

リンゴ 'ふじ' 樹の推定純光合成速度および果実生産性との関係

山本隆儀*・佐藤吉雄*・舟生卓磨*・高野隆志**

*山形大学農学部農業生産学講座・**福井県農業試験場
(平成6年9月1日受理)

Estimated Canopy Net Photosynthetic Rates and Their Relation to Fruit Production in Apple 'Fuji' Trees

Takanori YAMAMOTO*, Yoshio SATOH*,
Takuma FUNYUH* and Takashi TAKANO**

*Section of Agricultural Production, Faculty of
Agriculture, Yamagata University, Tsuruoka 997, Japan

**Fukui Agricultural Experiment Station, Fukui 910, Japan
(Received September 1, 1994)

Summary

Relationship between canopy net photosynthesis and fruit production was analyzed among the 30 apple 'Fuji' trees on *Malus prunifolia* rootstocks grown under the common practices as reported previously (Yamamoto et al., 1993).

1. The leaf net photosynthetic rate (Pn) distribution under field conditions plot against most single factors exhibited widely scattered patterns that was same as observed for Japanese persimmon 'Hiratanenashi' trees (Yamamoto et al., 1993). However, significant curves were obtained when Pn was plotted against several meteorological and edaphic factors, and leaf characteristics and activities. The light-saturation value of Pn (about $28 \text{ mg CO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$) was observed at about $1600 \mu\text{mol} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{sec}^{-1}$ of photosynthetic photon flux density (PPFD).

2. The coefficient of determination of the multiple regression was 80% when all factors were considered as independent variables. It was 67% when meteorological elements, soil water potential, time factors, and their powers were included. The regression analysis of the latter gave a practical formula for the estimates of Pn. Furthermore, the coefficient of determination was 52% when only PPFD and its powers were considered.

3. The daily total amount of net photosynthetic product for 13 hrs (DTPP) and the daily mean net photosynthetic rate (DMPn) were calculated for each tree on July 22, a bright sunny day, when the leaf area was maximum. The estimated DTPP is closely related to total leaf number (TLN) and ranged from 670 to $1800 \text{ gCO}_2 \cdot \text{tree}^{-1} \cdot (13\text{hr})^{-1}$. The estimated DMPn varied slightly and was average $16.1 \text{ mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$. DTPP became the largest at 2.1 leaf area index (LAIc) and was negatively correlated to the daily mean PPFD at leaf surface (DMPPFD). It was suggested that the tree crown having too large DTPP had dark leaf irradiance and low DMPn and the DMPn was almost constant in a wide range of DTPP.

4. DTPP was positively correlated to mean fruit weight (MFW) and negatively correlated to yield of fruits (YF) per volume of leaf canopy (YF/VLC), but correlation was not observed with YF or number of fruits per tree (NF).

key words : apple, canopy net photosynthetic rate, structure of leaf canopy, distribution of PPFD, fruit production

緒 言

果樹栽培においては、葉による光合成産物をいかに多くするか、あるいは、これをいかにして果実とくに商品性の高い果実の生産に上手に利用するかは、栽培上もっとも大きな問題の1つである⁹⁾。この方面の研究にとって、樹冠を構成する葉群全体の純光合成速度（以後、樹純光合成速度、canopy net photosynthetic rate と記す）を測定することが不可欠である。しかし、樹純光合成速度を測定する簡便な方法がこれまで確立されていないため、多数の材料を用いて樹純光合成速度を比較した研究例は極めて少ない。著者らは落葉後せん定前の二側面写真画像を用いた“果樹の樹形・葉群構造簡易解析システム”（山本・山口，1989）、これらの季節的変化を解析推定できるようにした“果樹の樹形・葉群構造の季節的変化推定システム”（山本・島，1991）、上記システムの出力データの1つである葉量の空間分布データ、“果樹の樹冠内葉面放射瞬時分布推定シミュレーションモデル”（山本，1988）および個葉の純光合成速度推定結果とを用いて、同一園地、同一樹齢のカキ‘平核無’40本の樹純光合成速度等を推定し、これらと果実生産性、樹形・葉群構造および樹冠内光環境との関係を解析した（山本ら，1993）。

本報は上記報告とはほぼ同様な手法を用いて、同一園地、同一樹齢のリンゴのマルバカイドウ台‘ふじ’30本の樹純光合成速度を推定し、果実生産性、樹形・葉群構造および樹冠内光環境に対する関係を解析したものである。

材料および方法

1. 葉の純光合成速度の推定方法と関連諸要因の測定方法

山形大学農学部実験圃場果樹園栽植の10年生リンゴのM26台の‘ふじ’5本を用いて、1990年5月中旬より10月下旬まで個葉の純光合成速度(P_n)を測定し、個葉の純光合成速度(P_n)の重回帰分析を行った。なお、光合成速度、気象要因、その他の要因の測定方法および重回帰分析の方法については、カキ‘平核無’の場合（山本ら，1992；山本ら，1993）と同じである（したがって、ここで用いられている各要因の用語の定義、略号および単位の一括説明は省略し、本文中および図表中に随時記し

キーワード：リンゴ、樹純光合成速度、葉群構造、PPFD 分布、果実生産性

た）。

2. 30本の‘ふじ’の樹形・葉群構造、樹冠内光環境および果実生産性の調査解析方法

山形大学農学部附属農場（高坂）果樹園栽植の13年生で9m×7m 植えのリンゴのマルバカイドウ台‘ふじ’2樹列合計30本を用いた。なお、上記の30本の‘ふじ’の樹形・葉群構造、樹冠内光環境および果実生産面の樹特性値間の相互関係についてはすでに報告したので（山本・高野，1993）、本報内ではこの結果をそのまま用いて、樹純光合成速度との関連性を解析したものである（したがって、上記の樹特性の定義および測定方法の説明は省略する）。

3. 1日当りの樹純光合成量および平均純光合成速度の推定方法

説明変数としての気象要因、土壌の水ポテンシャル、時間要因、上記モデルとシステムから出力された葉面の光合成有効光量子束密度（PPFD）分布データや葉量分布データおよび個葉の純光合成速度(P_n)の重回帰推定式を用いて、各樹について、7月22日1日の午前6時から午後6時までの各時刻の純光合成速度(P_n)の樹内頻度分布を推定し、1時間当たりと1日当りの平均純光合成速度および日中の樹純光合成量(HMP_n、DMP_n およびDTPP)を算出した。なお、上記の計算方法および投射光データ等の気象データにはカキ‘平核無’の場合（山本ら，1993）と同様の方法とデータを使用した。

結果および考察

1. 圃場条件下のリンゴ‘ふじ’の個葉の純光合成速度と各要因との関係

極めて広い気象要因、時間要因、葉形質および生体情報が重層的に組合わさった条件下の測定であったため、単一要因に対するP_nの分布はカキ‘平核無’の場合（山本ら，1993）と同様に全体に大きくばらついた（第1、2、3および4図）。しかし、このばらつきにもかかわらず、多くの要因との間の基本的な関係が推察できた。光強度に対するP_nには、測定葉の傾斜角度、方位角度および途中の葉層による光減衰を経て測定葉までに到達する投射光の水平面PPFDにより決定される広い範囲の葉面PPFDに対して飽和曲線状の分布が推察された（第1図a）。この図から‘ふじ’の圃場条件下の光飽和点における平均的P_n値は約28mgCO₂・dm⁻²・hr⁻¹近辺であると推察された（第1図a）。多数のリンゴ品種のP_n最高値についてのAvery(1977)の比較報告によると、

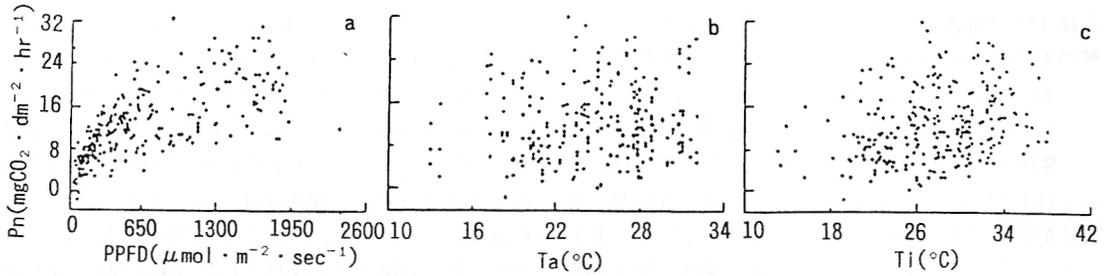


Fig. 1. Relationships between leaf net photosynthetic rate (P_n) and photosynthetic photon flux density at leaf surface (PPFD, a), air temperature within the tree crowns (T_a , b) and leaf temperature (T_l , c).

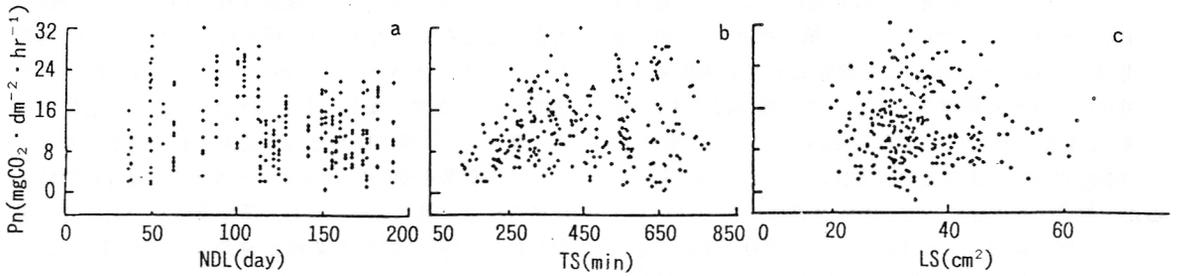


Fig. 2. Relationships between P_n and number of days from leafing (NDL, a), time interval after sunrise (TS, b), and leaf length \times leaf width (LS, c).

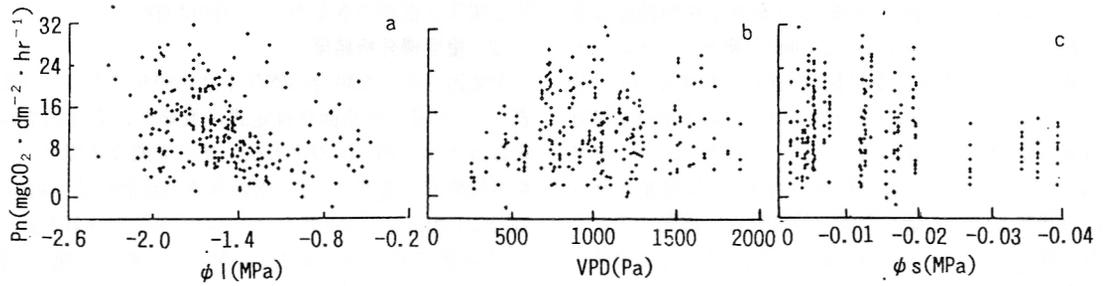


Fig. 3. Relationships between P_n and leaf water potentials (ψ_l , a), vapor pressure deficit (VPD, b) and soil water potential (ψ_s , c).

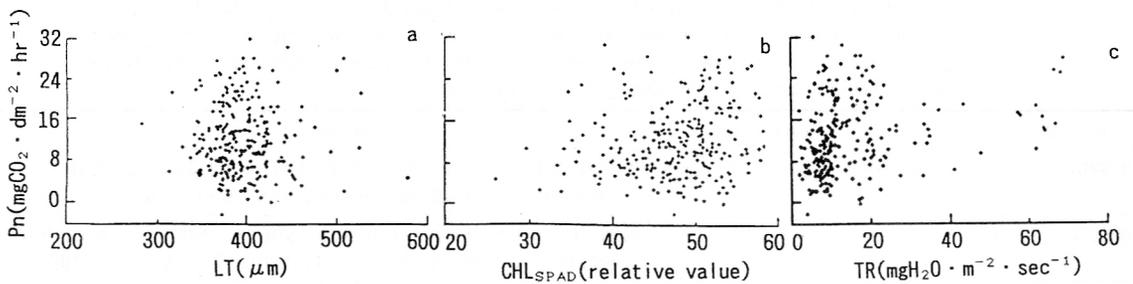


Fig. 4. Relationships between P_n and leaf thickness (LT, a), relative values of chlorophyll content (CHL_{SPAD} , b) and leaf transpiration rate (TR, c).

多くは $15 \sim 25 \text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$ の範囲であったが、一部のものは $30 \sim 35 \text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$ の範囲にあった。また、'ふじ'の光飽和点における P_n 値として $24 \text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$ も報告されている(熊代ら, 1990)。光強度要因が優先するためか温度要因に対しては P_n は大きくばらついたが、気温 (T_a) が $16 \sim 30^\circ\text{C}$ の範囲、葉温 (T_l) が $25 \sim 34^\circ\text{C}$ の範囲で大きい P_n 値が見られ(第1図b, c)、これまでのリンゴ葉の P_n 値と温度に関する調査結果(石井・長井, 1980)とおおよそ似ていた。人工気象室内の一定環境条件下のリンゴ葉 P_n の季節的变化(Fujii・Kennedy, 1985)と異なり、今回の測定(圃場条件下)の結果には展葉後日数(NDL)に対して起伏を有する曲線状の分布が見られた(第2図a)。日の出後時間(TS)に対しては正午ごろ幾分低下する曲線状(第2図b)の分布が推察されたが、この傾向はカキの'平核無'でも見られた(山本ら, 1993)。'ふじ'の葉の P_n 値の季節的变化および日中の変化に関して調査されているが(熊代ら, 1990)、測定条件が異なるとはいえ、これと今回の結果とはほぼ似ていた。葉長×葉幅で示した葉の大きさ(LS)との間には明瞭な相関関係は見られなかったが、LSが約 30cm^2 のところで大きくなることが推察された(第2図c)。なお、'ゴールデン・デリシャス'の葉の大きさと P_n との間には有意な相関関係は見出されていない(Ron・Ferree, 1989)。葉の水ポテンシャル(ψ_l)および蒸気圧不足量(VPD)に対する P_n の分布を見ると、 ψ_l が約 -1.7MPa 、VPD が約 1000Pa 付近でも大きな P_n 値が認められた。この傾向はカキ'平核無'の場合にも認められ(山本, 1993)、投射光が強い条件(晴天条件)と葉や大気乾燥条件が併発することから、強光による P_n の増大量が乾燥による P_n の減少量を上回ったためと考えられる。'McIntosh'の場合でも ψ_l が -3MPa 以上において ψ_l と P_n の間には相関関係

は認められていない(Lakso, 1979)。さらに、'Triple Red Delicious'(Schafferら, 1984)あるいは'Empire'(Floreら, 1985)の P_n と葉~大気間の水蒸気圧勾配(vapor pressure gradient)との間にも有意な相関関係は認められていない。しかし、土壌の乾燥の影響はより直接的であると考えられ、土壌の水ポテンシャル(ψ_s)がある程度低下すると P_n が減少する傾向(Ferree・Hall, 1980)がこの場合にも推察された(第3図c)。葉形質や葉の生体情報の単一要因に対する P_n の分布は、たとえば葉厚(LT)に対しては、カキ'平核無'(山本ら, 1993)と同様に気象要因や時間要因の影響が勝るためか相当ばらついた(第4図a)。葉緑素含量(CHL_{SPAD})の値の大きいところでは大きい P_n 値が見られたが、この場合のばらつきも大きかった(第4図b)。他方、低い蒸散速度(T_r)領域では P_n は T_r の上昇とともに急に上昇し、高い T_r 領域ではおそらく結果として発生する水ストレスの影響を受けているものと考えられる P_n の低下が見られた(第4図c)。なお、環境条件を一定にした場合に P_n との間に密接な関係が確認されている(Lakso, 1979; Swietlikら, 1982)水蒸気コンダクタンス(GH_2O)および炭酸ガスコンダクタンス(GCO_2)に対しては、葉の着生位置に対する場合と同様に、圃場条件下では明瞭な関係は推察できなかった(図は省略)。

2. 重回帰分析結果

全要因を用いた場合の寄与率は約80%になった(第1表)。この場合の重回帰推定式に最終的に取り込まれた変数はNDL, PPFDFの平方根、葉内炭酸ガス濃度(C_i)、葉外炭酸ガス濃度(C_o)、葉の水蒸気拡散抵抗(RH_2O)、 GCO_2 、 CHL_{SPAD} 、 ψ_l および VPDであった(第1表上)。 P_n の変動の残りの20%は今回測定しなかった他の要因、すなわち比葉重の違い(Barden, 1974; Marini・Barden, 1981; Porpiglia・Barden, 1980)、光呼吸(Fujii・

Table 1. Coefficients of multiple correlation (R), coefficient of variables ($R^2 \times 100\%$), residue (Re), F value (F) and the multiple regression formulas of net photosynthetic rate (P_n) using all factors and their powers (upper), environmental factors, time factors and their powers (middle) and PPFDF and its powers (lower) of apple 'Fuji' on *Malus purumifolia* rootstock.

R	$R^2 \times 100\%$	Re	F ²	Significance	Formula
0.8943	79.99	3.129	108.8	$P < 0.01$	$P_n = -0.04005\text{NDL} + 7.0314\text{PPDF}^{0.5} + 0.3515\text{GCO}_2 - 0.1135\text{C}_i - 2.022\text{RH}_2\text{O} + 0.1362\text{SCHL}_{\text{SPAD}} - 0.02720\psi_l + 0.0664\text{C}_o - 68.87\text{VPD} + 18.498$
0.8177	66.86	4.026	54.92	$P < 0.01$	$P_n = 0.6129\text{NDL} - 0.005976\text{NDL}^2 + 0.00001670\text{NDL}^3 + 0.2508\text{Ta} - 0.8602\text{PPDF}^3 - 17.43\text{PPDF}^{0.5} + 0.0000003187\psi_s^3 - 0.01151\text{TDN} - 73.57\text{VPD} - 14.2365$
0.7235	52.35	4.761	138.42	$P < 0.01$	$P_n = -0.7353\text{PPDF}^3 + 17.23\text{PPDF}^{0.5} + 0.4766$

² by F-test

Kennedy, 1985), 樹冠内部位による光の波長の違い, 光合成や光呼吸に関連する酵素活性の季節的变化等の影響および測定誤差によるものが考えられる. 実用性を目的とした重回帰推定式に最終的に取り込まれた変数は, 展葉後日数 (NDL), NDL の 2 乗値, NDL の 3 乗値, T_a , PPFDF の 3 乗値, PPFDF の平方根, ψ_s の 3 乗値, 正午からの時間較差 (TDN) および VPD であり (第 1 表中), この場合の寄与率は約 67% であり, カキ ‘平核無’ の場合 (山本ら, 1993) より低下した. しかし, 重回帰推定の残差標準偏差 (第 1 表の Re) について全要因を用いた場合に比較すると, わずかに約 $0.9\text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$ だけ増大するにとどまり, 加えて, これらの残差 (約 $3.1 \sim 4.0\text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$) は局地的気象要因や園地の代表的 ψ_s のようなレベルでかつ今回用いなかった要因のために発生したためというよりも, 限られた測定葉に生じていた樹冠内微気象の違いや生体情報および葉形質などの偶然的差異からもたらされたためと考えられる. シミュレーションモデル内での推定は個葉ごとに行われる (山本, 1988) とはいえ, 結局何千何万枚という樹冠全葉の純光合成速度が最終的推定対象であるので, 平均化によってこの残差の影響は小さくなるものと考えられ, この重回帰式でも以降の作業に十分用いられるのと判断した.

上記の重回帰分析の寄与率の差 (約 13%) がわずかであった理由は, 説明変数として PPFDF, NDL および VPD が両者に共通して含まれ, これらの変数の寄与率が大部分を占めていたためであると考えられる. ちなみに, PPFDF およびこのべき値のみを用いて重回帰分析を行ったところ, 寄与率は約 52% であった (第 1 表下). すなわち, P_n の変動の半分以上が PPFDF により決定されていたことである.

なお, 本報の手法は環境因子のみを経験的に取り入れた重回帰推定の域を出ていないが, リンゴの葉の理論的な P_n 推定式として, Landsberg ら (1975) や Watson ら (1977) の式がある. しかし, これは葉の体内因子 (内部 CO_2 ガス濃度, 葉肉コンダクタンス, PPFDF $\sim P_n$ 値曲線の勾配係数等) を必要とし, これらを計算するためのパラメータを品種ごと別途経験的に入手せねばならない. したがってこれらの手法は, 本研究目的に必ずしも適合しない.

3. 純光合成速度の樹冠内頻度分布の経時的变化ならびに 1 日当りの樹純光合成量

第 5 図は 30 本のうちの 1 本の樹の純光合成の解析結果

を詳細に示したものである. なお, この図の詳細な説明はカキ ‘平核無’ の報告 (山本ら, 1993) の中で記したので省略する. 昼間の最高値は光飽和点の P_n 値 (第 1 図 a) に達せず, 約 $22.5\text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$ が推定され, その最低値は約 $10\text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$ であった (第 5 図中列). この最高値が光飽和点の P_n 値に達しなかった理由は第 1 図の光飽和状態の P_n 値が強光, 湿潤および葉の光合成活性の高い 6 月下旬までの期間に得られたのに対して, 7 月下旬はこのような好条件に恵まれなかったためであろう. この両期間の典型的晴天日の環境条件を 1 例示すと, 気温は 25.8°C と 31.5°C で前者が低く, PPFDF は 1811 と 992 で前者が高く (単位: $\mu\text{mol} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{sec}^{-1}$), VPD は 824Pa と 1303Pa で前者が低く, ψ_s は -0.005MPa と -0.022MPa と前者が高かった. また, 日中全体としての平均純光合成速度 (DMPn) は約 $16\text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$ であった (第 5 図の中列最下段). 純光合成速度別純光合成産物量の毎時の頻度分布は大きく時間変化した (第 5 図右列). また, この合計値である毎時純光合成産物量 (HTPP 値) は午前 6 時の約 $48\text{gCO}_2 \cdot \text{tree}^{-1} \cdot \text{hr}^{-1}$ から午後 2 時の約 $133\text{gCO}_2 \cdot \text{tree}^{-1} \cdot \text{hr}^{-1}$ まで大きく変化し, この 1 日の合計値である樹純光合成量 (DTPP) は約 $1378\text{gCO}_2 \cdot \text{tree}^{-1} \cdot (13\text{hr})^{-1}$ であった (第 5 図の右列最下段).

上記同様な計算を 30 樹について行い, 以後の解析には DTPP および DMPn の値のみを用いた. 本方法は平野の分類中 (平野, 1984), 光合成法による推定に属する. なお, 平野 (1984) による樹光合成速度の推定方法の分類における本方法の位置付けおよび問題点については既報で示した (山本ら, 1993).

遠隔地 (高坂農場) に栽植されたマルバカイドウ台 ‘ふじ’ の樹光合成推定のために必要な重回帰分析用データを, 頻繁かつ多項目の測定を要するためやむをえず農学部実験圃場栽植の M26 台 ‘ふじ’ の葉を用いて入手したことには問題を残す. ただし, リンゴの台木が異なっても同じ穂木品種の葉の P_n 値には違いが現れないことが報告されていたので (Barden・Ferree, 1979), このことを ‘ふじ’ においても確認すべく, 別途, 高坂農場において, 上記の両台木に接がれた ‘ふじ’ の P_n を数日間にわたり測定比較したところ, 台木が異なっても穂木の P_n 値には差異がほとんど見出されなかったことを確認した.

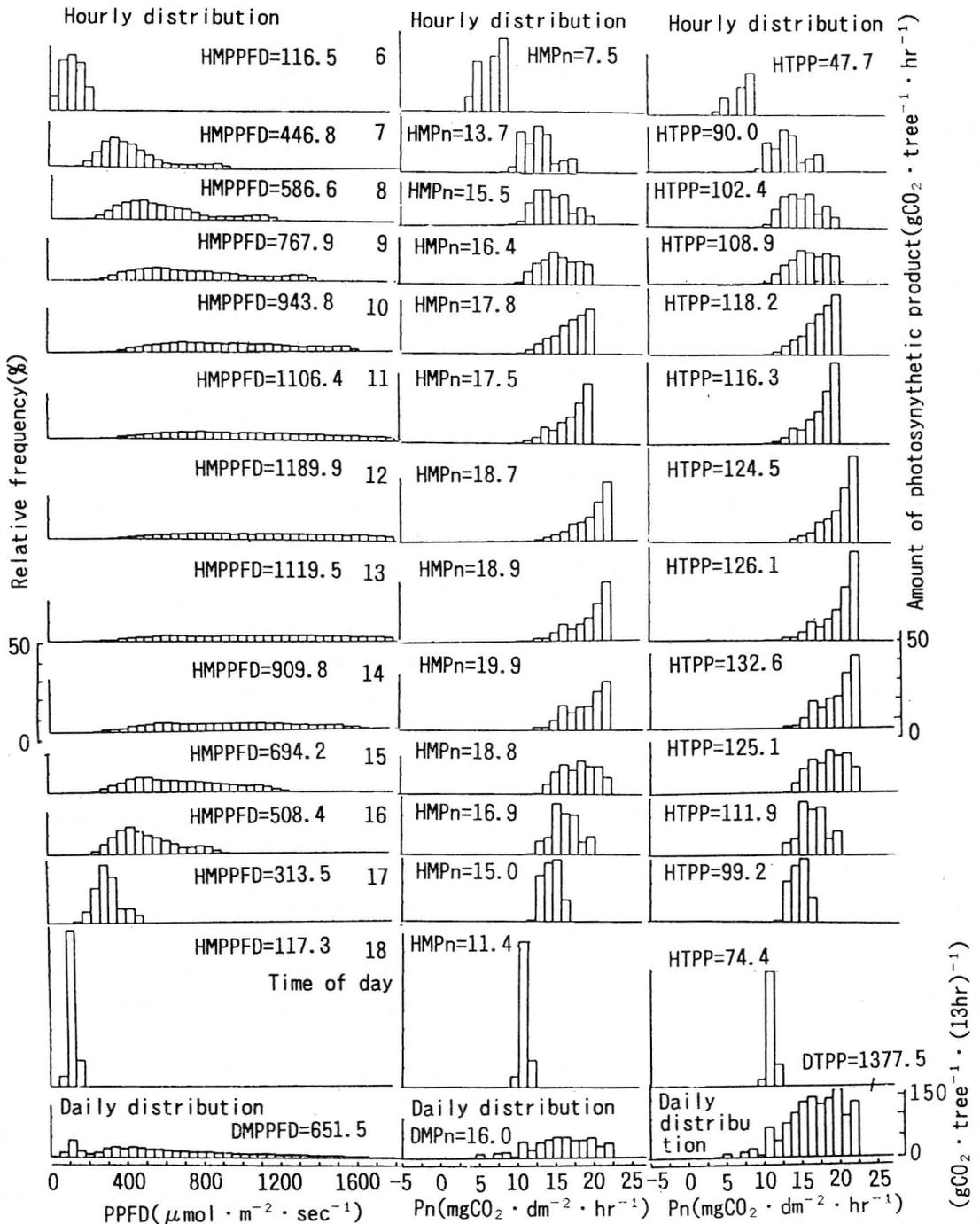


Fig. 5. Diurnal changes in hourly distribution of relative frequency of leaf area in respect to irradiance (left) and net photosynthetic rate (middle), and amount of net photosynthetic product in respect to net photosynthetic rate (right). Their daily distributions are shown at the lowest part of the figure. Numerals in the left part indicate time of day.

4. 同一園地，同一樹齡のリンゴのマルバカイドウ台‘ふじ’の7月下旬の日中の樹純光合成量 (DTPP) および平均純光合成速度 (DMPn) と果実生産性等との相互関係

1) 日中の樹純光合成量 (DTPP) : DTPPと葉群構造との間の相互関係はカキ‘平核無’の場合 (山本ら, 1993) と似ていた. 30本の‘ふじ’の7月22日のDTPPは約 $670\text{gCO}_2 \cdot \text{tree}^{-1} \cdot (13\text{hr})^{-1}$ から約 $1800\text{gCO}_2 \cdot \text{tree}^{-1} \cdot (13\text{hr})^{-1}$ に分布したが, 総着葉数 (TLN) との間に $r =$

0.827^{***} の高い相関関係が認められ (第2表), 総着葉数に密接な樹特性値 (山本ら, 1993), たとえば, 総新梢長 (TSL) や新梢総体積 (TVS) との間に高い正の, はげあがり程度 (DB) との間にも負の相関関係が認められた (第2表). このことは, いずれも開心形に仕立てられていたために葉面のPPFD別葉量頻度分布形が互いに似ていたこと, および, DTPPの違いがもつばら葉量の多少に左右されていたことを示唆している. またカキ‘平核無’の場合 (山本ら, 1993) と同様に樹冠占有面積当りの葉面積指数 (LAIc) に対しては有意な相関を示さず, 例外樹はあったものの全体にLAIcが2~2.3付近でDTPPが大きくなる樹が多かった (第6図a).

一方, 樹冠内光環境に関する要因との関連性について見ると, たとえば, 葉面の日中平均PPFD (DMPPFD) との間に $r = -0.793^{***}$ の高い負の相関関係が認められ (第6図b), 葉数が増えることによりDTPPは増大するものの, 樹冠内が暗くなることが示唆された. この傾向は葉量の少なかったカキ‘平核無’の場合 (山本ら, 1993) より顕著だった. また, 上記のDTPPとTLNとの間の高い正の相関関係により, 葉面日総PPFD (DTPPF) とDTPPの間に $r = 0.998^{***}$ の極めて高い相関関係が認められた (第2表).

さらに, DMPnとの間に負の相関関係が認められたが (第6図c), この図を見るとDTPPの中間領域でDMPnがほぼ一定値をとる傾向が認められた. この傾向はカキ‘平核無’では見られなかったものである. リンゴの場合には葉量がある程度増大しても, おそらく, まんべんなく受光できるように葉群が空間内にうまい具合に分布したこと, あるいは, 葉の光透過率の樹種間の違い等も作用して, 葉の純光合成速度をある程度高い水準に維持させながら, かつ, 十分な葉量により, 光合成産物量を増大させていたものと考えられる.

DTPPと着果数 (NF) あるいは果実収量 (YF) との間には明瞭な関係は認められなかった (第7図a,b). しかし, 平均果重 (MFW) との間には低い正の, 葉層の果実生産効率ともいうべき果実収量/葉層樹冠容積 (YF/VLC) との間には負の相関関係が認められた (第7図c,d). しかし, 後者の負の相関関係はDTPPと葉層樹冠容積 (VLC) との間の正の相関関係 ($r = 0.656^{***}$) を反映した結果であるとも考えられる. すなわち, 開心形仕立ての‘ふじ’を用いた今回の調査結果からはDTPPの増大が果実生産に有利に働いているものとみなすことは必ずしもできない. 最近, わい性台‘ふじ’の

Table 2. Coefficients of correlation between the tree characters and daily total amount of net photosynthetic product (DTPP), daily mean net photosynthetic rate (DMPn) and relative distribution ratio (RDR = YF/DTPP).

Tree characters	Coefficients of correlation (r)		
	DTPP	DMPn	RDR
TH	0.181	0.150	0.248***
TD	0.402*	0.032	0.003
VTC	0.591**	-0.056	-0.058
VLC	0.656***	-0.156	-0.098
AOLA	0.626***	-0.124	-0.094
LAIc	0.275	-0.217	-0.424*
MLAD	-0.087	-0.098	-0.314
DB	-0.613***	0.383*	0.238
TVS	0.722***	-0.389*	-0.282
TUV	0.031	0.108	0.187
IUV	0.023	0.106	0.203
EUV	0.359	0.079	0.190
TLN	0.827***	-0.294	-0.282
TSN	0.694***	-0.190	-0.347
TSL	0.789***	-0.292	-0.274
MSL	0.356*	-0.243	-0.041
MIAS	0.301	-0.056	-0.274
MLC	0.258	-0.067	-0.038
DMPPFD	-0.793***	0.917***	0.536**
DTPPF	0.998***	-0.663***	-0.619***
DIE	0.726***	-0.687***	-0.699***
YF	0.206	-0.140	0.604***
NF	0.124	-0.126	0.630
MFW	0.390*	-0.094	0.046
DC	-0.085	-0.214	-0.199
YF/VTC	-0.405*	-0.052	0.654***
YF/VLC	-0.523**	0.063	0.646***
DTPP	1	-0.688***	-0.617***
DMPn	-0.680***	1	0.449*
RDR	-0.619***	0.449*	1

***, ** and * significant level at 0.1%, 1% and 5%, respectively.

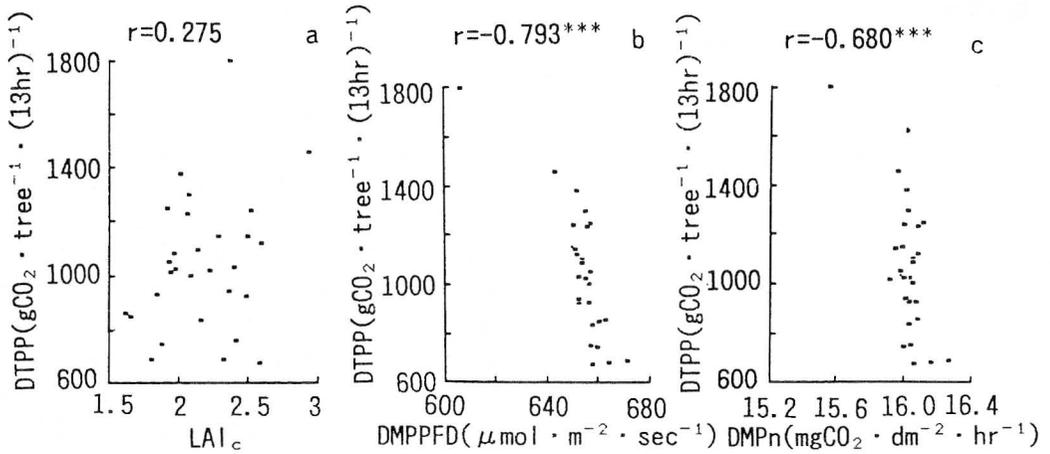


Fig. 6. Relationships between DTPP and LAI_c(a), DMPPFD(b) and DMPn(c) of 30 'Fuji' trees.

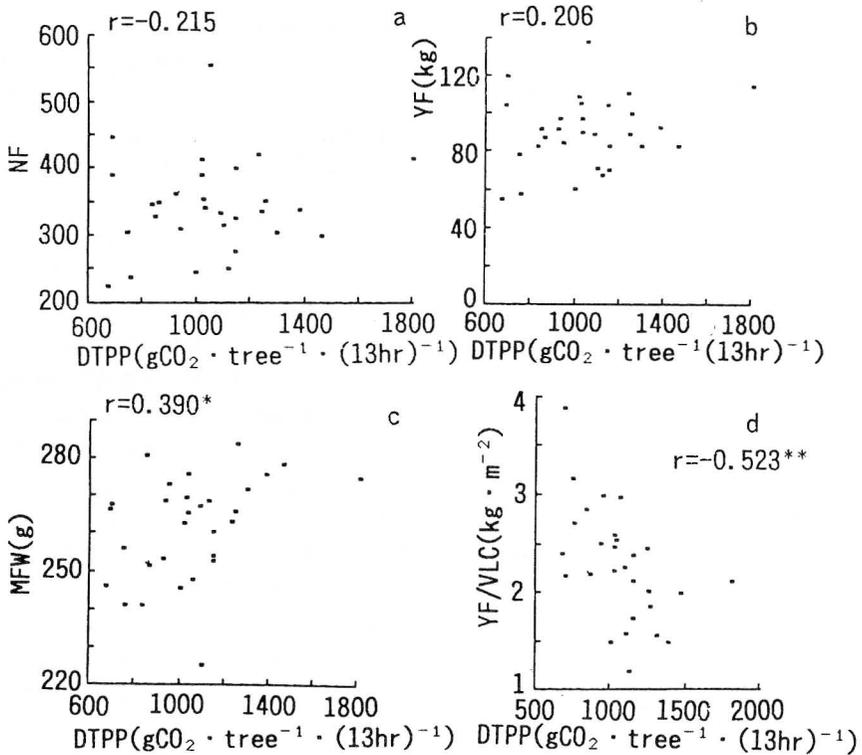


Fig. 7. Relationships between DTPP and number of fruit(NF,a), yield fruits(YF,b), mean fruit weight(MFW,c) and YF per volume of leaf canopy(YF/VLC,d).

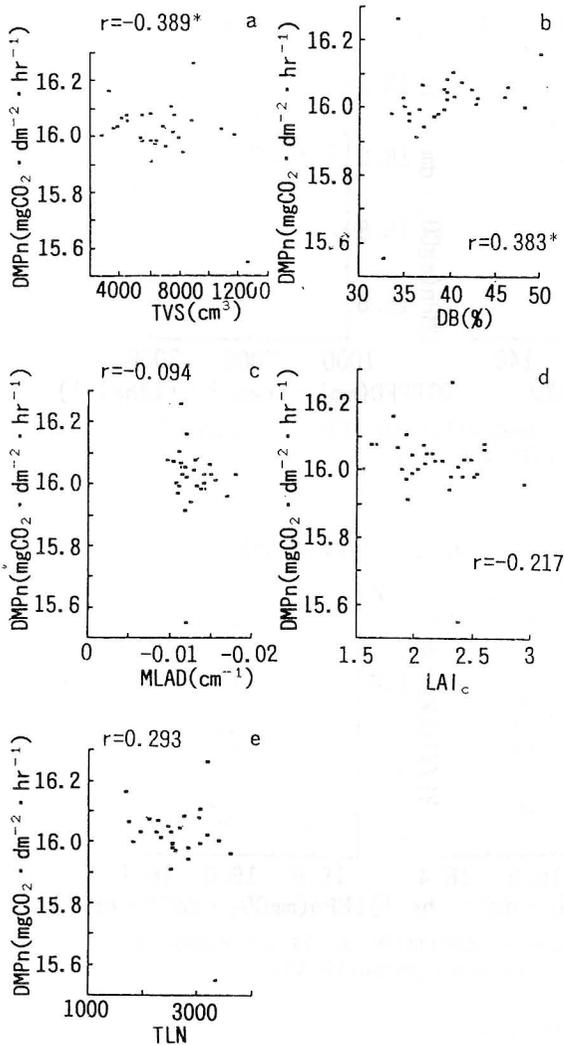


Fig. 8. Relationships between DMPn and total volume of shoots (TVS, a), degree of baldness (DB, b), mean leaf area density (MLAD, c), LAIc (d) and total leaf number (TLN, e).

1 樹当たり乾物生産量と果実生産量との間に高い正の相関関係が報告されている (福田ら, 1991). 本報とは手法や測定・解析対象が異なっていたが内容的にも食い違っているように思える. この違いがマルバカイドウ台とわい性台との間の, 主として光合成産物の果実への利用効率の違いで生じたものかどうか今後検討したい.

2) 1日当りの平均純光合成速度 (DMPn): 日中の平均純光合成速度 (DMPn) は, 単位葉面積の葉の純光合成速度の平均値を示す点, 上記の DTPP (日中の純光

合成産物量の総量) とは性格を異にする. 葉群構造に関連する樹特性値においては, DMPn は新梢体積 (TVS) との間に低い負の, はげあがり程度 (DB) との間に低い正の相関関係が認められたものの (第8図a, b), 他の特性値との間には有意な相関関係は認められなかった (第2表, 第8図c, d, e).

樹冠内光環境関連の特性値と DMPn においては, たとえば, DMPPFD との間に $r=0.917^{***}$ の高い正の, 受光効率 (DIE) および DTPPFD との間にそれぞれ $r=-0.687^{***}$ および $r=-0.663^{***}$ の負の相関関係が認められた (第9図a, b, c). これらの傾向はカキ ‘平核無’ の場合 (山本ら, 1993) には認められなかったもので, リンゴ特有なものと考えられる. リンゴの樹光合成速度はカキよりも樹冠内光環境との間の関係が密接であることを示すものであろう.

果実生産面関連の特性値と DMPn との間には有意な相関関係は認められなかった (第2表). ただし, 分布が相当ばらついたものの, DMPn が約 $16\text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$ 付近で着色程度 (DC), YF/VLC および YF/VTC の値が大きくなる樹が多かった (第10図a, b, c).

3) 光合成産物の果実への分配: 次に, カキ ‘平核無’ の場合 (山本ら, 1993) と同様に, 光合成産物の果実への分配率相対値 (RDR) を30本の ‘ふじ’ について計算した. カキ ‘平核無’ の場合には RDR と樹勢に関連する多くの特性値との間に高い負の相関関係が認められたが, リンゴ ‘ふじ’ の場合にはこの傾向は顕著ではなかった (第2表).

4) まとめ: 本調査の範囲においては葉群構造や樹光合成と果実生産性との間の関係は複雑で総じて不明瞭であった. たとえば, この3者の関係を示したものが第11図である. Z軸に YF, Y軸に DMPn を取り, X軸に平均新梢長 (SML) あるいは VLC あるいは TLN を取った3次元柱状グラフを作成すると, DMPn が $16.1\text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$ 以下の領域でも, MSL が 13cm 付近 (第11図上) あるいは VLC が 42m^3 付近 (第11図中) あるいは TLN が約22000枚付近 (第11図下) で YF の大きい樹が分布し, これら以外の領域では YF の小さい樹が分布した. ならびに, DMPn が $16.1\text{mgCO}_2 \cdot \text{dm}^{-2} \cdot \text{hr}^{-1}$ 以上の領域では YF が大きい樹が分布していた. このことは樹勢がある範囲にあり, 樹冠内光環境が良好で樹光合成速度が高いことが果実生産に有利であることを意味するものであろう. 今後は葉群構造や樹勢, あるいは樹の純光合成速度の範囲が今回以上に広がる

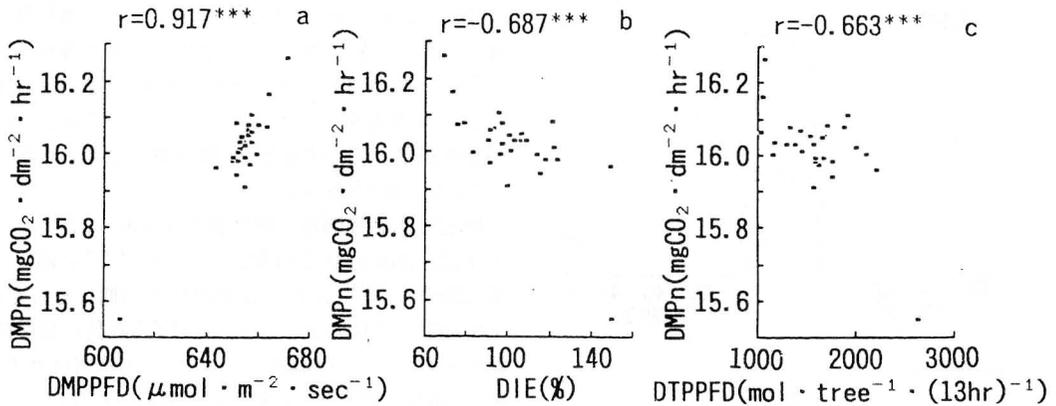


Fig. 9. Relationships between DMPn and daily mean PPFD (DMPPFD, a), daily irradiation efficiency (DIE, b) and daily total PPFD (DTPPPFD, c).

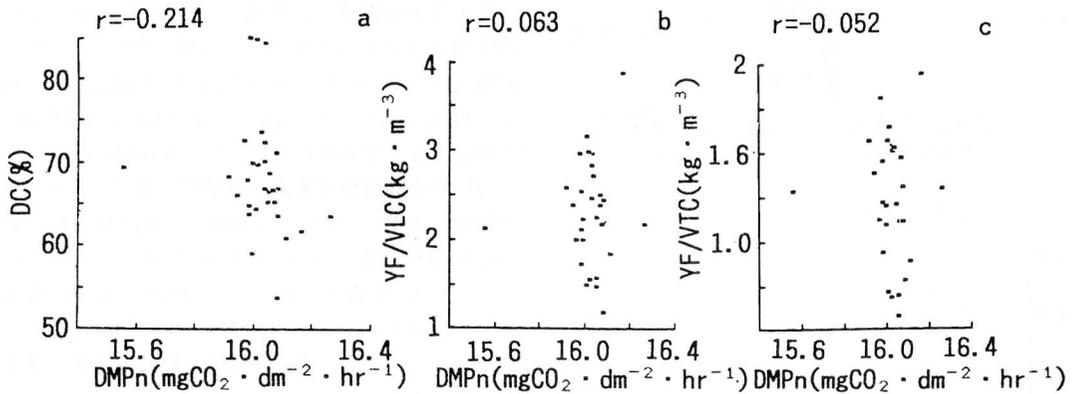


Fig. 10. Relationships between DMPn and degree of coloring (DC, a), YF per volume of leaf canopy (YF/VLC, b) and YF per volume of tree crown (YF/VLC, c).

ような材料を用いて上記のことを確認しないしは検討していくことが必要である。

摘 要

慣行栽培下の30本のリンゴ‘ふじ’(マルバカイドウ台)の樹の純光合成速度 (canopy net photosynthetic rate) と果実生産性との間の関係をカキ‘平核無’の場合 (山本ら, 1993) と同じ方法で解析した。

1. 圃場条件下の Pn 値はカキ‘平核無’ とほぼ同様に, 多くの気象要素, 葉形質および生体情報に対して, 大きくばらついたが, 種々の形の曲線状に分布することが推察された。光合成有効光量子束密度 (PPFD) に対して飽和曲線状の分布が見られ, PPFD が 1600 μmol · m⁻² · sec⁻¹ 付近で約 28 mgCO₂ · dm⁻² · hr⁻¹ の Pn 値が推

察された。

2. Pn の重回帰分析 (変数増減法) の結果, 寄与率は, 測定された全要因とこれらのべき値を説明変数として用いた場合には約80%であり, 気象要因, 土壤水分張力, 時間要因およびこれらのべき値のみを用いた場合には約67%であった。後者から実用的な重回帰推定式を得た。また, 圃場条件下の種々の要因の影響下でも Pn 値の変動の約半分が PPFD によって決定されることが見出された。

3. 7月22日1日の30本の各樹の日中 (13時間) の樹純光合成量 (DTPP) および日中の平均純光合成速度 (DMPn) を推定したところ, DTPP は総着葉数 (TLN) の多少に密接で, 約 670 gCO₂ · tree⁻¹ · (13hr)⁻¹ から約 1800 gCO₂ · tree⁻¹ · (13hr)⁻¹ の間に広く分布した。また,

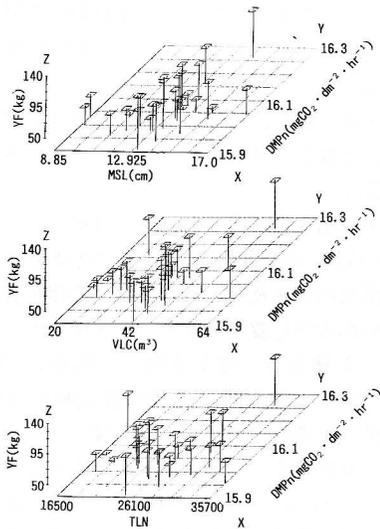


Fig. 11. Distribution of YF on z axis against DMPn on y axis, and against mean current shoot length (MSL, upper), volume of leaf canopy (VLC, middle) and total leaf number (TLN, lower) on x axis of 30 'Fuji' trees.

葉面積指数(LAI_c)が2.1付近で大きくなる樹が多かった。他方、DMPnは約16.1mgCO₂ · dm⁻² · hr⁻¹付近に狭く分布し、葉面の日中平均PPFD(DMPFD)との間に負の相関関係が認められ、DTPPがある限界を越えて大きくなると樹冠内が暗くなり、葉面積当たりとしては光合成作用が低下することが示唆された。また、葉群構造次第ではDMPnの水準を保ちながらDTPPを増大し得る可能性が示唆された。

4. DTPPと平均果重(MFW)との間に正の、葉層の果実生産効率ともいべきYF/VLCとの間に負の相関関係が認められたが、果実収量(YF)や着果数(NF)との間には明瞭な関係は認められなかった。

引用文献

Avery, D. J. (1977) Maximum photosynthetic rate - A case study in apple. *New Phytol.* 78: 55-63.
 Barden, J. A. (1974) Net photosynthesis, dark respiration, specific leaf weight, and growth of young apple trees as influenced by light regime. *J. Amer. Soc. Hort. Sci.* 99: 547-551.
 Barden, J. A. and D. C. Ferree. (1979) Rootstock does not affect net photosynthesis, dark respiration, specific leaf weight, and transpiration of apple leaves.

J. Amer. Soc. Hort. Sci. 104: 526-528.
 Ferree, D. C. and F. R. Hall. (1980) Effect of soil water stress and twospotted spider mites on net photosynthesis and transpiration of apple leaves. *Photosynthesis Research* 1: 189-197.
 Flore, J. A., A. N. Lakso and J. W. Moon. (1985) The effect of water stress and vapor pressure gradient on stomatal conductance, water use efficiency, and photosynthesis of fruit crops. *Acta Horticulturae* 171: 207-218.
 Fujii, J. A. and R. A. Kennedy. (1985) Seasonal changes in the photosynthetic rate in apple trees. *Plant Physiol.* 78: 519-524.
 福田博之・瀧下文孝・工藤和典・樫村芳記. (1991) M. 9 わい性台木用リンゴ樹における乾物生産とその樹体内分配に対する着果程度の影響. *園学雑.* 60: 495-503.
 平野 暁. (1984) 果樹における物質生産研究の方法論. *園学シンポ要旨.* 昭54秋: 49-60.
 平野 暁・菊池卓郎. (1989) 果樹栽培における物質生産の特性とその研究の意義. p. 15-16. 果樹の物質生産と収量. -増収技術と基礎理論-. 農産漁村文化協会. 東京.
 石井現相・長井晃四郎. (1980) リンゴ個葉の光呼吸について. *果樹試報* C. 7: 75-82.
 熊代克巳・塚原卓郎・阪本祐一. (1990) 携帯型装置による果樹葉の光合成及び蒸散速度の測定. *信州大学農学部紀要* 26: 63-78.
 Lakso, A. N. (1979) Seasonal changes in stomatal response to leaf water potential in apple. *J. Amer. Soc. Hort. Sci.* 104: 58-60.
 Landsberg, J. J., C. L. Beadle., P. V. Biscoe, D. R. Butler, B. Davidson, L.D. Incoll, G. B. James, P. G. Jarvis, P. J. Martin, R. E. Neilson. D. B. B. Powell, E. M. Slack, M. R. Thrope, N. C. Tumer, B. Warrit and W. R. Watts. (1975) Diurnal energy, water and CO₂ exchanges in an apple (*Malus pumila*) orchard. *J. Appl. Ecol.* 12: 659-684.
 Marini, R. P. and J. A. Barden. (1981) Seasonal correlation of specific leaf weight to net photosynthesis and dark respiration of apple leaves. *Photosynthesis Research* 2: 251-258.
 奥野忠一・久米 均・芳賀敏郎・吉澤 正. (1974) 多変

- 量解析法. 日科技連出版社. 東京.
- Porpiglia, P.J. and J. A. Barden. (1980) Seasonal trends in net photosynthetic potential, dark respiration, and specific leaf weight of apple leaves as affected by canopy position. *J. Amer. Soc. Hort. Sci.* 105: 920-923.
- Rom. C. R. and D. C. Ferree. (1986) The influence of fruiting and shading of spurs and shoots on spur performance. *J. Amer. Soc. Hort. Sci.* 111: 352-256.
- Schaffer, B., D. L. Bubenheim and J. A. Barden. (1984) Net gas exchange by leaves of intact and excised apple shoots as influenced by vapor pressure gradient. *Hort Science* 19: 556-557.
- Swietlik, D., M. Faust and R. F. Korcak. (1982) Effect of mineral nutrient spray on photosynthesis and stomatal opening of water-stressed and unstressed apple seedlings I. Complete nutrient sprays. *J. Amer. Soc. Hort. Sci.* 107: 563-567.
- Watson, R. L., J. J. Landsberg and M. R. Thorpe. (1978) Photosynthetic characteristics of the leaves of 'Golden Delicious' apple trees. *Plant, Cell and Environment*. 1: 51-58.
- 山本隆儀. (1988) 果樹における葉面放射の樹冠内分布推定シミュレーションモデル. *山形大学紀要 (農学)*. 10: 583-612.
- 山本隆儀・畠 良七. (1991) 果樹の樹形・葉群構造の季節的变化推定システム. *山形大学紀要 (農学)*. 11: 343-373.
- 山本隆儀・石嶋幸夫・鈴木計恵子. (1992) 同一樹齢のカキ '平核無' の葉群構造, 日当たり及び果実生産性の同一園地内分布及びこれらに関する諸形質の相互関係. *山形大学紀要 (農学)*. 11: 501-521.
- 山本隆儀・佐藤吉雄・舟生卓磨・石嶋幸夫・鈴木計恵子. (1993) カキ '平核無' 樹の推定純光合成速度および果実生産性との関係. *園学雑*. 62(1): 27-39.
- 山本隆儀・高野隆志. (1994) 同一樹齢のリンゴのマルバカイドウ台 'ふじ' の葉群構造, 日当たり及び果実生産性の同一園地内分布及びこれらに関する諸形質の相互関係. *山形大学紀要 (農学)*. 12: 31-50.
- 山本隆儀・上田仁悦・小泉弘樹・西沢滝太. (1990) 落葉果樹の樹冠内放射の減衰係数とその推定パラメータ. *山形大学紀要 (農学)*. 11: 155-176.
- 山本隆儀・山口恵理. (1989) 果樹の樹形・葉群構造の簡易解析システム—二側面写真画像を用いた新システムの開発—. *山形大学紀要 (農学)*. 10: 869-901.