

# 孟宗竹與銀合歡人工林生物量 之綜合關係式

劉宣誠 高毓斌

## 摘 要

就作者已發表之生物量資料予以併合後，導出銀合歡與孟宗竹單株或林分之各部位生物量之關係式，圖供為生物量資源調查之依據。結果顯示此二森林作物單株各部位乾重均與胸徑具極顯著相關，銀合歡冠部乾重綜合預測式之變異係數高達 70-73%，幹部及地上部乾重之變異性則較低；孟宗竹各部位之變異性均低於銀合歡。為了解此種變異之發生，各資料來源之生物量關係遂被詳盡解析。導入樹高為迴歸模式之自變數，並未降低關係式之變異係數，亦未提高決定係數或適合指數，故欲建立此 2 樹種之綜合預測式，僅以胸徑為自變數即已足夠。對林分之生物量關係而言，林分底面積雖與各部位生物量具顯著之相關，惟以林分平均樹高為第 2 自變數所獲致之統計利益相當顯著，銀合歡枝部生物量之估算則屬例外。基本上，銀合歡幹部及地上部生物量可由此 2 變數精確估算，葉部及枝部之變異性雖低於單株之生物量關係，然其適合指數及決定係數仍未甚滿意；孟宗竹稈部及地上部生物量之變異性雖略大於銀合歡，然各部位生物量關係式之變異係數均在 9%-14% 間，適合指數則位於 0.81-0.94 間。就實用之觀點而言，上述之生物量關係，可用於其他地區具類似林分結構者，幹部及地上部生物量概略估算之用，然對任一特定生育地應用此一般性關係式，必須慮及潛在之偏誤，尤以葉部及枝部為然。

關鍵詞：生物量、綜合預測式、林分生長、精確性指標。

劉宣誠，高毓斌，1988，孟宗竹與銀合歡人工林生物量之綜合關係式，林業試驗所研究報告季刊 3(1): 393-406,

## Generalized biomass equations for moso bamboo and leucaena plantations

Shen-Chen Liu Yu-Ping Kao

1987年12月送審

1988年2月通過

主審委員：呂錦明  
洪富文

## [Summary]

Prediction equations for the biomass of individual trees and stands of *Phyllostachys pubescens* and *Leucaena leucocephala* were developed and compared. The data upon which the equations are drawn were from published biomass studies which mostly conducted by the authors. Three precision statistics including the coefficient of variation (CV), coefficient of determination ( $R^2$ ) and fit index (FI) were used to evaluate the accuracy of the regression models. Results indicated that the individual stem and above-ground portion weight can be accurately predicted by diameter at breast height alone for both species. Equations developed from the combined data were less reliable for branch and leaf weight, especially for leucaena. To reveal the source of variation, relationships established from the original data for each sites were compared. The addition of tree height improved very little on the accuracy of the regression equations for all components for both species. This marginal effect of tree height in the prediction of individual biomass were discussed. The biomass stand components were also related either to the stand basal area alone or in combination with the stand height. From the comparisons among CV, FI and  $R^2$ , indicated that the statistical benefits by adding stand height as the second predictor were highly significant, except for the branch portion of leucaena. For the stem and above-ground biomass estimation, advantages of adding stand height to the prediction models were more obvious for leucaena than those of the moso bamboo. From the practical viewpoint, biomass production is more likely to be estimated from stand variables without the laborious computation. The generalized biomass equations presented here might be applied on a regional level for stands with similar structure defined in this paper. However, the potential bias attributed to the site specification must be carefully evaluated before applying to a specific target population, especially for the estimation of leaf and branch biomass.

**Key Words:** biomass, generalized predicated equations, stand growth, accuracy index.

Shen-Chen Liu, Yu-Ping Kao. 1988 Generalized biomass equations for moso bamboo and leucaena plantations. Bull. Taiwan For. Res. Inst. New Series, 3(1):393-406.

## 一、前言

森林碳代謝作用之結果，剩餘乾物質 (surplus dry matter) 漸積聚成生物量，此不僅為森林有機之生產結構，亦屬營林及收穫之對象，故可供為多

種林業及生態問題探討之基礎，尤其是有關森林生態系結構與機能之解析，或是森林生產力之評估，均視生物量之估算為必要之資訊。

生物量之研究對竹類及短伐期速生樹種更具特殊之意義。以高經濟價值之孟宗竹 (*Phyllostachys pubescens*) 而言，此係屬單子葉植物之竹亞科

(Bambusoideae), 生長極為迅速, 自竹筍萌發至脫籜成稈僅需 31-33 日, 高生長與徑生長亦同時完成, 由於稈呈中空, 材積之測定無助於生產結構之解析、生產力之評估或是收穫之預定(高毓斌, 1980)。具固氮能力之銀合歡(*Leucaena leucocephala*)亦為速生樹種, 惟伐期短暫, 樹形或呈分叉, 最大纖維生產量之達成是其營林之目標, 欲以材積估算其生產力, 不僅無實質之意義, 亦未能配合營銷之計量單位(劉宣誠, 高毓斌 1987)。

鑒於上述原因, 此二種森林作物生物量之研究乃受重視。基本上, 一般用於森林生物量調查之技術亦可適用於孟宗竹, 惟需慮及竹齡之效應, 故竹林乾物質收支之觀念模式應異於一般之森林(高毓斌 1980, 王子定 1980)。基於此種認知, 有關孟宗竹林生產力及養分循環(nutrient cycling)因育林施業及生育地等級所引致之變異, 遂被詳盡研究(高毓斌, 1985; Kao and Wang, 1986)。對銀合歡而言, 生物量測定多用以評估育林施業對其生產力或纖維生產量之效應, 如栽植密度(王子定等, 1984; 呂錦明等, 1984; 陳財輝, 1984; 沈秀雀等, 1984)、施業作業及土壤改良(孔繁熙、高毓斌, 1988)及羣狀栽植(施文君、高毓斌, 1988)等對其生產量之可能影響, 或據以比較生育地生產力間之差異(劉宣誠、高毓斌, 1987), 另有探討物質生產及養分循環速率因林齡而發生之變化(程煒兒、沈慈安, 1987)。

然而, 生物量之調查實相當耗時費力, 若基於精確定量生產結構之觀點而言, 最好是能就各特定林分或生育地予以解析。基於經費、人力、交通之限制或資訊使用目的, 是否可由現有已導出之生物量關係供為實際運作之基礎, 此問題自應為吾人所重視。在進行其他生物量調查之前, 有效運用現有之資料並予以評估及組合, 將有助於目標樹種之機能關係之了解, 亦可供為未施行生物量調查之處以評估生產力之依據。

本研究之目的, 即是探討孟宗竹與銀合歡生物量綜合預測式(generalized predicted equations)導出之可行性, 並分析林分生物量與林分生長參數之

關係, 圖能供為生物量資源調查之依據。

## 二、材料與方法

如何應用現有之生物量資料既是本文研究之重點, 已發表文獻之資料檢討則當進行。惟在資料尋求過程中, 作者發現不同研究人員所採用之生物量調查技術、取樣步驟及生物量估算方法不盡然相似。有以平均木法(mean tree method)為生物量估算依據者(呂錦明、劉哲政, 1982; 呂錦明等, 1984; Lu and Hu, 1981), 或由全伐法(all-cutted method)以估算(沈秀雀等, 1984), 餘者均採用逢機或分層選取樣木以導出單株重量預測式後, 復以每木合計法(every-tree summation method)或林分表法(stand table method)求算生物量。基於平均木法將嚴重低估生物量之事實, 而迴歸分析法所得估值較接近實際值(高毓斌, 1980; 劉宣誠、高毓斌, 1987), 本文分析之對象遂侷限於後者。進一步檢視之結果顯示, 部份文獻對目標林分之生長特性, 如林分樹高或底面積之說明不盡完整, 此部份之資料因而捨棄, 表 1 所示即本研究用以導出單株生物量綜合式之資料來源, 而林分生物量綜合分析之資料來源則如表 2。

研究中係以 2 種迴歸模式探討林木各部位乾重與其生長參數之關係, 即:

$$w = a \text{ DBH}^b \quad \text{及} \quad w = a (\text{DBH}^2 \times H)^b$$

其中  $w$  係指林木各部位之乾重(kg),  $\text{DBH}$  為胸徑(cm),  $H$  為樹高或竹高(m),  $a$  及  $b$  為迴歸係數。因對數轉換所產生之偏誤, 則依據 Baskerville(1972)建議之矯正值以修正, 文中所示之相對生長式, 均已包括此矯正值。

林分生物量與林分生長參數間關係之解析, 則以次列 2 種模式為主, 即

$$W = a \text{ BA}^b \quad \text{及} \quad W = a \text{ BA}^b H_t^c$$

其中  $W$  為林分葉部、枝部或幹(稈)部之生物量(ton/ha),  $\text{BA}$  為林分底面積( $\text{m}^2/\text{ha}$ ),  $H_t$  為林分平均樹高(m)。

不同迴歸模式間適合性之比較, 除了決定係數

表1. 導出單株林木生物量綜合預測式之資料來源

樹(竹)種	地 區	樣木株數	樹齡(年)	胸徑變域(cm)	圖示代號	來 源
銀合歡	玉 里	60	5	0.8—11.8	1	1
	玉 里(5)	105	5	1.5—14.0	2	2
	玉 里(3)	204	5	1.2—10.6	3	3
	知 本	33	5	2.7—15.6	4	1
	南 澳	98	5	0.6—17.0	5	1
	佳 林(4)	10	5	1.1—17.1	6	4
	斗 六(4)	30	4	1.2—16.3	7	5
孟宗竹	三岔崙	45	1—5	6.4—11.8	1	6
	三岔崙(2)	47	1—5	3.6— 9.4	2	6
	溪 頭	43	1—5	6.4—11.0	3	6
	有水坑	43	1—5	5.4—11.1	4	6
	有水坑(3)	25	1—3	5.9—10.6	5	6
	和 雅	43	1—5	4.1— 9.0	6	6
	和雅(3)	25	1—3	5.2— 9.2	7	6
	三岔崙(1)	36	1—5	3.7— 8.1	8	6
	清水溝	36	1—4	4.0— 9.4	9	6

資料來源：1.劉宣誠、高毓斌(1987) 2.施文君、高毓斌(1988) 3.孔繁熙、高毓斌(1988) 4.呂錦明(未發表資料) 5.陳財輝(1984) 6.高毓斌(1985)

備 註：(1)皆伐後4年，未整理前(2)皆伐後5年，已行整理伐2年(3)施肥試驗(4)密度試驗(5)巢植試驗

表2.本研究所探討之孟宗竹與銀合歡林分生長之特質

生長特質	孟 宗 竹(1)		銀 合 歡(2)	
	平均 值	變 域	平均 值	變 域
試區數目	30		47	
林齡(年)	3—5		3—5	
林分胸徑(公分)	7.6	5.1— 9.8	4.9	2.3— 8.3
林分樹高(公尺)	12.5	8.4—15.5	8.4	5.2— 12.3
底面積(公尺 <sup>2</sup> /公頃)	21.7	12.7—40.0	13.3	4.4— 26.0
林分密度(株/公頃)	5035	2880—8020	7630	2150—32830
生物量(公噸/公頃)				
葉 部	3.4	1.8— 5.5	1.2	0.5— 2.2
枝 部	6.5	3.3—12.4	5.0	1.9— 9.0
稈(幹)部	35.3	18.5—74.2	40.0	11.1—110.7
地 上 部	45.2	23.9—92.1	46.2	13.5—109.8

資料來源：(1)高毓斌(1985) (2)劉宣誠、高毓斌(1987)，孔繁熙、高毓斌(1988)，施文君、高毓斌(1988) 王子定等(1984)。

(R<sup>2</sup>)外, 尚包括 2 種取決指標, 即適合指數(FI, fit index)及變異係數(CV, coefficient of variation), 如次式所示:

$$FI = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$CV = \frac{[\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i) / (n-p)]^{1/2}}{\bar{Y}}$$

其中 Y<sub>i</sub> 即第 i 個觀測值,  $\bar{Y}$  為各觀測值之平均值,  $\hat{Y}_i$  為第 i 個觀測值以實際單位表示之預測值, n 為樣木之觀測數目, P 為迴歸模式中所需估算之迴歸係數之數目。此二者係由 Schlaegel (1981) 所建議, 作者等曾檢討其在銀合歡生物量研究之適用性, 經與實際值比較之結果, 確能反映出不同迴歸模式間之優越性(劉宣誠、高毓斌, 1987)。

### 三、結果與討論

森林生物量之測定通常是由目標林分內, 擇取

一組樣本後, 導出各部位乾重之相對生長式(Allometry), 藉此估算全林分之生物量, 然而此常需耗相當時日, 如何利用現有之生物量資料以供為其他林木族群估算之基礎, 遂受研究人員所重視, 較可行之方法即併合現有之生物量資料, 重新導出綜合預測式(Brand and Smith, 1984; Green and Grigal, 1978; Harding and Grigal, 1985; Pastor *et al.* 1984; Schlaegel, 1982; Schmitt and Grigal, 1981)。儘管此種類似區域性收穫表編製之方法, 將忽視生物量關係式在不同林分密度(王子定等, 1984; 陳財輝, 1984; Pearson *et al.*, 1984)或地位級間(Koerper and Richardson, 1980)發生偏離之現象, 迴歸理論亦不完全支持此種延伸, 然而此種區域性之關係式將可說明目標樹種, 其重量生長及形質參數間之一般關係, 就區域性生物量調查之目的而言, 仍是相當實用。

表 3. 銀合歡及孟宗竹(2年生以上)各部位乾重預測式之共變數分析 (胸徑為自變數)。

樹(竹)種	變異來源	自由度	各 部 位 乾 重			
			葉 部	枝 部	幹(稈)部	地 上 部
銀合歡	迴 歸	1	4482.9**	6337.1**	54221.4**	48103.3**
	斜 率	6	3.2**	6.4**	3.6**	0.5 <sup>N.S.</sup>
	訂正均值	6	21.1**	56.7**	9.9**	2.7*
孟宗竹	迴 歸	1	701.8**	2572.1**	9955.2**	11563.3**
	斜 率	8	6.4**	2.9**	5.9**	3.4**
	訂正均值	8	8.9**	12.7**	37.8**	35.1**

就本研究所探討之銀合歡與孟宗竹而言, 擇自不同地區或育林處理之樣木所導出之相對生長式, 若以共變數分析之結果而言, 其各部位乾重之迴歸式之斜率及訂正均值均呈極顯著或顯著之差異(表 3), 理論上, 這些樣木資料實不能勻和分析。惟囿於此種生育地特定性(site specification)之限制, 耗資良多且費時頗鉅之生物量調查工作, 必須反覆再三地於各生育地進行, 恐未能符合區域性生物量調查之實際需要。

基於上述之前提及實際應用之導向, 表 4 所示資料即以胸徑為預估變數之綜合預測式。

結果顯示, 在併合不同來源之生物量資料後, 銀合歡或孟宗竹各部位乾重均仍與胸徑呈極顯著相關, 此關係式即能解釋幹部乾重變異之 95%-99%, 地上部乾重有相當高比率係由幹部構成, 類似之結果亦可獲得; 就冠部而言, 除成熟(2年生以上)孟宗竹冠部乾重關係式之決定係數較低外, 約有 90%-94%之變異能由關係式解釋之。

表4. 孟宗竹與銀合歡單株乾重 (kg) 之綜合預測式，自變數為胸徑 (cm)

樹種	部位	Wi = a DBH <sup>b</sup>		統計值		
		a	b	R <sup>2</sup>	FI	CV(%)
銀合歡	葉部	0.0050	2.2449	0.896	0.769	73.1
	枝部	0.0217	2.2849	0.911	0.702	69.5
	幹部	0.1129	2.4144	0.99 <sup>c</sup>	0.970	22.6
	地上部	0.1383	2.3898	0.992	0.983	16.8
孟宗竹 (1年生)	葉部	0.0022	2.7335	0.942	0.766	37.5
	枝部	0.0262	1.9322	0.927	0.795	25.4
	稈部	0.0319	2.5053	0.975	0.822	29.4
	地上部	0.0533	2.4267	0.976	0.837	27.0
孟宗竹 (2年生以上)	葉部	0.0046	2.5024	0.711	0.608	49.2
	枝部	0.0177	2.2007	0.823	0.762	35.3
	稈部	0.0798	2.2655	0.951	0.897	19.3
	地上部	0.1001	2.2723	0.958	0.898	19.1

事實上，僅由決定係數之高低並不足以判定上述綜合預測式之可信賴性(reliability)。以銀合歡之情況論之，各部位乾重預測式之決定係數雖堪稱令人滿意，然其葉部及枝部之變異係數(CV)仍高達70%—73%，易言之，以所導出相對生長式求出實際單位之預測值時，將僅有27%—30%之變異能由胸徑解釋，餘者則歸諸於其他因子所導致之變異。成熟孟宗竹冠部預測式之變異係數大於新生竹，惟稈部則反之。若以部位比較，各樹種冠部預測式之變異性(variability)均較稈部或地上部為大。此種變異性之存在，可由圖1至圖3視出。

就孟宗竹之葉部而言，其重量與胸徑之關係式在不同地區間顯呈分離，以相同胸徑之竹株來比較，位於三岔崙及溪頭之孟宗竹具較多之葉量，有水坑及和雅之施肥竹株次之，而清水溝、和雅或皆伐後之竹株為最少(圖1)，此適與海拔之變化或是竹林生產力之優劣順序相類似，即海拔較高，或生產力較優者，單株之葉量亦較多(高毓斌，1985)。銀合歡葉部重量之變化則較不具一定之趨勢，生長良好之斗六試區與生長不良然呈密生之玉里試區較為

類似，其他試區復較為接近(圖1)。王子定等(1984)之研究顯示，葉部關係式之斜率將因栽植密度之增加而增大，截距則反之，即在高林分密度之狀態下，優勢木之葉量將較多而被壓木則益形減少，此當然係因競爭所引致之必然結果，相同之結果亦見於陳財輝(1984)之研究。施肥對花旗松葉部生產量之效應，亦類似於栽植密度之反應，即其斜率將因施肥而趨大(Grier *et al.* 1984)，惟於紅槭(*Acer rubrum*)之研究則顯示其關係式未因地位指數而異(Crow, 1983)。上述論點遂說明銀合歡葉部之生物量較易受林分結構及環境因子所影響，以目前之資料而言，尚無法解析其變異之真正來源。

枝部關係式在地區間之相互偏離亦相當明顯。就孟宗竹而言，低林分密度之溪頭試區及施肥後之竹株其數量較高，皆伐後已行整理伐者，其斜率之變化則相當明顯(圖2)。事實上，在正常生育下之孟宗竹進行天然修枝(self-pruning)之能力相當微弱，生長健壯之竹株甚少呈下枝枯死者，即令處於孤立木狀態，亦罕成枝條粗大而任意擴張(高毓斌，1985)，故其枝量在冠層間之垂直分佈式樣，罕

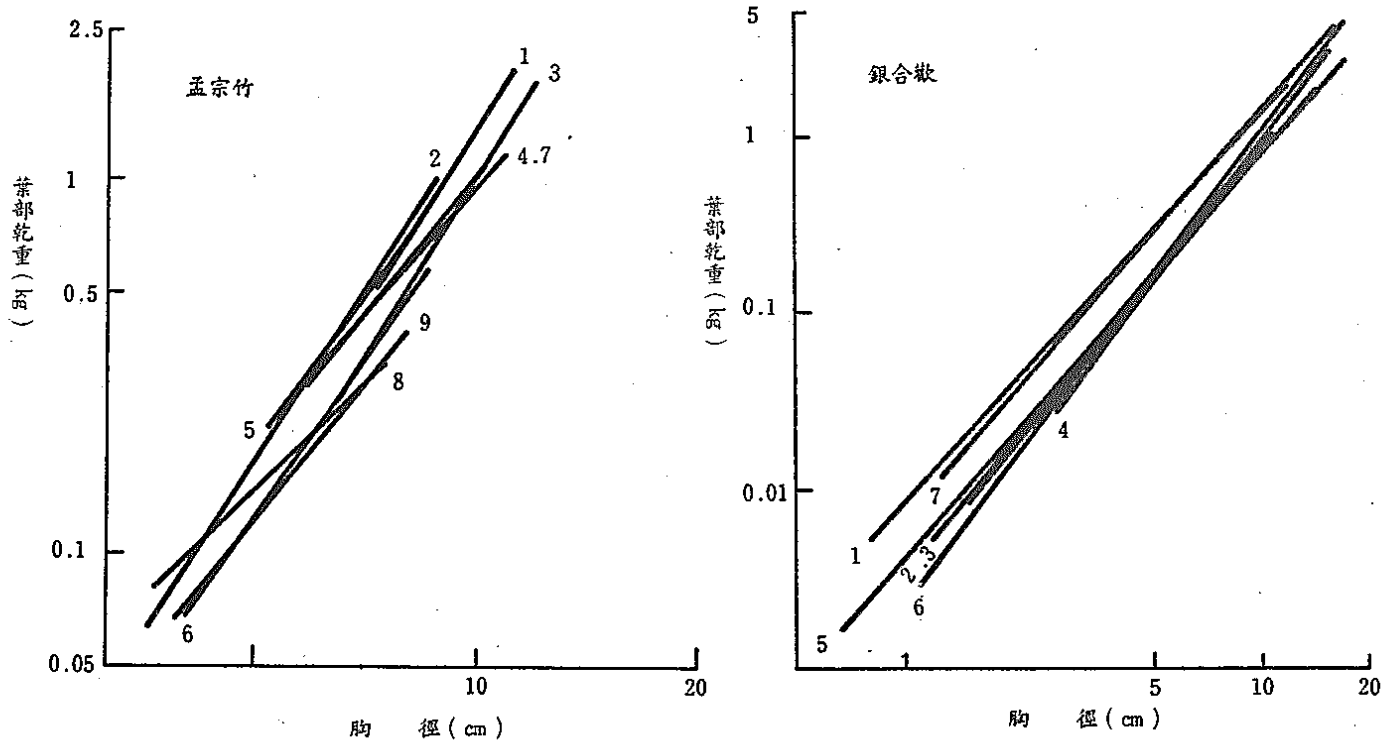


圖1. 2年生以上孟宗竹或銀合歡葉部乾重與胸徑之關係(圖示代號見於表1, 以下均同)。

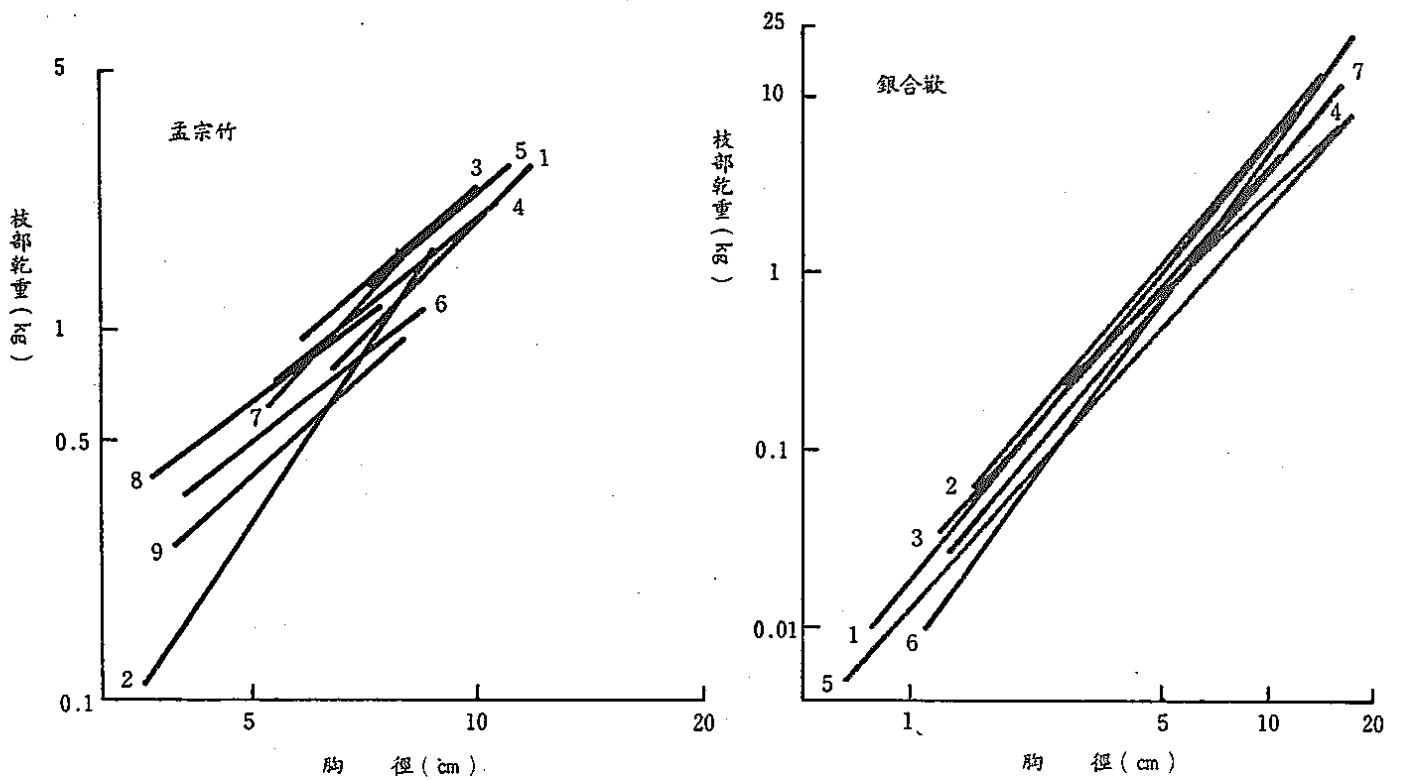


圖2. 2年生以上孟宗竹或銀合歡枝部乾重與胸徑之關係。

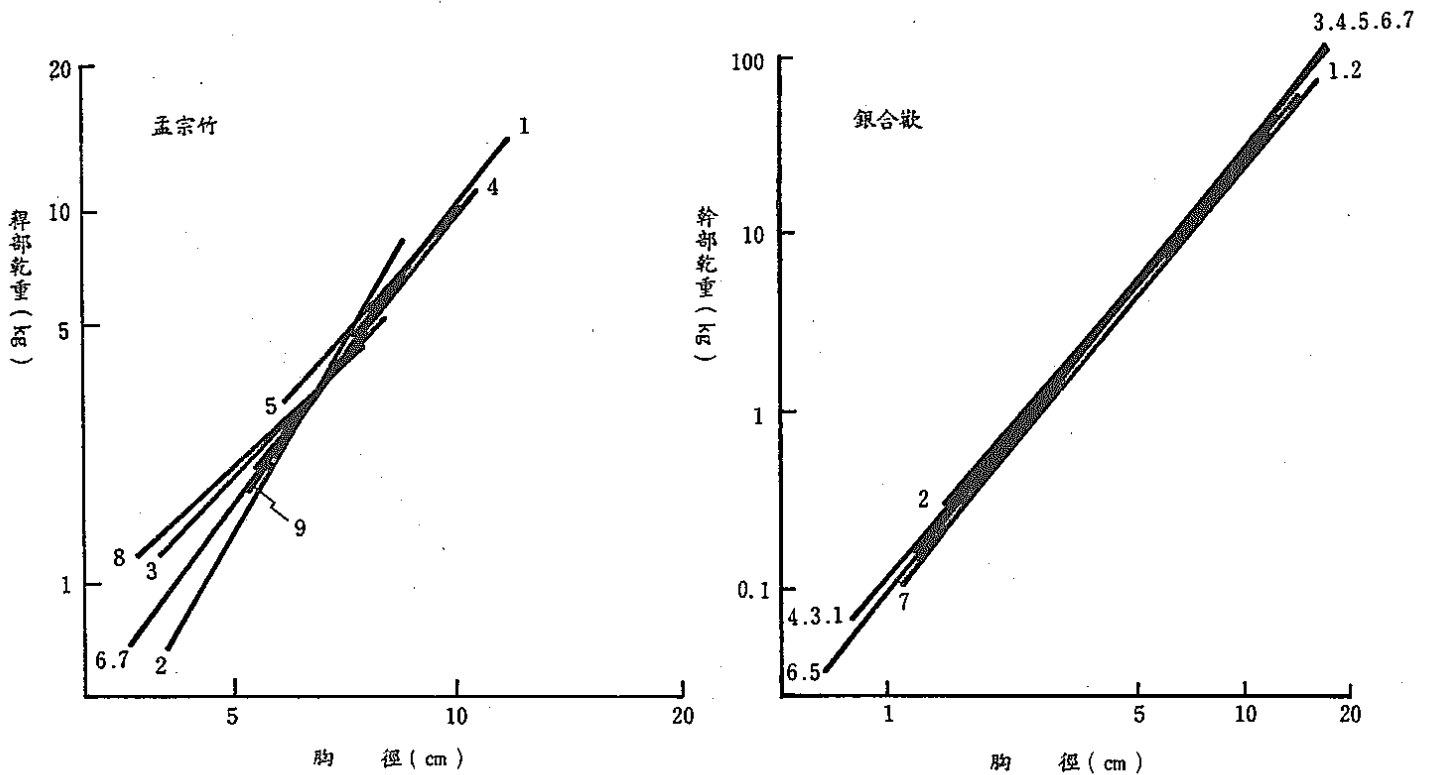


圖3.2 2年生以上孟宗竹稈部或銀合歡幹部乾重與胸徑之關係。

因生育地環境或林分結構而變化(呂錦明等, 1982)。然於同林分內之竹株, 其枝量及枝下高之變異甚大, 此係導因於孟宗竹之萌發純屬逢機, 單株間之生育空間相當不均勻, 而在萌筍成竹之過程中, 高林分密度者將較會抑制新竹下枝之形成。因此, 影響孟宗竹枝量之變數, 仍以單株間相互競爭之狀態為主要。在皆伐林分施行整理伐後, 其年落枝量激增 2-3 倍(高毓斌, 1985), 此顯示整理伐後林分之單株間之變異增大, 生長優越之新生竹漸成主冠層之構成個體, 皆伐後所生纖細老竹則淪為次冠層, 強烈競爭作用之結果引發老竹天然修枝加速之進行, 故其斜率顯著趨大。

銀合歡枝量在地區間之變異, 殊為奇特。在玉里試區 3 種作業型態之林分, 包括密生之直播林、施肥處理及巢植者, 其枝量與胸徑之關係均相當類似; 高生產量而具適中林分密度之南澳及佳林試區之枝量則較低; 知本試區生長亦稱良好, 惟大徑木枝量增加之速率則不若玉里為著(圖 2)。在栽植密度之試驗中, 王子定等(1984)曾觀察到枝量與胸徑

之關係式, 將因栽植密度增大其斜率而減少截距, 此反映出高栽植密度者, 單株枝量將因競爭作用而趨減少, 與佳林試區生產結構解析之結果(呂錦明等, 1984)不謀而合; 惟於斗六試區則呈相反之趨勢, 即相對生長式之斜率因栽植密度而漸減, 至超越  $1 \times 0.5$  公尺之範圍乃復趨大(陳財輝, 1984)。除了林分結構之變異外, 銀合歡枝量可能尚受其他因子所影響, 其中風害可能扮演一重要角色。

與前二者相比較, 幹部重量關係式之變異性顯然較枝、葉為低, 尤其是銀合歡, 由圖 3 所示之關係線幾乎無法視出地區間之差異, 惟玉里試區之大徑木幹重較低於其他地區相同胸徑者。此種現象符合劉宣誠、高毓斌(1987)對銀合歡或 Koerper 及 Richardson(1980)對大齒楊(*Populus grandidentata*)之分析結果, 即在較佳生育地時, 屬同一胸徑立木之幹部將較大於貧瘠地者。林分密度之效應較呈分歧, 木材比重或因栽植密度之增加而減少(Van den Belt, 1983); 惟依王子定等(1984)之結果顯示, 高栽植密度( $0.5 \times 0.5m$ )者其幹重較其他



栽植密度為大；而陳財輝(1984)則指出栽植密度並不影響幹重之相對生長式。若依上述論點而言，幹量之綜合預測式具較高之變異係數(23%)，恐非地區間偏離現象所引致，而係導因於銀合歡單株間自然之變異。此推論可由劉宣誠、高毓斌(1987)之研究獲得支持，在該試驗中，試區間內所有立木均予伐倒，實測其重量生長，據此所導出之幹量相對生長式，其變異係數仍高達 21%(玉里試區)或 15%(南澳試區)，與本研究之綜合預測式之變異係數相當接近(表 3)。

孟宗竹稈部重量於地區間之變異亦不若枝、葉部為著，尤其是海拔在 800 公尺以上之竹株為然，一般而言，在此海拔以上之竹株，其稈部乾重較 500~600 公尺同胸徑者為重(圖 3)，此或導因於較高海拔孟宗竹之竹高較大於較低海拔者(高毓斌，1985)，而稈壁厚度在林分內及林分間之變化(呂錦明等，1982)或可解釋部份之變異來源，然而，以綜合預測式之變異係數或適合指數而言，或已滿足實用者之目的。

試圖改良綜合預測式之精確度，本研究另導入樹高而與胸徑結合成另一自變數，基本上，(胸徑)<sup>2</sup> × 樹高可視為材積指數(volume index)，結果如表 4 所示。與表 3 相比較，由材積指數估算銀合歡或孟宗竹各部位乾重時，其決定係數、適合指數及變異係數均未明顯改變，很顯然地，無論是何種部位，導入樹高所獲致之統計利益並不顯著，此結果有異於國外對紅松(*Pinus resinosa*)、傑克松(*Pinus banksiana*)(Alban and Laidly, 1982)、白雲杉(*Picea glauca*)(Harding and Grigal 1985)、黑雲杉(*Picea mariana*)(Grigal and Kernik, 1984)及白樺(*Betula papyrifera*)(Schmitt and Grigal, 1981)幹部生物量之研究結果。

如果胸徑與樹高之關係確因生育地而異，而生育地品質(site quality)之差異，亦可部份地由樹高變異解釋之，則樹高充為自變數之一，或許可增加綜合預測式之精確度；但是，此並不意謂樹高之導入迴歸模式，必然會自動地增加其信賴度，仍視自變數與隨變數間之交感作用而定。就孟宗竹而言，

表 4. 孟宗竹與銀合歡單株乾重(公斤)之綜合預測式，自變數為胸徑(cm)及樹高(m)。

		Wi=a (DBH <sup>2</sup> ×H)b		統計值		
		a	b	R <sup>2</sup>	FI	CV
銀合歡	葉部	0.0016	0.8826	0.884	0.748	75.3
	枝部	0.0069	0.8992	0.901	0.654	74.8
	幹部	0.0324	0.9551	0.990	0.970	22.6
	地上部	0.0405	0.9448	0.989	0.975	20.0
孟宗竹 (1年生)	葉部	0.0005	1.0632	0.957	0.793	35.9
	枝部	0.0099	0.7410	0.919	0.811	24.4
	稈部	0.0096	0.9617	0.977	0.846	27.4
	地上部	0.0154	0.9325	0.980	0.868	23.8
孟宗竹 (2年生以上)	葉部	0.0013	0.9637	0.720	0.630	47.8
	枝部	0.0058	0.8447	0.880	0.764	35.0
	稈部	0.0249	0.8715	0.960	0.914	18.2
	地上部	0.0311	0.8739	0.968	0.906	18.0

竹高與胸徑間之相對生長式經共變數分析之檢定，在海拔 800 公尺以上未遭強烈干擾(如皆伐)之試區間並未呈顯著差異(高毓斌, 1985)，此種在某區域內具恆定比率關係之現象，亦曾見於剛竹(*Phyllostachys bambusoides*) (渡邊、上田, 1976)。形成此種特性之原因，主要歸諸於竹類之稈形為酒壺式，而竹筍萌發成竹所需養分，大部份由貯存於地下莖系者供應，故未因生育地品質而異(Watanabe and Oohata, 1980)。在此情況下，樹高對稈部重量預測式精確性之增進，並無實質之意義。就銀合歡而言，在所比較之諸試區中，樹高曲線之斜率及修正均值均呈極顯著差異，然而樹高及胸徑間之相關性相當高，而幹量變異成分能由樹高解釋者，亦多能同時由胸徑解釋，樹高之導入因而不具實質意義。此推論可由劉宣誠與高毓斌(1987)之研究獲得支持，由分層平均木法所選取樣木導出之樹高曲線，所估算之林分平均樹高與實際值間之差異僅在 0.8~2.5% 間，相當接近，此乃反映出林分內單株樹高之變異不大，且樹高與胸徑之關係亦相當穩定。

樹高之導入對冠部綜合預測式精確性之增加，並無所助益之事實，則同於其他樹種之研究(Harding and Grigal, 1985; Schmitt and Grigal, 1981; Schlaegel, 1982)，此說明冠部之生長與形態甚易受林分結構及環境因子所影響。若欲精確估算冠部之生物量，仍應由各特定林分或生育地導出所屬之關係式。部份學者曾建議導入其他之形質參數，以增進迴歸式之應用性，如冠層基徑(Shinozaki *et al.*, 1964)、冠幅(Baker *et al.*, 1984, Ker and Van Paalte, 1981)或樹冠率(生活冠長與樹高之比率)(Loomis *et al.*, 1966)，然而上述參數實不易於野外精確測定，若圖由胸徑與這些自變數之函數關係估算，將會導入其他之變異來源，在實用上並不具意義。如何導出冠部乾重之綜合預測式，實相當困難。

除了以單株乾重之綜合預測式為生物量估算之依據外，另種利用現有生物量資料以延伸其應用性之方法，即是導出林分生物量與某些易測定林分生

長參數間之函數關係，直接估算林分生物量。如果所導出之預測式確屬可以信賴，由於可避免繁瑣之計算過程，對區域性生物量之調查將較便利，此亦為本文探討之重點。

表 5 所示即此二樹種林分生物量與林分底面積之迴歸關係。基本上，銀合歡葉部或枝部生物量預測式之決定係數大於孟宗竹，然幹部及地上部生物量則反之；惟就變異係數或適合指數比較之結果而言，銀合歡各部位生物量之變異性均較孟宗竹為著。以部位而言，銀合歡葉部生物量之變異性最大，而枝部及幹部則相類似；適合指數及決定係數則以幹部最高，枝部次之，葉部最低。孟宗竹之葉部、枝部及稈部生物量之變異係數均相當接近(14-20%)；除葉部外，枝部、稈部及地上部之適合指數則相類似。

與單株乾重關係不同者，若導入林分平均樹高為第 2 自變數時，將可獲致顯著之統計利益，惟仍視樹種及部位而定(表 6)。對銀合歡之葉部、枝部、幹部及地上部生物量而言，因導入林分樹高所能降低之變異係數各為 29%、2%、15% 及 19%，即枝部所能增加之精確度仍相當有限，而其他部位則相當明顯；在孟宗竹所降低之變異係數則均位於 4%-5% 間，部位間之差異很少。此種相異趨勢之存在，顯示銀合歡人工林之各部位生物量與林分生長參數間之關係，非呈一致，究其原因，主要歸因於單株冠部重量與胸徑或樹高間之關係，在地區或不同育林處理間實具甚大變異(圖 1、圖 2)，除高林分密度之直播林外，表 2 涵括之其他試區之葉部重量綜合預測均相類似；然而生長較優之知本及南澳試區，其單株枝重反而較生長較劣之玉里試區為低。故僅就玉里試區不同育林處理之林分比較時，枝部生物量確因林分底面積或高生長之增加而增大，若就不同地區予以比較，則生長較優之知本或南澳試區反而具較低之枝部生物量。此種相互矛盾之結果遂使林分樹高之導入，並不具任何實質之意義。對孟宗竹而言，前已述及竹高與胸徑間之關係相當穩定，故導入林分竹高為自變數所得之統計利益，自然不若銀合歡為著。

表5. 孟宗竹或銀合歡林分生物量 (ton/ha) 與林分底面積 (m<sup>2</sup>/ha) 之迴歸關係。

樹種	部位	W = a BA <sup>b</sup>		統計值		
		a	b	R <sup>2</sup>	FI	CV(%)
銀合歡	葉部	0.2469	0.6111	0.479	0.229	49.7
	枝部	0.5705	0.8275	0.613	0.646	24.6
	幹部	1.6684	1.2168	0.880	0.724	22.2
	地上部	2.2569	1.1597	0.916	0.808	24.1
孟宗竹	葉部	0.0947	1.1609	0.757	0.715	19.6
	枝部	0.2060	1.1184	0.865	0.884	16.9
	稈部	0.7902	1.2261	0.785	0.848	15.2
	地上部	1.0789	1.2069	0.812	0.858	14.1

就實用之觀點而論，由林分底面積及林分樹高以估算銀合歡林分生物量時，葉部及枝部之變異係數雖僅及於 21%—23% (表 6)，較單株冠部乾重綜合預測式之變異性為小 (表 3)，然適合指數 (0.55—0.58) 及決定係數 (0.61—0.64) 均仍屬偏低，可信賴度尚為不足。反之，對幹部或地上部生物量則可精確估算，其變異係數、適合指數及決定係數各位於 5—7%、0.97—0.99 及 0.98—0.99 間，足可供為區域性生物量調查之基礎。對孟宗竹各部位生物量之估算，稈部及地上部生物量之精確性略低於銀合歡，而葉部及枝部生物量之估值則較銀合歡為

可信賴。由於孟宗竹稈部重量於竹齡間之變化相當明顯，竹株自發荀成稈後，材質鬆軟多汁，自葉部生成後，光合產物逐以枝、稈部為輸送通道，漸向地下莖移轉，並予以貯存，在此過程中，部份碳水化合物將轉化成細胞壁之組成物質，材部乾重遂因竹齡漸增而趨大，至 4 年生時居於最大值，以同一直徑及竹高之竹株而言，2、3 及 4 年生之木質部乾重新生竹各增加 27%、34% 及 54% 之乾重 (高毓斌, 1980)；同時，各竹林之年齡分佈相當不均勻 (高毓斌, 1985)，或為導致孟宗竹稈部生物量之變異性較大於銀合歡之原因。枝部及葉部生物量之變

表6. 孟宗竹或銀合歡林分生物量 (ton/ha) 與林分底面積 (m<sup>2</sup>/ha)、林分高生長 (m) 之迴歸關係。

樹種	部位	W = r BA <sup>b</sup> Ht <sup>c</sup>			統計值		
		a	b	c	R <sup>2</sup>	FI	CV(%)
銀合歡	葉部	0.6008	0.7407	-0.5792	0.605	0.554	21.1
	枝部	0.9555	0.9027	-0.3359	0.643	0.575	23.0
	幹部	0.5321	1.0503	0.7442	0.977	0.972	7.3
	地上部	0.9065	1.0268	0.5904	0.987	0.986	4.9
孟宗竹	葉部	0.0348	0.5894	1.0917	0.827	0.812	14.4
	枝部	0.1190	0.8054	0.5980	0.902	0.900	12.9
	稈部	0.3528	0.7661	0.8789	0.894	0.921	10.9
	地上部	0.4963	0.7638	0.8465	0.901	0.937	9.3

異較小，或因孟宗竹均由無性繁殖以構成竹林，遺傳變歧度(genetic diversity)較小，天然修枝之能力較弱之故。

藉由林分底面積及林分樹高可精確估算幹部或地上部生物量之結果，亦見於其他種種之研究，如紅松(*Pinus resinosa*) (Alban and Laidly, 1982)、維吉尼亞松(*Pinus virginiana*) (Madgwick and Kreh, 1980)、白雲杉(*Picea glauca*) (Yarie and Van Cleve, 1983)、顛楊(*Populus tremuloides*) (Schlagel, 1974)及數種天然凋葉林均屬是(Crow 1978)。其他之林分生長參數亦曾被用於林分生物量關係之解析，Burkhart 及 Strub(1974)曾以優勢木及次優勢木之平均樹高、林分密度及林齡，用於達德松(*Pinus taeda*)林分生物量之估算；Frederick 等(1979)則由商業用材之底面積、林分直徑、樹高及林分密度等變數，成功地估算不同類型生育地之天然闊葉林生物量；密植速生之幼齡闊葉林地上部生物量，亦可僅由林齡及林分密度精確估算(Cannell and Smith, 1980)。

近年來有學者利用機率密度函數(probability density function)之導出，配合所發展出生物量關係式，以進行區域性生物量資源之調查(Crow, 1983)。羅紹麟與馮豐隆(1987)則配合 Weibull 機率函數之應用，建立本省樟樹之“全株利用蓄積量處理系統”，成功地完成此種樹生物量資源之調查，此將有助於我國今後類似之研究之開展。基本上，單株或是林分生物量能予精確估算，仍為其最重要之前提。

### 五、結論

依據現有生物量資料解析孟宗竹及銀合歡之單株及林分生物量之特性，將可導出物質生產與林木生長之一般機能性之關係，而供為生物量資源調查之依據。在併合各不同來源之資料後，此 2 森林作物單株乾重仍與胸徑呈極顯著相關，然僅由決定係數之高低不足以判斷綜合預測式之精確性。基本上，冠部乾重之可信賴度較低於幹部或地上部，而銀

合歡又較孟宗竹更具變異性。若導入樹高至單株乾重預測之迴歸模式，並未獲致統計利益，僅由胸徑足以精確估算單株幹部及地上部乾重，惟冠部乾重合理之綜合預測式之導出，尚待探討。由林分底面積及林分平均樹高估算林分生物量時，對銀合歡之幹部及地上部或是孟宗竹之各部位生物量均可獲得滿意之估值，惟對銀合歡之葉部及枝部生物量，則尚有信賴度不足者。就實用之觀點而言，本文所導出之基本生物量關係(表 3，表 6)，可用於其他地區具相類似林分結構下，幹部及地上部生物量概略之估算，然對任何一特定生育地，運用此一般性之關係式，必需注意其潛在之可能偏誤，尤以葉部及枝部生物量為然，若基於精確估算生產結構及生產量之目的，以配合其他生態系動態性質如養分循環之研究時，仍宜由目標林分導出各特定之生物量關係。

### 參考文獻

- 王子定。1980。孟宗竹地上部生物量之積聚與分佈——淨初生產量測定模式之導出——臺大實驗林研究報告，No.125。
- 王子定 蘇學波 陳堅強 高毓斌。1984。各栽植密度銀合歡之生長及地上部生物量。中華林學季刊，17(4)：13~25。
- 孔繁熙 高毓斌。1988。施肥與土壤改良對銀合歡生長及生物量之效應(林試所研究報告，撰稿中)。
- 呂錦明 劉哲政。1982。孟宗竹林分更新及改良栽培試驗，(II)林分構成與生長特性之研究。林試所試驗報告，No.376。
- 呂錦明 劉哲政 林文鎮。1982。孟宗竹林之更新及改良栽培試驗，(I)孟宗竹單株立竹之生長特性。林試所試驗報告，No.367。
- 呂錦明 胡大維 施文君。1984。銀合歡生長之研究——佳林密度試驗區 3 年生之生長及生物量。林試所試驗報告，No.405。
- 沈秀雀 陳明義 陳清義。1984。薩爾瓦多型銀合歡栽植密度與生長之關係。興大理工學報，No.21，pp.81~

87。

施文君 高毓斌。1988。羣狀栽植對銀合歡生長及生物量之效應。(林試所研究報告, 審查中)。

高毓斌。1980。孟宗竹林之地上部生物量、淨生產量及氮積聚。台灣大學碩士論文。

高毓斌。1985。台灣孟宗竹林之生產力與生物性養分循環。台灣大學博士論文。

陳財輝。1984。薩爾瓦多型銀合歡栽植密度試驗——斗六試驗地4年生之結果。林試所試驗報告, No.434, 54頁。

程煒兒 沈慈安。1987。恆春地區3-5年生銀合歡地上部養分積聚及循環。林試所研究報告季刊, 2(2)(印刷中)。

渡邊政俊, 上田弘一郎。1976。マダワ林の構造にフレビ。富士竹類植物園報告, No.21, pp.9~26。

劉宣誠, 高毓斌。1987。銀合歡人工林生物量估算方法之比較。林試所研究報告季刊, 2(1): pp.43~64。

羅紹麟, 馮豐隆。1987。生物量調查及分析方法在樟樹資源調查之應用。興大實驗林研究報告, No.8, pp.67~87。

Alban, D. H., and P. R. Laidly. 1982. Generalized biomass equations for jack and red pine in the Lake States. *Can. J. For. Res.* 12:913-921。

Baker, T. G., P. M. Attiwill, and H. T. L. Stewart. 1984. Biomass equations for *pinus radiata* in Gippsland Victoria. *New Zealand Jour. of For. Sci.* 14(1):89~96.

Baskerville, G. L. 1972. Use of logarithmic regression in the estimation of plant biomass. *Can. Jour. For. Res.* 2:49~53.

Brand, G. J., and W. B. Smith. 1985. Evaluating allometric shrub biomass equations fit to generated data. *Can. J. Bot.* 63:64~67.

Burkhardt, H. E., and M. R. Strub 1974. Dry weight yield estimates for loblolly pine: a comparison of two techniques. *In: IUFRO Biomass Studies, Proceedings IUFRO Working Party S4. 01-4, Mensuration, Growth and Yield, August 20-24, 1973, Vancouver,*

B. C. pp.27-40.

Cannel, M. G. R., and R. I. Smith. 1980. Yield of minirotation closely spaced hardwoods in temperate regions: review and appraisal. *For. Sci.*, 26 (3) : 415-428.

Crow, T. R. 1978. Biomass and production in three contiguous forests in northern Wisconsin. *Ecology*, 59:265~273.

Crow, T. R. 1983. Comparing biomass regressions by site and stand age for red maple. *Can. J. For. Res.* 13:283~288.

Frederick, D. J., W. E. Gardner, R. C. Kellison, B. B. Brenneman, and P. L. Marsh. 1979. Predicting weight yields of west Virginia mountain hardwoods. *J. For.* 77:762~764.

Green, D. C., and D. F. Grigal. 1978. Generalized biomass estimation equations for jack pine. *Minn. For. Res. Notes* No.268.

Grier, C. C., K. M. Lee, and R. M. Archibald. 1984. Effect of urea fertilization on allometric relations in young Douglas-fir trees. *Can. J. For. Res.* 14 : 900-904.

Grigal, D. F., and L. K. kernik. 1984. Generality of black spruce biomass estimation equations. *Can. J. For. Res.* 14:468-470.

Harding, R. B., and D. F. Grigal. 1985. Individual tree biomass estimation equations for plantation grown white spruce in northern Minnesota. *Can. J. For. Res.* 15:738-739.

Kao, Y. P., and T. T. Wang. 1986. Biomass, litterfall and net primary production of moso bamboo stands in central Taiwan. *Proceedings of Bamboo Production and Utilization.*(ed.) T. Higuchi, pp.42-48.

Ker, M. F. and G. D. Van Paalte. 1981. Tree biomass equations for *Abies balsamea* and *Picea glauca* in northwestern New Brunswick. *Can. J. For. Res.* 11:13-17.

Koerper, G. J., and C. J. Richardson. 1980. Biomass

- and net annual primary production regressions for *Populus grandidentata* on three sites in northern lower Michigan. *Can. J. For. Res.* 10:92-101.
- Loomis, R. M., R. E. Phares, and J. S. Crosby, 1966. Estimating foliage and branchwood quantities in shortleaf pine. *For. Sci.* 12:30-39.
- Lu, C. M., and T. W. Hu. 1982. Biomass production of two year old spacing trial plantation of *Leucaena* in Taiwan. *Leucaena Research Reports.* 3:53-54.
- Madgwick, H. A. I., and R. E. Kren. 1980. Biomass estimation for virginia pine trees and stands. *For. Sci.* 26(1):107-111.
- Pastor, J., J. D. Aber, and J. M. Melillo. 1984. Biomass prediction using generalized allometric regressions for some Northeast tree species. *For. Ecol. Manage.*, 7:265-274.
- Pearson, J. A., T. J. Fahey, and D. H. Knight. 1984. Biomass and leaf area in contrasting lodgepole pine forests. *Can. J. For. Res.* 14:259-265.
- Schlaegel, B. E. 1974. Estimating the weight yield of Minnesota quaking aspen (*Populus tremuloides* Michx.) *In: IUFRO Biomass Studies, Proceedings IUFRO Working Party S4.01-4, Mensuration, Growth and Yield, August 20-24, 1973. Vancouver, B. C.* pp.389-398.
- Schlaegel, B. E. 1981. Testing, reporting, and using biomass estimation models. *Proceedings of Southern Forest Biomass Workshop. The Bells W. Baruch Forest Science Institute of Clemson University. Jun 11, 12, 1981.* pp.95-112.
- Schlaegel, B. E. 1982. Boxelder (*Acer negundo* L.) biomass component regression analysis for the Mississippi Delta. *For. Sci.*, 28(2):355-358.
- Schmitt, M. D. C., and D. F. Grigal. 1981. Generalized biomass estimation equations for *Betula papyrifera* Marsh. *Can. J. For. Res.* 11:837-840.
- Shinozaki, K., K. Yoda, K. Hozumi, and T. Kira. 1964a. A quantitative analysis of plant form the pipe theory. I. Basic analysis. *Jap. J. Ecol.* 14:94-105.
- Shinozaki, K., K. Yoda, K. Hozumi, and T. Kira. 1964b. A quantitative analysis of plant form the pipe theory. II. Further evidence of the theory and its application in forest ecology. *Jap. J. Ecol.* 14:133-139.
- Van den Beldt, R. J. 1983. *Leucaena leucocephala* (Lam.) de wit for wood production. Ph. D. Thesis, University of Hawaii, 148pp.
- Watanabe, M., and S. Oohata. 1980. Studies on bamboo culm form (I) On *phyllostachys bambusoides* Sieb. et Zucc. *J. Jap. For. Soc.* 62(1):9-16.
- Yarie, J., and K. Van Cleve. 1983. Biomass and productivity of white spruce stands in interior Alaska. *Can. J. For. Res.* 13:767-772.