精度良く一致したことが説明できない。

モデルの過大評価が多量の有機物が投入された処理区でのみ見られたことを説明できる他の要因として、土壤動物が有機物分解に及ぼす影響が考えられる。土壤動物による植物残渣の「かみ砕き」は、分解者である微生物に対する残渣の露出を促進する。代表的な土壤動物であるシロアリは、その大部分が熱帯から亜熱帯地域に分布している(Leeら, 1971)ため、有機物分解におけるシロアリの貢献度は温帯よりも熱帯において大きいと考えられる。シロアリは、セルロースやリグニンなどの難分解性有機物を消化できる(Wood, 1978)ことが知られている。Mandoら(1999)は、半乾燥地のサヘル地域においてワラの分解におけるシロアリの寄与率を70%と見積もっている。Tianら(1997)は、土壤水分や植物遺体の質などの要因により微生物による有機物分解が抑制されるような、微生物の活動にとって好適でない条件下では、植物遺体の分解における土壤動物の寄与率が大きくなるとの仮説を提案し、自然植生から農地への土地利用変化により、植物遺体の分解に及ぼす土壤動物の相対的な寄与率が増大したことを例示している。本研究の土壌は長年農耕地として使用されており、極端な乾季を持つという点で、微生物による有機物分解が抑制されやすい条件に置かれていると解釈できる。従って、多量の有機物が投入された処理区においてRothCがSOCを過大評価した理由が、有機物分解における土壤動物の寄与が熱帯にお

いては温帯よりも大きいことをRothCが考慮していないためである可能性が考えられる。さらに、熱帯では有機物残渣が速やかに分解してCO₂として放出されるために、土壌にすき込まれる前に地表から消失する現象がしばしば見られる。つまり有機物残渣のうちの一部は土壌にすき込まれる前に消失するため、残渣の投入量を全て土壌へのC投入としてとらえることは土壌へのC投入量を過大評価していることになると思うこともできる。この過大評価の程度は残渣の土壌へのすき込み方法にもよるが、RothCを熱帯の有機物残渣が多量に投入される土壌に適用する場合にはC投入量の推定に注意を要することは明らかである。

以上の議論の結果、熱帯において有機物を多量に施用した場合にRothCがSOCを過大評価する原因については、SOC動態に影響を及ぼすさまざまな因子のなかで熱帯と温帯で異なると考えられる因子(気象条件、土壌特性など)のうち、土壤動物の活性の違いが有力であると結論することができる。熱帯におけるSOC動態のより良い理解とモデル化には、土壤動物が有機物の分解に及ぼす影響のさらなる研究とモデルへの取り込みが必要であると考えられる。

II章の要約

- 1) 日本 の 非 黒 ボ ク 畑 土 壌 に お け る 長 期 連 用 試 験 6 地 点 (秋 田 ・ 熊 谷 : 褐 色 低 地 土 、 安 城 ・ 出 雲 : 黄 色 土 、 長 沼 : 灰 色 低 地 土 、 宇 佐 : 褐 色 森 林 土) の デ ー タ を 用 い て 、 RothC の 適 合 精 度 を 検 証 し た 。 6 地 点 の 全 て の 処 理 区 に お い て 、 SOC の 経 年 変 化 の モ デ ル 計 算 値 は 実 測 値 と 精 度 良 く 一 致 し た 。 検 証 に 用 い た 6 地 点 は 、 日 本 全 国 の 南 北 に 広 く 分 布 し て お り 、 年 平 均 気 温 は 7.0 ~ 15.5 、 年 降 水 量 は 1215 ~ 1873mm、土 壌 の 粘 土 含 量 も 11.8 ~ 27.7%と 広 範 な 値 を 含 ん で い る 。 さ ら に 、 各 試 験 地 は 異 な る 作 物 に よ る さ ま ざ ま な C 投 入 量 、 堆 肥 や ワ ラ な ど 有 機 物 資 材 の 施 用 の 有 無 な ど 多 様 な 管 理 条 件 を 含 ん で お り 、 C 投 入 が 多 く SOC が 増 加 傾 向 に あ る 処 理 区 、 逆 に SOC が 減 少 傾 向 に あ る 処 理 区 、 SOC が ほ と ん ど 増 加 も 減 少 も せ ず 維 持 さ れ て い る 処 理 区 な ど 、 さ ま ざ ま な SOC の 経 年 変 化 の パ タ ー ン を 含 ん で い る こ と か ら 、 RothC は 日 本 の 非 黒 ボ ク 土 畑 に お い て SOC の 経 年 変 化 を 精 度 良 く 計 算 で き る と 結 論 し た 。
- 2) 日 本 の 黒 ボ ク 土 畑 に お け る さ ま ざ ま な 気 象 ・ 土 壌 ・ 管 理 条 件 下 の 長 期 連 用 試 験 4 地 点 (北 見 、 藤 坂 、 塩 尻 、 大 隅) の デ ー タ を 用 い て 、 RothC の 適 合 精 度 を

検証した。4地点の全ての処理区において、SOCの経年変化のモデル計算値は実測値を大きく下回り、黒ボク土ではモデルが想定するよりも有機物の分解が遅いことを意味する結果となった。これは、RothCで採用されている土壌パラメータが粘土含量だけであるため、他の土壌と比べて腐植が非常に安定であるという黒ボク土の特性がモデルで考慮されていないことが原因と考えられた。

- 3) 黒ボク土の特性を反映させることで精度が向上するようにモデルの改良を試みた。黒ボク土のSOCは他の土壌に比べて多量であることは明らかであるが、その主な原因は、母材である火山灰の風化の過程で生成される活性のアルミニウム (Al) や鉄 (Fe) が腐植と結合して安定な複合体を形成するためと考えられている。そこで、RothCで定義されているコンパートメントのうち腐植に相当するHUM画分の分解率を変えることによりモデルを改良することとし、さらに、HUMの分解率を全ての黒ボク土において一律に変えるのではなく、活性のAlやFeの量をモデルの入力パラメータに取り入れ、それらの土壌中の含有量に応じて分解率を調整することとした。また、新鮮な火山灰から黒ボク土の生成が開始される時点ではSOCはゼロに近いことから、現行モデルにおいて土壌生成過程のはじめから常に一定量存在していると定義されているIOMについて、黒ボク土ではゼロに設定することとした。黒ボク土の理化学データベース (Andisol TU Database) から抽出した日本全国の林地および草地の32地点のデータを用い、各地点において、「SOCのモデル計算値が実測値と一致するためにはHUM画分の分解率を何分の一にすれば良いか」をあらわす係数 $H(f)$ を定義した。その上で、各地点の $H(f)$ と、活性のAl・Fe・Si含量の指標である酸性シュウ酸塩可溶Al、Fe、Siおよびピロリン酸塩可溶Al、Feとの回帰分析を行った結果、 $H(f)$ と最も相関が高いのはピロリン酸塩可溶Al含量 (Alp) で、 $H(f)=1.20+2.50 \times Alp (\%)$ の式が得られた。この式を用いてHUM画分の分解率を変化させた改良モデルを、4ヶ所の黒ボク土畑における長期連用試験地のデータを使って検証した結果、改良モデルではSOC計算値と実測値の適合精度が現行のRothCモデルよりも大きく向上したため、この改良モデルは日本の黒ボク土におけるSOCの経年変化予測に有効であると結論した。

- 4) RothCは熱帯での長期間の検証例が少ないため、タ

イの3ヶ所の長期連用畑のデータを用いてモデルの適合精度を検証した。有機質資材を投入していないトウモロコシとキャッサバの連用畑においては、熱帯における過去の検証例の3～5年よりも非常に長い期間 (27～28年) において、RothCがSOCの経年変化を精度良く計算できることが明らかになった。しかし、キャッサバの茎葉やイナワラなどの有機物を多量に施用したいくつかの処理区においては、モデル計算値が実測値を上回った。これは、モデルが想定するよりも実際の有機物の分解が早いことを意味するが、この過大評価は、モデルの入力パラメータである作物残渣の量やその質の推定の誤差では説明できなかった。土壌有機物動態に影響を与える因子のうち温帯と熱帯で大きく異なると考えられるさまざまな因子を検討した結果、シロアリなど土壌動物の活性の違いが、有機物を多量施用した区でRothCの計算結果の精度が悪かった主な原因と考えられた。このような場合にはRothCの適用に注意が必要であり、土壌動物の活性の違いをモデルに取り込むことの必要性が示された。

日本の水田土壌における モデルの検証と改良

水田では水稻作付期間に土壌が湛水されるため、土壌の有機物動態が畑状態とは大きく異なる。湛水状態が引き起こす嫌気的な条件が有機物の分解を阻害し、結果として水田の土壌有機物含量は畑よりも高い傾向がある (Mitsuchi, 1974; Zhang ら, 2004)。既存のSOM動態モデルのほとんどは畑状態における好気的有機物分解を想定して開発されたものであるため、水田にそのまま適用したとしても精度良く適合しないであろうことは容易に予想できる。

水田はアジアにおいて食料生産と環境問題の両面で重要な役割を担っている。アジアは世界のコメ栽培面積の約90%を占める水田地帯であり、水田の農耕地全体に占める面積割合も大きく、日本で40%、中国で25%を占める (IRRI, 2003)。そのため、アジアにおいては水田におけるSOC含量の変化は国全体の土壌生産力変動や温室効果ガス発生量の推定値に大きな影響を及ぼす。従って、水田において土壌有機物の動態を適切に予測できるモデルが求められている。

広く使われている既存のモデルの中では、Li ら (1992a) により開発されたDNDCモデルが、水田にも適

用されてきた唯一のモデルである。DNDCは、例えば、草地・畑・休耕地からの2ヶ月～1年間の N_2O と CO_2 発生量 (Liら, 1992b)、草地と畑からの1年間の CO_2 発生量 (Liら, 1994)、畑と水田からの1～2年間の NO 、 N_2O 、 CH_4 、 NH_3 の発生量 (Li, 2000)、畑からの1～2年間の N_2O 発生量 (Smithら, 2002)、畑と水田からの1～5年間の CH_4 、 N_2O 、 NO の放出量 (Caiら, 2003) などのように、主に農耕地土壌からの短期間の温室効果ガス発生量の実測データに対して適用され、詳細に検証されてきた。

一方で、86～150年の畑 (Liら, 1994)、21～117年の畑や草地 (Liら, 1997)、29～139年の畑、草地あるいは林地 (Smithら, 1997) において長期間のSOCの経年変化に対しても検証がなされてきた。しかし、水田における長期間のSOC経年変化に対しては十分に検証されていない。唯一、Liら (2003) による4～9年間の畑と水田におけるSOC経年変化に対する検証例があるだけで、例えば10年を超えるような長期のSOC経年変化に対する検証はされていない。その理由の一部は水田における長期連用試験データが、欧米のモデル開発者が使用できなかったり、またはそれほど多く存在しなかったためと考えられる。また、欧米では水田の重要性がそれほど認識されてこなかったことも理由のひとつであろう。一般にゆっくり起こるSOCの経年変化は、水田では畑よりもさらにゆっくりであると考えられ、短期間で変化を検出することはいっそう困難で、モデルの検証も難しいと考えられる。従って、長期の連用試験データを活用してDNDCモデルの検証を行うことには意義があると考えられる。

一方、DNDCモデルは構造が複雑で入力パラメータも多いため、モデルに必要な入力パラメータを長期にわたって取得することが難しいなど、モデル適用に際して問題点も多い。これに対してRothC (Colemanら, 1996) は構造が単純で必要なパラメータも少ないため、モデルの検証や改良が容易であるという利点がある。その利点を生かして、II章では日本やタイの畑土壌への適用や改良を比較的容易に行うことが出来た。RothCは他の多くの既存モデルと同様、畑を念頭に置いたモデルであるが、もしこの比較的単純なモデルを水田用に改良できれば非常に有用である。

本章では、日本の水田土壌における長期連用試験データを用いて、1) 水田にも適用されてきたDNDCモデルと、2) 畑用のモデルであるRothCを検証し、3) RothCをその単純な構造を保ったまま水田用に改良することを試みる。

1 DNDCモデルの検証

ここでは、既存の主要な土壌炭素動態モデルのなかで唯一、水田にも適用可能なDNDCモデルを、日本の水田土壌における長期連用試験データに適用し、その適合精度を検証した (Shirato, 2005)。

(1) 材料および方法

1) DNDCモデルの概要

DNDC (De-Nitrification and De-Composition model) モデルは土壌の炭素・窒素の生物地球化学を扱うプロセスモデルであり、土壌からの温室効果ガス発生を予測するために、Liら (1992a) によって開発された。モデルは頻りにバージョンアップされて来ており、最新版とそのマニュアルはインターネット (<http://www.dnnc.sr.unh.edu/>) から無償でダウンロードすることができる。本研究では、DNDC Version 80G (2003年5月29日にダウンロード) を使用した。

モデルの詳細はLiら (1992a; 1994; 2003)、Li (2000) などに詳しく述べられているが、モデルの概要を要約すると、1) 気象データ、土壌特性データ、作物特性データ、および肥培管理データを読み込む。2) 水熱サブモデル、作物生長サブモデル、および有機物分解サブモデルが、土壌環境変数 (地温、土壌水分、pH、Eh、溶存有機炭素、 NH_4^+ 、 NO_3^- など) を計算する。3) 硝化サブモデル、脱窒サブモデル、発酵サブモデルが土壌環境変数を読み込み、 N_2O および CH_4 などの温室効果ガス発生を予測する、となる (澤本, 2004)。

有機物分解サブモデルにおいて、SOCは4つのコンパートメント、すなわち、植物残渣 (Plant residue)、微生物バイオマス (Microbial biomass)、易分解性腐植 (Humads)、難分解性腐植 (Passive humus) からなり、これら4つのコンパートメントはそれぞれ2～3個の異なる分解率を持つサブコンパートメントから構成されている (図22)。各コンパートメントの分解率は、N含量、粘土含量、土壌温度、土壌水分などにより規定される。あるコンパートメントのCが分解されると、分解されたCの一部は CO_2 として放出され、一部は他のコンパートメントに移行する。土壌を仮想的に好気的な部分 (aerobic microsities) と嫌気的な部分 (anaerobic microsities) に分け、通気状態の違いにより嫌気的な部分が風船のように膨張や収縮する (Anaerobic balloonと呼ぶ) ことで水分状態に応じて好気的な反応が起きる部分と嫌気的な反応が進行する部分の比が変化するという仕組みを取り入れることにより、畑状態から水田や湿地にいたるさまざ

まな水分状態の土壌を同じモデルで取り扱うことができるようにしている（図23）。

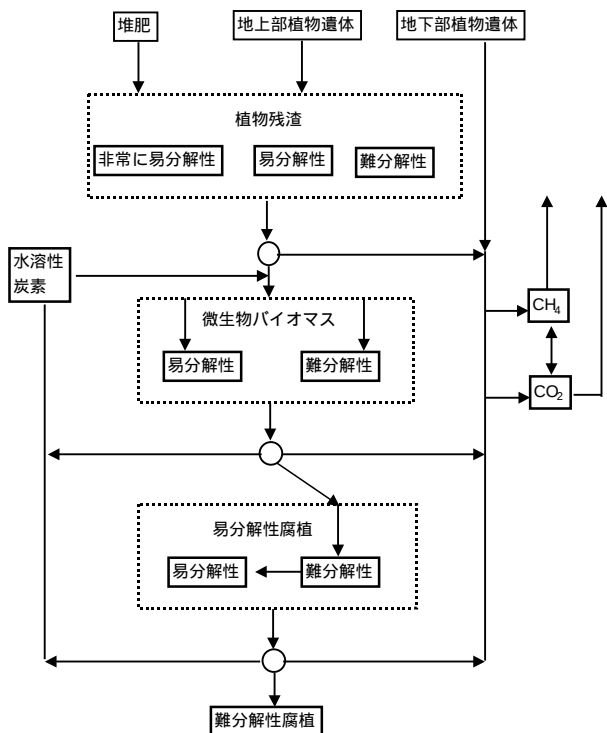


図22 DNDCの有機物分解サブモデルの構造(Zhangら，2002より作成)

2) 長期連用試験データを用いたモデルの検証

表13は、DNDCモデルの検証に用いた5ヶ所の長期（16～22年）連用水田の概要を示している。5ヶ所のうち3ヶ所（秋田：グライ土、富山：灰色低地土、島根：グライ土）は水稻単作で、2ヶ所（三重：灰色低地土、大分：黄色土）は冬作にオオムギやコムギを作付けする二毛作である。大分の冬作は全期間を通してオオムギで

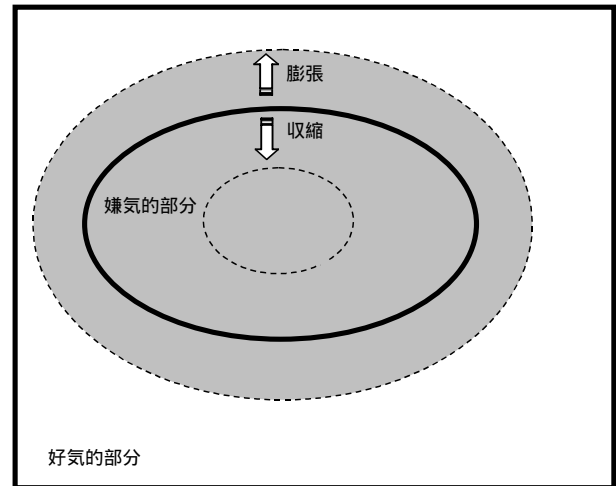


図23 水分・通気状態により膨張・収縮する'Anaerobic balloon'の概念図。Liら（2000）より改変

表13 DNDCの検証に使った日本の5ヶ所の連用水田の概要とモデルに必要な入力パラメータ

試験地名	秋田	富山	島根	三重	大分
緯度(N)	39°41'	36°37'	35°20'	34°38'	33°32'
経度(E)	140°07'	137°14'	132°44'	136°30'	131°23'
土壌名	細粒	礫質	細粒	細粒	細粒
(日本の農耕地土壌分類2次案)	グライ土	灰色低地土	グライ土	灰色低地土	黄色土
FAO/UNESCO分類名	Eutric Gleysol	Eutric Fluvisol 1	Eutric Gleyso 1	Eutric Fluvisol	Gleyic Cambisol
試験実施期間(年数)	1975-1990 (16)	1976-1994 (19)	1975-1992 (18)	1976-1997 (22)	1975-1995 (21)
作土深(cm)	10	13	14	15	18
作土の粘土含量(%)	30.9	9.7	32.4	22.0	23.4
仮比重(Mg m ⁻³)	1.00	1.10	1.00	1.00	1.23
pH	5.6	5.7	5.7	6.8	6.3
作土の初期SOC(g kg ⁻¹)	21.4	17.6	17.8	19.0	9.0
夏作物	水稻	水稻	水稻	水稻	水稻
播種日 ^a	4/11 (4/8-4/17)	4/8 (4/6-4/12)	4/4 (4/3-4/8)	4/27 (3/25-5/20)	5/18 (5/5-5/25)
移植日 ^a	5/18 (5/13-5/25)	5/8 (5/6-5/12)	5/4 (5/3-5/8)	5/27 (4/24-6/19)	6/17 (6/4-6/24)
収穫日 ^a	10/6 (9/26-10/18)	9/16 (9/8-9/22)	9/21 (9/12-9/29)	9/19 (8/22-10/4)	10/26 (10/20-11/5)
耕起日 ^a	5/12 (5/8-5/20)	4.21	4.30	5/24 (4/18-6/16)	6/14 (6/1-6/21)
N施肥量(kg ha ⁻¹) ^a	85 (60-110)	109 (85-115)	102 (60-110)	78 (65-100)	110 (100-132)
N施肥回数 ^a	2 (1-3)	5 (4-5)	4 (2-4)	2 (2-3)	4(3-4)
湛水開始日 ^a	5/12 (5/8-5/20)	4.21	4.30	5/24 (4/18-6/16)	6/14 (6/1-6/21)
湛水終了日 ^a	9/21 (9/11-10/3)	9/1 (8/24-9/7)	9/6 (8/28-9/14)	9/4 (8/7-9/19)	10/11 (10/5-10/21)
漏水の程度 ^b	2	3	2	2	2
冬作物	no	no	no	オオムギ(コムギ) ^c	オオムギ
播種日 ^e	no	no	no	11/12 (10/27-12/9)	11/24 (11/14-12/9)
収穫日 ^a	no	no	no	5/27 (5/21-6/13)	5/29 (5/23-6/10)
耕起日 ^a	no	no	no	11/12 (10/27-12/9)	11/24 (11/14-12/9)
N施肥量(kg ha ⁻¹) ^a	no	no	no	80	89 (80-110)
N施肥回数 ^a	no	no	no	2	3 (2-3)
ワラ施用日 ^a	no	10/6 (9/28-10/12)	10/21 (10/12-10/29)	11/12 (10/27-12/9)	11/24 (11/14-12/9)
ワラ施用量(kg C ha ⁻¹) ^a	no	1840	2000	1499 (1155-2100)	1750

a: 日付は、月/日の表示法で、平均の日付（最も早い日付-遅い日付）で示した。施肥量、回数は、平均（最小-最大）で示した。b: モデル中で既定の1（遅い）から3（速い）までの3段階から選択した。c: 1985年まではオオムギ、1986年から1990年までコムギ、1991年以降は水稻単作に変更された。

あったが、三重では、1976～1985年までオオムギ、1986～1990年はコムギで、1991年以降は水稻単作に変更された。秋田を除く4ヵ所については、化学肥料単用区（NPK区）と化学肥料+イナワラ施用区（NPK+イナワラ区）の2処理区のデータを用いたが、秋田だけはNPK+イナワラ区が存在しないため、NPK区だけを用いた。これら5ヵ所の灰色低地土、グライ土、黄色土は、日本の水田土壌の総面積のそれぞれ37、31、5%を占める（土壌保全調査事業全国協議会編，1991）。

気象の入力パラメータは、降水量と最高気温、最低気温の日別値を用いた。これらは各試験地に最も近い地点のアメダス（AMeDAS）データから各年のデータを取得した。アメダスデータが存在しない年次や欠測値がある場合は、入手できた年次のデータから計算した試験期間中の平均値で補完した。必要な入力パラメータのうち、降雨水中の窒素濃度、大気中のアンモニアガスとCO₂の濃度は、モデルが定める既定値をそのまま用いた。土壌特性パラメータと営農管理パラメータは、秋田については、秋田県農業試験場（1985）その他の成績書類、三重については、三重県農業技術センター（1979; 1980; 1981; 1982; 1983; 1984; 1985; 1986; 1987; 1988; 1989）その他の成績書類、大分については、大分県農業技術センター化学部（1984）、大分県農業技術センター（1991; 1992; 1993; 1995; 1996）その他の成績書類、島根については、島根県農業試験場（1984）、島根県農業試験場土壌肥料科（1985; 1986; 1987; 1988; 1989; 1990; 1991; 1992）その他の成績書類、富山については、富山県農業試験場化学課（1984; 1986）、富山県農業技術センター 農業試験場土壌肥料課（1987; 1995）から得た。ただし作土の粘土含量のうち秋田については駒村ら（1999）から引用し、三重については、2002年に現地の土壌を採取し、ピペット法（中井，1997）で分析した。モデルを実行する際に必要となる表層5 cmのSOC濃度には、表13に示した作土の初期SOC実測値を用いた。この初期SOCの各コンパートメントへの割り振りは、モデルが自動的に計算する既定値に従った。

営農管理に関するパラメータとして必要な作付体系、播種、移植、収穫、耕起の日付、窒素肥料とワラの施用量と日付、水稻の場合の湛水期間などは、表13に試験期間を通しての平均値と範囲（最小値 - 最大値；日付の場合は最も早い日付 - 最も遅い日付）を示したが、実際の計算では各年の個別の値を用いた。表13に示した情報以外にもいくつか細かい営農管理のパラメータが必要であった。耕起については、耕起深を0、5、10、20cm

の4つから選択することとされているが、厳密な耕起深は不明であったので、便宜的に水稻作付前は20cm、冬作前は10cmを選択した。N施肥については、化学肥料の種類を7つの選択肢から、施用の深さを表層施肥と深層施肥から選択する必要があるが、便宜的に全て硫安で表層施肥（5 cmの位置に施肥）を選択した。湛水期間中の中干しや間断灌漑については、その時期や湛水量が不明であるため、全ての計算で中干しは行われなかったと仮定した。根圏（0～30cm）から下方への水の浸透速度の程度を、1（遅い）から3（速い）までの3つから選択する必要があるため、便宜的に礫質である富山は3（速い）を、その他は2（中間）を選択した。灌漑水のpHを入力する必要があるが、データは存在しないため、便宜的に全ての地点でpH=5.7とした。除草や各作物に対する灌水については、情報がなかったため行われなかったものと仮定した。

作物の収穫後、作物の地下部（根）は全てが土壌中に残存し次の耕起時に土壌にすき込まれるが、地上部の収穫部位を除く残渣（茎葉）のうち刈株などとして土壌にすき込まれる部分の割合は任意の値を入力する仕組みになっている。そこで、地上部の茎葉全体に対する刈株の割合を、小川ら（1988）による各種作物の部位別乾物重構成比のデータから推定した。すなわち、水稻では玄米 = 37.2%、籾殻 = 8.2%、茎葉 = 44.6%、刈株 = 6.7%、根 = 3.3%の構成比から、刈株/（茎葉 + 刈株） = 0.13となるため、刈株も含む地上部茎葉全体のうち13%がすき込まれることとした。同様に、コムギでは、子実 = 32.3%、ふい = 9.7%、茎葉 = 40.6%、刈株 = 9.4%、根 = 8.1%から、地上部茎葉全体のうち19%がすき込まれることとした。オオムギについてはコムギと同じ比率を使用した。

作物生長は、作物生長サブモデルが作物の種類別に用意している既定の作物生長パラメータにより、自動的に計算された。

SOCのモデルによる計算値と実測値の適合程度を定量的に評価するため、RMSE（Root Mean Square Error）とM（Mean Difference）の2つの統計的尺度を用いた。統計値の計算には、Modevalという統計ソフトウェア（Smithら，1996）を使用した。

（2）結果および考察

1）作物生長サブモデルにおけるパラメータの調整

モデル計算の結果、作物収量の計算値が実測と大幅に異なることが明らかになった（表14）。水稻とコムギの

収量は常に実測値よりも大きく、水稻で実測値の1.5～2.3倍、コムギでは3.2～6.4倍大きい値であった。オオムギでは逆に実測値よりも3.4～3.6倍小さかった。さらに収穫部位だけでなく作物体の各部位別にモデルの計算結果をみると、水稻とコムギではほとんどの場合に収穫部位と茎葉の両方が実測よりも大きく、大分の水稻だけは例外で収穫部位が大きく茎葉は実測よりも小さかった。収穫部位だけでなく茎葉の量も実際より多くなれば、作物残渣として土壌にすき込まれる刈株と根の量が実際よ

りも多くなるため、正しい残渣投入量で計算した場合よりもSOCの計算値が大きくなる方向に影響が出る。逆に残渣量が少なめに計算された場合はSOC計算結果が少なめに計算されることになる。表15は、作物残渣（刈株＋根）由来の土壌にすき込まれるC量の、モデル計算値と実測収量に基づく推定値を比較したものである。モデル計算値は、前述したように作物生長サブモデルの計算結果の根の全量と茎葉の一部（水稻では13%、コムギ・オオムギでは19%）を合計した値である。ただし乾物

表14 既定の作物生長パラメータと改良パラメータを使った場合のDNDCによる作物乾物収量の計算値と実測値の比較。試験期間を通しての平均、最小、最大値を示した。

作物名	試験地	処理区	乾物収量 (Mg ha ⁻¹) ^a								
			DNDC (既定パラメータ)			DNDC (改良パラメータ)			実測値		
			平均	最小	最大	平均	最小	最大	平均	最小	最大
水稻	秋田	NPK	7.55	3.93	9.80	4.51	3.04	5.09	4.92	3.90	5.78
	富山	NPK	6.61	5.66	7.36	4.19	3.63	4.86	4.37	3.76	5.43
		NPK+ワラ	6.79	5.67	7.60	4.25	3.67	4.94	4.21	3.21	5.35
	島根	NPK	7.37	4.40	9.80	4.03	3.47	4.55	4.36	3.01	5.20
		NPK+ワラ	10.36	8.78	11.71	4.38	3.86	5.06	4.49	3.58	5.42
	三重	NPK	6.06	2.82	8.00	4.49	3.51	4.99	4.16	3.13	5.73
		NPK+ワラ	7.60	5.63	10.79	5.07	4.27	7.24	4.07	3.28	5.05
	大分	NPK	8.22	6.71	10.72	5.08	4.31	5.98	4.61	3.73	5.72
オオムギ		NPK+ワラ	7.77	6.06	10.72	4.96	4.04	5.98	4.81	3.58	5.99
	三重	NPK	0.71	0.53	0.78	2.37	1.71	2.63	2.44	1.58	3.17
		NPK+ワラ	0.80	0.68	0.88	2.52	1.73	2.80	2.69	1.82	3.53
	大分	NPK	0.72	0.55	0.83	2.43	1.80	3.02	2.61	0.88	4.03
コムギ		NPK+ワラ	0.79	0.63	0.90	2.52	1.86	3.10	2.82	1.23	4.01
	三重	NPK	7.82	5.15	9.41	2.62	2.54	2.79	2.41	1.69	3.88
		NPK+ワラ	10.78	7.04	12.79	2.78	2.63	2.93	2.37	1.28	3.99

a: 水稻：玄米収量、オオムギおよびコムギ：子実収量

表15 既定の作物生長パラメータと改良パラメータを使った場合のDNDCによる作物残渣由来の土壌へのC投入量の計算値と実測収量に基づく推定値の比較。試験期間を通しての平均、最小、最大値を示した。

作物	試験地	処理区	作物残渣（根+刈株）由来の土壌へのC投入量 (kg ha ⁻¹)								
			DNDC (既定パラメータ) ^a			DNDC (改良パラメータ) ^a			実測収量に基づく推定値 ^b		
			平均	最小	最大	平均	最小	最大	平均	最小	最大
水稻	秋田	NPK	638	515	702	444	377	481	532	421	624
	富山	NPK	668	234	730	482	177	534	473	406	587
		NPK+ワラ	674	234	743	483	177	538	454	347	578
	島根	NPK	752	669	828	407	377	432	471	325	562
		NPK+ワラ	846	804	900	416	381	441	485	387	586
	三重	NPK	518	438	644	437	326	675	446	338	619
		NPK+ワラ	611	456	928	466	324	774	439	354	545
	大分	NPK	435	331	531	482	380	596	498	403	618
オオムギ		NPK+ワラ	428	311	530	478	366	591	522	405	640
	三重	NPK	3446	2713	3773	545	430	582	527	342	684
		NPK+ワラ	3808	3084	4227	552	430	590	581	393	762
	大分	NPK	3280	2783	3790	585	482	661	563	191	872
コムギ		NPK+ワラ	3542	2946	4166	588	483	665	613	206	915
	三重	NPK	990	647	1199	530	487	591	521	365	837
		NPK+ワラ	1132	895	1272	538	492	618	512	276	862

a: DNDCでは根に加えて、茎葉のうち一定の割合（任意に設定可能）が刈株として土壌に投入される。小川ら（1988）による各種作物の部位別乾物重の比率（水稻：子実37.2%、籾殻8.2%、茎葉44.6%、刈株6.7%、根3.3%；オオムギ・コムギ：子実32.3%、籾9.7%、茎葉40.6%、刈株9.4%、根8.1%）から、茎葉のうち刈株として土壌に投入される割合を、水稻とオオムギ（あるいはコムギ）では、それぞれ13%と19%に設定した。b: 水稻の場合、根+刈株中のC量＝玄米乾物収量×0.11。オオムギ・コムギの場合、根+刈株中のC量＝子実乾物収量×0.22で収量の実測値から推定した。これらの関係式は、乾物中のC濃度40%を仮定し、小川ら（1998）による各種作物の部位別乾物重の比率から導いた。

中のC濃度40%を仮定してC量に換算して表示した。一方、実測収量に基づく推定値は、小川ら(1988)による各種作物の部位別乾物重構成比を用いて実測の玄米重や子実重から根+刈株の重量に換算し、さらに炭素濃度40%を仮定して、水稻では根+刈株のC量=玄米乾物重×0.11、オオムギとコムギでは根+刈株のC量=子実乾物重×0.22で算出した。作物生長サブモデルが実際の作物生長を適切に再現していればこの両者は一致するはずであるが、実際のモデル計算によるC投入量は、水稻では大分で実測収量から推定したよりも1.1~1.2倍小さい他は1.2~1.7倍大きく、コムギでは全ての地点で1.9~2.2倍大きく、オオムギでは全ての地点で5.8~6.6倍大きかった。特にオオムギの場合は、収穫部位が非常に小さく他の部位が非常に大きく計算されており、モデル計算による作物生育が実際の生育とかけ離れ、原因不明ながら作物の栄養生長から生殖生長への移行がうまく再現できていなかったと考えられた。

このように、DNDCは作物生長サブモデルを含み、土壌へのC入力量が作物生長サブモデルにより計算される根や地上部残渣量により決まるため、作物生長が適切にシミュレートできなければSOC動態も適切にシミュレートできないことになる。仮にSOCの経年変化が実測と精度良く一致していたとしても、それは、不正確な作物生長の計算による不正確なC投入量と不正確な土壌中のC動態の計算によって偶然に一致したものである可能性が否定できない。

モデルが定める既定の作物生長パラメータをそのまま用いた結果、作物の収量のみならず残渣の供給量もうまく計算できていなかったことが明らかとなったので、このままではDNDCの有機物分解サブモデルの妥当性を検証することはできない。そこで、収量と根や刈株の残渣量の両方が実測収量、あるいは実測収量からの推定値と一致するように作物生長サブモデルのパラメータを改良

することを試みた。いくつかあるパラメータを既定値から少しずつ変えながらさまざまな組み合わせで計算を繰り返し、表16に示したようなパラメータの組み合わせの時に収量と残渣の量が最適になることを見出した。ただし、オオムギについてはさまざまにパラメータを変えても満足のいく結果が得られなかったため、モデルが定める冬コムギのパラメータをオオムギにも用いた。このようにして得られた改良作物生長パラメータを用いた計算により、収量の計算値:実測値の比は全ての作物において0.9~1.2の範囲(表14)、残渣からのC投入量の計算値:実測収量からの推定値の比は0.8~1.1の範囲(表15)となり、モデルが定める既定の作物生長パラメータを用いた場合に比べて大幅に実測に近づいた。これにより、作物から土壌への残渣の供給量が適切にシミュレートできることになったとみなせるので、この改良パラメータを用いた計算により、有機物分解サブモデルの精度を検証できることになる。

2) 有機物分解サブモデルの適合精度

図24と図25は、それぞれ既定の作物生長パラメータと改良作物パラメータを使った場合のDNDCによるSOC経年変化の計算値を実測値と比較したものである。

秋田では、SOCの実測値は16年間の試験期間にわずかに減少した。改良作物パラメータを使った場合のDNDCによるSOC経年変化の計算値は実測値と精度良く一致しており(図25)、既定の作物パラメータを使った場合(図24)よりも一致程度はわずかに良かった。ただし、両者の計算結果には大きな違いはなかった。

富山では、19年間の試験期間にSOCの実測値はNPK区でわずかに減少しNPK+イナワラ区ではわずかに増加した。秋田の場合と同様に、既定の作物生長パラメータと改良作物パラメータを使った場合のDNDCによるSOC経年変化の計算値はともに実測値の経年変化とほぼ精度

表16 DNDCによる作物生長が実測に適合するための改良作物生長パラメータと、デフォルトのパラメータの比較

作物	パラメータ	デフォルト	改良パラメータ				
		値	秋田	富山	島根	三重	大分
水稻	吸収光の初期利用効率	0.40	0.30	0.30	0.25	0.33	0.42
	(kg CO ₂ ha ⁻¹ hour ⁻¹ J ⁻¹ m ² s)						
	栄養生長時の作物生長速度	0.009	0.020	0.020	0.020	0.016	0.019
	(day ⁻¹)						
	生殖生長時の作物生長速度	0.028	0.050	0.050	0.050	0.046	0.055
	(day ⁻¹)						
冬コムギ ^a	吸収光の初期利用効率	0.40	-	-	-	0.19	0.22
	栄養生長時の作物生長速度	0.030	-	-	-	0.021	0.024
	生殖生長時の作物生長速度	0.0265	-	-	-	0.0600	0.0750

^a: オオムギ・コムギともに、モデルがデフォルトとして定めている冬コムギの作物生長パラメータを計算に使った。

良く一致しており、この図からは優劣の判断がつけられない。

島根では、18年間の試験期間にSOCの実測値はNPK区ではほぼ横ばいで、NPK+イナワラ区では明らかに増加した。NPK+イナワラ区では改良作物パラメータを使った計算結果が実測値と精度良く一致したが、既定のパラメータを使った場合は実測値よりも高いSOCが計算され、モデルの精度は明らかに改良パラメータを使った場合の方が優れていた。一方、NPK区では、2つの計算結果はともに実測値の経年変化とほぼ精度良く一致しており、この図からは優劣の判断がつけられない。

三重では、22年間の試験期間にSOCの実測値はNPK区とNPK+イナワラ区ともにわずかに増加した。モデル計算値は、2つの処理区ともに改良パラメータを使った場合の方が既定のパラメータを使った場合よりも明らかに実測値に近かった。既定のパラメータを使った場合にはSOC計算値が初期に大幅に増加し、その後減少に転じているが、この経年変化のパターンは明らかに実測とは異なる。三重では試験の初期には冬作にオオムギが作付され、その後コムギに変更され、後半は水稻単作に変更されたが、特に初期のオオムギの生長が既定のパラメータではうまく再現されず実際と大きく異なっていたこと

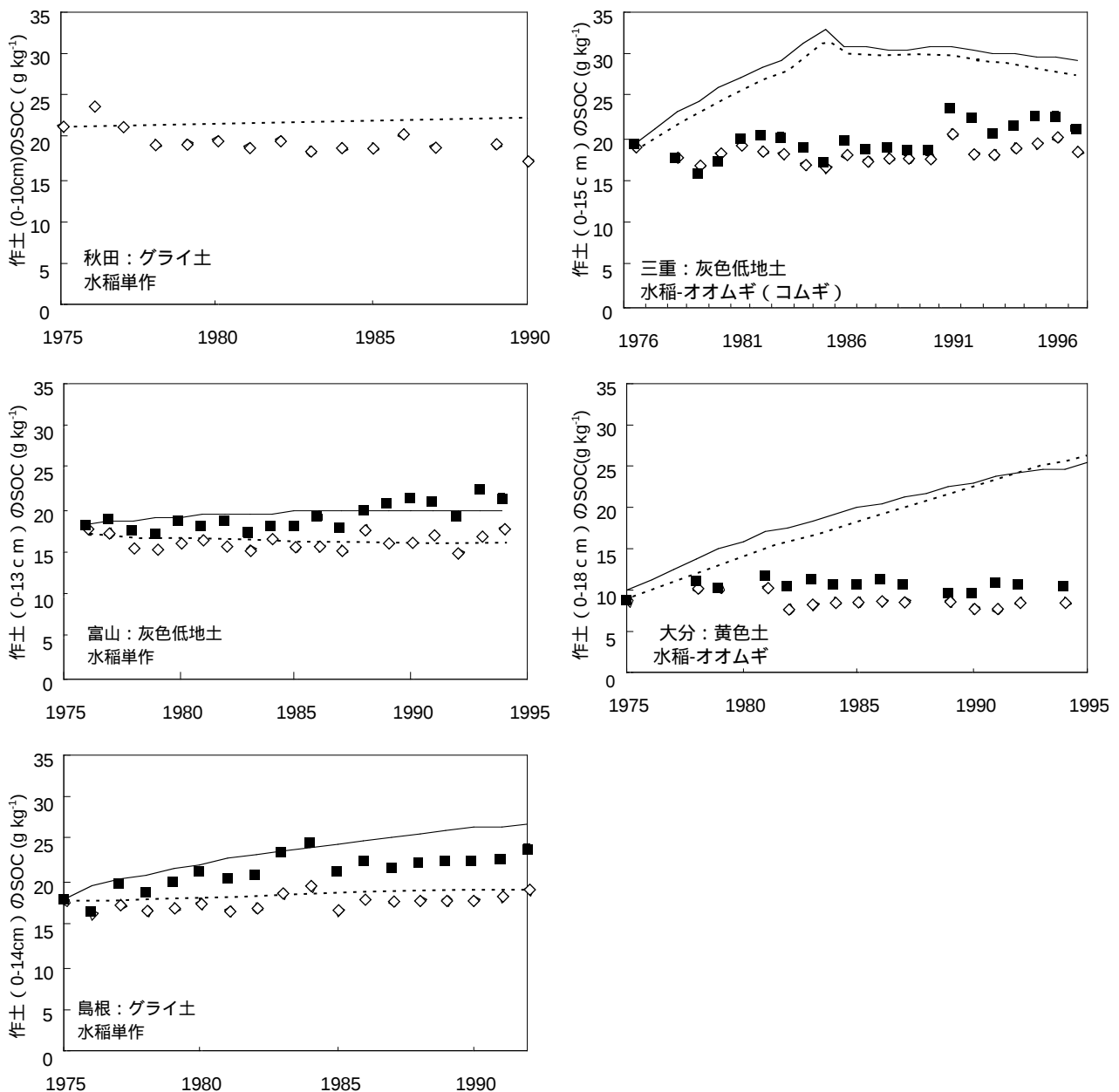


図24 日本の5ヶ所の長期連用水田における既定の作物生長パラメータを使った場合のDNDCによるSOC経年変化の計算値と実測値の比較。◇：NPK区実測値、■：NPK+イナワラ区実測値、点線：NPK区モデル計算値：実線：NPK+イナワラ区モデル計算値

がこの明らかな不一致を招いたと考えられる。作物生長が適切に再現された改良パラメータを使った計算では、モデルと実測が非常に良く一致していた。

大分では、21年間の試験期間にSOCの実測値はNPK区とNPK+イナワラ区ともにほぼ横ばいであった。三重と同様に2つの処理区ともに改良パラメータを使った場合の方が既定のパラメータを使った場合よりも明らかに実測値に近かった。既定のパラメータを使った場合には二つの処理区ともにSOC計算値は大幅に実測値を上回った。一方、改良パラメータを遣った場合には、依然としてわずかに過大評価であったが、既定のパラメータを使

った場合に比べて明らかに実測により近い値をとった。

図26はモデル計算値と実測値の適合程度を表す統計的指標を示している。モデルと実測の一致程度を示す尺度のRMSEは、改良パラメータを使った場合において既定のパラメータを使った場合よりも明らかに小さく、それは特に水稲単作の試験地(秋田、富山、島根)よりも冬作を持つ試験地(三重、大分)において顕著であった。同様に、モデルのバイアスの程度を示す尺度であるMも、改良パラメータを使った場合の方が大幅に小さかった。特に冬作を持つ三重と大分ではMが大きな負の値であり、モデルが実測を過大評価したことが明らかであ

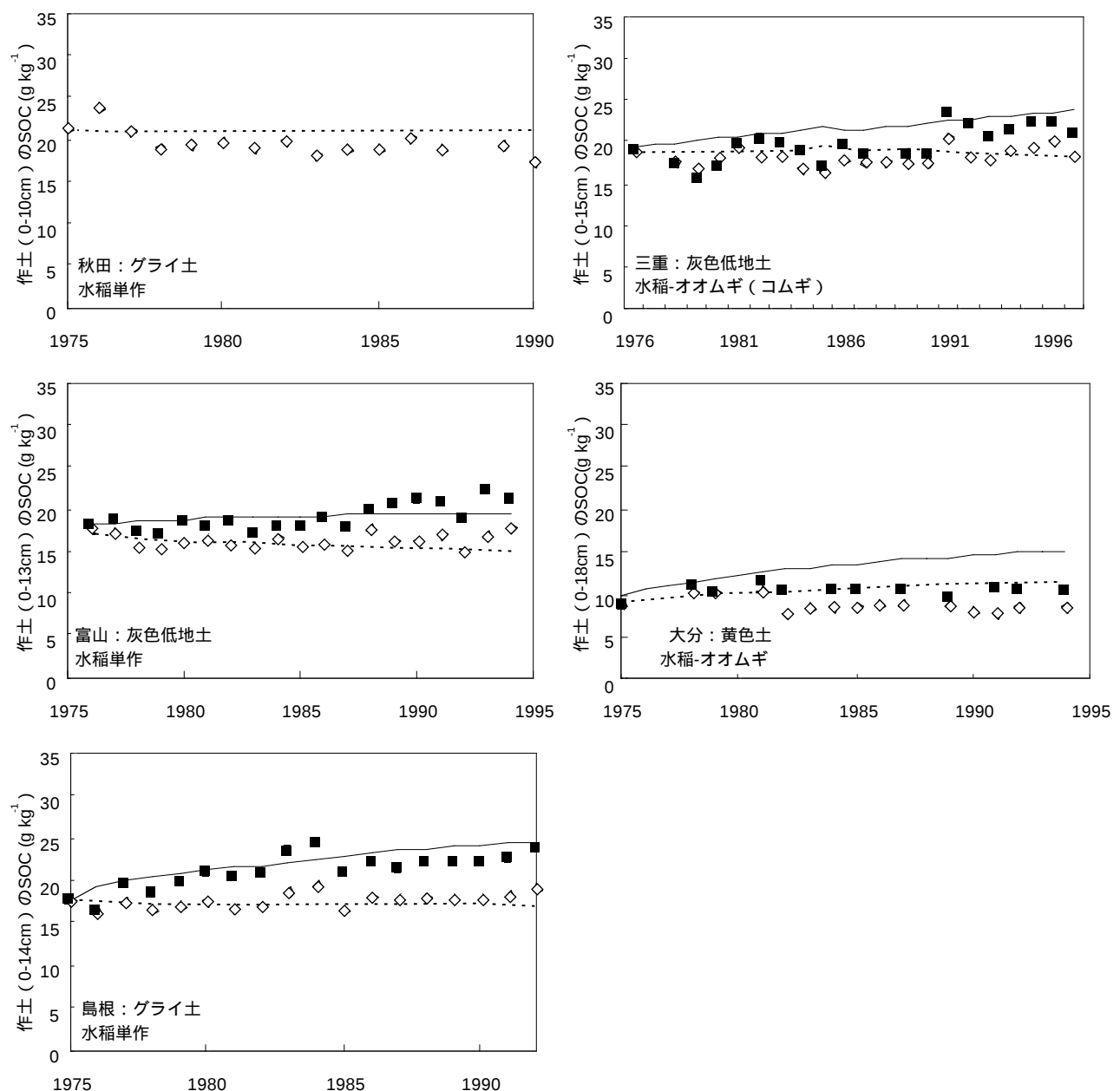


図25 日本の5ヶ所の長期連用水田における作物生長が実測と適合するように作物生長パラメータを改良した場合のDNDcによるSOC経年変化の計算値と実測値の比較。◇：NPK区実測値、■：NPK+イナワラ区実測値、点線：NPK区モデル計算値、実線：NPK+イナワラ区モデル計算値。

った。

以上のような統計的解析と図25から、改良作物生長パラメータを用いた時のDNDCによるSOCの経年変化計算値は実測値と精度良く適合した、すなわち、作物生長が適切に計算された場合にはDNDCモデルの有機物分解サブモデルは日本の水田における5ヶ所の試験地における長期（16～22年）のSOC経年変化を精度良く計算できたといえる。これらの5ヶ所の試験地は日本全国の北から南まで幅広い範囲に分布しており、年平均気温は11.2～15.6℃、年降水量は1520～2483mm、土壌の粘土含量も10～32%（表13）と広範な値をとっている。さらに、各試験地は異なる作付け体系（水稲単作・オオムギやコムギとの輪作）や異なる肥培管理（NPK区とNPK+イナワラ施用区）の2つの処理区を含んでいる。このように、DNDCの有機物分解サブモデルは、日本の水田におけるさまざまな気象、土壌、営農条件において検証され、Liら（2003）によって検証された4～9年よりもはるかに長期間においても水田でのSOC経年変化を精度良く計算できることが明らかになった。

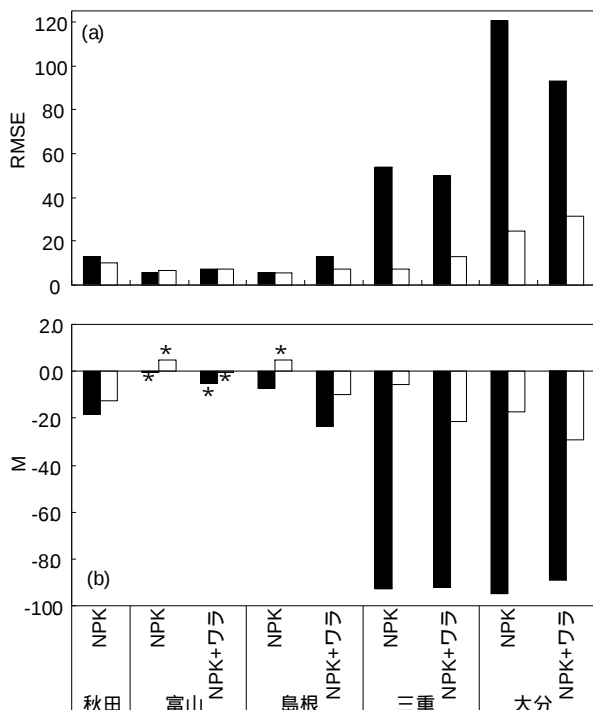


図26 日本の5ヶ所の長期連用水田におけるSOC経年変化のDNDCによる計算値と実測値との適合程度を示す統計的尺度。(a) root mean square error (RMSE)。(b) mean difference (M)。*はMのT検定により $P<0.025$ の危険率で有意なバイアスが存在しないことを示す。デフォルトの作物生長パラメータを使った場合（黒棒）、改良作物生長パラメータを使った場合（白棒）。

3) モデル適用の際の問題点

しかし、一部の試験地ではSOC経年変化の計算値が実測と精度良く一致しない場合もあった。特に大分では2つの処理区でともにモデルが実測を過大評価した。この理由は明らかではないが、大分のSOC初期値が5つの試験地のうちで最も低い（ 9.0g C kg^{-1} ）ことが理由のひとつとして考えられる。つまり、SOC量は土壌へのC入力量と分解によるC出力量の差で決まるため、低いSOC量の土壌では同じC投入量であってもSOCが増加しやすい。このような極端にSOC量が低い土壌においてはモデルの適用に注意する必要がある。ただし、地力保全基本調査代表断面データのコンパクトデータベース（織田ら、1987）によると、日本の水田土壌のSOC平均値は 29g C kg^{-1} で、本研究に用いた灰色低地土、グライ土、黄色土の水田の平均はそれぞれ23、25、 23g C kg^{-1} であり、さらにこの3つの土壌群のSOCの全データの半分が17～ 29g C kg^{-1} の範囲に入ることから、本研究の大分試験地の 9.0g C kg^{-1} は極端にSOC含量が低い例であることがわかる。

作物生長パラメータを調節し適切な収量と残渣供給量に合わせる作業は、多数回の試行錯誤を必要とし、簡単ではなかった。DNDCが既定値として提供している各種の作物生長パラメータは、例えば品種が異なれば大きく異なるという性質のものであると理解できるが、既定のパラメータは作物ごとに一つずつ示されているに過ぎず、一般のモデル使用者はそれを使わざるを得ない。つまり、注意深いパラメータの調節により作物生長を適切にシミュレートしなければSOCの経年変化は適切に計算できないにもかかわらず、それに必要な品種ごとの適切なパラメータの選択などは一般のモデル使用者には難しいことから、このモデルは作物生長のモデリングに精通した専門化向けの道具と捉えることができる。ただし、DNDCモデルは頻繁に改良が重ねられてきており、特に作物生長サブモデルについては現在もそれが進行中であるため、作物生長のモデリングに関する問題点は今後解決される可能性が高い。

もうひとつの問題点は、営農管理に関する必要な入力パラメータが、特に長期のモデリングを行う際には入手困難な場合が多いことも問題である。例えば、本研究では中干しや間断灌漑などの営農管理の情報が未知のため、便宜的に中干しがおこなわれず継続的に湛水条件にあったと仮定したが、これがSOC経年変化の計算結果に誤差を生じさせた可能性もある。モデルの精度を向上させ、一般のモデル使用者にとっても容易に使いこなせる

モデルにするためには、主要な品種の作物生長パラメータと主な地域ごとの一般的な営農管理の情報を整理したデータベースを構築しておくことが非常に有用であると考えられる。

以上のようにいくつかの問題点があるが、全体としてDNDCの有機物分解サブモデルは、過去に短期間においては既に検証されていたのと同様、水田における長期間のSOC経年変化を予測するのに効果的なモデルであると結論できる。他のSOM動態モデルにはない'anaerobic balloon'(図23)が収縮や膨張をする、という独自の仕組みが、湛水状態の土壌と畑状態の土壌をともに取り扱うことができることの大きな鍵となっており、このことは他のモデルを水田用に改良する際にも参考になると考えられる。

2 RothCの検証

ここでは、本来は畑状態の土壌向けに開発されたモデルであるRothCを、日本における長期連用水田のデータに適用し、その適合精度を検証した(Shiratoら, 2005b)。

(1) 材料および方法

表17は、RothCの検証に用いた5ヶ所の長期(16~22年)連用水田の概要を示している。使用したデータは、前節のDNDCの検証に用いた5ヶ所と同じである。

前述した畑土壌における場合と同様に、SOCの経年変化をモデルで計算する前に各試験地の初期SOC量(表17)にモデルのSOC初期値を合わせるための平衡状態を仮定したモデルの繰り返し計算を行い、その後、SOCの経年変化を、各試験地の各処理区別にそれぞれの土壌管理条件に基づいて計算した。

平衡状態を仮定したモデルの繰り返し計算の際の投入CのDPM:RPM比は、Colemanら(1996)によるモデルの既定値(図1)のうち、作物における推奨値である1.44(DPM=59%、RPM=41%)を選択した。表17に

示したIOM量は、Falloonら(1998a)の提案したSOC量とIOMの関係式($IOM = 0.049 \times SOC^{1.139}$)を用いて計算した。月平均気温と月降水量は、気象庁(1996)の1kmメッシュ気候値を用いた。各試験地がどのメッシュに属するかは、地形図上の位置から特定した。水面蒸発量は日本ではデータが少ないため、気温から蒸発量を推定するThornthwaite(1948)の可能蒸発散量で代用した。この平衡状態におけるC投入量は表17に示した値になった。

以上のようにして連用試験開始時点のSOCにモデルの初期値を合わせ、その時の5つのコンパートメントの構成比を計算したあと、各試験地の各処理区別にそれぞれ月別の作物残渣と堆肥由来のC投入量と土壌被覆の有無の情報に応じて表17に示した試験期間のSOC経年変化のモデル計算を行った。気象のパラメータは、平衡状態の計算と同じ平年値を用いた。表18は、各試験地の試験期間を通じた1年間あたりの作物残渣とイナワラそれぞれに由来するC投入量の平均値を示している。イナワラ施用区におけるイナワラ由来のC投入量は、施用量とC濃度から計算した。刈り株や根など作物残渣由来のC投入量は、小川ら(1988)による各種作物の部位別乾物重構成比のデータを用い、作物収量データから換算した。すなわち、水稻では、玄米=37.2%、籾殻=8.2%、茎葉=44.6%、刈株=6.7%、根=3.3%の乾物構成比と乾物中のC濃度40%から、根+刈株のC量=玄米乾物収量 $\times 0.11$ が導かれ、コムギについては、子実=32.3%、ふ=9.7%、茎葉=40.6%、刈株=9.4%、根=8.1%の乾物構成比と乾物中のC濃度40%から、根+刈株のC量=子実乾物収量 $\times 0.22$ が導かれた。オオムギについてはコムギと同じ係数を使用して換算した。月別の土壌被覆は作付期間の情報により、残渣の投入は収穫の月に全てが投入されたと仮定した。DPM:RPM比は、全て1.44を用いた。

SOCのモデルによる計算値と実測値の適合程度を定量

表17 RothCモデルの検証に使われた日本の5ヶ所の水田土壌における長期連用試験の概要

試験地	土壌名 ^a	試験期間 (年数)	緯度 N	経度 E	年平均気温 ($^{\circ}$)	年降水量 (mm)	作土深 (cm)	粘土含量 (%)	初期SOC ^b (t ha ⁻¹)	IOM ^c (t ha ⁻¹)	C投入量 ^d (t ha ⁻¹ year ⁻¹)
秋田	グライ土	1975-1990 (16)	39°41'	140°07'	11.2	1870	10	30.9	21.4	1.6	1.9
富山	灰色低地土	1976-1994 (19)	36°37'	137°14'	13.8	2483	13	9.7	25.2	1.9	3.3
島根	グライ土	1975-1992 (18)	35°20'	132°44'	14.8	1873	14	32.4	24.9	1.9	2.8
三重	灰色低地土	1976-1997 (22)	34°38'	136°30'	15.6	1887	15	22.2	28.5	2.2	3.6
大分	黄色土	1975-1995 (21)	33°32'	131°23'	15.5	1520	18	23.4	19.1	1.4	2.4

a: 日本の農耕地土壌分類(第二次案改訂版)による土壌名。b: 連用試験開始時点の作土のSOC。c: Falloonら(1998)の式: $IOM = 0.049 \times SOC^{1.139}$ により計算されたIOM量。d: 現行RothCを用いて平衡状態を仮定した時に計算される、初期SOCを維持するのに必要な年間のC投入量。

的に評価するため、Smithら（1996）が提案した統計的尺度のうち、RMSE（Root Mean Square Error）とM（Mean difference）の2つを用いた。統計値の計算には、Modevalという統計ソフトウェア（Smithら、1996）を使用した。

（2）結果および考察

図27は、5ヶ所の試験地における各処理区のSOC経年変化の実測値とRothCによる計算値を比較したものである。5ヶ所の試験地の9処理区全てにおいて、RothCによるSOCの計算値は実測値よりも明らかに低く推移していた。この結果は、水田では畑用のモデルが想定するよりも有機物の分解が遅いことを意味するが、RothCは湛水状態にならない畑状態の土壌における好氣的な有機物分解過程を前提に開発されたモデルであるので、湛水条件になる水田では分解が遅いという予想通りの結果であったといえる。そこで、次に、畑状態と水田の有機物動態の違いを反映させてモデルを水田用に改良することを試みることにした。

3 水田土壌の特性を反映したRothCの改良

ここでは、湛水条件におかれる水田土壌の特性を反映させてRothCを改良した後、長期連用試験データを用いて改良モデルの妥当性を検証した（Shiratoら、2005b）。

（1）材料および方法

前述したように、5ヶ所の試験地の9処理区全てにお

表18 各処理区における作物残渣（刈り株＋根）と施用イナワラそれぞれに由来する土壌への1年間のC投入量の平均値

試験地	作付体系		平均C投入量 (t ha ⁻¹ year ⁻¹)		
	夏作物	冬作物	NPK		
			根+刈株 ^a	根+刈株 ^a	イナワラ
秋田	水稲	休閑	0.53	-	-
富山	水稲	休閑	0.47	0.45	2.03 ^c
島根	水稲	休閑	0.47	0.49	2.00
三重	水稲	オオムギ（コムギ） ^b	0.80	0.81	1.47 ^d
大分	水稲	オオムギ	1.03	1.10	1.75

a: 水稲の場合、根+刈株中のC量 = 玄米乾物収量 × 0.11。オオムギ・コムギの場合、根+刈株中のC量 = 子実乾物収量 × 0.22で計算。これらの関係式は、乾物中のC濃度40%を仮定し、小川ら(1988)による各種作物の部位別乾物重の比率（水稲：子実37.2%、籾殻8.2%、茎葉44.6%、刈株6.7%、根3.3%；オオムギ・コムギ：子実32.3%、籾9.7%、茎葉40.6%、刈株9.4%、根8.1%）から導いた。b: 1985年まではオオムギ、1986年から1990年までコムギ、1991年以降は水稲単作。c: 試験開始から1984年まで1.84、それ以降は2.20。d: 試験開始から1989年まで1.12、それ以降2.10。

いて、RothCによるSOCの計算値は実測値を明らかに下回った。RothCは本来、湛水状態にならない畑状態の土壌における好氣的な有機物分解過程を前提に開発されたモデルであるので、この結果は当然であり、主な原因は湛水条件下における嫌氣的条件下で有機物の分解速度が遅くなることであると考えられる。酸素が不足する条件下では好氣的分解は抑制され、嫌氣的プロセスである発酵が主な有機物分解の反応になる。そこで、改良の方針として、湛水条件になる水稲作付期間の分解率を遅くすることが考えられる。

一方で、水田では湛水期間に限らず年間を通じて土壌有機物の分解が畑よりも遅い可能性も考えられる。Kanazawaら（1980）は、湛水条件では畑条件に比べて粗大有機物の主要な分解者である糸状菌の活性が低いために湛水条件下では粗大有機物が長期間残存し続けることを報告している。一般に、糸状菌はリグニンやセルロースなどの植物体の骨格を形成する難分解性の物質を分解する能力が細菌類よりも高いが、湛水条件下では糸状菌が十分に生育できず、代わりに嫌氣的の細菌類が繁殖するとされている。このような畑土壌と水田土壌の土壌微生物組成の違いにより、水田では湛水期間に限らず年間を通じて土壌有機物の分解が阻害されている可能性も考えられる。従って、水稲作付期間以外の、湛水条件にならない期間についても、分解率を遅くする必要がある可能性も考えられる。

このように、湛水期間、非湛水期間それぞれにおいて、畑に比べて水田で有機物分解速度が遅くなっている可能性があることを考慮し、湛水状態になる水稲作付期間（夏季）と、畑状態になる水稲非作付期間（冬季）に分けて、それぞれ別に、現行のRothCが定める有機物の分解率を変化させたさまざまな組み合わせでモデル計算を行い、実測とモデルが最も精度良く一致する分解率調整の組み合わせを求めることでモデルを改良することとした。

（2）結果および考察

1) 最適な分解率調整の組み合わせ

表19は、湛水状態になる夏季と畑状態になる冬季に、それぞれ別にRothCの分解率を変えたさまざまな組み合わせでモデル計算を行ったときのモデルと実測の適合程度を表す統計的尺度であるRMSEとMの絶対値を示している。RMSE、Mの絶対値ともに、5ヶ所のNPK区の平均値、4ヶ所のNPK+イナワラ区の平均値、5ヶ所全9処理区の平均値を示したが、いずれも小さな値ほどモデ

ルと実測の一致程度が良いことを示す。さらに、Mについてはt検定により有意なバイアスが存在するかどうか判定できる(Smithら, 1996)ので、9処理区のうち有意なバイアスが存在しないと判断された処理区の数を示した。これについては大きな値ほどモデルと実測の適合が良いことになる。分解率調整係数は、現行のモデルにおける分解率に対する分解率の比を表す係数で、1.0であれば現行の畑用のモデルと同じ分解率であることを示し、0.5であれば半分の分解率、0.1は十分の一の小さな(遅い)分解率を意味する。

分解率調整係数が夏季、冬季ともに1.0のとき、すなわち現行のRothCを変更せずそのまま用いた時、RMSEとMの絶対値はともに最大の値であり、モデルと実測の乖離が大きいことを反映していた。また、9処理区全てでMが有意なバイアスがあると判定され、モデル計算値が常にバイアスを持っていることが明らかであっ

た。

夏季と冬季の分解率調整係数を同時に1.0から徐々に小さくしていった場合、RMSEとMの絶対値はともに徐々に減少した。全9処理区の平均ではRMSEとMの絶対値はともに分解率調整係数が0.4の時に最も小さな値をとった。ただし、NPK区だけをとってみると、係数が0.3の時にRMSEとMの絶対値が最も小さくなった。さらに係数を0.3ないし0.25まで減少させるとRMSEとMの絶対値は再び増加した。Mが有意なバイアスを持たない処理区数は係数が0.4と0.3の場合にともに5で最高値であった。以上の結果から、夏季と冬季の係数を同じにする場合には、係数0.4の時に最もモデルと実測の適合程度が良いと判断された。

夏季の分解率をゼロにした場合、すなわち湛水期間中は有機物が全く分解しないと仮定した場合は、9処理区の平均でみると冬季の分解率を0.9倍にしたときに

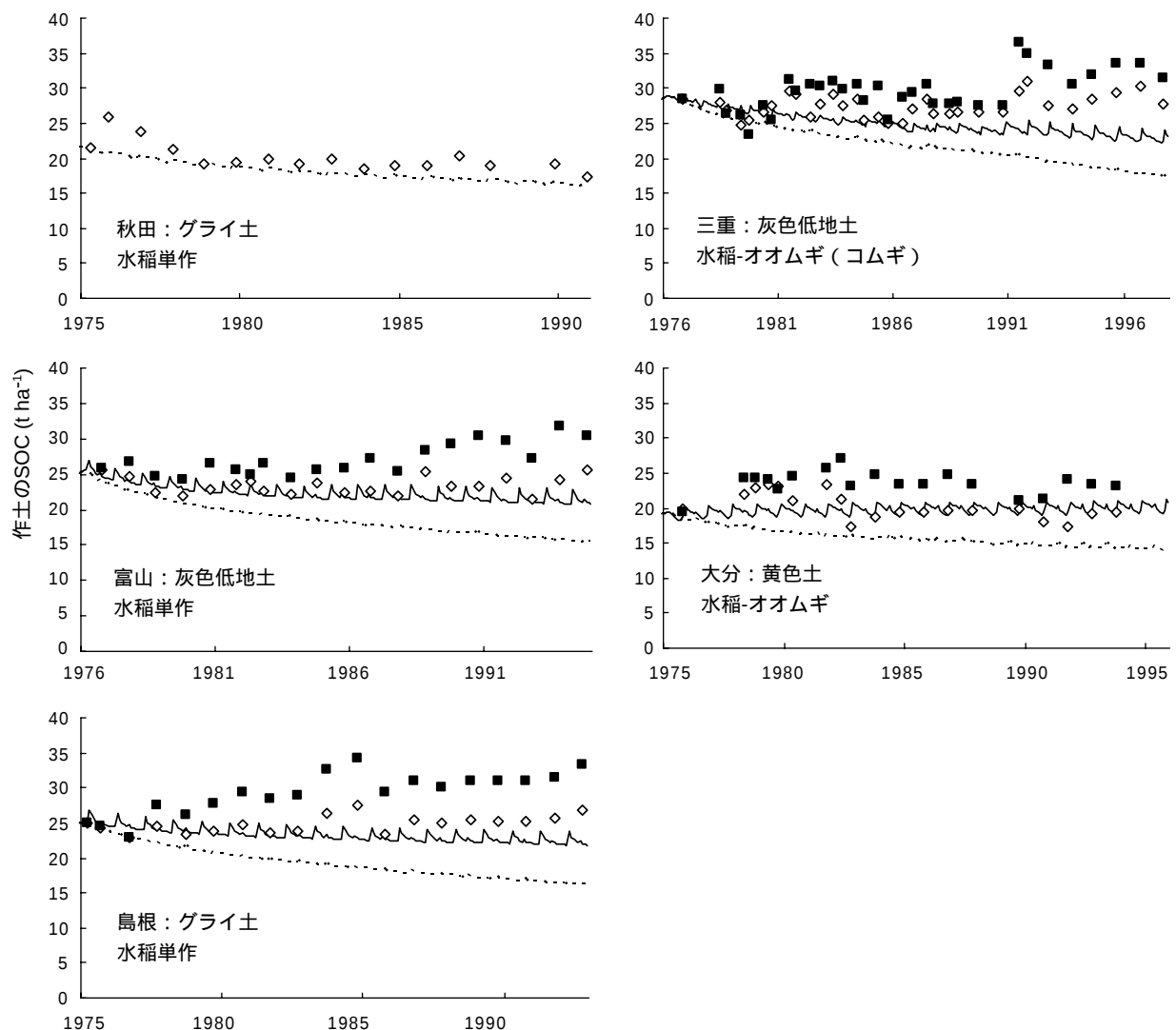


図27 日本の5ヶ所の長期連用水田における現行RothCによるSOC経年変化の計算値と実測値の比較。○：NPK区実測値、■：NPK+イナワラ区実測値、点線：NPK区モデル計算値、実線：NPK+イナワラ区モデル計算値。

RMSEとMの絶対値の両方が最低値であった。しかし、NPK区とNPK+イナワラ区を分けて比較するとかなり異なる結果で、NPK区の平均では係数が0.7、NPK+イナワラ区の平均では1.0のときにRMSEとMが最低値であった。

夏季の分解率係数を0.1にした場合、すなわち現行モデルの10分の一の分解速度に設定した場合は、9処理区の平均でみると冬季の係数が0.8の場合にRMSEとMの絶対値が最低値であり、Mが有意なバイアスを持たない処理区の数、冬季の係数が0.7～0.9の場合に5で最大であった。夏季の分解率が0の場合と同様、NPK区とNPK+イナワラ区の結果は異なり、NPK区では冬季の係数が0.6のとき、NPK+イナワラ区では0.9の時にRMSEとMが最小であった。

夏季の係数を0.2にした場合は、冬季の係数が0.6の時にRMSEが最小、冬季の係数が0.6と0.7の時にMの絶対値が最小でかつMが有意なバイアスを持たない処理区

の数が5で最大であった。また、NPK区では冬季の係数が0.5～0.6のとき、NPK+イナワラ区では0.7～0.8のときにRMSEやMの絶対値が最小であった。

夏季の係数を0.3にした場合は、冬季の係数が0.5の時にRMSEが最小、冬季の係数が0.6の時にMの絶対値が最小であった。Mが有意なバイアスを持たない処理区数は冬季の係数が0.4～0.6の時に4で最大であった。また、NPK区では冬季の係数が0.4のとき、NPK+イナワラ区では0.6のときにRMSEやMが最小であった。

以上の結果をまとめると、RMSEが全9処理区の平均で最小(9.30)となったのは夏季の係数が0.3で冬季の係数が0.5のときであった。しかし、このとき、Mの絶対値は1.01で最小値ではなく、Mが有意なバイアスを示さなかった処理区数は4で最大値ではなかった。RMSEが2番目に小さな値(9.31)であったのは夏季の係数が0.2、冬季が0.6の場合で、Mの絶対値は1.00で最小、Mが有意なバイアスを持たなかった処理区数も5で最大であっ

表19 日本の5ヶ所の長期連用水田試験地におけるSOCの経年変化をRothCで計算した時の、モデル計算値と実測値の適合程度を示す統計的分析の結果。夏季(水稲作付期間)と冬季(水稲非作付期間)を分けてそれぞれ別々にモデルが定める有機物分解率を変化させたさまざまな場合の結果を表示した。

分解率調整 係数 ^a		RMSEの平均値 ^b			Mの絶対値の平均値 ^b			Mのt検定により、 有意なバイアスが 無かった処理区の数 ^c
夏季	冬季	NPK 5処理区	NPK+イナワラ 4処理区	全9 処理区	NPK 5処理区	NPK+イナワラ 4処理区	全9 処理区	
1	1	20.73	20.96	20.83	4.23	4.86	4.51	0
0.5	0.5	11.66	9.22	10.58	1.68	0.88	1.32	4
0.4	0.4	10.03	8.54	9.37	1.16	0.82	1.01	5
0.3	0.3	9.06	10.94	9.89	0.70	1.89	1.23	5
0.25	0.25	9.22	13.70	11.21	0.79	2.83	1.70	3
0	1	10.68	8.39	9.66	1.42	0.55	1.03	4
	0.9	10.08	8.84	9.53	1.17	0.81	1.01	4
	0.8	9.60	9.87	9.72	0.91	1.44	1.15	4
	0.7	9.33	11.56	10.32	0.63	2.15	1.30	3
0.1	1	11.54	8.57	10.22	1.70	0.58	1.21	4
	0.9	10.85	8.27	9.70	1.48	0.52	1.05	5
	0.8	10.20	8.42	9.41	1.24	0.69	1.00	5
	0.7	9.66	9.12	9.42	0.98	1.08	1.02	5
	0.6	9.28	10.48	9.82	0.70	1.75	1.16	4
0.2	1	12.50	9.63	11.23	1.96	1.27	1.65	3
	0.8	11.03	8.37	9.85	1.54	0.47	1.06	4
	0.7	10.35	8.29	9.44	1.30	0.63	1.00	5
	0.6	9.76	8.75	9.31	1.05	0.95	1.00	5
	0.5	9.86	9.82	9.84	0.89	1.44	1.14	4
0.3	1	13.52	11.04	12.42	2.27	1.86	2.09	1
	0.6	10.52	8.34	9.55	1.36	0.56	1.00	4
	0.5	9.88	8.57	9.30	1.10	0.88	1.01	4
	0.4	9.38	9.40	9.39	0.83	1.24	1.01	4

a: 係数1なら、有機物の分解速度が現行のRothCと同じことを意味する。係数0なら、分解が止まることを、0.1なら現行モデルの10%の分解速度になる。「夏季」は、水稲作付期間、すなわち移植から収穫までの期間を表し、「冬季」は、それ以外の期間、すなわち冬季休閑あるいは冬作物作付期間を表す。b: いずれも、小さい値ほどモデルと実測の適合が良いことを示す。c: 5ヶ所の試験地の9処理区のうち、有意なバイアスが認められなかった処理区の数を示している。大きな値ほどモデルと実測の適合が良いことを示す。

た。RMSEが3番目に小さな値(9.37)であったのは夏季と冬季の係数がともに0.4のときであった。このとき、Mが有意なバイアスを持たない処理区数は最大の5であったが、Mの絶対値は1.01で最小ではなかった。同様に、RMSE、M、Mが有意なバイアスを持たない処理区数の3つの指標全てで夏季の係数0.2、冬季の係数0.6の場合よりも良い結果が得られた係数の組み合わせは存在しなかった。最終的に、RMSE、Mの絶対値、Mが有意なバイアスを持たない処理区数の3つの指標を総合的にみて、有機物の分解率を夏季に現行モデルの0.2倍、冬季に0.6倍に調整したモデルを、水田用の改良RothCモデルとして提案することとした。

2) 長期連用試験データを用いた改良モデルの検証

図28は、夏季に0.2倍、冬季に0.6倍の分解率にした改良モデルの計算値とSOC実測値の経年変化を比較したものである。現行モデルを使用した場合(図27)に比べ、明らかに実測とモデルが近い値をとっていることがわかる。

図29は、実測とモデルの適合程度を示す統計的指標であるRMSEとMを、現行モデルと改良モデルで比較したものである。RMSE、Mの絶対値ともに、改良モデルを使った場合の方が明らかに小さな値であることがわかる。

前述したDNDCモデルの検証の際に、同じ5ヶ所の長期連用水田のデータを用いたが、その際のRMSEの平均値は12.53、Mの絶対値の平均は1.17であった。改良RothCにおけるRMSEとMの平均値9.31と1.00は、DNDC

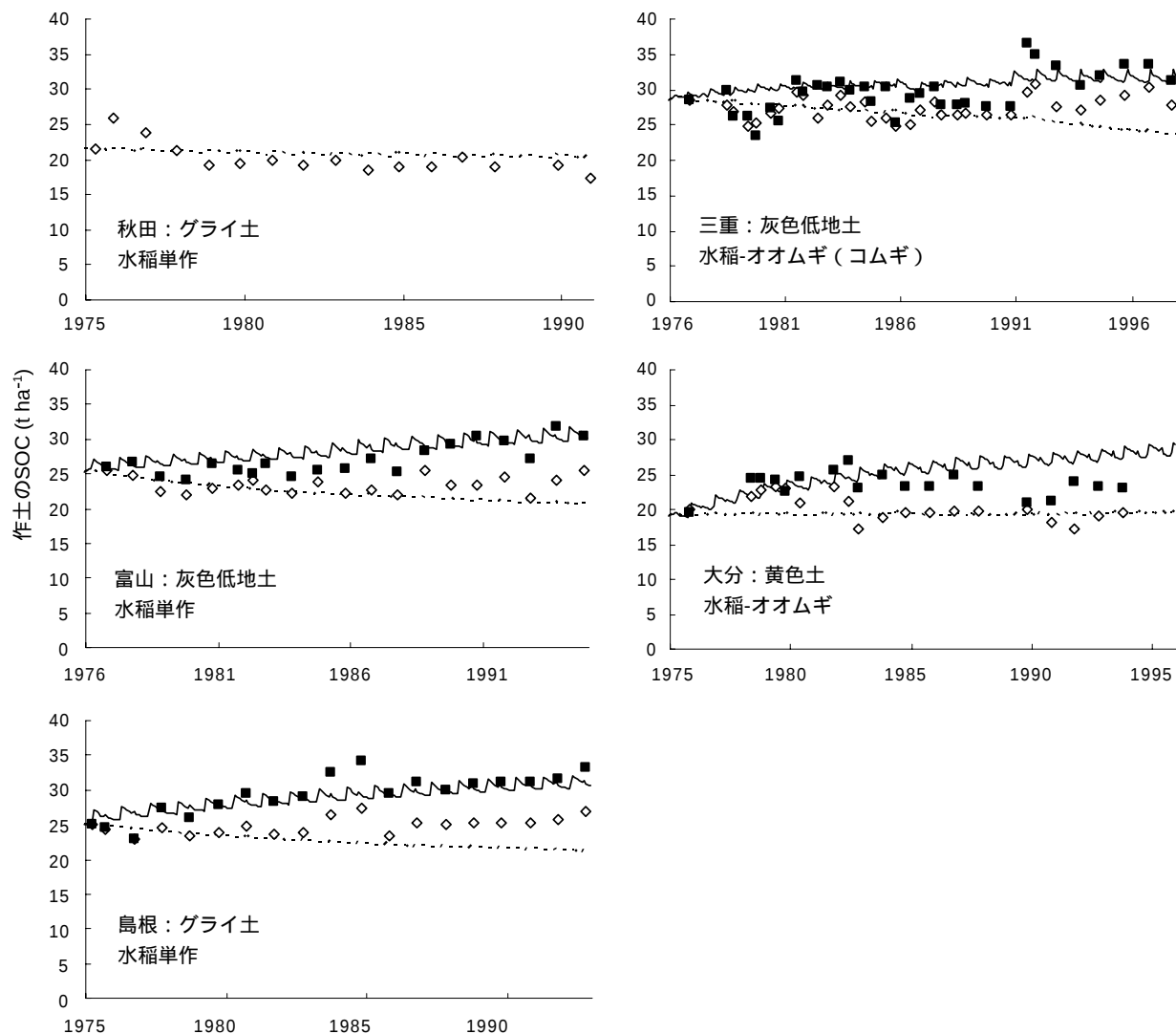


図28 日本の5ヶ所の長期連用水田における改良RothCによるSOC経年変化の計算値と実測値の比較。改良モデルでは、現行のRothCにおける有機炭素の分解率は夏季(水稲生育期間)は0.2倍、冬季(水稲非生育期間)は0.6倍に変化させた。◇: NPK区実測値、■: NPK+イナワラ区実測値、点線: NPK区モデル計算値、実線: NPK+イナワラ区モデル計算値

の場合よりも小さく、また、Mが有意なバイアスを持たなかった処理区の数も、DNDCの場合は3で、改良RothCでは5であったことから、水田用改良RothCのモデルと実測の適合程度がDNDCよりも優れていることがわかる。RothCはDNDCに比べてモデルの構造が単純で必要な入力パラメータも少ないにもかかわらず、実測との適合程度が優れていることから、改良RothCの優位性が明らかである。

ただし、RothCが計算するのはSOCの変動であり、畑状態ではSOCの減少分はCO₂の発生量と対応するのに対し、水田状態では分解によりメタンも発生するためSOCの減少量とガスの発生量は対応しない点に注意する必要がある。DNDCは、SOCの変動だけでなくメタンとCO₂の発生量を分けて計算するため、温室効果ガスの発生量の予測に重点を置く場合にはDNDCのほうが優れているといえることができる。

3) 改良モデルにおける分解率調整係数の妥当性

改良モデルにおける分解率が、現行モデルに対して湛水期間では0.2倍、非湛水期間では0.6であることは、湛水期間の分解率は非湛水期間の三分の一に設定されていることを意味する。速水（1985）は、日本の各種土壌を

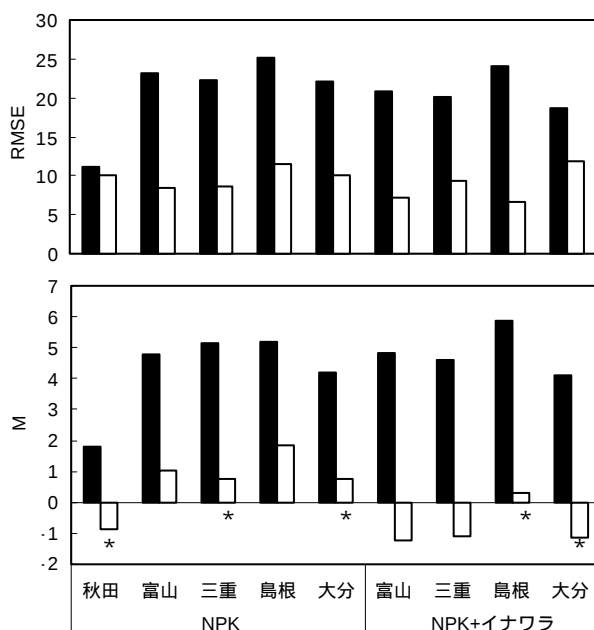


図29 日本の5ヶ所の長期連用水田におけるSOC経年変化の、現行RothC（黒棒）と改良RothC（白棒）による計算値と実測値との適合程度を示す統計的尺度。(a) root mean square error (RMSE)。(b) mean difference (M)。*はMのT検定により $P < 0.025$ の危険率で有意なバイアスが存在しないことを示す。

用いた4年間のインキュベーション実験から、水田条件におけるイナワラの分解速度は畑条件の90%程度と報告している。また、Kanazawaら（1980）による植物残渣を添加した土壌と添加しない水田土壌の2年間のインキュベーション実験の結果では、湛水条件下における炭素の分解率は畑状態における分解率に対して土壌のみの炭素では80%程度、植物残渣では90～95%程度であった。これら既往のインキュベーション実験における水田状態と畑状態の分解率の差は、本研究で得られた改良モデルが想定するよりも小さい。この違いの原因の一部は、2～4年間のインキュベーション実験と、16～22年間の長期連用試験との間の時間スケールの違いに帰することが出来る可能性があるが、今後さらに検討を要する。

以上のように、水田状態と畑状態における分解率0.2と0.6の違いに関しては既往のインキュベーション実験の結果と比較して妥当性を論じることができるが、現行モデルの分解率に対する0.2や0.6倍という値それ自体の妥当性は、同様のインキュベーション実験結果との比較では検証できない。すなわち、改良モデルにおける係数0.2は畑条件下の畑土壌と水田条件下の水田土壌の分解率を比較したものに、0.6は畑条件下の畑土壌と畑条件下の水田土壌を比較したものに相当するのに対し、既存のインキュベーション実験の結果は、畑条件下の畑土壌と水田条件下の畑土壌、あるいは畑条件下の水田土壌と水田条件下の水田土壌を比較したものに相当するためである。従って、改良モデルにおける分解率調整係数の妥当性については、さらなる検討が必要である。

検証に用いた5ヶ所の9処理区全ての平均から、現行のRothCの分解率に対して夏季に0.2倍、冬季に0.6倍の分解率調整係数を採用したが、処理区ごとに別々にみると、最もモデルと実測の適合が良い分解率調整の組み合わせ

表20 5ヶ所の試験地の9処理区それぞれにおける最適な夏季と冬季の分解率調整係数の組み合わせ

処理区	試験地	RMSEやMの絶対値が最小になるときの分解率調整係数 ^a			
		RMSE		Mの絶対値	
		夏季	冬季	夏季	冬季
NPK	秋田	0.3	1	0.5	0.5
	富山	0.25	0.25	0.25	0.25
	三重	0.3	0.3	0.3	0.4
	島根	0.25	0.25	0.25	0.25
	大分	0	0.8	0	0.7
NPK+イナワラ	富山	0.3	0.6	0.1	1
	三重	0.3	0.6	0.5	0.5
	島根	0.3	0.3	0.3	0.4
	大分	0.1	1	0.1	1

a: RMSEが最小になる場合とMの絶対値が最小になる場合それぞれにおける夏季と冬季の分解率調整係数を示している。

わせはそれぞれ異なった。表20は、9処理区それぞれにおける最適な分解率調整係数の組み合わせを示しているが、夏季に0.2倍、冬季に0.6倍という組み合わせは、全体を平均した場合の最適な組み合わせではあっても各処理区における最適な組み合わせではないことがわかる。例えば、夏季と冬季の分解率係数の違いは、全体の平均から得られた最適値では0.2と0.6であったが、それよりも差が大きい場合や小さい場合があり、夏季と冬季が同じ分解率のときに最適と判断された処理区もあった。

同じ試験地のNPK区とNPK+イナワラ区を比較すると、NPK+イナワラ区において夏季も冬季も常に係数が大きいことがわかる。係数が大きい、つまり1に近いことは、畑土壌用に開発された現行モデルとの差が小さいことを意味するので、畑土壌と水田土壌における分解率の差が、イナワラなど添加された有機物では土壌にもとも含まれている有機物よりも小さい可能性があることを示している。前述したKanazawaら(1980)のインキュベーション実験では湛水条件下の炭素の分解率は畑状態の分解率に対して土壌のみの炭素では80%程度、植物残渣では90~95%程度であり、植物残渣のほうが水田条件と畑条件の分解率の差が小さかったが、この結果は上記の可能性を支持するものである。

SOCの動態は多くの因子により規定されているが、そのうち、温度、土壌水分、粘土含量、植被の有無は、RothCで考慮されている。分解率の単純な調整だけでモデルと実測の適合がかなり良い結果を得られたことから、畑土壌を対象に開発されたRothCで考慮されているこのような因子は、水田土壌においても同様に重要な因子であろうと考えられる。しかし、RothCは、水田土壌において特に重要と考えられる他のいくつかの因子、例えば灌漑水に伴うCの土壌への投入、藻類によるC固定、灌漑水の流出に伴うCの流出などは要因として考慮されていない。処理区ごとに最適な分解率調整係数が異なった原因の一部は、これらのRothCが考慮していない因子が処理区や試験地ごとに異なっていたためである可能性もある。この改良モデルよりもさらに精度を高めるためには、それらの因子をモデルに含める必要があると考えられる。しかし、それらの因子を入力パラメータとしてモデルに取り込むには、定量的な情報が特に長期間にわたっては入手困難であるという問題点がある。さらに、パラメータを多くすることは、RothCの持つ簡便さという長所を奪うことになる可能性がある。従って、現時点ではこの単純な分解率調整のみによって改良したモデル

を実用的には十分な精度を持つ水田用のモデルとして提案するのが妥当と考える。しかし、サイト間や処理区間の違いを引き起こす他の因子を取り込んだ新たな水田用のモデルの構築は将来において有用であると考えられる。

上記のようないくつかの問題点はあるにせよ、簡単な分解率調整による水田向け改良RothCは、さまざまな気象、土壌、営農条件における日本の水田土壌において現行のRothCよりも精度良くSOCの経年変化を計算できることができると結論することができ、少なくとも日本の水田土壌においては、適正な有機物管理方法の策定や土壌の炭素収支の推定に、この改良RothCモデルが使用可能である。他の国・地域の水田においても使用できる可能性があるが、その場合はその地域における長期連用試験データ等を用いた検証をおこなうことが望ましいであろう。

III章の要約

1) DNDCモデルは、既存の主要なSOM動態モデルの中で唯一、水田にも適用可能なモデルであるが、短期の温室効果ガス発生に重点をおいて開発・検証されてきたため、長期のSOC経年変化に対する検証例はない。そこで、日本の水田における5ヶ所の長期連用試験データを使ってSOC経年変化の適合精度を検証した。現行のDNDCではモデル中の作物生長サブモデルが作物の生長を適切にシミュレートできず、土壌にすき込まれる作物残渣量が実際と大きく異なり、従ってモデルの土壌有機物動態の精度を検証できなかった。そこで、既定値として定められている作物生長のパラメータを作物生長が実測に適合するように調整したうえで、SOCの経年変化に対するモデルの適合精度を検証した。その結果、5ヶ所の連用試験地(秋田県と島根県のグライ土、富山県と三重県の灰色低地土、大分県の黄色土)の9処理区において、16~22年間のSOC変化のモデルによる計算値は、ほぼ実測と精度良く一致した。このことから、DNDCの有機物分解サブモデルが水田における長期間のSOC経年変化を精度良く計算できることが明らかになった。しかし、いくつかの処理区、特にSOC含量が極端に低い場合において、モデルと実測が適合しない場合もあったため、低SOCの土壌においてはモデルの適用に注意が必要なが示された。また、精度向上のためには作物生長パラメータの調整が必要であること、モデルに必要とされる営農管理

に関する詳細なパラメータが、特に長期間の場合には入手困難な場合があるなどの問題点が明らかになった。

- 2) 水田におけるDNDCの精度が検証されたが、問題点も明らかになったため、より簡便なモデルであるRothCが水田にも適用できれば有用である。そこで、本来は湛水条件にならない畑状態の土壌を対象としたモデルであるRothCを、DNDCの検証と同じ5ヶ所の長期連用水田のデータを用いて検証した。現行のRothCによるSOCの計算値は、5ヶ所の連用水田土壌の9処理区全てにおいて実測値を下回った。これは、水田では畑に比べて有機物分解が遅いという当然予想された結果であった。原因は、主に稲作期間中に土壌が湛水され嫌氣的になるために有機物の分解が遅くなるためと考えられたが、一方で、畑土壌と水田土壌における土壌微生物組成の一般的な違いのため、水田では湛水期間に限らず年間を通じて土壌有機物の分解が阻害される可能性も考えられた。
- 3) 畑状態と異なる水田土壌の特性を考慮し、RothCを改良するため、湛水状態になる水稲作付け期間と、畑状態になる水稲非作付け期間に分けて、それぞれ別にRothCの分解率を変えたさまざまな組み合わせでモデル計算を行い、実測値とモデル計算値の一致程度の尺度であるRMSE (Root Mean Square Error) とモデル計算値のバイアスの程度の尺度であるM (Mean Difference) の二つの統計的指標を用い、5ヶ所の試験地の9個の処理区において実測値とモデル計算値が最も良く適合する分解率の組み合わせを求めた。その結果、湛水期間では現行モデルに対して分解率を0.2倍、非湛水期間では0.6倍に設定した場合に、モデルと実測が最も良く一致した。この簡単な分解率調整による改良モデルを長期連用試験データに適用したところ、さまざまな気象、土性、土壌管理条件下にある5ヶ所の日本の水田土壌におけるSOCの経年時間変化を現行RothCに比べて大幅に精度良く計算できたため、少なくとも日本の水田においては、この改良モデルが適用可能であると結論した。

IV 総合考察

本研究では、既存のSOM動態モデルの適用例が欧米の畑土壌に偏っていたという問題点に着目し、いままです十分にモデルの検証が行われていなかったアジアの日本

とタイにおいて、RothCなどの既存のSOM動態モデルを長期連用試験に適用することにより検証し、黒ボク土と水田土壌についてはRothCの改良版モデルを提案した。これにより、これらの地域においてモデルを活用した土壌の炭素循環に関する研究が進展することが期待される。

ここでは各章において十分には触れなかった点について補足しつつ、全体を通した総括的な議論を行い、さらに今後の研究の展望について述べる。

1 本研究による土壌の炭素循環研究の進展と期待されるモデル活用法

(1) 圃場レベルにおけるSOCの変動予測

日本の非黒ボク土畑ではRothCが精度良くSOCの経年変化を計算できることが明らかになった。また、タイの畑土壌のうちイナワラやキャッサバ茎などの有機物を施用しない処理区においても同様であった。これらの検証例では、RothCを現行のまま全くキャリブレーション無しで適用したにもかかわらず高い精度が得られた。RothCは既存のモデルの中でも単純なものであり、土壌特性に関しては粘土含量だけが採用されている。つまり、同じ粘土含量で同じ気象条件の下では、同じ有機物の添加量が与えられると同じSOC蓄積量になることを意味する。複雑にみえる土壌有機物の蓄積・分解過程がこのような単純なモデルであらわれ、広範な地域で共通に適用できるというのは、驚くべき結果であるといえるが、RothCが、単純ながらも土壌の炭素動態の重要なプロセスを適切に表現できている優れたモデルであることを証明した結果ともいえる。土壌の有機物動態モデルは多数提案されているが、モデルを適用して予測を行う場合に結果の信頼性を得るには、広い範囲で詳細に検証がなされていることが前提となる。今後、さらに検証の範囲を広げ、現行モデルが改良なしで適用できる範囲を明らかにすることは有益であると考えられる。

黒ボク土では、現行モデルの精度が不十分なことを明らかにした上で、ピロリン酸塩可溶アルミニウム量を新たな入力パラメータとして取り入れることにより黒ボク土が多量の有機物を集積しているメカニズムを反映するかたちで改良を行い、RothCの精度を大幅に向上させることに成功した。また、水田では同様に現行モデルの精度が悪いことを明らかにした上で、水田では畑に比べて有機物の分解が遅いという既存の知見に基づき、湛水期間と非湛水期間に分けて現行モデルの分解率を調整することでモデルを改良し、満足な適合精度が得られた。

以上のような検証や改良の結果は、日本やタイにおける土壌のSOC経年変化の予測をする際の信頼性を向上させることに寄与すると考えられる。圃場レベルでは、温暖化など気候変動、あるいは農法の変化など人為の影響に伴うSOCの将来予測に活用が可能である。また、畑用のモデルと水田用のモデルを併用することにより、例えば、田畑輪換がSOCの変動に及ぼす影響を同一のモデルを使用して評価することが可能になる。

以下、黒ボク土と水田における将来予測の例を示す。図30は、黒ボク土用改良モデルを用いた青森県農試藤坂試験地NPK区における、管理方法を変えた場合のSOC経年変化の将来予測の例である。過去から現在まで、現行モデルよりも改良モデルが実測と精度良く一致したことが検証されたが、この改良モデルを使って将来を予測すると、例えば今と同じ管理を行った場合は引き続きSOCが減少し続けることがわかる。また、現在のSOCレベルを維持するには、堆肥で炭素として約1.9 tを毎年投入すればよいことが示され、その現状維持に必要な堆肥の倍の量を施用し続けると、どのようにSOCが増加するかが予測された。

図31は、水田用改良モデルを用いた富山県農試水田のNPK+イナワラ区における、管理方法を変えた場合のSOC将来予測の例である。過去から現在にかけては水田用改良モデルによりSOCの経年変化が精度良く計算できたことを踏まえて、現在と同じ管理条件の場合の将来予測をすると、引き続きSOCが少しずつ増加することがわかる。また、イナワラの施用を中止した場合はSOCが減少を始めることや、現在の2倍量のイナワラを施用し続けた場合のSOCの増加程度も予測できた。

本研究によりこれらの改良モデルの検証が十分に行われていることが前提となり、以上のような将来予測の結果も信頼することができると考えられる。以上の二つの

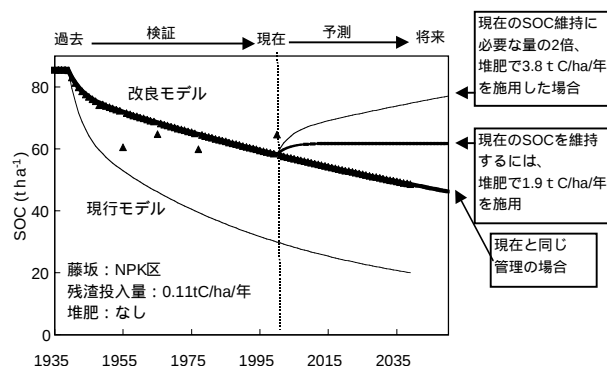


図30 黒ボク土用改良モデルを用いた青森県藤坂試験地NPK区における管理方法を変えた場合のSOC将来予測の例

将来予測例は、人為的な営農管理方法を変えた場合の例であるが、温暖化が進むなど気象条件が変化した場合の予測も可能である。

(2) 地域レベルにおけるSOCの変動予測

SOCの変動によるCO₂の吸収・排出量の地域・国レベルでの算定方法は、原単位法と土壌有機物動態モデルを用いる方法の2つに大きく分けられる。原単位法では、植林、有機物管理などの人為的活動による単位面積あたりのSOCの変化量を既存の観測結果から排出係数として定め、その係数に、その活動が行われた面積(活動量)を乗じることで全体の収支を算出する。一方、モデルを用いた方法では、モデルとGIS (Geographic Information System; 地理情報システム)を組み合わせることにより、場所ごとの気象・土壌・土地利用や人為的活動の影響を取り込むかたちで収支が算出できる。

Falloonら(2002b; 2002c)は、この二つの手法を比較し、地域レベル、国レベルでのSOC変動の予測においても、モデルを使った推定法が原単位法よりも有用であることを述べている。その理由として、一般に土地利用などが変化した時、それに伴うSOCの変化速度は初期に大きく、その後小さくなり次第に新たな定常状態に近づくが、モデルを用いる方法ではこの変化が再現できるのに対して、原単位法では排出係数は時間とともに変化せず一定の値であることが、最も大きな問題点であると指摘している。

気候変動枠組条約 (UNFCCC) の第3回締約国会議 (COP3) で合意された京都議定書では、基準年の1990年以降に行なった新規植林・再植林・森林伐採によって生じるCO₂の吸収・排出量に限って正味の吸収量を算定し、排出量から差し引くことが認められ、さらに、COP7によって農耕地土壌を含むいくつかの活動による吸収量も算入できるようになった。

IPCC National Greenhouse Gas Inventories Programme,

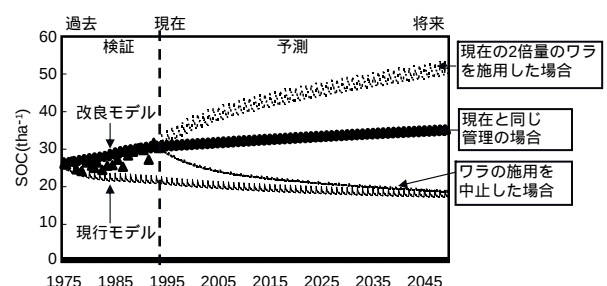


図31 水田用改良モデルを用いた富山県農試水田のNPK+イナワラ区における管理方法を変えた場合のSOC将来予測の例

IGES (2003) は、以上のような土地利用、土地利用変化と森林に関するCO₂の排出・吸収量を算定するための推奨される算定方法をガイドラインとして提案し、各国は提出する排出目録の算定にこのガイドラインを採用することが合意されている。このガイドラインの中では、SOCの変動によるCO₂吸収・排出量の算定方法が最低限のレベルを示すTier 1 (段階1) から高レベルの方法であるTier 3まで示されており、各国が事情に応じて算定方法を選択できるようになっている。Tier 1とTier 2は原単位法で、モデルを用いた算出方法は最も高次のTier3に位置付けられており、モデルを用いる方法がより精度の高いものであることはここでも認識されている。

本研究では、今まで十分にモデルの検証が行われていなかったアジアの日本やタイにおいて、RothCを中心としたSOM動態モデルを長期連用試験に当てはめることで検証し、黒ボク土と水田土壌について改良モデルを提案した。これにより、これらの土壌を多くかかえている日本やアジアの国々における地域や国レベルの広域のSOC変動の評価の精度が大きく向上し、予測結果への信頼性が高まることが期待される。

圃場レベルで十分に検証されたモデルであれば、地理情報システム (GIS) と組み合わせて広域に展開することにより、地域レベル・国レベルのSOC変動やCO₂発生量の算定に活用が可能である。そこで、RothCを広域に展開して、日本の水田以外の農耕地において堆肥の施用によるSOC変動の将来予測を試みた (Shiratoら, 2004b)。国土数値情報、メッシュ気候値、農耕地土壌データベースを用い、水田を除く農耕地について、黒ボク土には改良RothCを、その他の土壌には現行のRothCを用いて、現在、SOC蓄積量が定常状態にあると仮定した場合の日本の畑土壌における現在の土壌へのC投入量を計算したところ、SOC蓄積量の合計109MtCに対してC投入量の合計は7MtC year⁻¹と計算された。現在の投入量に加えて堆肥として0.5tC ha⁻¹ year⁻¹、1.0tC ha⁻¹ year⁻¹の炭素を全ての畑に投入した場合のSOCの将来変動を予測したところ、土壌炭素は初め急速に、次第にゆるやかに増加し、50年後までに、日本の畑土壌全体で5.6MtC、11.1MtC、うち黒ボク土で2.8MtC、5.7MtCの炭素が増加するという結果が得られた。京都議定書における日本の削減目標である1990年のCO₂排出量12億トンの6%は、約20MtC程度であることから、上記の予測結果は、農耕地土壌も管理によっては大きな吸収源になりえる可能性があることを示している。全ての畑に堆肥を施用するというシナリオ

は多少無理があるが、少なくともこの試算に用いた堆肥投入量の0.5tC ha⁻¹ year⁻¹、1.0tC ha⁻¹ year⁻¹は、現物当たりC含量5%の堆肥だと10aあたり1~2t施用に相当する量で、決して非現実的な施用量ではない。

(3) 生態系の炭素フラックスの検証

RothCは、与えられた気象、土壌条件下で、投入される炭素量に応じて決まるSOCを予測する用途だけではなく、本研究の中でも連用試験開始時の各コンパートメントの構成割合を求める時に用いたように、平衡状態を仮定することにより、SOCの実測値から土壌への炭素投入量を見積もることが出来る (Jenkinsonら, 1999b)。ここで見積もられる炭素投入量は、植物遺体 (地上部と地下部の合計) として毎年土壌に供給される炭素量である。自然植生、特に多年生の草本や樹木では、現存量は把握できても、毎年の枯死量、すなわち土壌に投入される炭素量の実測は、特に地下部については難しい。毎年全てが枯死する1年生草本の場合は、これが純一次生産 (NPP) 量と同等であり、作物の場合はこれに収穫物等の持ち出し量を加えれば、樹木の場合は、これに植物体現存量の増加分を加えればNPPとなる。このような実測が難しい生態系内の炭素の流れ (フラックス) を、モデルを用いて推定することで、実測による研究結果を違ったアプローチで検証することができる。例えば、Anthoniら (2004) は、生態系内の土壌・植生と大気の間の炭素フラックスの観測に広く使われている渦相関法による観測から得られた炭素フラックスとRothCによりモデルから推定されるフラックスを比較し、生態系の炭素収支を評価しているが、複数の手法を用いることで推定値の信頼性が高まるという点でモデルを活用する意義が大きい。

同様に、野外で観測できる土壌からのCO₂発生量 (土壌呼吸、SR) は、生きている植物根の呼吸 (RR) と微生物による有機物分解 (従属栄養生物呼吸、HR) の合量であるが、SRに占めるRRとHRの寄与率は実測が極めて難しく、大きな課題となっている。一方、RothCにより、有機物分解に伴う土壌からのCO₂発生量 (HR) が計算されるが、裸地など、RRがゼロとみなせる場合、野外観測の土壌呼吸量とモデルによるCO₂発生量は同等と考えて良いので、両者を直接比較できる。植生がある場合は、実測SRとモデルのCO₂発生量は当然一致しないが、その差がRRであるとしてSRにおけるRRとHRの比を推定することができる。横沢ら (2003) は、つくば市の黒ボク土において、裸地における土壌呼吸実測値

(SR)とRothCによるCO₂発生量(HR)がよく一致することを示し、さらに近接する畑における土壌呼吸実測値とモデルによるCO₂発生量の差から、SRにおけるRRとHRの割合を見積もった。このような例も、モデルの活用例として今後の発展が期待される。

2 今後の展望

(1) 概念的なコンパートメントと実測可能画分の対応

既存のコンパートメントモデルでは、分解率が異なる複数のコンパートメントは、一部を除き基本的には概念的なものであり、実測できる画分とは対応関係にない。そのため、例えばモデル計算において各コンパートメントの構成割合の初期値を決定するためには平衡状態を仮定する必要があるなどの問題点がある。この概念的なコンパートメントを実測可能な画分と対応させることができれば、同じ全炭素含量であるが炭素の組成が異なる場合を区別でき、モデル初期値の設定や、検証の精度向上に有効である(Christensen, 1996; Elliotら, 1996; Magidら, 1997; Skjemstadら, 1998)。現在、SOCを粒径別に分画する方法(Cambardellaら, 1992)、比重別に分画する方法(Janzenら, 1992)、それらの組み合わせによる分画法(Sohiら, 2001)などの物理的分画法の方が化学的分画法よりも分解率の異なるコンパートメントと対応させる際に適切である(Balesdent, 1996)という説が一般的である。Balesdent(1996)は、0-50 μm 以下の画分を、Ludwigら(2003)は、0-63 μm 以下の画分を、それぞれ、RothCにおける3つのコンパートメントBIO、HUM、IOMの合計に対応させた。Skjemstadら(2004)は、NMRを用いて定量(Skjemstadら, 1999)した土壌中の炭化物の量をRothCにおけるIOMに、50 μm 以上の画分をRPMに対応させ、DPMとBIOは微量のためゼロと仮定し、全炭素からRPM+IOMを差し引いたものをHUMとしてモデル計算を行い、モデルと実測が精度良く適合したことを報告している。炭については、Skjemstadら(1999)による炭化物の定量方法は非常に複雑であるが、日本の黒ボク土において進藤ら(2003)やHonmaら(2002)が提案している比重分画による方法はより簡便であり、検討に値する。また、クロロホルムくん蒸-抽出法(Vanceら, 1987)により定量される微生物バイオマス炭素量は、既存の多くのモデルで採用されているコンパートメント(例えば、RothCにおけるBIO)と対応すると考えられている(Christensen, 1996)が、定法では生土を分析に供する必要がある。これを、保存されていた風乾土で分析できる項目と対応させることができれば

長期間の実測値と比較・検証できるため有用である。例えば、リン酸緩衝液抽出法(樋口, 1981)により定量される窒素はインキュベーション法に替わる簡易の可給態窒素定量法として日本で広く使われている(Matsumotoら, 2004)が、可給態窒素と微生物バイオマス窒素は高い正の相関を示した(坂本ら, 1993; 関ら, 1996)ことから、可給態窒素の起源の大部分は微生物バイオマス窒素であろう(坂本, 1998)と考えられる。このことから、炭素についても、風乾土を供して定量できるリン酸緩衝液抽出炭素とモデル中のコンパートメントである微生物バイオマス炭素との相関を得ることが出来る可能性が高い。

土壌に投入される植物遺体の質の違いについても、例えば、RothCでは、易分解性のDPMと難分解性のRPMの二つの概念的なコンパートメントの構成割合は植生タイプにより便宜的に既定値が定められているが、この構成割合を実測に基づいて変えられれば、例えば、同じ植物の部位別の分解率の違い(Koukouraら, 2003)なども反映できることになり、さらに、RothCでは一律に決められている堆肥中のDPM:RPM比も、堆肥の質による分解率の違いも反映でき、有用と考えられる。分解率の違いを反映する植物遺体の分画法としては、酸分解によるRoviraら(2002)の方法などが提案されており、モデル中のコンパートメントとの対応を明らかにできる可能性がある。

(2) 長期連用試験の重要性のアピール

本研究では、対象地域の中で想定される気象、土壌、農法などの取りうる範囲をできるだけ広く含むように、可能な限り長期にわたる連用試験データを収集し、そこで精度が検証されればその対象地域ではほぼ精度良く適用できるとの立場に立って検証や改良を行った。このようなモデルの検証や改良には、長期連用試験データの存在が重要な役割を果たした。RothCの基礎になった世界最長の連用試験として有名な150年を超える英国ローザムステッド農業試験場における長期連用試験をはじめとして、世界中で長期連用試験が行われてきており(Rasmussenら, 1998)それらを共有してSOC変動の研究に生かそうとするSOMNET(Soil Organic Matter Network)という国際的なネットワーク(Gregoryら, 1996)が作られている。日本でも、本研究で用いられたように多数の貴重な長期連用試験が行われており、金森(2000)が詳細に情報を整理している。しかし、上記SOMNETには今のところ日本の長期連用試験は入って

いない。日本における連用試験、特に水田や黒ボク土における試験は、世界的にみても貴重なものであるので、上記のSOMNETに参加するなど国際的にアピールすることの意義は大きい。国内では、近年、長く続いてきた長期連用試験が打ち切られることが多いが、毎年新しい知見が得られる性質のものではなく長期間続いて初めて価値が大きくなる性質のものであるだけに、存続が難しい場合も多い。世界一長いローザムステッドの長期連用試験でさえ存続のために試験の有用性をアピール（Jenkinson, 1991; Poulton, 1995）している。モデルの検証や改良にとって非常に有効であることを発信するなど、国内に向けても長期連用試験の存在意義をアピールしていくことが必要と考えられる。なお、既存の長期連用試験においてSOCの実測値に反復がとられていない場合にはモデルと実測の差を京都議定書が要求するレベルの確実性を得るほど小さくするには不十分で、この不確実性を減らすには、長期連用試験において反復をとった土壌採取が必要であることが指摘されている（Falloonら, 2003）。既存の試験の存続とともに、その設計内容の検討も必要であろう。

（３）データベース構築の必要性

RothCでは、土壌への炭素投入量をパラメータとして外部から入力する必要がある。主要な穀物に関しては、例えば収穫部位とそれ以外の部位の乾物重の比率である収穫指数（田中, 1985）や、地上部と地下部の比であるT/R比（Top: root ratio）あるいはShoot: root ratio（Raoら, 1984）などのような既存のデータの蓄積があり、刈株や根として土壌にすき込まれる量を比較的精度良く推定できるが、いわゆるマイナークロップや野菜類などでは情報が非常に限られており、本研究において引用した小川ら（1988）の報告以外にはほとんど見当たらない。DNDCやCENTURYでは、作物生長モデルにより計算されるが、地上部と地下部の比は単純に収穫指数などの比を用いて換算しているのが現状である。植物の生活形の違いによる地下部の量や質の違いは土壌の炭素循環を大きく変える可能性があり、モデルにおいてもそれを適切に取り扱うことが重要（Jacksonら, 2000）であるので、できるだけ多くの種類の作物について地上部：地下部の比を明らかにし、収量等のデータから根や刈株の量を推定できるようにデータベースを構築しておくことは、精度の高いSOC予測のために有用であろう。

モデルをGISと組み合わせることにより面的な予測を行おうとする際には、信頼性の高い面的な情報（気象、

土壌、土地利用、農法等）の整備が重要になる。中でも、人為的な活動量としての有機物施用量などの面的な情報の整備は遅れており、今後それらの整備が進むことが望まれる。また、土壌についても既存の情報を利用者が使いやすいように、例えば土壌図上の土壌名とそれに対応する土壌特性値のデータベースのセットでの提供や、情報のメッシュ化などが行われれば、モデルの活用が進展するであろう。

（４）独自モデルの開発とメカニズム理解

本研究では黒ボク土と水田土壌について、既存のモデルが適用されてきた欧米における「普通の」土壌とは異なる黒ボク土や水田土壌の特性を考慮した上で、既存のモデルを改良することが独自モデルを一から構築するよりも近道と判断して、改良を行ってきた。しかし、一方では、既存のモデルの改良ではなく、独自モデルの構築を目指すというアプローチも考えられる。特に水田については、III章でも考察したとおり、畑とは異なる炭素動態のプロセスが存在するため、独自モデルの開発の意義が大きいと考えられる。長期連用試験をはじめとして、さまざまな有機物資材の土壌中での分解実験（農林水産技術会議事務局, 1985）など、我が国にはモデル化の基礎となるデータが豊富に蓄積されているため、将来において独自モデルの開発を目指すことも重要であろう。

SOCの動態に影響を及ぼす因子は多数あり、それらの個別の影響は実験室で検証できても、複数の要因が働く場合は理解が難しい。例えば、気温が上がれば土壌有機物の分解が速まるため、温暖化で土壌有機物の分解が促進され、土壌有機物含量は減少すると考えられる。しかし一方で、温暖化で作物の生長量が増加すると、作物の根や刈り株などの残渣として土壌に還元される有機物量も増加し、土壌有機物量が増加する可能性もある。このように、複数の要因が互いに逆方向に働く場合、それぞれの因子の影響をモデルに取り込んだ上で各因子の相互作用の結果が実際と適合するかどうかを解析することで、各因子の影響の取り込み方が正しいかどうか判断できる。複雑な自然現象の中から重要と考えられるプロセスを抜き出し、研究で明らかにし、組み合わせてモデル化することで、現象がうまく説明できなければ、まだ明らかでない重要なプロセスがあることを意味するので、それを明らかにしようとする研究の新たな方向性が生まれる。このように複雑な現象から重要なプロセスを抜き出し単純化することで現象のメカニズムを理解する

のに役立つことが、予測の道具としての意義よりも重要なモデルの意義であると考えられる。

V むすび

日本やタイの農耕地における長期連用試験データを用いて、RothCなどの既存の土壌有機物動態モデルの妥当性を検証し、現行のモデルの適用可能範囲を明らかにするとともに、現行モデルが適用できない黒ボク土と水田土壌向けの改良モデルを提案した。IIとIIIを要約してむすびとする。

- 1) 日本の非黒ボク畑土壌における長期連用試験 6 地点（秋田・熊谷：褐色低地土、安城・出雲：黄色土、長沼：灰色低地土、宇佐：褐色森林土）のデータを用いて、RothCの適合精度を検証した。6地点の全ての処理区において、SOCの時間変化のモデル計算値は実測値と精度良く一致した。検証に用いた6地点は、日本全国の南北に広く分布しており、年平均気温は7.0～15.5、年降水量は1215～1873mm、土壌の粘土含量も11.8～27.7%と広範な値を含んでいる。さらに、各試験地は異なる作物によるさまざまなC投入量、堆肥やワラなど有機物資材の施用の有無など多様な管理条件を含んでおり、C投入が多くSOCが増加傾向にある処理区、逆にSOCが減少傾向にある処理区、SOCがほとんど増加も減少もせず維持されている処理区など、さまざまなSOCの経年変化のパターンを含んでいることから、RothCは日本の非黒ボク土畑においてSOCの経年変化を精度良く計算できると結論した。
- 2) 日本の黒ボク畑土壌におけるさまざまな気象・土壌・管理条件下の長期連用試験 4 地点（北見、藤坂、塩尻、大隅）のデータを用いて、RothCの適合精度を検証した。4地点の全ての処理区において、SOCの経年変化のモデル計算値は実測値を大きく下回り、黒ボク土ではモデルが想定するよりも有機物の分解が遅いことを意味する結果となった。これは、RothCで採用されている土壌パラメータが粘土含量だけであるため、他の土壌と比べて腐植が非常に安定であるという黒ボク土の特性がモデルで考慮されていないことが原因と考えられた。
- 3) 黒ボク土の特性を反映させることで精度が向上するようにモデルの改良を試みた。黒ボク土のSOCは他の土壌に比べて多量であることは明らかであるが、

その主な原因は、母材である火山灰の風化の過程で生成される活性のアルミニウム（Al）や鉄（Fe）が腐植と結合して安定な複合体を形成するためと考えられている。そこで、RothCで定義されているコンパートメントのうち腐植に相当するHUM画分の分解率を変えることによりモデルを改良することとし、さらに、HUMの分解率を全ての黒ボク土において一律に変えるのではなく、活性のAlやFeの量をモデルの入力パラメータに取り入れ、それらの土壌中の含有量に応じて分解率を調整することとした。また、新鮮な火山灰から黒ボク土の生成が開始される時点ではSOCはゼロに近いことから、現行モデルにおいて土壌生成過程のはじめから常に一定量存在していると定義されているIOMについて、黒ボク土ではゼロに設定することとした。

- 4) 黒ボク土の理化学性データベース（Andisol TU Database）から抽出した日本全国の林地および草地の32地点のデータを用い、各地点において、「SOCのモデル計算値が実測値と一致するためにはHUM画分の分解率を何分の一にすれば良いか」をあらわす係数 $H(f)$ を定義した。その上で、各地点の $H(f)$ と、活性のAl・Fe含量の指標である酸性シユウ酸塩可溶Al、Fe、Siおよびピロリン酸塩可溶Al、Feとの回帰分析を行った結果、 $H(f)$ と最も相関が高いのはピロリン酸塩可溶Al含量（Alp）で、 $H(f)=1.20+2.50 \times \text{Alp}(\%)$ の式が得られた。この式を用いてHUM画分の分解率を変化させた改良モデルを、4ヶ所の黒ボク土畑における長期連用試験地のデータを使って検証した結果、改良モデルではSOC計算値の精度が現行のRothCモデルよりも大きく向上したため、この改良モデルは日本の黒ボク土におけるSOCの経年変化予測に有効であると結論した。
- 5) RothCは熱帯での長期間の検証例が少ないため、タイの3ヶ所の長期連用畑のデータを用いてモデルの適合精度を検証した。有機質資材を投入していないトウモロコシとキャッサバの連用畑においては、熱帯における過去の検証例の3～5年よりも非常に長い期間（27～28年）において、RothCがSOCの経年変化を精度良く計算できることが明らかになった。しかし、キャッサバの茎葉やイナワラなどの有機物を多量に施用したいくつかの試験区においては、モデル計算値が実測値を上回った。これは、モデルが想定するよりも有機物の分解が早いことを意味するが、この過大評価は、モデルの入力パラメータである作

物残渣の量やその質の推定の誤差では説明できなかった。土壌有機物動態に影響を与える因子のうち温帯と熱帯で大きく異なると考えられるさまざまな因子を検討した結果、シロアリなど土壌動物の活性の違いが、有機物を多量施用した区でRothCの計算結果の精度が悪かった主な原因と考えられた。このような場合にはRothCの適用に注意が必要であり、土壌動物の活性の違いをモデルに取り込むことの必要性が示された。

6) DNDCモデルは、既存の主要なSOM動態モデルの中で唯一、水田にも適用可能なモデルであるが、短期間の温室効果ガス発生に重点をおいて開発・検証されてきたため、長期のSOC経年変化に対する検証例はない。そこで、日本の水田における5ヶ所の長期連用試験データを使ってSOC経年変化の適合精度を検証した。現行のDNDCではモデル中の作物生長サブモデルが作物の生長を適切にシミュレートできず、土壌にすき込まれる作物残渣量が実際と大きく異なり、従ってモデルの土壌有機物動態の精度を検証できなかった。そこで、既定値として定められている作物生長のパラメータを作物生長が実測に適合するように調整したうえで、SOCの経年変化に対するモデルの適合精度を検証した。その結果、5ヶ所の連用試験地（秋田県と島根県のグライ土、富山県と三重県の灰色低地土、大分県の黄色土）の9処理区において、16～22年間のSOC変化のモデルによる計算値は、ほぼ実測と精度良く一致した。このことから、DNDCの有機物分解サブモデルが水田における長期間のSOC経年変化を精度良く計算できることが明らかになった。しかし、いくつかの処理区、特にSOC含量が低い場合において、モデルと実測が適合しない場合もあったため、低SOCの土壌においてはモデルの適用に注意が必要なが示された。また、精度向上のためには作物生長パラメータの調整が必要であること、モデルに必要とされる営農管理に関する詳細なパラメータが、特に長期間の場合には入手困難な場合があるなどの問題点が明らかになった。

7) 水田におけるDNDCの精度が検証されたが、問題点も明らかになったため、より簡便なモデルであるRothCが水田にも適用できれば有用である。そこで、本来は湛水条件にならない畑状態の土壌を対象としたモデルであるRothCを、第1節と同じ5ヶ所の長期連用水田のデータを用いて検証した。現行のRothCによるSOCの計算値は、5ヶ所の連用水田土壌の9

処理区全てにおいて実測値を下回った。これは、水田では畑に比べて有機物分解が遅いという当然予想された結果であった。原因は、主に稲作期間中に土壌が湛水され嫌氣的になるために有機物の分解が遅くなるためと考えられたが、一方で、畑土壌と水田土壌における土壌微生物組成の一般的な違いのため、水田では湛水期間に限らず年間を通じて土壌有機物の分解が阻害される可能性も考えられた。

8) 畑状態と異なる水田土壌の特性を考慮し、RothCを改良するため、湛水状態になる水稲作付け期間と、畑状態になる水稲非作付け期間に分けて、それぞれ別にRothCの分解率を変えたさまざまな組み合わせでモデル計算を行い、実測値とモデル計算値の一致程度の尺度であるRMSE（Root Mean Square Error）とモデル計算値のバイアスの程度の尺度であるM（Mean Difference）の二つの統計的指標を用い、5ヶ所の試験地の9個の処理区において実測値とモデル計算値が最も良く適合する分解率の組み合わせを求めた。その結果、湛水期間では現行モデルに対して分解率を0.2倍、非湛水期間では0.6倍に設定した場合に、モデルと実測が最も良く一致した。この簡単な分解率調整による改良モデルを長期連用試験データに適用したところ、さまざまな気象、土性、土壌管理条件下にある5ヶ所の日本の水田土壌におけるSOCの経年時間変化の適合精度が現行RothCに比べて大幅に改善したため、少なくとも日本の水田においては、この改良モデルが適用可能であると結論した。

謝辞

本論文のとりまとめを行うにあたり、懇切な御指導を賜りました東北大学農学部南條正巳教授に深甚の謝意を表します。東北大学農学部三枝正彦教授、國分牧衛教授には、本原稿の御校閲を頂き、深く感謝いたします。同学部高橋正助教授、木村和彦助手（現宮城大学助教授）、菅野均志助手には、本原稿の作成にあたり、貴重なご助言を頂きました。農業環境技術研究所谷山一郎氏には、研究の全般において多大なご援助とご助言を頂きました。同所袴田共之氏（現浜松ホトニクス）には、本研究の端緒をお示し頂きました。同所横沢正幸氏には、さまざまな議論を通して研究上の貴重なご助言と励ましを頂きました。小林和彦氏（現東京大学教授）、麓多門氏、澤本卓治氏（現酪農学園大学）、国際農林水産業研究セ

ンター松本成夫氏には、研究上の貴重なご助言を頂きました。英国ローザムステッド農業試験場Kevin Coleman氏、David Jenkinson教授にはRothCモデルに関して、米国ニューハンプシャー大学Changsheng Li教授にはDNDCモデルに関して、有益なご助言を頂きました。北海道立北見農業試験場志賀弘行氏、今野一男氏（現北海道立中央農業試験場）、青森県農業試験場藤坂支場菊池晴志氏（現青森県農林総合研究センター）、長野県中信農業試験場村上敏文氏（現東北農業研究センター畑地利用部）、吉田清志氏、三重県科学技術振興センター安田典夫氏、出岡裕哉氏、鹿児島県農業試験場脇門英美氏（現中央農業総合研究センター）、同試験場大隅支場古江広治氏には、連用試験データの収集および土壌採取に際して多大なご援助を頂きました。秋田県農業試験場佐藤福男氏、伊藤千春氏、埼玉県農林総合研究センター相崎万裕美氏、富山県農業技術センター大野智史氏、鳥根県農業技術センター伊藤淳次氏、大分県農業技術センター小野忠氏、中央農業総合研究センター草場敬氏には、長期連用試験データの収集に際して多大なご援助を頂きました。タイ農業局Kobkiet Paisancharoen氏、Prapit Sangtong氏、Chumpol Nakviro氏、Chiroj Wangwiwatchai氏には、タイにおける長期連用試験データ収集および土壌採取に際して多大なご援助を頂きました。東北大学農学部助教授伊藤豊彰氏には、ANDISOL TU Databaseにおける根鋤地域の土壌調査地点の植生に関して貴重な情報を頂きました。北海道大学教授山口淳一氏には、作物の地上部：地下部比に関して、農業環境技術研究所岡三徳氏には、キャッサバの生理生態的特性に関して、貴重なご助言を頂きました。北海道大学波多野隆介教授、千葉大学犬伏和之教授には、研究を進める過程で貴重なご助言と励ましを頂きました。農業環境技術研究所前理事長陽捷行氏（現北里大学）、前監事杉原進氏（現肥糧検定協会）、前地球環境部長林陽生氏（現筑波大学）、地球環境部長今川俊明氏、化学環境部長斉藤雅典氏、元土壌管理科長岩間秀矩氏、食料生産予測チーム鳥谷均チーム長、同チーム員の岡本勝男氏、西森基貴氏、元チーム員の大野宏之氏、坂本利弘氏には、励ましとご援助を頂きました。同所木内憲子氏、渡辺美津子氏には、研究の全般にわたりご援助を頂きました。種々の討論その他を通じてご援助を頂きました方々を含め、以上の皆様方に深く感謝の意を表します。

引用文献

- 1) 愛知県農業総合試験場 (1981) : 昭和50～55年度土壌環境基礎調査 (基準点調査) 成績書 . p. 1-129
- 2) 秋田県農業試験場 (1985) : 土壌環境基礎調査 基準点調査・一般調査成績書 (中間とりまとめ) . p. 1-115
- 3) Anthoni, P. M., A. Freibauer, O. Kolle and E. -D. Schulze (2004) : Winter wheat carbon exchange in Thuringia, Germany. *Agric. For. Meteorol.*, 121, 55-67
- 4) 青森県農業試験場 環境部 (1996) : 青森県農業試験場藤坂支場 畑連輪作試験検討会資料 土壌調査・分析結果 (化学性・物理性) . p. 1-15
- 5) Ardo, J. and L. Olsson (2003) : Assessment of soil organic carbon in semi-arid Sudan using GIS and the CENTURY model. *J. Env. Qual.*, 54, 633-651
- 6) Ayanaba, A. and D. S. Jenkinson (1990) : Decomposition of carbon-14 labeled ryegrass and maize under tropical conditions. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 54, 112-115
- 7) Balesdent, J. (1996) : The significance of organic separates to carbon dynamics and its modelling in some cultivated soils. *Eur. J. Soil Sci.*, 47, 485-493
- 8) Barthlomew, W. V. and D. Kirkham (1960) : Mathematical description and interpretation of culture induced soil nitrogen changes. *Trans. 7th. Int. Cong. Soil Sci.*, 2, 471-477
- 9) Cai, Z., T. Sawamoto, C. Li, G. Kang, J. Boonjawat, A. Mosier, R. Wassmann and H. Tsuruta (2003) : Field validation of the DNDC model for greenhouse gas emissions in East Asian cropping systems. *Glob. Biogeochem. Cycles*, 17 (4) , 1107
- 10) Cambardella, C. A. and E. T. Elliott (1992) : Particulate soil organic-matter changes across a grassland cultivation sequence. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 56, 777-783
- 11) Cerri, C. E. P., K. Paustian, M. Bernoux, R. L. Victoria, J. M. Melillo and C. C. Cerri (2004) : Modeling changes in soil organic matter in Amazon forest to pasture conversion with the Century model. *Glob. Change Biol.*, 10, 815-832
- 12) Christensen, B.T. (1996) : Matching Measurable Soil organic Matter Fractions with Conceptual Pools in Simulation Models of Carbon Turnover: Revision of Model Structure. *In* Evaluation of Soil Organic Matter Models: Using Existing Long-Term Datasets, Ed. by D.

- S. Powlson, P. Smith and J. U. Smith, p. 143-159, Springer, Berlin
- 13) Coleman, K. and D. S. Jenkinson (1996) : RothC-26.3 - A model for the turnover of carbon in soil. *In* Evaluation of Soil Organic Matter Models: Using Existing Long-Term Datasets, Ed. by D. S. Powlson, P. Smith and J. U. Smith, p. 237-246, Springer, Berlin
- 14) Coleman, K., D. S. Jenkinson, G. J. Crocker, P. R. Grace and J. Klir (1997) : Simulating trends in soil organic carbon in long-term experiments using RothC-26.3. *Geoderma*, 81, 29-44
- 15) 出井嘉光 (1975) : 水田における有機物の集積と分解 . 土肥誌 , 46 , 251-254
- 16) Del Grosso, S. J., W. J. Parton, A. R. Mosier, J. Hartman, D. S. Brenner, D. S. Ojima and D. S. Schimel (2001) : Simulated interaction of soil carbon dynamics and nitrogen trace gas fluxes using the DAYCENT model. *In* Modeling Carbon and Nitrogen Dynamics for Soil Management, Ed. by M. J. Shaffer, L. Ma and S. Hansen, p. 303-332, Lewis Publishers, Boca Raton
- 17) 土壌保全調査事業全国協議会編 (1991) : 日本の耕地土壌の実態と対策 . 新訂版 , p. 36 , 博友社 , 東京
- 18) Elliot, E. T., K. Paustian and S. D. Frey (1996) : Modeling the measurable or measuring the modelable: A hierarchical approach to isolating meaningful soil organic matter fractionations. *In* Evaluation of Soil Organic Matter Models: Using Existing Long-Term Datasets, Ed. by D. S. Powlson, P. Smith and J. U. Smith, p. 161-179, Springer, Berlin
- 19) Evrendilek, F., I. Celik and S. Kilic (2004) : Changes in soil organic carbon and other physical soil properties along adjacent Mediterranean forest, grassland, and cropland ecosystems. *J. Arid Environ.*, 59, 743-752
- 20) Falloon, P., P. Smith, K. Coleman and S. Marshall (1998a) : Estimating the size of the inert organic matter pool from total soil organic carbon content for use in the Rothamsted carbon model. *Soil Biol. Biochem.*, 30, 1207-1211
- 21) Falloon, P., P. Smith, J. U. Smith, J. Szabo, K. Coleman and S. Marshall (1998b) : Regional estimates of carbon sequestration potential: linking the Rothamsted Carbon Model to GIS databases. *Biol. Fertil. Soils*, 27, 236-241
- 22) Falloon, P. and P. Smith (2002a) : Simulating SOC changes in long-term experiments with RothC and CENTURY: model evaluation for a regional scale application. *Soil Use Manage.*, 18, 101-111
- 23) Falloon, P., P. Smith, J. Szabo and L. Pasztor (2002b) : Comparison of approaches for estimating carbon sequestration at the regional scale. *Soil Use Manage.*, 18, 164-174
- 24) Falloon, P., P. Smith, J. Szabo, L. Pasztor, J. U. Smith and K. Coleman (2002c) : Comparing estimates of regional carbon sequestration potential using geographical information system, dynamic soil organic matter models, and simple relationships. *In* Agricultural Practices and Policies for Carbon Sequestration in Soil, Ed. by J. M. Kimble, R. Lal and R. F. Follett, p. 141-154, Lewis Publishers, Boca Raton
- 25) Falloon, P. and P. Smith (2003) : Accounting for changes in soil carbon under the Kyoto Protocol: need for improved long-term data sets to reduce uncertainty in model projections. *Soil Use Manage.*, 19, 265-269
- 26) FAO (1988) : Revised legend of the FAO-UNESCO Soil Map of the World. p. 1-119, FAO, Rome
- 27) Foereid, B. and H. Hogh-Jensen (2004) : Carbon sequestration potential of organic agriculture in northern Europe - a modelling approach. *Nutr. Cycl. Agroecosyst.*, 68, 13-24
- 28) Gijsman, A. J., A. Oberson, H. Tiessen and D. K. Friesen (1996) : Limited applicability of the CENTURY model to highly weathered tropical soils. *Agron. J.*, 88, 894-903
- 29) Gregory, P. J. and J. S. I. Ingram (1996) : The contribution of the soil organic matter network (SOMNET) to GCTE. *In* Evaluation of Soil Organic Matter Models: Using Existing Long-Term Datasets, Ed. by D. S. Powlson, P. Smith and J. U. Smith, p. 13-26, Springer, Berlin
- 30) 関 鋼・坂本一憲・吉田富男 (1996) : 各種畑土壌における微生物バイオマス窒素・炭素量と主要な土壌理化学性との関係 . 土肥誌 , 67 , 1-6
- 31) 袴田共之・波多野隆介・木村真人・高橋正通・坂本一憲 (2000) : 地球温暖化ガスの土壌生態系との関わり 1 . 二酸化炭素と陸域生態系 . 土肥誌 , 71 , 263-274
- 32) 速水和彦 (1985) : 環境条件別の有機物資材の分解特性 . 農耕地における土壌有機物変動の予測と有機物施用基準の策定 (研究成果 166) , p. 29-31 , 農林水産技術会議事務局 , 東京

- 33) 樋口太重 (1981) : 緩衝液による有機化窒素および
土壌有機態窒素の抽出特性 . 土肥誌 , 52 , 481-489
- 34) Hiradate, S., T. Nakadai, H. Shindo and T. Yoneyama
(2004) : Carbon source of humic substances in some
Japanese volcanic ash soils determined by carbon stable
isotopic ratio, $\delta^{13}\text{C}$. *Geoderma*, 119, 133-141
- 35) 北海道立中央・上川・十勝・北見農業試験場
(1984) : 土壌環境基礎調査 基準点調査・一般調
査成績書 (中間とりまとめ) . p. 1-124
- 36) 北海道立北見農業試験場 (1981) : 畑作物の連・輪
作に関する長期試験 (北見農試資料 第3号 ; 北農
研究シリーズVII) , p. 2-69 , 財団法人北農会 , 札幌
- 37) 北海道立北見農業試験場 研究部 土壌肥料科
(1999) : 平成11年度 (1999年度) 土壌肥料に関す
る試験成績書 . p. 24-51
- 38) Honma, H., T. Honma, S. Yamamoto and H. Shindo
(2002) : Microscopic observation of charred plant frag-
ments isolated from several Ando Soil samples by the
specific gravity method. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 48, 871-875
- 39) 井ノ子昭夫 (1981) : 土壌中における有機物の分解
と集積 - その数式化へのアプローチ - . 土肥誌 ,
52 , 548-558
- 40) 井ノ子昭夫 (1985) : 有機物の分解・集積の数式表
示 . 農耕地における土壌有機物変動の予測と有機物
施用基準の策定 (研究成果166) , p. 34-38 , 農林水
産技術会議事務局 , 東京
- 41) IPCC (2001) : Climate Change 2001: the Scientific Basis.
p. 1-944, Cambridge University Press, Cambridge
- 42) IPCC National Greenhouse Gas Inventories Programme,
IGES (2003) : Intergovernmental Panel on Climate
Change Good Practice Guidance for Land Use, Land-Use
Change and Forestry. p. 1-616, IPCC, Institute for Global
Environmental Strategies (IGES), Hayama
- 43) IRRI (2003) : Atlas of Rice & World Rice Statistics.
<http://www.irri.org/science/ricestat/index.asp>
- 44) ISSS, ISRIC and FAO (1998) : World Reference Base
for Soil Resources (World Soil Resources Reports 84), p.
20-21, FAO, Rome
- 45) ISSS Working Group RB (1998) : World Reference
Base for Soil Resources: Atlas. Ed. by E. M. Bridges, N.
H. Batjes and F. O. Nachtergaele, p. 20-21, ISRIC-FAO-
ISSS-Acco, Leuven
- 46) 伊藤昭彦 (2002) : 陸上生態系機能としての土壌有
機炭素貯留とグローバル炭素循環 . 日本生態学会誌 ,
52 , 189-227
- 47) 伊藤豊彰 (1997) : 選択溶解法による可溶性鉄・ア
ルムニウム・ケイ素 . 土壌環境分析法 , 土壌環境分
析法編集委員会編 , p. 288-297 , 博友社 , 東京
- 48) 伊藤豊彰・庄子貞雄・三枝正彦 (1991) : Andisol
分類法による北海道根釧地方の火山灰土壌の分類 .
土肥誌 , 62 , 237-247
- 49) Jackson, R. B., H. J. Schenk, E. G. Jobbagy, J. Canadell, G.
D. Colello, R. E. Dickinson, C. B. Field, P. Friedlingstein,
M. Heimann, K. Hibbard, D. W. Kicklighter, A. Kleidon,
R. P. Neilson, W. J. Parton, O. E. Sala and M. T. Sykes
(2000) : Belowground consequences of vegetation
change and their treatment in models. *Ecol. Appl.*, 10,
470-483
- 50) Janzen, H. H., C. A. Campbell, S. A. Brandt, G. P. Lafond
and L. Townley-Smith (1992) : Light-fraction organic
matter in soils from long-term crop rotations. *Soil Sci.
Soc. Am. J.*, 56, 1799-1806
- 51) Janzen, H. H. (2004) : Carbon cycling in earth systems -
a soil science perspective. *Agric. Ecosyst. Environ.*, 104,
399-417
- 52) Jenkinson, D. S. and J. H. Rayner (1977) : The turnover
of soil organic matter in some of the Rothamsted classi-
cal experiments. *Soil Sci.*, 123, 298-305
- 53) Jenkinson, D. S. (1990) : The turnover of organic car-
bon and nitrogen in soil. *Phil. Trans. R. Soc. L. B.*, 329,
361-368
- 54) Jenkinson, D. S. (1991) : The Rothamsted long-term
experiments: Are they still of use? *Agron. J.*, 83, 2-10
- 55) Jenkinson, D. S., D. E. Adams and A. Wild (1991) :
Model estimates of CO₂ emissions from soil in response
to global warming. *Nature*, 351, 304-306
- 56) Jenkinson, D. S., H. C. Harris, J. Ryan, A. M. McNeill, C. J.
Pilbeam and K. Coleman (1999a) : Organic matter
turnover in a calcareous clay soil from Syria under a two-
course cereal rotation. *Soil Biol. Biochem.*, 31, 687-693
- 57) Jenkinson, D. S., J. Meredith, J. I. Kinyamario, G. P.
Warren, M. T. F. Wong, D. D. Harkness, R. Bol and K.
Coleman (1999b) : Estimating net primary production
from measurements made on soil organic matter.
Ecology, 80, 2762-2773
- 58) Jenny, H. (1941) : Factors of Soil Formation. p. 253-257,
McGraw-Hill, New York
- 59) 鹿児島県農業試験場 (1989) : 土壌保全対策事業成

- 績抄録．昭和63年度，p. 32-35
- 60) 鹿児島県農業試験場（1990）：土壌保全対策事業成績抄録．平成元年度，p. 51-54
- 61) 鹿児島県農業試験場（1991）：土壌保全対策事業成績抄録．平成2年度，p. 54-57
- 62) 鹿児島県農業試験場（1992）：土壌保全対策事業成績抄録．平成3年度，p. 41-42
- 63) 鹿児島県農業試験場（1993a）：土壌保全対策事業成績抄録．平成4年度，p. 47-49
- 64) 鹿児島県農業試験場（1993b）：平成4年度秋冬作試験成績書（土壌肥料）．p. 116-123
- 65) 鹿児島県農業試験場（1994a）：平成5年度春夏作試験成績書（土壌肥料）．p. 132-138
- 66) 鹿児島県農業試験場（1994b）：平成5年度秋冬作試験成績書（土壌肥料）．p. 105-110
- 67) 鹿児島県農業試験場（1995）：土壌保全対策事業成績抄録．平成6年度，p. 39-44
- 68) 鹿児島県農業試験場（1996）：土壌保全対策事業成績抄録．平成7年度，p. 39-44
- 69) 鹿児島県農業試験場（1997）：土壌保全対策事業成績抄録．平成8年度，p. 42-47
- 70) 鹿児島県農業試験場（1998a）：土壌保全対策事業成績抄録．平成9年度，p. 40-45
- 71) 鹿児島県農業試験場（1998b）：平成9年度秋冬作試験成績書（土壌肥料）．p. 48-53
- 72) 鹿児島県農業試験場（1999a）：平成10年度春夏作試験成績書（土壌肥料）．p. 57-64
- 73) 鹿児島県農業試験場（1999b）：平成10年度秋冬作試験成績書（土壌肥料）．p. 76-83
- 74) 鹿児島県農業試験場（2000a）：土壌保全対策事業成績抄録．平成11年度，p. 16-21
- 75) 鹿児島県農業試験場（2000b）：平成11年度秋冬作試験成績書（土壌肥料）．p. 87-96
- 76) 鹿児島県農業試験場（2001a）：平成12年度春夏作試験成績書（土壌肥料）．p. 132-138
- 77) 鹿児島県農業試験場（2001b）：平成12年度秋冬作試験成績書（土壌肥料）．p. 105-110
- 78) 鹿児島県農業試験場（2002a）：平成13年度春夏作試験成績書（土壌肥料）．p. 167-174
- 79) 鹿児島県農業試験場（2002b）：平成13年度秋冬作試験成績書（土壌肥料）．p. 58-67
- 80) 鹿児島県農業試験場土壌肥料部（1996）：「基準点調査」中間とりまとめ（1988年から1994年まで14作）．p. 1-21
- 81) 金森哲夫（2000）：国公立試験研究機関における有機物・肥料等の長期連用試験の現状について．土肥誌，71，286-293
- 82) Kanazawa, S. and T. Yoneyama（1980）：Microbial degradation of ^{15}N -labeled rice residues in soil during two years' incubation under flooded and upland conditions. I. Decay of residue and soil microflora. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 26, 229-239
- 83) 金沢晋二郎（1996）：持続的・環境保全型農業としての不耕起栽培 - 畑作物の収量と土壌の特性．土肥誌，66，286-297
- 84) 鴨下 寛（1943）：青森県南部の土壌型に就て．土肥誌，18，19-31
- 85) Kelly, R. H., W. J. Parton, G. J. Crocker, P. R. Grace, J. Klir, M. Korschens, P. R. Poulton and D. D. Richter（1997）：Simulating trends in soil organic carbon in long-term experiments using the Century model. *Geoderma*, 81, 75-90
- 86) Kern, J. S. and M. G. Johnson（1993）：Conservation tillage impacts on national soil and atmospheric carbon levels. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 57, 200-210
- 87) Kimble, J. M., H. Eswaran and T. Cook（1990）：Organic carbon on a volume basis in tropical and temperate soils. *In Trans. 14th Int. Cong. Soil Sci.* vol.5, 248-253
- 88) Kirschbaum, M. U. F.（1995）：The temperature dependence of soil organic matter decomposition, and the effect of global warming on soil organic strage. *Soil Biol. Biochem.*, 27, 753-760
- 89) 気象庁（1996）：気象庁観測平年値（CD-ROM）
- 90) 駒村美佐子・津村昭人・小平 潔（1999）：日本の水田における作土中の ^{137}Cs の滞留半減時間．*Radioisotopes*，48，635-644
- 91) コノノワ M. M.（1976）：土壌有機物．菅野一郎訳，p. 157-160，農文協，東京
- 92) Koukoura, Z., A. P. Mamolos and K. L. Kalburtji（2003）：Decomposition of dominant plant species litter in a semi-arid grassland. *Appl. Soil Ecol.*, 23, 13-23
- 93) Lal, R.（2003）：Offsetting global CO_2 emissions by restoration of degraded soils and intensification of world agriculture and forestry. *Land Degrad. Dev.*, 14, 309-322
- 94) Lal, R.（2004a）：Agricultural activities and the global carbon cycle. *Nutr. Cycl. Agroecosyst.*, 70, 103-116
- 95) Lal, R.（2004b）：Managing soil carbon. *Science*, 304, 393

- 96) Lal, R. (2004c) : Soil carbon sequestration impacts on global climate change and food security. *Science*, 304, 1623-1627
- 97) Lal, R. (2004d) : Soil carbon sequestration to mitigate climate change. *Geoderma*, 123, 1-22
- 98) Lee, K. E. and T. G. Wood (1971) : Termites and Soils. p. 19, Academic Press, London
- 99) Leite, L. F. C., E. D. Mendonca, P. L. O. D. Machado, E. I. Fernandes and H. C. L. Neves (2004) : Simulating trends in soil organic carbon of an Acrisol under no-tillage and disc-plow systems using the Century model. *Geoderma*, 120, 283-295
- 100) Li, C., S. Frolking and T. A. Frolking (1992a) : A model of nitrous oxide evolution from soil driven by rainfall events: 1. Model structure and sensitivity. *J. Geophys. Res.*, 97, 9759-9776
- 101) Li, C., S. Frolking and T. A. Frolking (1992b) : A model of nitrous oxide evolution from soil driven by rainfall events: 2. Model applications. *J. Geophys. Res.*, 97, 9777-9783
- 102) Li, C., S. Frolking and R. Harriss (1994) : Modeling carbon biogeochemistry in agricultural soils. *Global Biogeochem. Cycles*, 8, 237-254
- 103) Li, C., S. Frolking, G. J. Crocker, P. R. Grace, J. Klir, M. Korchens and P. R. Poulton (1997) : Simulating trends in soil organic carbon in long-term experiments using the DNDC model. *Geoderma*, 81, 45-60
- 104) Li, C. (2000) : Modeling trace gas emissions from agricultural ecosystems. *Nutr. Cycl. Agroecosyst.*, 58, 259-276
- 105) Li, C., J. Aber, F. Stange, K. Butterbach-Bahl and H. Papen (2000) : A process-oriented model of N₂O and NO emissions from forest soils: 1. model development. *J. Geophys. Res.*, 105, 4369-4384
- 106) Li, C., Y. Zhuang, S. Frolking, J. Galloway, R. Harriss, B. Moore III, D. Schimel and X. Wang (2003) : Modeling soil organic carbon change in croplands of China. *Ecol. Appl.*, 13, 327-336
- 107) Loveland, P. and J. Webb (2003) : Is there a critical level of organic matter in the agricultural soils of temperate regions: a review. *Soil Till. Res.*, 70, 1-18
- 108) Ludwig, B., B. John, R. Ellerbrock, M. Kaiser and H. Flessa (2003) : Stabilization of carbon from maize in a sandy soil in a long-term experiment. *Eur. J. Soil Sci.*, 54, 117-126
- 109) Magid, J., T. Mueller, L. S. Jensen and N. E. Nielsen, (1997) : Modelling the measurable: Interpretation of field-scale CO₂ and N-mineralization, soil microbial biomass and light fractions as indicators of oilseed rape, maize and barley straw decomposition. In *Driven by Nature: Plant Litter Quality and Decomposition*, Ed. by G. Cadisch and K. E. Giller, p. 349-377, CAB International, Wallingford
- 110) Mando, A. and L. Brussaard (1999) : Contribution of termites to the breakdown of straw under Sahelian conditions. *Biol. Fertil. Soils*, 29, 332-334
- 111) McGill, W. B. (1996) : Review and Classification of Ten Soil Organic Matter (SOM) Models. In *Evaluation of Soil Organic Matter Models*, Ed. by D. S. Powlson, P. Smith and J. U. Smith, p. 111-132, Springer, Berlin
- 112) 松田幹男, 堀江正樹・本田勝雄・志村英二 (1980) : 畑輪作に関する研究 第11報 42年間にわたる連・輪作方式における畑作物収量の推移について. 日作紀, 49, 548-558
- 113) Matsumoto, S. and N. Ae (2004) : Characteristics of extractable soil organic nitrogen determined by using various chemical solutions and its significance for nitrogen uptake by crops. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 50, 1-9
- 114) 松中照夫 (2003) : 土壌学の基礎・生成・機能・肥沃度・環境-. p. 41-50, 農文協, 東京
- 115) 松下利定・中村伴蔵・小松憲一・鎌田嘉孝 (1979) : 火山灰畑土壌における有機質・無機質肥料連用に関する研究 (とうもろこしの生育・収量ならびに土壌の理化学性におよぼす影響について). 長野県農総試中信地方試報告, 1, 198-207
- 116) 松下利定・中村伴蔵・小松憲一・鎌田嘉孝・長谷川徹 (1989) : 火山灰畑土壌における有機質・無機質肥料連用に関する研究 第2報 各種野菜の生育・収量におよぼす影響. 長野県中信農試報告, 7, 67-91
- 117) 三重県農業技術センター (1979) : 昭和53年度地力実態調査成績書 (定圃場調査). p. 1-30
- 118) 三重県農業技術センター (1980) : 昭和54年度土壌環境基礎調査成績書 (基準点調査). p. 1-28
- 119) 三重県農業技術センター (1981) : 昭和55年度土壌環境基礎調査成績書 (基準点調査). p. 1-28
- 120) 三重県農業技術センター (1982) : 昭和56年度土壌環境基礎調査成績書 (基準点調査). p. 1-27

- 121) 三重県農業技術センター (1983) : 昭和57年度
土壌環境基礎調査成績書 (基準点調査). p. 1-37
- 122) 三重県農業技術センター (1984) : 昭和58年度
土壌環境基礎調査成績書 (基準点調査). p. 1-42
- 123) 三重県農業技術センター (1985) : 昭和59年度
土壌環境基礎調査成績書 (基準点調査). p. 1-29
- 124) 三重県農業技術センター (1986) : 昭和60年度
土壌環境基礎調査成績書 (基準点調査). p. 1-32
- 125) 三重県農業技術センター (1987) : 昭和61年度
土壌環境基礎調査成績書 (基準点調査). p. 1-17
- 126) 三重県農業技術センター (1988) : 昭和62年度
土壌環境基礎調査成績書 (基準点調査). p. 1-18
- 127) 三重県農業技術センター (1989) : 昭和63年度
土壌環境基礎調査成績書 (基準点調査). p. 1-23
- 128) Mitsuchi, M. (1974) : Characters of humus formed
under rice cultivation. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 20, 249-259
- 129) Mohr, E. C. J. and F. A. Van Baren (1954) : Tropical
soils. p. 280, N. V. Uitgeverij and W. van Hoes, London
- 130) 長野県中信農業試験場 (1981) : 農林水産省指定
昭和55年度 土壌肥料試験成績書. p. 38-44
- 131) 長野県中信農業試験場 (1982) : 農林水産省指定
昭和56年度 土壌肥料試験成績書. p. 34-37
- 132) 長野県中信農業試験場 (1983) : 農林水産省指定
昭和57年度 土壌肥料試験成績書. p. 29-38
- 133) 長野県中信農業試験場 (1985) : 農林水産省指定
昭和58・59年度 土壌肥料試験成績書. p. 12-14, 33-39
- 134) 長野県中信農業試験場 (1986) : 農林水産省指定
昭和60年度 土壌肥料試験成績書. p. 27-29
- 135) 長野県中信農業試験場 (1987) : 農林水産省指定
昭和61年度 土壌肥料試験成績書. p. 85-86
- 136) 長野県中信農業試験場 (1988) : 農林水産省指定
昭和62年度 土壌肥料試験成績書. p. 90-99
- 137) 長野県中信農業試験場 (1989) : 農林水産省指定
昭和63年度 土壌肥料試験成績書. p. 116-117
- 138) 長野県中信農業試験場 (1990) : 農林水産省指定
平成元年度 土壌肥料試験成績書. p. 128-132
- 139) 長野県中信農業試験場 (1991) : 農林水産省指定
平成2年度 土壌肥料試験成績書. p. 115-116
- 140) 長野県中信農業試験場 (1993) : 農林水産省指定
平成4年度 土壌肥料試験成績書. p. 63-66
- 141) 長野県中信農業試験場 (1994) : 農林水産省指定
平成5年度 土壌肥料試験成績書. p. 33-39
- 142) 長野県中信農業試験場 (1995) : 農林水産省指定
平成6年度 土壌肥料試験成績書. p. 65-72
- 143) 長野県中信農業試験場 (1996) : 農林水産省指定
試験 平成7年度 NAGANO土壌肥料指定試験成
績書. p. 76-81
- 144) 長野県中信農業試験場 (1997) : 農林水産省指定
試験 平成8年度 NAGANO土壌肥料指定試験成
績書. p. 42-50
- 145) 長野県中信農業試験場 (1998) : 農林水産省指定
試験 平成9年度 NAGANO土壌肥料指定試験成
績書. p. 54-58
- 146) 長野県中信農業試験場 (1999) : 農林水産省指定
試験 平成10年度 NAGANO土壌肥料指定試験成
績書. p. 46-47
- 147) 長野県農業試験場桔梗ヶ原分場 (1968) : 農林省
指定 昭和42年度 土壌肥料試験成績書. p. 101-
105
- 148) 長野県農業試験場桔梗ヶ原分場 (1969) : 農林省
指定 昭和43年度 土壌肥料試験成績書. p. 56-71
- 149) 長野県農業試験場桔梗ヶ原分場 (1970) : 農林省
指定 昭和44年度 土壌肥料試験成績書. p. 68-77
- 150) 長野県農業試験場桔梗ヶ原分場 (1971) : 農林省
指定 昭和45年度 土壌肥料試験成績書. p. 70-78
- 151) 長野県農業試験場桔梗ヶ原分場 (1972) : 農林省
指定 昭和46年度 土壌肥料試験成績書. p. 37-43
- 152) 長野県農業試験場桔梗ヶ原分場 (1973) : 農林省
指定 昭和47年度 土壌肥料試験成績書. p. 36-42
- 153) 長野県農業試験場桔梗ヶ原分場 (1974) : 農林省
指定 昭和48年度 土壌肥料試験成績書. p. 24-38
- 154) 長野県農業試験場桔梗ヶ原分場 (1975) : 農林省
指定 昭和49年度 土壌肥料試験成績書. p. 37-46
- 155) 長野県農業試験場桔梗ヶ原分場 (1976) : 農林省
指定 昭和50年度 土壌肥料試験成績書. p. 59-66
- 156) 長野県農業総合試験場 中信地方試験場
(1977) : 農林省指定 昭和51年度 土壌肥料試験
成績書. p. 48-53
- 157) 長野県農業総合試験場 中信地方試験場
(1978) : 農林省指定 昭和52年度 土壌肥料試験
成績書. p. 45-51
- 158) 長野県農業総合試験場 中信地方試験場
(1979) : 農林省指定 昭和53年度 土壌肥料試験
成績書. p. 27-41
- 159) 長野県農業総合試験場 中信地方試験場
(1980) : 農林水産省指定 昭和54年度 土壌肥料
試験成績書. p. 30-40

- 160) 長野間宏・諸遊英行 (1977) : 堆肥連用田の全炭素・全窒素の変動と、そのシミュレーション。日土肥関東支部会講要, 48
- 161) 中井 信 (1997) : 粒径組成 (ピペット法)。土壤環境分析法, 土壤環境分析法編集委員会編, p. 24-29, 博友社, 東京
- 162) 西尾道徳 (1989) : 土壤微生物の基礎知識。p. 170-171, 農文協, 東京
- 163) 農業技術研究所化学部土壤第3科 (1983) : 農耕地土壤の分類-土壤統の設定基準および土壤統一覧表-第2次案改訂版, p. 1-75
- 164) 農耕地土壤分類委員会 (1995) : 農耕地土壤分類。第3次改訂版, 農環研資, 17, 1-79
- 165) 農林水産技術会議事務局 (1985) : 農耕地における土壤有機物変動の予測と有機物施用基準の策定 (研究成果166), p. 1-139
- 166) 農林省長野農事改良実験所 桔梗ヶ原試験地 肥料施用方法改善試験部 (1951) : 昭和25年度 農林省指定 肥料施用方法改善試験成績書。p. 1-10
- 167) 織田健次郎・三輪睿太郎・岩本明久 (1987) : 地力保全基本調査代表断面のコンパクトデータベース。土肥誌, 58, 112-131
- 168) 小川和夫・竹内 豊・片山雅弘 (1988) : 北海道の耕草地におけるバイオマス生産量及び作物による無機成分吸収量。北海道農試研報, 149, 57-91
- 169) Oka, M., J. Limsila, S. Sarakarn, S. Sinthuprama and C. Tiraporn (1987) : Eco-physiological studies on Cassava (*Manihot esculenta* Crantz) in Thailand. p. 137, Tropical Agriculture Research Center, MAFF, Japan and Department of Agriculture, Ministry of Agriculture and Cooperatives, Thailand, Bangkok
- 170) 岡崎正規・安西徹郎・加藤哲郎 (2001) : 新版土壤肥料。p. 1-191, 全国農業改良普及協会, 東京
- 171) 大分県農業技術センター (1991) : 土壤保全対策事業成績抄録 平成2年度。p. 27-29
- 172) 大分県農業技術センター (1992) : 土壤保全対策事業成績抄録 平成3年度。p. 28-29
- 173) 大分県農業技術センター (1993) : 土壤保全対策事業成績抄録 平成4年度。p. 8-11
- 174) 大分県農業技術センター (1995) : 平成6年度土壤保全対策事業成績抄録。p. 5-7
- 175) 大分県農業技術センター (1996) : 平成7年度土壤保全対策事業成績抄録。p. 4-5
- 176) 大分県農業技術センター化学部 (1984) : 土壤環境基礎調査 基準点調査・一般調査成績書 (中間とりまとめ)。p. 1-119
- 177) Parfitt, R. L. and C. W. Childs (1988) : Estimation of forms of Fe and Al: a review, and analysis of contrasting soils by dissolution and Moessbauer methods. *Aust. J. Soil Res.*, 26, 121-144
- 178) Parfitt, R. L., B. K. G. Theng, J. S. Whitton and T. G. Shepherd (1997) : Effects of clay minerals and land use on organic matter pools. *Geoderma*, 75, 1-12
- 179) Parton, W. J., D. S. Schimel, C. V. Cole and D. S. Ojima (1987) : Analysis of factors controlling soil organic matter levels in Great Plains grasslands. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 51, 1173-1179
- 180) Parton, W. J., J. W. B. Stewart and C. V. Cole (1988) : Dynamics of C, N, P and S in grassland soils: a model. *Biogeochemistry*, 5, 109-131
- 181) Parton, W. J., R. L. Sanford, P. A. Sanchez and J. W. B. Stewart (1989) : Modeling soil organic matter dynamics in tropical soils. In *Dynamics of Soil Organic Matter in Tropical Ecosystems*, Ed. by D. C. Coleman, J. M. Oades and G. Uehara, p. 153-171, University of Hawaii Press, Honolulu
- 182) Parton, W. J. and P. E. Rasmussen (1994) : Long-term effects of crop management in wheat-fallow: II. Century model simulations. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 58, 530-536
- 183) Paulson, D. S. (1996) : Why evaluate soil organic matter models? In *Evaluation of Soil Organic Matter Models: Using Existing Long-Term Datasets*, Ed. by D. S. Powlson, P. Smith and J. U. Smith, p. 3-12, Springer, Berlin
- 184) Paustian, K., W. J. Parton and J. Persson (1992) : Modeling soil organic matter in organic-amended and nitrogen-fertilized long-term plots. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 56, 476-488
- 185) Polglase, P. J. and Y. P. Wang (1992) : Potential CO₂ induced carbon storage by the terrestrial biosphere. *Aust. J. Botany*, 40, 641-656
- 186) Poulton, P. R. (1995) : The importance of long-term trials in understanding sustainable farming systems: the Rothamsted experience. *Aust. J. Exp. Agr.*, 35, 825-834
- 187) Prescott, C. E., L. Vesterdal, C. M. Preston and S. W. Simard (2004) : Influence of initial chemistry on decomposition of foliar litter in contrasting forest types in British Columbia. *Can. J. For. Res.*, 34, 1714-1729

- 188) Raich, J. W. and K. J. Nadelhoffer (1989) : Belowground carbon allocation in forest ecosystems: global trends. *Ecology*, 70, 1346-1354
- 189) Rao, A. S. and Agarwal, J. P. (1984) : Seed production, root/shoot ratio, stomata number and nutrient uptake by different crop and weed species. *Indian J. Weed Sci.*, 16, 250-254
- 190) Rasmussen, P. E., K. W. T. Goulding, J. R. Brown, P. R. Grace, H. H. Janzen and M. Korschens (1998) : Long-term agroecosystem experiments: assessing agricultural sustainability and global change. *Science*, 282, 893-896
- 191) Reicosky, D. C., W. D. Kemper, G. W. Langdale, C. L. Douglas Jr and P. E. Rasmussen (1995) : Soil organic matter changes resulting from tillage and biomass production. *J. Soil Water Conserv.*, 50, 253-261
- 192) Rovira, P. and V. R. Vallejo (2002) : Labile and recalcitrant pools of carbon and nitrogen in organic matter decomposing at different depths in soil: an acid hydrolysis approach. *Geoderma*, 107, 109-141
- 193) Rumpel, C., J. Balesdent, P. Grootes, E. Weber and I. Kogel-Knabner (2003) Quantification of lignite- and vegetation-derived soil carbon using C-14 activity measurements in a forested chronosequence. *Geoderma*, 112, 155-166
- 194) Saigusa, M., S. Shoji and M. Otowa (1991) : Clay mineralogy of two Andisols showing a hydrosequence and its relationships to their physical and chemical properties. *ペドロジスト*, 35, 21-33
- 195) 埼玉県農業試験場 (1986) 土壌環境基礎調査 基準点一般調査成績書 (中間とりまとめ). p. 1-112
- 196) 坂本一憲 (1998) : 微生物バイオマスと土壌窒素肥沃度. *土と微生物*, 51, 35-47
- 197) 坂本一憲・大羽 裕 (1993) : 畑土壌における可態態Nと土壌バイオマス量との関係. *土肥誌*, 64, 42-48
- 198) 澤本卓治 (2004) : 日本の畑土壌からの N_2O 発生 - DNDC モデルの適用. 環境負荷予測への土壌学的展開, *土肥誌*, 75, 283-289
- 199) 島根県農業試験場 (1984) 土壌環境基礎調査 基準点の一般調査成績書 (中間とりまとめ). p. 1-148
- 200) 島根県農業試験場 土壌肥料科 (1985) : 昭和59年度 土壌肥料に関する試験成績書. p. 75-81
- 201) 島根県農業試験場 土壌肥料科 (1986) : 昭和60年度 土壌肥料に関する試験成績書. p. 87-117
- 202) 島根県農業試験場 土壌肥料科 (1987) : 昭和61年度 土壌肥料に関する試験調査成績. p. 71-105
- 203) 島根県農業試験場 土壌肥料科 (1988) : 昭和62年度 土壌肥料に関する試験調査成績. p. 81-104
- 204) 島根県農業試験場 土壌肥料科 (1989) : 昭和63年度 土壌肥料に関する試験調査成績. p. 83-106
- 205) 島根県農業試験場 土壌肥料科 (1990) : 平成元年度 土壌肥料に関する試験調査成績. p. 79-102
- 206) 島根県農業試験場 土壌肥料科 (1991) : 平成2年度 土壌肥料に関する試験調査成績. p. 59-77
- 207) 島根県農業試験場 土壌肥料科 (1992) : 平成3年度 土壌肥料に関する試験調査成績. p. 73-90
- 208) 進藤晴夫・牛島夏子・本名俊正・山本定博・本間洋美 (2003) : 黒ボク土における植物炭化物の分布と腐植組成あるいは非晶質Al成分との関係. *土肥誌*, 74, 485-492
- 209) Shirato, Y. and I. Taniyama (2003) : Testing the suitability of the Rothamsted carbon model for long-term experiments on Japanese non-volcanic upland soils. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 49, 921-925
- 210) Shirato, Y., T. Hakamata and I. Taniyama (2004a) : Modified Rothamsted carbon model for Andosols and its validation: Changing humus decomposition rate constant with pyrophosphate-extractable Al. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 50, 149-158
- 211) Shirato, Y. and M. Yokozawa (2004b) : Estimating carbon sequestration in Japanese arable soils using RothC model. *In* Material Circulation through Agro-Ecosystems in East Asia and Assessment of its Environmental Impact (NIAES series 5), Ed. by Y. Hayashi, 69-75
- 212) Shirato, Y. (2005) : Testing the suitability of the DNDC model for simulating long-term soil organic carbon dynamics in Japanese paddy soils. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 51, 183-192
- 213) Shirato, Y., K. Paisanchoen, P. Sangtong, C. Nakviro, M. Yokozawa and N. Matsumoto (2005a) : Testing the Rothamsted Carbon Model against data from long-term experiments on upland soils in Thailand. *Eur. J. Soil Sci.*, 56, 179-188
- 214) Shirato, Y. and M. Yokozawa (2005b) Applying the Rothamsted Carbon Model for long-term experiments on Japanese paddy soils and modifying it by simple tuning of the decomposition rate. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 51,

- 281-290
- 215) Shoji, S., T. Hakamada and E. Tomioka (1990) : Properties and classification of selected volcanic ash soils from Abashiri, northern Japan - Transition of Andisols to Mollisols. *Soil Sci. Plant Nutr.*, **36**, 409-423
- 216) Shoji, S., T. Ito, M. Saigusa and I. Yamada (1985) : Properties of nonallophanic Andosols from Japan. *Soil Sci.*, **140**, 264-277
- 217) Shoji, S., M. Nanzyo and R. A. Dahlgren (1993) : Volcanic Ash Soils. p. 155, 162-163, 263, Elsevier, Amsterdam
- 218) Shoji, S., M. Nanzyo, R. A. Dahlgren and P. Quantin (1996) : Evaluation and proposed revisions of criteria for Andosols in the World Reference Base for Soil Resources. *Soil Sci.*, **161**, 604-615
- 219) Shoji, S., T. Takahashi, M. Saigusa, I. Yamada and F. C. Ugolini (1988) : Properties of Spodosols and Andisols showing climosequential and biosequential relations in southern Hakkoda, Northeastern Japan. *Soil Sci.*, **145**, 135-150
- 220) Skjemstad, J. O., L. J. Janik and J. A. Taylor (1998) : Non-living soil organic matter: what do we know about it? *Aust. J. Exp. Agr.*, **38**, 667-680
- 221) Skjemstad, J. O., J. A. Taylor and R. J. Smernik, (1999) : Estimation of charcoal (char) in soils. *Comm. Soil Sci. Plant anal.*, **30**, 2283-2298
- 222) Skjemstad, J. O., L. R. Spouncer, B. Cowie and R. S. Swift (2004) : Calibration of the Rothamsted organic carbon turnover model (RothC ver.26.3), using measurable soil organic carbon pools. *Aust. J. Soil Res.*, **42**, 79-88
- 223) Smith, J. U., P. Smith and T. Addiscott (1996) : Quantitative methods to evaluate and compare Soil Organic Matter (SOM) Models. In *Evaluation of Soil Organic Matter Models, Using Existing Long-Term Datasets*, Ed. by D. S. Powlson, P. Smith and J. U. Smith, p. 111-132, Springer, Berlin
- 224) Smith, P., J. U. Smith, D. S. Powlson, W. B. McGill, J. R. M. Arah, O. G. Chertov, K. Coleman, U. Franko, S. Frolking, D. S. Jenkinson, L. S. Jensen, R. H. Kelly, H. Klein-Gunnewiek, A. S. Komarov, C. Li, J. A. E. Molina, T. Mueller, W. J. Parton, J. H. M. Thornley and A. P. Whitmore (1997) : A comparison of the performance of nine soil organic matter models using seven long-term experimental datasets. *Geoderma*, **81**, 153-225
- 225) Smith, P. (2004) : Soils as carbon sinks: the global context. *Soil Use Manage.*, **20**, 212-218
- 226) Smith, W. N., R. L. Desjardins, B. Grant, C. Li, R. Lemke, P. Rochette, M. D. Corre and D. Pennock (2002) : Testing the DNDC model using N₂O emissions at two experimental sites in Canada. *Can. J. Soil Sci.*, **82**, 365-374
- 227) Sohi, S. P., N. Mahieu, J. R. M. Arah, D. S. Powlson, B. Madari, J. L. Gaunt (2001) : A procedure for isolating soil organic matter fractions suitable for modeling. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, **65**, 1121-1128
- 228) Soil Survey Staff (1994) : Keys to Soil Taxonomy. 6th Ed., p. 1-524, Pocahontas Press, Blacksburg
- 229) Suzuki, M., S. Attajarusit, P. Sangtong and D. Chueysai (1999) : Improvement of soil management systems for sustainable production of upland crops in Thailand. In *Highlight of Collaborative Research Activities Between Thai Research Organizations and JIRCAS*, Ed. by M. Suzuki and S. Ando, p. 12-21, JIRCAS Bangkok Office and Japan International Research Center for Agricultural Sciences, Bangkok
- 230) Swift, M. J., O. W. Heal and J. M. Anderson (1979) : Decomposition in Terrestrial Ecosystems. p. 1-372, Blackwell, Oxford
- 231) 高橋 正 (1990) : 火山灰由来スポドソルとアンディソルの成因, 特性および国際分類に関する研究. 秋田県立農業短期大学研報, **16**, 53-124
- 232) Takahashi, T., S. Shoji and A. Sato (1989) : Clayey Spodosols and Andisols showing a biosequential relation from Shimokita peninsula, Northeastern Japan. *Soil Sci.*, **148**, 204-218
- 233) 竹中 眞・早野恒一 (1999) : 土壌有機物の消長に及ぼす影響の解明. 農林水産生態系を利用した地球環境変動要因の制御技術の開発 (研究成果 339), p. 232-236, 農林水産技術会議事務局, 東京
- 234) 田村憲司 (1996) : 地球規模の炭素循環 - 陸上生態系における土壌有機炭素の動態. 環境科学会誌, **9**, 547-554
- 235) 田中 明 (1985) : 作物種間の養分要素の吸収量および収穫指数の比較. 土肥誌, **56**, 212-219
- 236) Thornthwaite, C. W. (1948) : An approach toward a rational classification of climate. *Geographical Review*, **38**, 55-94
- 237) Tian, G., B. T. Kang, and L. Brussaard (1992) :

- Biological effects of plant residues with contrasting chemical compositions under humid, tropical conditions - decomposition and nutrient release. *Soil Biol. Biochem.*, 24, 1051-1060
- 238) Tian, G., L. Brussaard and B. T. Kang (1995) : An index for assessing the quality of plant residues and evaluating their effects on soil and crop in the (sub-) humid tropics. *Appl. Soil Ecol.*, 2, 25-32
- 239) Tian, G., L. Brussaard, B. T. Kang and M. J. Swift (1997) : Soil fauna-mediated decomposition of plant residues under constrained environmental conditions. In *Driven by Nature: Plant Litter Quality and Decomposition*, Ed. by G. Cadisch and K. E. Giller, p. 125-134, CAB International, Wallingford
- 240) 富山県農業技術センター 農業試験場土壌肥料課 (1987) : 昭和61年度 土壌保全対策事業成績書 (基準点調査・水田高度利用重点調査). p. 1
- 241) 富山県農業技術センター 農業試験場土壌肥料課 (1995) : 平成6年度 土壌保全対策事業成績書. p. 35-79
- 242) 富山県農業試験場化学課 (1984) : 土壌環境基礎調査 基準点調査・一般調査成績書 (中間とりまとめ). p. 1-72
- 243) 富山県農業試験場化学課 (1986) : 昭和60年度 土壌保全対策事業成績書 (土壌環境基礎調査). p. 128-129
- 244) 筒木 潔 (2001) : 土壌有機物. 土壌学概論, 犬伏和之・安西哲郎編, p. 51-59, 朝倉書店, 東京
- 245) Vance, E. D., P. C. Brookes and D. S. Jenkinson, (1987) : An extraction method for measuring soil microbial biomass C. *Soil Biol. Biochem.*, 19, 703-707
- 246) 和田光史 (1967) : 火山灰土における有機物の集積過程とC-14年齢. *ペドロジスト*, 11, 46-58
- 247) Wada, K. and T. Higashi (1976) The categories of aluminium- and iron-humus complexes in Ando soils determined by selective dissolution. *J. Soil Sci.*, 27, 357-368
- 248) 脇門英美・松元 順・和合由員・小玉泰生・永田茂穂・森 清文・鳩野哲也・山下純一・森田重則・市来征勝 (2000) : 家畜ふん堆肥の連用が普通作物の収量に及ぼす効果. 鹿児島県農業試験場研究報告, 28, 1-12
- 249) West, T. O. and W. M. Post (2002) : Soil organic carbon sequestration rates by tillage and crop rotation: A global data analysis. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 66, 1930-1946
- 250) Wood, T. G. (1978) : Foods and feeding habits of termites. In *Production Ecology of Ants and Termites*, Ed. by M.V. Brian, p. 55-80, Cambridge University Press, Cambridge
- 251) Woomer, P. L. (1993) : Modelling soil organic matter dynamics in tropical ecosystems: Model adoption, uses and limitations. In *Soil Organic Matter and Sustainability of Tropical Agriculture*, Ed. by K. Mulongoy and R. Merckx, p. 279-294, Wiley, West Sussex
- 252) Wu, J., A. G. O'Donnell, J. K. Syers, M. A. Adey and P. Vityakon (1998) : Modelling soil organic matter changes in ley-arable rotations in sandy soils of Northeast Thailand. *Eur. J. Soil Sci.*, 49, 463-470
- 253) 山田 裕 (1997) : 炭素：乾式燃焼法. 土壌環境分析法, 土壌環境分析法編集委員会編, p. 222-231, 博友社, 東京
- 254) 横沢正幸・白戸康人・鞠子 茂・小泉 博 (2003) : 土壌炭素動態のモデル化 - 炭素貯留量と微生物呼吸量. 農業環境工学関連5学会2003年合同大会講要, 337
- 255) 米林甲陽 (1997) : 土壌の有機物. 最新土壌学, 久馬一剛編, p. 43-53, 朝倉書店, 東京
- 256) Zhang, M. and Z. He (2004) : Long-term changes in organic carbon and nutrients of an Ultisol under rice cropping in southeast China. *Geoderma*, 118, 167-179
- 257) Zhang, Y., C. Li, X. Zhou and B. Moore III (2002) : A simulation model linking crop growth and soil biogeochemistry for sustainable agriculture. *Ecol. Model.*, 151, 75-108
- 258) Zunino, H., F. Borie, S. Aguilera, J. P. Martin and K. Haider, (1982) : Decomposition of ^{14}C -labeled glucose, plant and microbial products and phenols in volcanic ash-derived soils of Chile. *Soil Biol. Biochem.*, 14, 37-43

Validation and Modification of Soil Organic Matter Models in Arable Soils in Japan and Thailand

Yasuhito Shirato

Summary

Introduction

Soil organic matter (SOM) dynamics directly affects the soil productivity. It is therefore required to develop suitable methods for evaluating the changes in the SOM content caused by changes in the way arable soils are managed. Since some changes in the SOM content or composition occur slowly over decades, long-term experiments are useful for measuring them. Because it is difficult to carry out long-term experiments on all soil types for a large number of management scenarios, SOM turnover models are the only practical means of estimating changes in the SOM content in areas other than the sites of long-term experiments. However, most of existing SOM models were developed and parameterized in the Europe or the USA. There is no model which is fully tested in Asia. The objective of this study was to validate existing SOM models by using long-term experiments in Asia, and to modify it if necessary.

Validation of the RothC in Japanese non-volcanic ash soils

The suitability of the Rothamsted Carbon Model (RothC) for long-term experiments on Japanese non-volcanic ash upland soils was tested using 6 long-term experimental data sets: 2 Brown Lowland Soils, 2 Yellow Soils, 1 Gray Lowland Soil, and 1 Brown Forest Soil. The predicted changes in the content of soil organic carbon (SOC) with time were very close to the observed values in almost all the treatments at all the 6 sites. These 6 sites were distributed from North to South across Japan and included a variety of climatic conditions, soil textures, and land management practices. It was therefore concluded that the RothC model adequately simulated changes in the soil carbon content with time in Japanese non-volcanic ash upland soils.

Modified RothC for Andosols

Since the current RothC could not simulate the changes in SOC content with time adequately, the RothC was modified to adapt it to Andosols. The decomposition rate constant of the HUM (humified organic matter) pool was modified because the presence of Al-humus complexes in Andosols gives HUM strong stability. In addition, the IOM pool was set at zero, because the soil did not contain carbon when it was formed from fresh volcanic ash. $H(f)$ was defined as the factor required to divide the decomposition rate constant of the HUM pool so that the modeled SOC level matched the measured level. $H(f)$ was calculated for 32 Japanese Andosols, and the relationships between $H(f)$ and soil properties such as contents of acid-oxalate-extractable Al, Fe, and Si (Alo, Feo, and Sio) or pyrophosphate-extractable Al (Alp) were analyzed. The equation $H(f) = 1.20 + 2.50 \times \text{Alp} (\%)$, ($R^2=0.518$) was selected to divide the decomposition rate constant of HUM.

The modified model was tested for 4 long-term experimental data sets on Andosols under various climatic conditions, soil textures, and management techniques from North to South across Japan. Considerably improved fits were obtained between the contents of modeled and measured SOC by using the modified RothC model instead of the original model. Use of this modified model may contribute to the improvement of the performance of existing SOM models in modeling Andosols. It can be used for estimating CO₂ emission from soils, as well as for planning suitable organic matter management in Japanese Andosols.

Validation of the RothC in Thailand

Since the RothC has not yet been fully tested against long-term changes in SOC in tropical area, the RothC was tested against three long-term (27 to 28 years) experimental sites on Thai upland soils in order to see how this widely-used 'temperate' soil carbon turnover model performed in a typical farming region in the tropics. It was able to verify - over a much longer period than had been examined in previous studies - that RothC performs well in a tropical region in plots used for continuous cropping experiments of maize and cassava without organic matter application.

However, the model overestimated SOC in some plots to which large amounts of organic matter (rice straw or cassava stalks) were applied. This overestimate could not be attributed to errors in estimating either the amount of C input to the soil or the DPM (decomposable plant materials) : RPM (resistant plant material) ratio of the plant materials entering the soil. Among many factors affecting SOC dynamics e.g. weather conditions, soil characteristics, etc., which are different in tropical regions from temperate regions, it was concluded that the activity of soil fauna might be a major factor which makes the RothC performance worse where much organic matter was applied. It was suggested that care should be taken when applying the RothC model to tropical soils with large amounts of added organic matter.

Validation of DNDC model in Japanese paddy soils

Among the existing SOM models, the DeNitrification-DeComposition (DNDC) model has been applied to paddy fields, too. However, it has not yet been fully tested against long-term changes in the SOC content with time in paddy fields. The suitability of the DNDC model for simulating long-term changes in the content of SOC was validated using 5 sites for long-term experiments related to Japanese paddy soils. Since the model could not simulate crop growth adequately, several crop growth parameters provided by the model as default were changed to adjust crop growth to the observation. Overall, the changes in the content of SOC with time simulated by DNDC using adjusted crop parameters, agreed well with the observation in 9 plots from 5 experimental sites during the 16 to 22- year period of the experiment. The good performance of the decomposition sub-model in the DNDC was verified in the long-term SOC decomposition in paddy soils as well as in upland soils reported in previous studies.

However, the simulated SOC did not agree well with the observation in some plots, especially in soils with a very low SOC content, suggesting that care should be exercised when applying the model to soils with a very low SOC content. Moreover, careful tuning of crop growth parameters should be promoted for better simulation, and detailed information about farm management required for input parameters is often difficult to obtain, especially in long-term experiments.

Modified RothC for paddy soils

The RothC, which was developed for simulating the SOC turnover in non-waterlogged soils, was applied for long-term experiments (16 to 22 years) on Japanese paddy soils, and modified it to accurately simulate the changes in the content of SOC with time in paddy soils. The RothC underestimated the SOC content in all the nine plots at five sites: Gley Soils in Akita and Shimane, Gray Lowland Soils in Toyama and Mie, and Yellow Soil in Oita prefecture.

This may be mainly due to the slow decomposition rate of organic matter during the rice-growing season, when submerged soils are waterlogged and subjected to anaerobic conditions. On the other hand, the decomposition of organic matter might be inhibited, not only during the submergence period but also throughout the year in paddy soils because of the difference in the composition of microflora between upland and paddy soils.

Taking these possibilities of differences in the decomposition rate between upland soils and paddy soils into account, the decomposition rates of the RothC during the submergence period (summer) and the period without submergence (winter), was changed separately. The model was run many times by changing the decomposition rates for summer and winter separately and tried to identify the optimum combinations of the values of the factors required to change the default decomposition rate, so that the modeled SOC content would be consistent with the values observed in nine plots at five experimental sites. To determine the optimum combinations of the values of the factors, we used two statistical indices, the root mean square error (RMSE), which represents the degree of coincidence, and the mean difference (M), which is a measure of model bias.

The optimum combination of the values of the factors required to change the decomposition rate was 0.2 in summer and 0.6 in winter. The modified RothC for paddy soils by simple tuning of the decomposition rate using the values of the factors (0.2 and 0.6) resulted in a much better performance than that of the original RothC for simulating the changes in the SOC content with time in Japanese paddy soils under various climatic conditions, types of soil texture, and management systems. This modified model can be used for the estimation of carbon loss from soils as well as for the planning of suitable organic matter management, at least in Japanese paddy soils.