

年輪年代学における クロスデーティングのガイドライン

—日本産材を用いた方法論の分析とモンテカルロシミュレーションによる統計的クロスデーティングの再検討—

米延 仁志¹⁾・大山 幹成²⁾・星野 安治²⁾・
光谷 拓実³⁾・Dieter Eckstein⁴⁾



●キーワード：年輪年代学 (dendrochronology), クロスデーティング (crossdating),
モンテカルロシミュレーション (Monte Carlo simulation), ガイドライン (guidelines)

1. はじめに

年輪年代学,あるいは年輪年代法は,樹木年輪の変動パターンを利用して文化財試料など古材の絶対年代を決定する年代測定法の1つである。年輪年代法は,自然科学的年代測定法としては最も正確な手法であり,年代値が暦年代として得られることを特徴とする。

年輪年代学は米国の天文学者 A. E. Douglass が 20 世紀初頭に創始した。Douglass の顕著な業績は北米西部の先史時代遺構の絶対年代編年を確立したことであり,それまで類型編年に依拠していた北米の先史考古学を一新したとされる (例えば Nash, 1999)。その後,年輪年代学はヨーロッパにおいても美術史,建築史などの分野で応用されてきた (例えば Baillie et al., 1985; Eckstein et al., 1986)。近年では暦年標準パターンのネットワークと試料の地域的類似性 (テレコネクションパターン) による古文化財の産地推定法が積極的に検討されている (例えば Haneca et al., 2009)。日本では 1980 年代に歴

史・考古学的に重要なヒノキ (*Chamaecyparis obtusa*), スギ (*Cryptomeria japonica*) を中心として,奈良文化財研究所の光谷によって初めて年輪年代法が実用化された (奈良国立文化財研究所, 1990)。

年輪年代学における最も重要な方法は年輪幅暦年標準パターンおよび試料について測定した年輪幅時系列の比較による年代決定,すなわちクロスデーティングである。クロスデーティングは歴史・考古学への応用 (狭義の年輪年代学) だけでなく関連する全ての亜分野 (例えば米延, 2004), すなわち年輪気候学, 年輪生態学などに共通する基盤である。その方法には地域や研究機関によって異なる部分はあるが,それぞれに妥当な理由があり年輪の暦年代を決定するという本質において“同等”のものと考えて差し支えない。クロスデーティングについて,欧米圏ではこれまでも研究開発と解説 (Baillie and Pilcher, 1973; Holmes, 1983; Stokes and Smiley, 1996; English Heritage, 2004) がなされてきた。しかしながら,依然として日本の年輪年代学研究者の間でクロスデー

¹⁾ 鳴門教育大学大学院学校教育研究科 〒772-8502 鳴門市鳴門町高島字中島 748 (yn@naruto-u.ac.jp)

²⁾ 東北大学植物園 〒980-0862 仙台市青葉区川内 12-2

³⁾ 奈良文化財研究所 〒630-8577 奈良市二条町 2-9-1

⁴⁾ University of Hamburg, Department of Wood Science, Division Wood Biology, Leuschnerstr. 91, 21031 Hamburg, Germany

ティングの方法論に関する共通の理解が十分に定着しているとはいえない。また年輪年代を利用する立場の研究者にとっても、年代決定のプロセスに関する基本的な情報が未だ不足している。

そこで、本稿では年輪年代学におけるクロスデーティングのガイドラインを提示する。そのために先ず、国際的な共通認識に基づいてクロスデーティングの方法論について、その要諦を分析する。その際、日本での応用を念頭に置き、著者らが実際に扱ってきた本邦産試料（ヒノキ）を実例に用いる。次に、これまで用いられてきた統計的クロスデーティングの基準である t 値について、ヒノキの暦年標準パターンを対象としてモンテカルロシミュレーションによる再検討を行った結果を報告する。

2. 年輪年代学的手法の分析

2.1 クロスデーティングの概要

年輪年代学では、目視による照合（目視クロスデーティング）とその反復、および相互相関法による統計的検証（統計的クロスデーティング）が併用される。ここで重要なことは、これら2つの方法が正しく適用されていない場合は有効な年輪年代とは認められないことであり、さらに年代の決定は他のいかなる分析や知見（例えば ^{14}C 年代、文献史料など）からも独立に試行されることである。

研究機関による方法の違いは、以下の2通りに地域分類される。

1. 一般に北米の研究機関では年輪幅が極端に狭い（あるいは広い）部分を手がかりに暦年変動パターンの目視による比較照合を行う。この方法は年輪の年々変動が非常に大きい場合に特に有効である。年輪年代学の黎明期に Douglass が対象とした北米南西部乾燥地域の樹種がこれに該当し、極端に幅が狭い年輪のみについて時間軸上にプロットした縦棒の位置を試料間で比較照合する方法、すなわちスケルトンプロット法が開発された（例えば Stokes and Smiley, 1996）。統計的クロスデーティングでは一定の年輪数（典型的には50年）をその半分の長さ（25年）ずつ移動させて計算した相関係数を確認する。

2. これに対して、欧州の研究機関では、片対数グラフにプロットした暦年変動パターンの全体的な照合の良さ（指標年やローカルな成長傾向の相同性など）を目視で評価する。こうした方法は、この地域の年輪考古学において主要な樹種であるナラ類 (*Quercus spp.*) が比較的小さい年輪幅変動を示すことから、前者1の方法による年代決定が困難なためである (Baillie, 1982, p.39)。統計的クロスデーティングでは相関への年輪数の影響を考慮して Student の t 値を用いる。

上記いずれの方法を用いても、統計的クロスデーティングはあくまで候補となる年代を絞り込むための手段であり、最終的な年代決定は目視クロスデーティングによってなされる。なお本稿では日本の年輪年代学での成果が多い後者を扱う。

専門家以外には目視クロスデーティングは主観的、あるいは恣意的な年代決定の方法という印象を与えがちであるが、これは年輪年代学に対する国際的な認識とは異なる。すなわち、これまで年輪年代学の研究成果が恣意的ではなく、慎重に積み重ねられてきたことで、樹木年輪が ^{14}C 年代の暦年代校正 (Reimer et al., 2004) における最も重要な試料とされている事実は無視できない。目視クロスデーティングでは、2つの年輪変動パターンを重ね合わせて見比べる作業により全ての専門家が同じ結論に至ることが年代決定の大前提である (Baillie, 1982)。

データの開示方法として、多数の長い年輪幅時系列をプロットしたグラフでは一般的な学術論文の紙幅の制約上、結果を詳細に視認できないことから、多くの場合、決定した年代値とその t 値に加えて試料暦年パターンの年代範囲を示すバーチャート (Kaennel and Schweingruber, 1995, p.36) が用いられる。代表的な試料年輪幅時系列を用いる場合は暦年標準パターンと重ねて100年程度以上の照合結果を提示する必要がある (例えば 光谷, 1993, p.159)。

ただし最低限の倫理的指針として、外部の専門家による追試の機会が保証されていることは重要である (例えば Baillie, 1995, p. 28)。欧州地域では研究機関どうしの年代測定依頼の形で相互チェックが頻繁に行われており、

この状況は検閲よりもむしろ、近年の産地推定研究の展開に役立っている。同様な第三者チェックは米国の研究機関では定常業務として制度的に組み込まれている（例えば Fritts, 1976, p.250）。このことは、年輪年代学にとって昨今勸奨されるインターネットやデータベース等でのデータ公開よりも重要である。日本では本稿の第1著者がハンブルク大学木材生物学研究所に試料を持ち込み、年輪幅計測からクロスデーティングまでの過程で独立検証を行った（Yonenobu and Eckstein, 2006）。2005年以降、東北大学植物園と鳴門教育大学の間で全試料の生データレベルでの交換と相互検証を行っている。

2.2 暦年標準パターンの作成

暦年標準パターンは以下の手順で作成される。(1)試料内複数測線の年輪幅時系列を同じ年代ごとに平均（アンサンブル平均）することで個体変動パターン（いわゆる tree mean curve）を求める。(2)さらに全試料の個体変動パターンのアンサンブル平均を求め、これを暦年標準パターンとする。樹木の年輪幅変動は個体によりばらつきを示すが、この平均化により個体間に共通の変動成分が強められ、個体固有の変動成分が薄められる（例えば 米延, 2004）。

前者(1)の重要性は日本の年輪年代学研究者には強く意識されていない。ある樹種や試料群について年輪年代学的研究の可能性を探索するとき、個体内クロスデーティングの結果の良否は最初の鍵となる。そのため通常のサンプリングでは試料ごとに複数測線の年輪幅時系列を得ることが原則である。また埋没木や文化財試料のサンプリングでは試料ごとの測線数が大きく異なることが容易に起こりうる。一方、後者(2)のみでは測線数の多い一部の試料に固有の変動パターンが相対的に強められ、特に全体の試料数が少ない場合には結果に大きな偏りが生じる。よって、試料内平均化は個々の試料の寄与率を等しく（等加重平均化）するために必要な手続きである。

図1(a)に本研究のために作成した木曽ヒノキ暦年標準パターンを示した。用いた試料については3.2節で述べる。この標準パターンは、ヒノキの一般的な加齢傾向（すなわち指数関数的漸減）を明瞭に示す。これは最後に形成された年輪の年代がほぼ同じで、かつ比較的均

質な樹齢構成の試料から得られているためである。暦年標準パターンの作成に必要な試料数に関して客観的な基準は無いが、多いほど統計的な変動が安定することは言

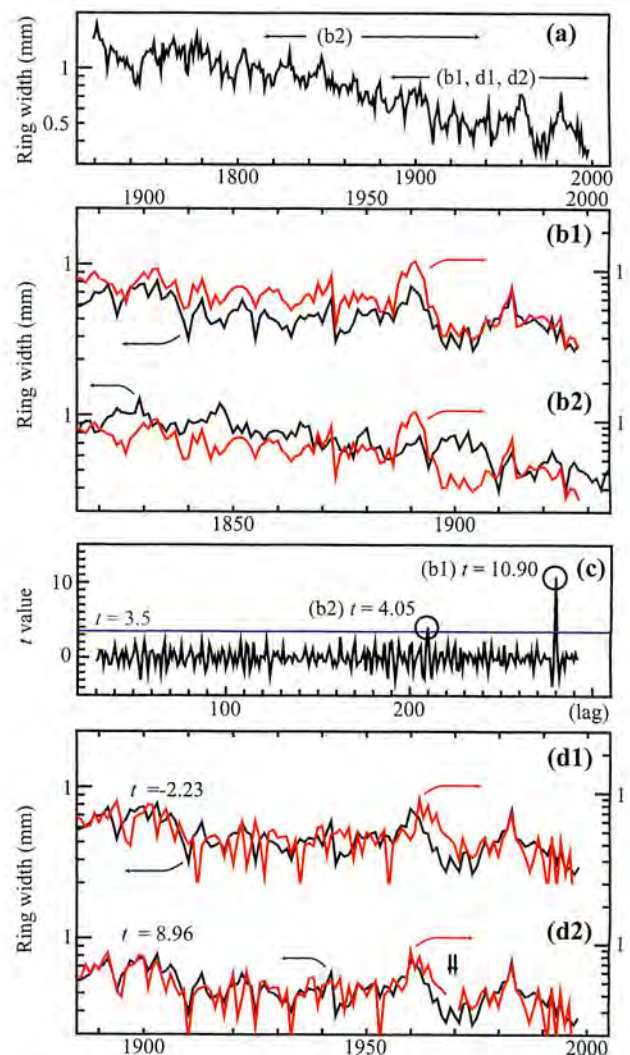


図1 (a) 木曽ヒノキ現生木年輪幅暦年標準パターン (AD1719~1998)。 (b) 目視クロスデーティングの1例。黒および赤で示した線は、それぞれ標準および試料年輪幅パターン。 (b1)、(b2) は t 値 (c 参照) が有意 ($p < 0.1\%$) に高い年代での結果。 (c) 統計的クロスデーティング。青線は、ヨーロッパの年輪考古学で一般的に用いられる基準値 (Baillie, 1982)。 (d) 消失年輪を持つ試料のクロスデーティング。 (d2) で示した矢印は目視照合により検出した消失年輪

Fig. 1 (a) Hinoki cypress raw ring-width chronology (AD 1719-1998). The vertical scales are semilogarithmic. Horizontal arrows show the intervals used in other panels. (b1) Example of good ring pattern matching. Black and red lines show the master and sample chronologies, respectively. On the other hand, visual crossdating in (b2) rejects the matching, even though the series is significantly correlated with the master. (c) The result of statistical crossdating for (b). The blue horizontal line shows the threshold ($t=3.5$) suggested by Baillie (1982). (d1) Example of asynchronous ring patterns due to missing rings. The good matching in (d2) is obtained by inserting a two-year gap (vertical arrows)

うまでもない。本邦の論文では1サイトあたり20試料×2測線が“国際基準”として紹介されていることがあるが、これは地域、樹種、個体間の相関など、より重要な点が考慮されておらず、端的に言って無難にサンプリングを行うための努力目標にすぎない。本質的には、試料個々のクロスデーティングが厳格に行われており、作製した標準パターンが実際の年代測定において有用であることが重要である。

Baillie (1995) は“運がよい”ときには3試料(各1測線)から地域的な標準パターンの手がかりが得られることがあると述べている。第1著者は1サイトあたり8~10試料(×1測線以上)を研究着手時の目標としている。後者は本邦産材の年輪気候学的研究(Yonenobu and Eckstein, 2006; Hoshino et al., 2008a)からの経験則に過ぎないが、この程度の試料数で expressed population signal (EPS) とよばれる統計量が“最良の妥協点”とされる目安0.85を超える。ここでEPS (Wigley et al., 1984) は標準パターンの構成試料に共通する信号成分の強さを定量的に表す指標であり、個体間相関の平均値と試料数から導出される。必要試料数の推定には Cook and Kairiukstis (1990, p.148) の Figure 3.14 が有用である。

試料の年輪数は年代決定の正否に非常に強く影響する。年輪年代学では年輪変動パターンがある年代範囲だけに一意的に起こっており、それ以外では同じ変動パターンが繰り返されていないことが前提条件となる。年輪数が多い試料ほど同じパターンの出現確率が激減するため、年輪年代学的应用に適している。一般的には年輪数は100年を超えていることが望ましいとされており、50年以下は原則的には測定の対象から除外される(例えば English Heritage, 2004)。

2.3 統計的クロスデーティング

統計的クロスデーティングでは相互相関法を用いる(図2b参照)。先ず(1)式を用いて暦年標準パターン M_t および試料年輪パターン RW_t それぞれに対して標準化と自然対数変換により年輪幅指数 MI_t , I_t を計算する(後述)。

$$I_t = \ln\left(\frac{RW_t}{\sum_{i=-2}^2 RW_{t+i}/5}\right) \quad (1)$$

次に標準化した暦年標準パターン MI_t に対して試料を1年ずつ移動させながら (I_{t+lag} ; lag は標準パターンの一端からずらした年数), 両者が重なり合う区間(オーバーラップ年輪数 = n) でのピアソンの積率相関係数(2式)から t 値(3式)を逐次計算する。

$$R(lag) = \frac{\langle (I_{t+lag} - \bar{I})(MI_t - \overline{MI}) \rangle}{\sqrt{\langle (I_{t+lag} - \bar{I})^2 \rangle \langle (MI_t - \overline{MI})^2 \rangle}} \quad (2)$$

$$t(lag) = R(lag) \sqrt{\frac{\phi}{1 - R(lag)^2}} \quad (3)$$

$(\phi = n - 2)$

ここで演算子 $\langle \rangle$ はオーバーラップ区間での平均化処理を、 \overline{MI} , \bar{I} は平均値、 ϕ は自由度を表す。(3)式は通常の t 検定に用いられるものとはほぼ同じものであるが、負の相関係数を考慮外とするために右辺最初の $R(lag)$ に絶対値記号が付いていない。年輪年代学ではこの t 値を相関の有意性検定のためではなく、単に年代候補を絞り込むための指標として用いる。そのために $t(lag)$ が所定の基準値を超えたときの年代を拾い上げ、それらに対して目視クロスデーティングを行って年輪年代を決定する。ヨーロッパや日本では基準として $t = 3.5$ が用いられてきた(例えば English Heritage, 2004)。これは自由度100, 有意水準99.9%での t 値(正確には3.39となるが, Baillie (1982) はこれを便宜的に括約している)であり, 最初にヨーロッパ産ナラ材に適用されたものが, 妥当性を検討されることなく同地域他樹種へと広まった。ただしこの基準はあくまで恣意的, あるいは便宜的なものである。年代測定に成功した試料では通常, t 値は3.5を大幅に超えた値を示すが, たとえ3.5以下でも誰が見ても良好な目視照合が“反復的”に得られる限りその年代が採用される。

図1(c)に $t(lag)$ 値の実例を示した。ここでは暦年標準パターンと同地域の異なる林分で採取したヒノキ現生木試料について $lag = 30 \sim 292$ (AD 1748~2012)までの t 値を算出した。この試料では3.5を超える t 値が $lag = 280$ (AD 1998, $t = 10.90$), および $lag = 210$ (AD 1928, $t = 4.05$) で検出された。このように統計的クロスデーティングは年代決定の初期の段階でわずかな

年代候補に絞り込むことができる点で非常に有用である。

標準化については、研究の目的によって様々な方法があるが、年輪年代を決定する場合は、5年移動平均（1式）や短いフィルタ長（例えば32年）の3次平滑化スプライン（Cook and Peters, 1981）がよく用いられる。いずれも生年輪幅時系列から加齢等による長周期の傾向変動を除去し、一定の平均値（=1.0）を中心に変動するように変換する。このように本質的にハイパスフィルタリングに相当する数値処理を施すことでラグ相関係数の鋭敏な（すなわち弁別能の高い）ピークが得られる（図1c）。

年輪幅時系列の対数変換は目視および統計的クロスデーティング、いずれにおいても重要である。年輪幅時系列は短い周期で変動幅が大きく変化することがある（不等分散性）。そのため目視クロスデーティングでは年輪幅が特に狭い部分を比較する際に効果的である（例えばSchweingruber, 1987, p. 51）。また統計的クロスデーティングでは、極端に広い年輪幅によって生じる大きな残差二乗和（2式参照）の相関係数への寄与を緩和する。すなわち2つの年輪パターン間で例外的な極端変動が一致することにより生じる“偽の”高い t 値を回避するために有効である。

2.4 目視による照合と反復

年輪年代は以下に示す手続きを反復しながら試料の年輪幅変動パターンをプロットしたグラフを目視で照合することで決定される。ここでは典型的な事例として1つの地域（あるいは遺構や文化財）で得られた試料群を、1つの暦年標準パターンで年代決定することを想定する。

1. 1試料につき複数の測線が得られている場合は、それらどうしを照合する（試料内照合）。
2. 任意に2つの試料を選び試料平均パターンを照合する（試料間照合）。
3. 対象試料で連続した編年が可能な場合は、それらで任意に年代を設定した試料群の平均パターンを作成する。
4. 統計的クロスデーティングで得られた年代候補を主な対象として、暦年標準パターンを用いた目視照合を行い、絶対年代を決定する。その際、試料

群、試料平均および個々の測線での変動パターンの全てを繰り返して照合し、結果の信頼性を評価する（照合の反復）。この反復検証は年代決定の再現性を得るために極めて重要である。

図1(b1)および(b2)に、統計的クロスデーティング（図1c）で候補となった年代での暦年標準パターンと試料変動パターンとの照合を示した。図1(b1)では年々変動および数年から20年程度の成長トレンドいづれについても、年輪パターンの全区間にわたって良好な照合パターンが得られる。一方、図1(b2)では1910~1924年以外の部分では年輪変動に良い対応が認められない。また、1893~1908年のように年々の変動に一致が見られるものの、より長い周期での成長の傾向に大きな違いが認められる。こうした目視評価の結果、この試料の年輪年代（最外年輪の年代）は1998年と決定される。上述(b2)では、 t 値は3.5を超えている（ $t = 4.05$, $n = 210$ ）にもかかわらず、目視照合では良好な対応が得られていない。このことを考慮すると、目視によるクロスデーティングの有効性は一目瞭然である。さらに付言すれば、この事例で扱っているような伐採年代が既知の試料においても最外年輪の年代が伐採年と同じであることを前提にせず、あくまでクロスデーティングに依拠して年代を決定することが肝要である。たとえ伐採現場で試料を採集しても、個体によってはその数年前に枯死していたり、年輪を形成していないことがクロスデーティングによって初めて判明することがある。

目視クロスデーティングは年代決定だけではなく、年輪の数え落としや測定ミス、あるいは不連続年輪（消失年輪）や偽年輪に由来する不完全な年輪データの訂正手段としても重要である。不連続年輪ではそれ以前の年輪幅変動パターンの新しい年代方向へのシフトが、偽年輪を含む年輪を誤って2年輪と認定した場合はその逆が生じる。人為的ミスの典型例としては、一部の年輪をスキップして、あるいは重複して計測することがあり、それぞれ不連続年輪および偽年輪による年代のシフトに対応する。図1(d1)と(d2)に目視クロスデーティングによって不連続年輪を特定した状況を示した。前者(d1)では1970年前後で年輪変動パターン照合の良否が大きく変わるが、1969、1970年に2年間のギャップを設けるこ

とで全体にわたって良好な照合が得られる。このような繊細な手続きは統計的クロスデーティングのみでは不可能である。

2.5 その他の方法

ここまで述べた方法の他に、年代決定の補助手段として指標年輪部（奈良国立文化財研究所, 1990）を利用する方法がある。すなわち、暦年標準パターンを構成する試料年輪幅の前年に対する増減（1階差分値の符号）が所定の基準を超えて一致する年代（指標年, signature year）をデータベース化しておくことで、未知試料の年代を決定する際の一助とする。ヨーロッパ産ナラではこの地域全体にわたる指標年（一致率 80%以上）が、日本では木曾ヒノキで過去 300 年程度について、またブナでは中部から東北地方の広域年輪ネットワークでの指標年（一致率 90%以上）が公表されている（Kelly et al., 2002；奈良国立文化財研究所, 1990；星野他, 2006）。さらにヨーロッパの年輪考古学では 2 つの年輪幅時系列の全体的な一致程度の良さを定量的に表す指標（Gleichläufigkeit; Eckstein and Bauch, 1969; Schweingruber, 1987）も年代決定の根拠として併用されており、今後、本邦産材でも導入を検討すべきである。

3. 統計的クロスデーティングのシミュレーション

3.1 概要

モンテカルロ法とは乱数を用いて物理現象のシミュレーションや数値計算を行う手法の総称である。統計学的応用では多数の乱数列を生データに見立てて仮説検定を行い、得られた検定統計量を取りうる数値の範囲から有意水準を推定する方法が試みられている（例えば Schreiber and Schmitz, 2000）。この方法は多量の演算を要するが、通常の統計的検定とは異なり理論分布やなんらかの仮定を必要とせず、実データに対して適応的に有意水準の推定が可能である。統計的クロスデーティングでは暦年標準パターンと試料年輪パターンとの間のラグ相関係数の最大値（あるいは少数の上位値）を求める。一方、実際の暦年標準パターンについて“ラグ相関最大値”の理論分布を決めることは極めて困難であり、モン

テカルロ法による有意水準の推定が実際的である。

本研究では、コンピュータ上で生成した疑似正規乱数列を模擬的に年輪幅時系列と見なし、これに対して実際の暦年標準パターンで統計的クロスデーティングを行った。すなわち、年代が決定されるはずの無い時系列データを用いた数値シミュレーションを行うことで、ラグ相関が取り得る最大値の確率分布を実データ（暦年標準パターン）に対して適応的に有意水準を推定する。方法の詳細は 3.3 節で述べる。また、結果の比較のためにヒノキ年輪幅実測データを用いて、暦年標準パターンとの相関の頻度分析も試みた。

3.2 実年輪データ

年輪幅生データとして、Yonenobu and Eckstein (2006) で気候復元のために用いられた長野県木曾地域のヒノキ現生木試料 44 個体の計測値を本研究に供した。試料は林野庁木曾森林管理署管 127 林班（N35°45′, E137°30′, 標高約 1450~1570m）から得られた。年輪気候学では年輪年代測定とは異なる方法で標準化を行う。そこで本研究では、年輪年代決定のための暦年標準パターンを作成するため、個々の試料年輪幅時系列アンサンブル平均（2.2 節）により暦年標準パターン（図 1 a）を得た。実試料のクロスデーティングでの l 値を頻度分析に供するために同署管内の異なる林分（67 および 144 林班；それぞれ N35°46′, E137°32′；N35°44′, E137°32′）で得られた 79 個体（158 測線）の年輪幅計測値を用いた。

3.3 シミュレーションの方法

図 2 に統計的クロスデーティングのシミュレーションの方法を示した。計算の方法は以下のとおり。

1. 正規疑似乱数列の生成と断片化：模擬試料年輪幅変動パターンとして正規疑似乱数列を用いた。先ず、Mersenne-Twister（以下、MT）法（Matsumoto and Nishimura, 1998）により区間（0, 1）の一樣疑似乱数を、異なる乱数シードを与えることで 2 系列生成した。これらを Box-Muller 法（例えば Press et al., 2007）により正規化し、模擬試料の年輪幅変動パターンとした

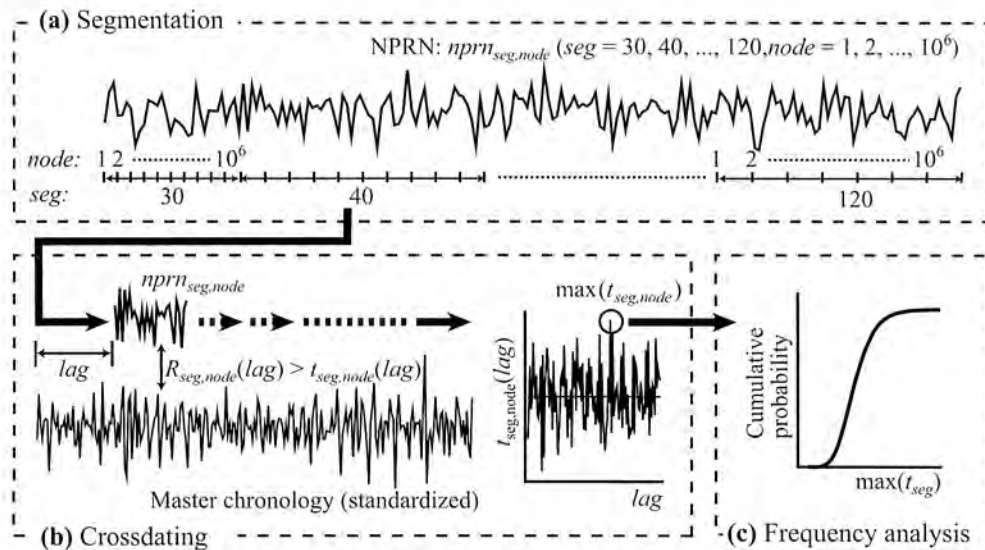


図2 クロスデーティングのシミュレーション。(a) 正規乱数列の分節化。セグメント長30~120(10間隔)の模擬年輪時系列を 10^6 個作成する。(b) クロスデーティング。個々の模擬時系列と標準暦年パターンとの相関が最大となるときの t 値を 10^6 回の試行について記録する。(c) t 値の頻度分析による実験的確率密度関数の導出

Fig. 2 Procedures of crossdating simulation. (a) A series of normally distributed pseudo-random numbers (NPRN) was fragmented to have 10^6 surrogate tree-ring series ($nprn_{seg,node}$) with segment lengths from 30 to 120 at an interval of 10. (b) Running correlations $R_{seg,node}(lag)$, were computed between each series and an actual master chronology. A maximal t value, $\max(t_{seg,node})$, was recorded for the 10^6 trials. (c) For each segment length, frequency analysis was performed on $\max(t_{seg,node})$ to derive an empirical probability distribution function

(図2 a, NPRN)。生成した正規乱数1系列の長さは、下記に示す計算条件に合わせて 7.5×10^8 年輪分とし、所定のデータ長(=seg, 年輪数)毎に乱数列を断片化した($nprn_{seg,node}$)。ここでnodeは生成した乱数列で断片化するためセグメントの区切り番号を示す。

2. クロスデーティング(図2 b): 模擬試料の年輪数(以下, セグメント長)を30~120年(=seg)の10年きざみとし, セグメントごとに 10^6 回(=node)のクロスデーティングを試行した(NPRNの全長= $(30+40+\dots+120) \times 10^6 = 7.5 \times 10^8$)。暦年標準パターンには, 木曾ヒノキ(図1a)を用いた。前処理として標準化と年輪幅指数の自然対数変換を行った(図2 b, Master)。標準化には5年移動平均(1式), および3次平滑化スプライン(50% frequency cut-off length=32)(Holmes, 1983; Cook and Peters, 1981)を用いた。本稿では5年移動平均での結果を提示する。断片化した乱数列 $nprn_{seg,node}$ を暦年標準パターンに対して1年ずつずらしながらラグ相関係数 $R_{seg,node}(lag)$ を算出, t 値に変換し(3

式), この値が最大となるラグ(lag)とそのときの t 値 $\max(t_{seg,node}(lag))$ を 10^6 回のシミュレーションについて逐次出力した。すなわちこのシミュレーションはセグメント長1条件についてクロスデーティング100万回の試行に相当する。

3. 結果の分析(図2 c): セグメント長ごとに $\max(t_{seg,node})$ の基本統計量の算出と頻度分析を行った。次に $\max(t_{seg,node})$ を昇順に並べ替え, 下位から95%, 99%, 99.9%点での有意水準を求めた。

以上の数値計算にはプログラミング言語CおよびAWKで作成したコンピュータプログラムを用いた。MT法による一様乱数生成プログラムには松本(2009.09; アクセス確認)により提供されているC言語ソースコード(mt19937.c)を本研究用に改変したものを用いた。MT法では生成される疑似乱数の周期が非常に長い($2^{19937} - 1 \approx 10^{6001.635\dots}$)ことが証明されており, (Matsumoto and Nishimura, 1998)。全てのシミュレーションを通じて, 同じ変動を持つ模擬試料のクロスデーティングを行うことはない。

4. 結果と考察

4.1 模擬年輪幅時系列の t 値の頻度分布

図3(a)に統計的クロスデーティングで得られた t 値の頻度分布を示す。相対度数は右に歪んだ非対称分布であり、セグメント長に従って歪度が大きくなる傾向を示した。相対度数から累積相対度数を求め、統計的クロスデーティングの有意水準の推定に用いる(4.2節)。

図3(b)に t 値の頻度分析の結果を箱ひげ図で示す。セグメント長が大きくなるに従って t 値が漸減し、特に95~99.9%点(図中黒丸)はセグメント長90年以上では、横ばいの傾向を示した。これは実際のクロスデーティングにおいて一般的に年輪数100程度を越える試料が有用とされることと調和的な結果である。一方、最大値はセグメント長40年以下で特に大きな値を示す。セグメント長30年では99%点の t 値は4.61と目視クロスデーティングの対象として考慮すべき値であるが、換言すれば本研究のシミュレーションはこのような結果が偶然に1%程度の頻度で起こることを示す。

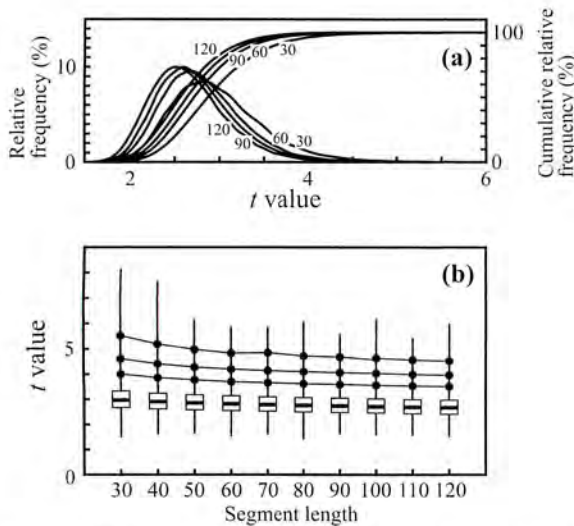


図3 (a) 統計的クロスデーティングのシミュレーションで得られた t 値の頻度分布および累積相対度数(セグメント長30, 60, 90, 120)。 (b) t 値の箱ひげ図。縦線: 最小値から最大値の範囲; 箱: 四分位範囲(25~75パーセントイル), 箱中水平線: メジアン; 黒丸: 下から95, 99, 99.9パーセント点

Fig. 3 (a) Frequency distributions of t values for segment lengths 30, 60, 90 and 120. (b) Box plot of t values obtained in the crossdating simulation. Thick horizontal lines show a median. Boxes and vertical lines show an interquartile range and a range between maximum and minimum values, respectively. Solid circles (from below) show 95, 99 and 99.9 percentile points, respectively

English Heritage (2004, p.15)は、必要とされる試料年輪数に関する共通見解として100年を超える試料を推奨しており、30~50年でも過去に年代決定の成功例はあるが、30年未満の試料は用いるべきでは無いとしている。樹種の相違はあるが、本研究のシミュレーションはこれらの経験的な知見を客観的に支持する結果であると考えられる。

4.2 統計的クロスデーティングの有意水準の推定

シミュレーションで逐次出力した106個の t 値を昇順に並べ替え、下位から95, 99, 99.9%点での値を取り出し、これらを統計的クロスデーティングの目安となるしきい値として設定した。その際、セグメント長100年でのシミュレーション結果を用いた。これは、セグメント長90年以上で t 値の基本統計量がほぼ一定に推移すること(図3a)と、これまで100年長試料での t 値が統計的基準として用いられてきたことに依拠する。図4(a)はセグメント長100年での t 値の累積確率分布である。この分布から得られた t 値の有意水準は、3.56 (95%), 4.03 (99%), 4.63 (99.9%) となった。

図4(b)にヒノキ実試料(79個体158測線)について

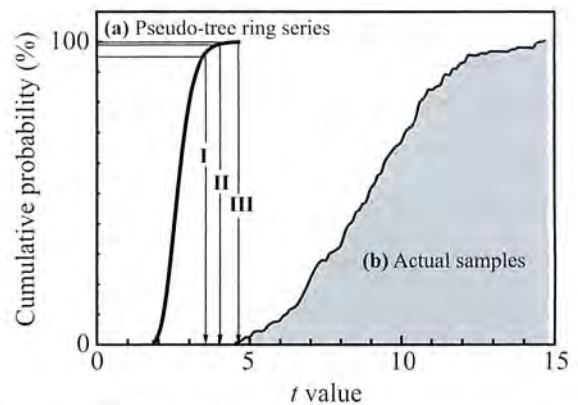


図4 (a) 統計的クロスデーティングのシミュレーションから得られた t 値の累積確率分布(セグメント長100)。有意水準の推定値は以下の通り。I: $t=3.56$ ($p<0.05$); II: $t=4.03$ ($p<0.01$); III: $t=4.63$ ($p<0.001$)。 (b) 目視クロスデーティングで年代を決定したヒノキ実試料の t 値の累積相対度数(試料数158)

Fig. 4 (a) Cumulative probability distribution function of t value obtained from the crossdating simulation (segment length=100). Arrows with symbols (I, II and III) show the 95%, 99%, 99.9% significance levels, where $t=3.56$, 4.03 and 4.63, respectively. (b) Cumulative relative frequency of t values for actually crossdated Hinoki cypress samples ($n=158$)

て t 値の累積相対度数を示す。ここでは、目視によるクロスデーティングで年輪年代を最終決定したときの t 値を用いた。図 4 (a) との比較から、実試料では疑似乱数列によるシミュレーションと明らかに異なった t 値の範囲で分布する。実試料における t 値の最小値は 4.50 であり、今回のシミュレーションの有意水準 99% で完全に疑似試料と峻別される。本シミュレーションから得られた結論として、従来用いられてきた基準 ($t > 3.5$) は、現実的な“有意水準”としては低めに設定されたものである。図 4 (a) の頻度分布から $t = 3.5$ の時の確率 (p 値) を求めると 0.06、すなわち 94% 点に相当する。

5. まとめ-クロスデーティングのガイドライン

本研究では、本邦産材を実例として、これまで年輪年代学で行われてきた年代決定法を分析し、モンテカルロシミュレーションを用いて統計的クロスデーティングの有意水準について再検討を行った。これらの結果をもとに年輪年代学におけるクロスデーティングのガイドラインを以下に示す。

1. 年輪年代は統計的クロスデーティングをもとに年輪幅時系列の目視照合により決定される。
2. 目視によるクロスデーティングでは、暦年標準パターンと試料の年輪幅時系列、および試料間での照合を繰り返し行うことで年代が決定される。またこの作業で消失年輪の有無や人為的な測定ミスを入念に確認すべきである。試料と標準パターンとの指標年の一致の程度を把握することで決定した年代により強い確証が得られることがある。
3. 統計的クロスデーティングは目視照合を効率的に行うことを目的として年代候補を絞り込むために用いる。すなわち、目視照合を経ずに t 値が最大となることだけを根拠に年代を決定してはならない。
4. 年輪年代学の従事者は乱数列を用いても“有意な”相関が得られることを認識すべきである。一方で、誰が見ても合意できる目視照合結果が提示されて

いる限り、本稿で新たに提示した有意水準は年代値への異議の根拠とならない。

5. 年輪年代の客観性は第三者の追試・認証により担保されるべきである。また伐採年や史料年代など他のいかなる知見からも独立になされるべきである。そのために年代決定の結果については、十分な年輪数にわたる暦年標準パターンと試料年輪幅時系列をプロットしたグラフと t 値を示す (例えば 光谷, 1993) 必要がある。
6. 年輪幅測定に先だって、十分な年輪数が得られるかを確認するべきである。本稿のシミュレーションの結果は 50 年より短い年輪幅時系列では高い頻度で大きな t 値が得られることを示しており、こうした場合では確信の持てる年代測定結果を得ることが難しい。

なお、本稿では樹種としてヒノキ、標準化に 5 年移動平均を用いた結果のみを紹介したが、同じ方法でブナ (星野他, 2006; Hoshino et al., 2008a, b), ヒバ (Ohyama et al., 2007), スギなど他の樹種も対象にして移動平均、および 3 次スプライン両者による標準化法についての結果をウェブサイト (http://dendro.naruto-u.ac.jp/~yn/sim_cd/, 要アクセス認証; ユーザー名: dendro, パスワード: dating_simulation) に掲載している。同サイトから計算に使用したコンピュータプログラムと本稿の図に用いた計算結果がダウンロード可能となっている。

謝 辞

本研究の一部は、科学研究費 (課題番号 19540493, 21101002, 19700664) の助成により行った。試料収集には林野庁中部森林管理局の北沢伸之氏および同南信森林管理署の坂口博紀氏から多大な助力を得ました。名古屋大学年代測定総合研究センターの小田寛貴博士には原稿の改善に際して貴重な助言をいただきました。これらの方々に謝意を表します。

引用文献

- 奈良国立文化財研究所（編）（1990）『年輪に歴史を読む—日本における古年輪学の成立—』，同朋社。
ISBN: 4-8104-0905-8.
- 星野安治・米延仁志・安江 恒・野堀嘉裕・光谷拓実（2006）「東日本におけるブナ年輪幅暦年変動パターンの広域ネットワーク構築」，『考古学と自然科学』，第 54 卷，69-79 頁。
- 松本 真（2009. 09 アクセス確認）“Mersenne Twister Home Page.”，<http://www.math.sci.hiroshima-u.ac.jp/~m-mat/MT/mt.html>.
- 光谷拓実（1993）「東大寺南大門吽形像の年輪年代」，『南都佛教』，第 68 卷，119-121 頁。
- 米延仁志（2004）「年輪考古学」，安田喜憲（編）『環境考古学ハンドブック』，朝倉書店，254-261 頁。
ISBN: 4-254-18016-0.
- Baillie, M. G. L. (1982) *Tree-ring dating and archaeology*, Chicago: The University of Chicago Press.
ISBN: 0-226-03631-6.
- (1995) *A slice through time: dendrochronology and precise dating*, London: B. T. Batsford Ltd. ISBN: 0-7134-7654.
- Baillie, M. G. L. and J. R. Pilcher (1973) “A simple cross-dating program for tree-ring research,” *Tree-Ring Bulletin*, Vol. 33, pp.7-14.
- Baillie, M. G. L., J. Hillam, K. Briffa, and D. M. Brown (1985) “Re-dating the English art-historical tree-ring chronologies,” *Nature*, Vol. 315, pp.317-319.
- Cook, E. R. and L. A. Kairiukstis eds. (1990) *Methods of dendrochronology: applications in the environmental sciences*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. ISBN: 0-7923-0586-8.
- Cook, E. R. and K. Peters (1981) “The smoothing spline: a new approach to standardizing forest interior tree-ring width series for dendroclimatic studies,” *Tree-Ring Bulletin*, Vol. 41, pp.45-54.
- Eckstein, D. and J. Bauch (1969) “Beitrag zur Rationalisierung eines dendrochronologischen Verfahrens und zur Analyse seiner Aussagesicherheit,” *Forstwissenschaftliches Centralblatt*, Vol. 88, pp. 230-250.
- Eckstein, D., T. Wazny, J. Bauch, and P. Klein (1986) “New evidence for the dendrochronological dating of Netherlands paintings,” *Nature*, Vol. 320, pp. 465-466.
- English Heritage (2004) “Dendrochronology: guidelines on producing and interpreting dendrochronological dates.” <http://www.helm.org.uk/upload/pdf/Dendrochronology.pdf>.
- Fritts, H. C. (1976) *Tree rings and climate*: Academic Press. ISBN: 1-930665-39-3.
- Grissino-Mayer, H. (2001) “Evaluating crossdating accuracy: a manual and tutorial for the computer program COFECHA,” *Tree-Ring Research*, Vol. 57, pp. 205-221.
- Haneca, K., K. Čufar, and H. Beeckman (2009) “Oaks, tree-rings and wooden cultural heritage: a review of the main characteristics and applications of oak dendrochronology in Europe,” *Journal of Archaeological Science*, Vol. 36, No. 1, pp.1-11.
- Holmes, R. L. (1983) “Computer-assisted quality control in tree-ring dating and measurement,” *Tree-Ring Bulletin*, Vol. 43, pp. 69-78.
- Hoshino, H., H. Yonenobu, K. Yasue, Y. Nobori, and T. Mitsutani (2008a) “On the radial-growth variations of Japanese beech (*Fagus crenata* Bl.) on the northernmost part of Honshu Island,

- Japan," *Journal of Wood Science*, Vol. 54, No. 3, pp.183-188.
- Hoshino, Y., T. Okochi, and T. Mitsutani (2008b) "Dendrochronological dating of vernacular folk crafts in northern Central Japan," *Tree-Ring Research*, Vol. 64, No. 2. pp.109-114.
- Kaennel, M. and F. H. Schweingruber (1995) *Multilingual glossary of dendrochronology: terms and definitions in English, German, French, Spanish, Italian, Portuguese and Russian*: Paul Haupt Publishers. ISBN: 3-258-05259-X.
- Kelly, P. M., H. H. Leuschner, K. R. Briffa, and I. C. Harris (2002) "The climatic interpretation of pan-European signature years in oak ring-width series," *Holocene*, Vol. 12, No. 6, pp.689-694.
- Matsumoto, M. and T. Nishimura (1998) "Mersenne Twister: A 623-dimensionally equidistributed uniform pseudorandom number generator," *ACM Transaction on Modeling and Computer Simulation*, Vol. 8, No. 1, pp.3-30.
- Nash, S. E. (1999) *Time, trees, and prehistory: tree-ring dating and the development of North American archaeology, 1914-1950*: The Utah University Press. ISBN: 0-87480-589-9.
- Ohyama, M., M. Ohwada, and M. Suzuki (2007) "Chronology development of Hiba arbor-vitae (*Thujaopsis dolabrata* var. *hondae*) and dating of timbers from an old building," *Journal of Wood Science*, Vol. 53, No. 5, pp.367-373.
- Press, W. H., S. A. Teukolsky, W. T. Vetterling, and B. P. Flannery (2007) *Numerical Recipes with source code CD-ROM third edition: the art of scientific computing*, Cambridge: Cambridge University Press. ISBN: 978-0521706858.
- Reimer, P. J., M. G. L. Baillie, E. Bard, A. Bayliss, J. W. Beck, C. J. H. Bertrand, P. G. Blackwell, C. E. Buck, G. S. Burr, K. B. Cutler, P. E. Damon, R. L. Edwards, R. G. Fairbanks, M. Friedrich, T. P. Guilderson, A. G. Hogg, K. A. Hughen, B. Kromer, G. McCormac, S. Manning, C. Bronk Ramsey, R. W. Reimer, S. Remmele, J. R. Southon, M. Stuiver, S. Talamo, F. W. Taylor, J. vd Plicht, and C. E. Weyhenmeyer (2004) "IntCal04 terrestrial radiocarbon age calibration, 0-26 cal kyr BP," *Radiocarbon*, Vol. 46, No. 3, pp.1029-1058.
- Schreiber, T. and A. Schmitz (2000) "Surrogate time series," *Physica D*, Vol. 142, No. 3-4, pp.346-382.
- Schweingruber, F. H. (1987) *Tree Rings: basics and applications of dendrochronology*, Dordrecht: D. Reidel Publishing. ISBN: 0-7923-0559-0.
- Stokes, M. A. and T. L. Smiley (1996) *An introduction to tree-ring dating*: University of Arizona Press. ISBN: 978-0816516803.
- Wigley, T. M. L., K. R. Briffa, and P. D. Jones (1984) "On the average value of correlated time series, with applications in dendroclimatology and hydrometeorology," *Journal of Climate and Applied Meteorology*, Vol. 23, pp.201-213.
- Yonenobu, H. and D. Eckstein (2006) "Reconstruction of early spring temperature for central Japan from the ring widths of Hinoki cypress and its verification by other proxy records," *Geophysical Research Letters*, Vol. 33, L10701. doi: 10.1029/2006GL026170.

(2008年10月31日受付, 2009年8月29日受理)

Guidelines on Dendrochronological Dating: Practical Examples and the Rationalization Using a Monte Carlo Simulation Method

Hitoshi YONENOBU¹⁾, Motonari OHYAMA²⁾, Yasuharu HOSHINO²⁾, Takumi MITSUTANI³⁾
and Dieter ECKSTEIN⁴⁾

¹⁾ College of Education, Naruto University of Education, Naruto 772-8502, Japan

²⁾ Botanical Gardens, Tohoku University, Sendai, 980-0862, Japan

³⁾ Nara National Institute for Cultural Properties, Nara, 630-8577, Japan

⁴⁾ University of Hamburg, Department of Wood Science, Division of Wood Biology, Leuschnerstr. 91,
21031 Hamburg, Germany

Abstract

We analyzed the general methods of dendrochronological dating as have been used for modern and archaeological wood. Examples were presented to facilitate the practical use of visual and statistical crossdating for Japanese tree species. The conventional threshold of statistical crossdating (i.e. t value) was re-examined for the Hinoki cypress (*Chamaecyparis obtusa*) master chronology based on a Monte Carlo simulation of crossdating, in which pseudo-random numbers were used as surrogate tree-ring series. The random number series showed correlations with the master higher than those expected by the parametric statistical test. Even so, the actual samples that were visually crossdated had rather higher correlations and could be clearly distinguished from the random numbers. Based on the analysis, we have proposed the guidelines for dendrochronological dating.