

本文章已註冊DOI數位物件識別碼

▶ 日本戰後農地價格變動因素之分析—資訊元分析法的應用

Factors Influencing Farmland Prices of Post-War Japan — An Approach of Bits of Information Measure

doi:10.6196/TAER.2000.6.1.4

農業經濟叢刊, 6(1), 2000

Taiwanese Agricultural Economic Review, 6(1), 2000

作者/Author: 陳建宏(Chien-Hung Chen);戴錦周(Jin-Jou Dai)

頁數/Page: 115-141

出版日期/Publication Date: 2000/12

引用本篇文獻時，請提供DOI資訊，並透過DOI永久網址取得最正確的書目資訊。

To cite this Article, please include the DOI name in your reference data.

請使用本篇文獻DOI永久網址進行連結:

To link to this Article:

<http://dx.doi.org/10.6196/TAER.2000.6.1.4>



DOI Enhanced

DOI是數位物件識別碼（Digital Object Identifier, DOI）的簡稱，是這篇文章在網路上的唯一識別碼，用於永久連結及引用該篇文章。

若想得知更多DOI使用資訊，

請參考 <http://doi.airiti.com>

For more information,

Please see: <http://doi.airiti.com>

請往下捲動至下一頁，開始閱讀本篇文獻

PLEASE SCROLL DOWN FOR ARTICLE



日本戰後農地價格變動因素之分析—— 資訊元分析法的應用

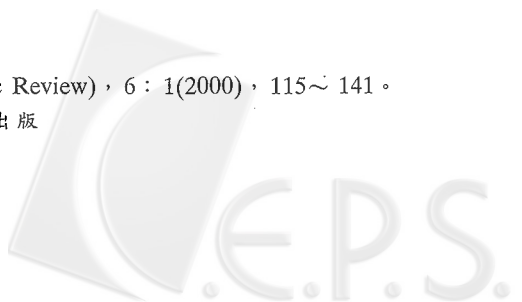
陳建宏、戴錦周*

本文利用資本化模式和資訊元分析法，應用在 1962-1996 年日本各都道府縣的資料上，以研究農業淨所得、利率、通貨膨脹率和農業依存度、經營規模面積、稻作比例、區位等外生變數對農地價格的影響。資本化模式是利用預期報酬之折現值以評估地價，而資訊元則是根據各變數的偏相關係數編製指標，以反映各自變數所提供之資訊程度大小。根據資訊元與自變數資訊不等數分析，日本全國的農地訂價模式，大部份都道府縣以農業淨所得為最重要的因素，而通貨膨脹率次之，利率更次之。但都會區如東京都、大阪府的訂價模式則以通貨膨脹率為最重要的因素。而各地區農業淨所得所提供的資訊元比例以東海地區最高，東北地區最低；利率方面以東北地區最高，關東・東山地區最低；通貨膨脹率方面以北海道地區最高，東海地區最低。此外，由各地區的自變數資訊不等數得知，關東・東山地區、近畿地區是資訊分布差異較大的地區，東海地區、九州地區是資訊分布差異較小的地區。而由迴歸資訊不等數可知，關東・東山地區和近畿地區的迴歸資訊不等數較高，九州地區、東海地區的迴歸資訊不等數較低，所以農地訂價模式較適於分析後者的資料。

最後，根據 Pooling Data 迴歸分析，農業淨所得與通貨膨脹率對農地價格的變動率，有正的影響，利率則有負的影響。至於農業依存度對農地價格變動率的影響為負向，亦即顯示農業依存度越小、工商業化和都市化的程度越深之都道府縣，農地價格的變動率越大。而稻作比例的係數為負，表示稻作比例較高之都道府縣，農地價格的變動

* 朝陽科技大學財務金融系助理教授、副教授。作者感謝兩位匿名審查委員的寶貴意見與指正，惟文責由作者自負。本研究承國科會專題研究計劃 (NSC 89-2415-H-324-001) 補助，謹此致謝。

本文文稿審查作業之執行由萬鍾汶編輯負責。



率較小。同時結果亦顯示，經營規模面積較大之都道府縣，農地價格變動率較大。且東日本地區或西日本地區，農地價格的變動率皆比北海道地區為大。目前由於在 WTO 體制下，自由進口的壓力，將使國內農產品價格下跌，隨而農業資產報酬亦將減少，農地價格亦將下降。因此只要控制利率和通貨膨脹率之穩定，農地價格下降將有助於經營規模面積之擴大，以提高競爭力，減少未來所面臨的各種衝擊。

關鍵詞：農地價格、偏相關係數、資本化模式、資訊元、自變數資訊不等數、迴歸資訊不等數

壹、前 言

雖然農地價格問題並非一個新的問題，且在國內外也累積相當數量的研究成果，但定量分析多集中在歐美地區，在日本和台灣則多是制度、法規、政策方面的定性研究。而在政策的製訂過程中，定量和定性的研究同等重要。由於美國是土地「粗放」經營的農業大國，其農地價格機制和農地政策的經驗可以讓台灣借鑑的地方並不多。反觀鄰國日本和台灣同屬島國經濟，資源有限、人口眾多、人地比例高、土地利用「集約」、農業經營型態相似，所以日本農地價格問題是我國政府和學界高度關心的一個研究題材。

隨著經濟的發展，日本亦曾發生「農工爭地」及「農地是否開放非農業使用」的問題，而為了解決都市住宅、交通用地、工業用地等問題，於1969年實施「新都市計畫法」的制度，將都市化區域分成市街化區域及市街化調整區域。市街化區域內的農地可以轉用，但必須向都道府縣報備。市街化調整區域內的農地，則必須經過都道府縣之許可，才能轉用。此法雖然可滿足部分非農業用地增加的需求，但卻造成了農地的大量轉用及土地價格的上漲等問題，間接影響社會的安定。而在這期間，日本農地法亦經過數次的修正，目前日本農地所有權的移動及農地的轉用仍受到相當大的限制。晚近在 WTO 體制下，貿易自由化已是不可避免的

趨勢，台灣農業在進口農產品的壓力之下，為求繼續生存，擴大規模經營以降低生產成本是因應方法之一，而農地價格卻是影響擴大經營規模的重要因素。

因此本文的目的除了探討戰後日本各地區農地價格變動的主要因素之外，並分析不同的經濟發展階段，對農地價格有何影響。亦即將研究通貨膨脹，農業資產報酬和資金成本對日本各都道府縣及各地區農地價格變動的影響。同時並檢定在 1960 年代、1970 年代、1980 年代、1990 年代，不同的經濟發展階段，農地價格如何變動。而在不同時期，不同地區，影響農地價格的主要因素究竟為何？因此藉由對日本農地價格變動的探討，可進而作為日後台灣調整農地政策時的方向與參考依據。

貳、文獻回顧

有關農地價格變動因素之分析，在日本方面大多為制度、法規、政策的探討，如：關谷 (1997)、武部 (1984)、磯邊 (1987)、井野、田代 (1992)、橋本 (1991)、鄭詩華 (1991a)、倉內 (1998) 等。阪本 (1984) 則以日本新潟縣為例，分析公共事業對農地價格的影響。而近藤 (1981) 中顯示，影響各地區農地價格上升的主因為宅地化進行的影響、一般物價上漲、及資產保有性格等因素。山內 (1997) 則分別分析各地區農地價格與地租差異之原因。在台灣方面，關於農地之研究，多集中於農地政策之探討，如毛育剛 (1998a、1998b)、廖耀宗 (1994)、鄭詩華 (1991b) 等。而以計量方法分析農地價格之研究，除了林國慶和趙蕙萍 (1994a、1994b)、徐世勳和曾偉君 (1995)、林森田和張慈佳 (1996) 等之外，並不多見，在日本亦復如是。

在美國方面的研究則相當豐富，如 Alston (1986)、Burt (1986)、Robison, Lins, and Venkataraman (1985)、Featherstone and Baker (1987)、Phipps (1984)、Chow (1989)、Campbell and Shiller (1987)、Moss (1997)、

Falk and Lee (1998) 等。大部分的研究使用資本化模式 (capitalization model) 或現值模式 (present value model)，亦即用任何資產的價值等於其未來預期報酬折現值的方法來分析土地價值或價格，並探討影響地價的因素。而 Falk and Lee (1998) 將農地價格的時間序列分解為三種成分：永久基本成分 (permanent fundamental component)、暫時基本成分 (temporary fundamental component)、非基本成分 (nonfundamental component)，以研究基本和非基本成分在解釋農地價格行為的重要性，以及農地價格對各種成分非預期變動的動態反應。該文利用美國 Iowa State 的資料進行實證分析，發現「泡沫」和過度反應在解釋短期的農地價格行為上比較重要，而永久基本成分的變動在解釋長期的農地價格行為上則比較重要。Moss (1997) 則是利用統計資訊模式檢驗農地價值對通貨膨脹、農業資產報酬、資金成本的敏感度，結果顯示通貨膨脹率是最重要的因素。此外，區位對實證結果也有相當的影響。

除了用資本化模式以外，還有 Kanoh and Murase (1999) 用土地利用選擇權的觀點來解釋土地價格脫離基本價值 (fundamental value) 的原因。以及 Chavas and Thomas (1999) 用交易成本 (transaction costs) 的觀點來研究土地價格的形成模式，其套利模式 (arbitrage-based model) 所強調的交易成本和資本資產訂價模式 (capital asset pricing model) 的風險規避因素均是1950-96年間影響美國土地價格的重要因素。而 Lence and Miller (1999) 則是利用土地異常報酬率和地租的時間序列性質來檢定現值模式的合理性，在考慮交易成本的情況下，固定折現率的現值模式適合單期持有土地的情況，而不適合無限期持有的情況。另外，Adelaja, Miller and Taslim (1998) 認為臨近都市地區土地價值之上漲，對農業生產有負面的影響。Hardie et al. (2000) 則研究美國南部城鄉土地利用問題，發現土地利用顯著地受人口、農業及其它產業收益、房地產價格、家計所得、農地價值、和都市化程度等的影響。

因此為探討戰後日本各地區農地價格變動的主因，以及這些主因對



農地價格變動所提供的資訊程度，本研究將採取 Moss (1997) 資訊元分析法 (the analysis of information bits)，以了解影響農地價格變動各變數之重要性，並分析各個經濟發展階段（1960 年代、1970 年代、1980 年代、1990 年代）各地區影響農地價格變動的要因，是否有所不同。尤其當前我國為因應國際化、自由化的趨勢下，整體檢討農地政策，對農地問題作一制度性的變革之時，日本的經驗正可作為重要的參考依據。

參、理論模型

本研究採用的架構為傳統的「農地資本化模式 (farmland capitalization model)」(Moss 1997)，如 (1) 式所示：

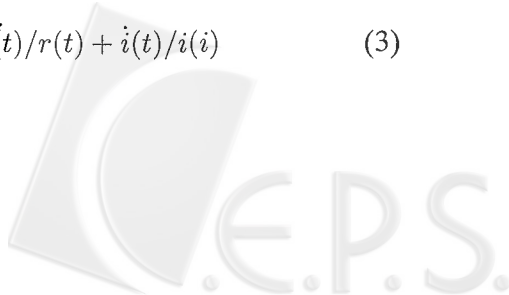
$$V(t) = R(t)/\rho(t) \quad (1)$$

其中 $V(t)$ 是第 t 期的農業資產（在此為農地）的價值， $R(t)$ 為第 t 期農業資產報酬， $\rho(t)$ 是第 t 期的折現率。(1) 式之兩邊，對時間 t 微分可得 (2) 式

$$\dot{V}(t)/V(t) = \dot{R}(t)/R(t) - \dot{\rho}(t)/\rho(t) \quad (2)$$

其中 $\dot{V}(t)/V(t) = \frac{\partial \ln(V(t))}{\partial t}$ 是農地價值對數值的變動，亦即是農地價值的變動率。同理， $\dot{R}(t)/R(t)$, $\dot{\rho}(t)/\rho(t)$ 分別是農地報酬和折現率的變動率。在此以實質利率作為 $\rho(t)$ 的代理變數，則 $\dot{\rho}(t)/\rho(t) = \dot{r}(t)/r(t) - \dot{i}(t)/i(t)$ ，其中 $r(t)$ 和 $i(t)$ 分別是名目利率和通貨膨脹率。所以 (2) 式可改寫為 (3) 式

$$\begin{aligned} \dot{V}(t)/V(t) &= \dot{R}(t)/R(t) - \dot{\rho}(t)/\rho(t) = \dot{R}(t)/R(t) - [\dot{r}(t)/r(t) - \dot{i}(t)/i(t)] \\ \dot{V}(t)/V(t) &= \dot{R}(t)/R(t) - \dot{r}(t)/r(t) + \dot{i}(t)/i(t) \end{aligned} \quad (3)$$



因此實證模式可假設如下：

$$DV_t = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 Dr_t + \alpha_3 Di_t + \alpha_4 DX_t + \alpha_d Dummy + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 $DV_t = \ln(V_t) - \ln(V_{t-1})$ 代表農地價值的變動率；同理，

$$DR_t = \ln(R_t) - \ln(R_{t-1}),$$

$$Di_t = \ln(i_t) - \ln(i_{t-1}),$$

$$i_t = \ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-1});$$

其中 CPI_t 為消費者物價指數； X_t 為 t 期其它影響農地價值的外生變數，例如農業依存度、經營規模面積、作物結構比例等； $Dummy$ 是虛擬變數 (dummy variables)，代表各時期或各地區的影響。

Moss (1997) 利用「資訊元測度 (the bits of information measure)」分析各經濟變數對農地價值變動的解釋能力。根據「統計資訊理論」(Shannon 1948)，對某一統計量 y 的「資訊元 (bits of information)」定義為：

$$I(y) = -\log_2(1 - y), \text{ 其中 } 0 \leq y \leq 1 \quad (5)$$

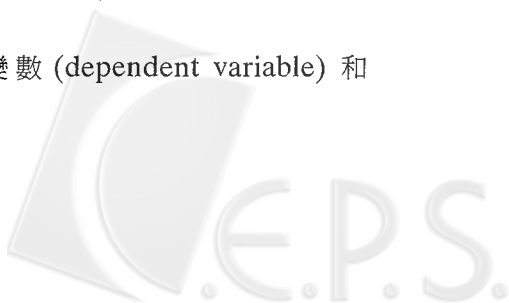
由於： $1 - R^2 = (1 - r_{01}^2)(1 - r_{02.1}^2) \cdots (1 - r_{0n.12 \dots n}^2)$ ，因此 (5) 式所能提供的總資訊元如 (6) 式所示（此時 y 為判定係數 R^2 ）

$$\begin{aligned} -\log_2(1 - R^2) &= -\log_2(1 - r_{01}^2) - \log_2(1 - r_{01.2}^2) - \log_2(1 - r_{01.23}^2) \\ &\quad - \dots - \log_2(1 - r_{0n.12 \dots (n-1)}^2) \end{aligned} \quad (6)$$

至於個別自變數的資訊元為（以第 1 個自變數為例）：

$$\bar{I}(r_1) = \frac{1}{n} [I(r_{01}^2) + I(r_{01}^2) + I(r_{01.2}^2) + I(r_{01.23}^2) + I(r_{01.3}^2) + I(r_{01.23}^2) + \dots] \quad (7)$$

其中 n 為等號右邊括弧內的項數。 r_{01} 為應變數 (dependent variable) 和



第 1 個自變數 (independent variable) 的相關係數； $r_{02.1}$ 為應變數在排除第 1 個自變數之後，第 2 個自變數和應變數之間的相關係數 (Anderson, 1984)，其餘依此類推。由於自變數的偏相關係數會受到模式中各種自變數組合的影響，所以某自變數所提供的資訊元為各種可能排序的「偏相關係數資訊元」的算術平均值，如 (7) 式所示。資訊元可以測度個別自變數能提供多少「位元 (bits)」的資訊，而個別資訊元的總和等於用 R^2 所計算的總資訊元。資訊元的排序雖然與迴歸係數的顯著性相同，但其意義更為直接，因為資訊元可將「序列 (ordinal)」的關係轉換成「數列 (cardinal)」的關係。雖然資訊元和 t 統計量兩者呈正相關，但個別自變數的 t 統計量和 R^2 的關係、以及各自變數的 t 統計量之間的關係並不直接，因此一般只能利用 t 統計量來檢定自變數的顯著性，卻無從分析迴歸方程式的資訊結構，由此可以顯示資訊元分析的優點。而本文利用 $\bar{I}(r_i)$ 衡量各經濟變數對農地價格變動的解釋能力，同時亦能比較日本各都道府縣和各地區農地價格迴歸式的資訊元結構。

在實證方面，則使用日本 46 個都道府縣 1962 年至 1996 年的個別資料，作以下之分析：

- (1) 首先分析各都道府縣、各地區農地價格變動之情形，並計算其資訊元結構，以分析通貨膨脹、農業資產報酬率和資金成本對農地價格變動的影響以及其所提供的資訊程度。
- (2) 計算各地區的「自變數資訊不等數」和「迴歸資訊不等數」以探討自變數之間，都道府縣和地區平均資訊元分布的差異以及各地區中各都道府縣總資訊元之差異。
- (3) 比較 1960 年代、1970 年代、1980 年代、1990 年代各個經濟發展階段，各都道府縣、各地區農地價格變動之情形。同時可加入農業依存度、擴大經營規模、作物結構比例、地理條件等因素，以觀察是否亦對農

地價格的變動有所影響。進而可知在經濟發展的過程中，何者對農地價格之變動較具影響力，而各項影響農地價格之要因，何者較具解釋能力。

肆、資料來源及說明

本文重要經濟變數的來源為：日本農地價格、消費者物價指數、利率等，來自「日本統計年鑑」；耕地面積、農業粗收益、農業依存度、農業所得、農家所得、作物結構比例等，來自「農家經濟調查報告」。所使用的資料皆為 1962 年至 1996 年日本 46 個（由於沖繩縣在 1972 年才復歸日本，1972 年之前並無資料，因此將之除外）都道府縣的個別資料。其中 46 個都道府縣又可分成 9 個地區，即：北海道地區、東北地區（青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島）、關東・東山地區（茨城、櫛木、群馬、埼玉、千葉、東京、神奈川、山梨、長野）、北陸地區（新潟、富山、石川、福井）、東海地區（岐阜、靜岡、愛知、三重）、近畿地區（滋賀、

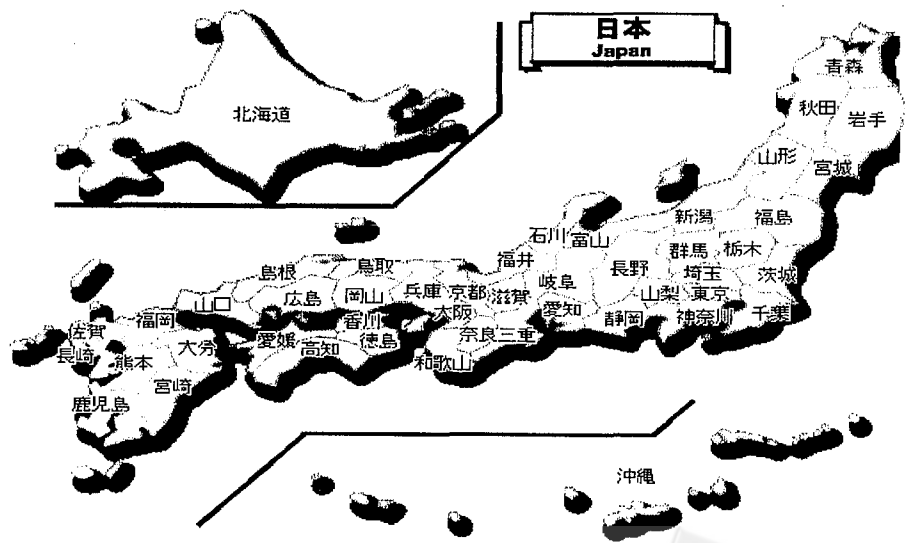


圖 1 日本各都道府縣的地理位置圖



京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山)、中國地區(鳥取、島根、岡山、廣島、山口)、四國地區(德島、香川、愛媛、高知)、九州地區(福岡、佐賀、香川、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿兒島)。本文所言及之地區皆指此9個地區，而各都道府縣的地理位置則如圖1所示。

伍、實證結果與分析

一、迴歸結果

日本各都道府縣農地價格變動率對農業淨所得變動率、利率變動率、和通貨膨脹率變動率的迴歸結果如表1所示。以岩手縣為例，各自變數對農地價格變動率的影響分別為16.01%、-51.81%、和19.39%，而其t統計量分別為2.4086、-3.9689、和2.5730，即在5%的顯著水準下各自變數對農地價格變動率的影響皆不為零。自變數係數符號皆符合理論的要求，即農業淨所得和通貨膨脹率對農地價格有正的影響，而利率對農地價格有負的影響。由於農業淨所得為農地資產收益，收益越高，農地價格越高。而利率在此代表農業淨所得的折現率，亦即投資單位資金於農業資產(土地)的機會成本，因此利率越高農地價格越低。而由係數的絕對值大小可知：在岩手縣，三個因素中，利率的彈性最大，其次是通貨膨脹率和農業淨所得。其它都道府縣的迴歸結果之解釋可依此類推。由判定係數 R^2 亦可知此農地訂價模式對各都道府縣資料的配適度(goodness of fit)大致良好。而東京都、大阪府乃高度都市化之地區，其農地價格受其他經濟因素影響很大；北海道是日本開發較晚之地區，土地面積佔全日本之22%，但人口僅佔4.46%，平均每戶耕地面積為13.48公頃，大約為其他都府縣的10倍(其他都府縣平均每戶耕地面積為1.36公頃)，由於地廣人稀，自然、人文、經濟條件與其他都府縣迥然不同。因此資產訂價模式在東京都、大阪府、北海道三都道府縣之配適度較差。



表 1 各都道府縣農地價格迴歸結果

地區	都道府縣	截距	t- 值 ¹	農業淨所得	t- 值	利率	t- 值	通貨膨脹率	t- 值	R ²
北海道	北海道	0.0561	2.9687	0.1401	1.5844	0.2024	1.2298	0.3781	1.1167	0.2778
東北	青森	0.0214	0.8590	0.1254	1.3780	-0.2117	-1.6041	0.1539	2.0597	0.3485
	岩手	-0.0016	-0.0669	0.1601	2.4086	-0.5181	-3.9689	0.1939	2.5730	0.7053
	宮城	0.0127	0.4321	0.1448	1.7373	-0.5226	-3.3649	0.2521	2.7870	0.6337
	秋田	-0.0047	-0.1608	0.6510	4.5226	-0.6902	-4.4588	0.1858	1.9781	0.7937
	山形	-0.0031	-0.1262	0.6660	4.9603	-0.5749	-4.3464	0.1040	1.2802	0.7929
關東・東山	福島	0.0018	0.0669	0.4626	3.5390	-0.5186	-3.3790	0.1756	1.9592	0.7503
	茨城	0.0031	0.1489	1.0624	7.5873	-0.4190	-3.4716	0.1067	1.5024	0.8854
	櫛木	0.0029	0.1356	1.1375	8.8633	-0.3925	-2.9965	0.2002	2.8905	0.9145
	群馬	-0.0005	-0.0135	0.5261	2.5537	-0.6846	-2.8896	0.3041	2.3948	0.7186
	埼玉	0.0017	0.0622	0.9173	6.1351	-0.3797	-2.2602	0.1946	2.1687	0.8633
	千葉	-0.0082	-0.4104	1.2637	9.6343	-0.3527	-3.0006	0.0270	0.3850	0.9128
	東京	-0.0083	-0.0505	0.3104	0.4961	0.2304	0.2506	0.5378	1.0312	0.0725
	神奈川	0.0071	0.0771	1.3366	3.5495	0.6096	1.1620	0.0672	0.2209	0.3723
	山梨	-0.0229	-0.6796	0.7021	2.8318	-0.7238	-4.0536	0.2337	2.1347	0.7457
	長野	0.0077	0.5251	0.7877	10.6710	-0.3143	-3.5355	0.0048	0.0943	0.9332
北陸	新潟	0.0095	0.4503	0.7565	8.2668	-0.4761	-3.9053	0.0387	0.5371	0.8978
	富山	0.0217	0.8561	0.6041	4.3537	-0.4942	-3.5793	0.1093	1.3444	0.7534
	石川	-0.0093	-0.2732	0.5989	2.8909	-0.8876	-4.9708	0.2478	2.3290	0.7322
	福井	0.0006	0.0229	0.6423	4.1866	-0.6042	-4.5981	0.1274	1.5754	0.7521
東海	岐阜	0.0117	0.5228	0.7390	6.2810	-0.3979	-3.0227	0.0729	0.9663	0.8475
	靜岡	-0.0336	-1.0611	0.8463	3.6769	-0.6831	-4.0051	0.1550	1.5733	0.7810
	愛知	-0.0013	-0.0878	0.4817	7.8387	-0.2325	-2.6814	0.0453	0.9177	0.8921
	三重	0.0275	1.4703	0.6175	8.3490	-0.1705	-1.4702	0.0432	0.6791	0.8901
	滋賀	0.0031	0.1136	0.7013	4.1545	-0.6420	-4.2102	0.1450	1.6775	0.7986
近畿	京都	-0.0183	-0.5766	0.7085	3.2515	-0.8143	-4.8833	0.2658	2.7384	0.7623
	大阪	0.0005	0.0044	0.4090	0.7211	-0.0070	-0.0121	0.3569	1.0295	0.0958
	兵庫	0.0102	0.3984	0.6486	5.3045	-0.3928	-2.4447	0.1429	1.7358	0.8286
	奈良	-0.0038	-0.1525	1.1873	7.1310	-0.3887	-2.7846	0.1967	2.4114	0.8594
	和歌山	-0.0249	-0.8681	0.5817	4.2496	-0.7380	-4.8261	0.1674	1.6863	0.8101
中國	鳥取	0.0075	0.4036	0.6051	7.0733	-0.2421	-2.0042	0.0803	1.2996	0.8800
	島根	0.0001	0.0046	0.5622	5.1263	-0.4548	-3.1770	0.1582	2.0375	0.8129
	岡山	0.0110	0.4441	0.4716	3.0498	-0.4638	-3.5312	0.2004	2.6755	0.6856
	廣島	-0.0097	-0.3154	0.4484	2.9476	-0.7091	-4.2529	0.2171	2.2757	0.7467
	山口	-0.0021	-0.0714	0.5232	3.8549	-0.7255	-4.5467	0.1447	1.5303	0.7570
四國	德島	0.0151	0.5630	0.3507	2.2827	-0.4928	-3.5205	0.2141	2.6946	0.6399
	香川	0.0130	0.5055	0.8053	5.7588	-0.5329	-3.7001	0.2089	2.6433	0.8291
	愛媛	-0.0201	-0.7114	0.7422	5.0043	-0.7512	-4.8627	0.2270	2.5445	0.8361
	高知	-0.0214	-0.9683	0.7469	6.6882	-0.3095	-2.2658	0.1680	2.3992	0.8660
九州	福岡	0.0191	0.8420	0.5645	5.9789	-0.2337	-1.6685	0.1176	1.5853	0.8318
	佐賀	-0.0027	-0.0946	0.3910	2.9170	-0.6121	-3.8719	0.2189	2.4554	0.7303
	長崎	-0.0132	-0.5614	0.5907	5.0249	-0.5284	-3.8976	0.1754	2.2898	0.8427
	熊本	0.0101	0.5291	0.6880	6.8170	-0.3147	-2.7984	0.0914	1.4696	0.8601
	大分	-0.0017	-0.0624	0.5920	4.6253	-0.5508	-3.4127	0.1631	1.8586	0.8211
	宮崎	-0.0146	-0.5535	0.8897	5.9314	-0.3720	-2.3802	0.0779	0.8747	0.8276
	鹿兒島	0.0166	0.6674	0.8076	6.0784	-0.2548	-1.5585	0.0218	0.2486	0.8446

資料來源：本研究。
註 1：各都道府縣資料的觀察值個數為 34，自由度 28，顯著水準 5% 之 t 臨界值為 2.0484。



二、資訊元之計算

表 1 為各都道府縣農地價格迴歸結果，若欲知各自變數對農地價格變化所提供之資訊程度大小，則可利用 (7) 式計算各自變數之資訊元。表 2 乃以岩手縣為例，說明各自變數資訊元的計算過程。由最後一列的數字可知農業淨所得（正確說法應為農業淨所得變動率，但為簡便起見省略之，以下同。）、利率、和通貨膨脹率所提供的平均資訊元分別為 0.3604、0.8519、0.5506，而此迴歸模式的總資訊元為 1.7628，其值為前三者加總。亦即資訊元分析之迴歸模式的資訊元等於個別資訊元的加總。此迴歸式所提供的 1.7628 資訊元中，0.3604 是由農業淨所得提供，0.8519 由利率提供，0.5506 由通貨膨脹率提供。所以，岩手縣農地價格的變動原因，利率是最重要的資訊。

表 2 岩手縣農地價格迴歸式各自變數之資訊元

資訊元代號			自變數提供之資訊元			總資訊元
農業 淨所得	利率	通貨 膨脹率	農業 淨所得	利率	通貨 膨脹率	
$I(r_{01})$	$I(r_{02.1})$	$I(r_{03.12})$	0.5114	0.9637	0.2877	1.7628
$I(r_{01})$	$I(r_{02.13})$	$I(r_{03.1})$	0.5114	0.6089	0.6425	
$I(r_{01.2})$	$I(r_{02})$	$I(r_{03.12})$	0.3346	1.1406	0.2877	
$I(r_{01.23})$	$I(r_{02})$	$I(r_{03.2})$	0.2550	1.1406	0.3672	
$I(r_{01.3})$	$I(r_{02.13})$	$I(r_{03})$	0.2948	0.6089	0.8591	
$I(r_{01.23})$	$I(r_{02.3})$	$I(r_{03})$	0.2550	0.6487	0.8591	
平均資訊元			0.3604	0.8519	0.5506	1.7628

資料來源：本研究。

表 3 第 3~5 欄之數字代表各都道府縣的迴歸式自變數所提供之相對資訊元或資訊元比例。相對資訊元是各自變數資訊元除以總資訊元而

得。以岩手縣為例，農業淨所得、利率和通貨膨脹率分別可提供 20.44%、48.33% 和 31.23% 的資訊元，所以利率是影響岩手縣農地價格最重要的因素，通貨膨脹率次之，農業淨所得更次之。以各都道府縣的總資訊元 (Total Bits of Information) 佔地區總資訊元的比例為權數，可計算地區的加權平均資訊元分配，如東北地區的農業淨所得、利率和通貨膨脹率分別可以提供 31.84%、41.08% 和 27.08% 的資訊元。因此東北地區影響農地價格的因素以利率最重要，農業淨所得其次，通貨膨脹率更次之。

而農業淨所得所提供的相對資訊元，在東北地區以山形縣最高，青森縣最低；利率所提供的相對資訊元以岩手縣最高，福島縣最低；通貨膨脹率提供的相對資訊元以青森縣最高，山形縣最低。各地區農業淨所得所提供的平均相對資訊元以東海地區最高，東北地區最低；利率方面以東北地區最高，關東・東山地區最低；通貨膨脹率方面以北海道地區最高，東海地區最低。

綜觀日本全國各地區的農地訂價模式，除了東北地區之外，以農業淨所得為最重要的因素，而通貨膨脹率為較不重要的因素。主要是由於東北地區為土地改良事業效果最大之地區，而土地改良所需之資金來自農林漁業金融公庫之長期融資，因此利率之高低影響農地價格之變動。而日本農地轉用的法令限制十分嚴格，轉為非農用不易。因此大部分的地區農業淨所得為影響農地價格最重要之因素。不過就個別都道府縣而言，屬於大都會區的東京都及大阪府，由於工商業發展迅速，由表 3 亦可知影響農地價格最重要之因素並非農業淨所得，而是通貨膨脹率。

三、自變數資訊不等數分析

農地訂價因素在各都道府縣所提供之資訊並不相同，即使在同一地區，各都道府縣農地價格的行為模式仍有相當的差異。因此本節進一步作「資訊不等數分析」。此分析可分成兩種：「自變數資訊不等數 (Information Inequality Across Regressors; IIAR)」和「迴歸資訊不等數

(Inequality of Information in Regressions; IIIR)」¹。前者利用 (8) 式計算出一個指標來分析總資訊中三個訂價因素的分布之不同（相較於該地區的相對資訊元之平均分布），以進行數量化比較。

$$IIAR_i(p, q) = \sum_{j=1}^N p_j \ln(p_j/q_j) \quad (8)$$

其中 $IIAR_i$ 為 i 都道府縣之自變數資訊不等數， p_j 為在事後機率分配之下的機率， q_j 為在事前機率分配之下的機率， N 為自變數個數。 $IIAR$ 的數值越小，表示該都道府縣訂價因素的分布越接近該所屬地區資訊元之平均分布。以岩手縣為例，其農業淨所得、利率、和通貨膨脹率的事後機率分別為 0.2044、0.4833、0.3123；而事前機率（東北地區的平均分布）為 0.3148、0.4108、和 0.2708。代入 (8) 式可計算出岩手縣之自變數資訊不等數為 0.0325。

而各都道府縣自變數資訊不等數列在表 3 的第 7 欄。例如在東北地區，青森縣的自變數資訊不等數為 0.1852，岩手縣的自變數資訊不等數為 0.0325，所以岩手縣比青森縣更接近於該地區資訊元之平均分布。由表 3 可知，青森縣是東北地區差異最大的一個縣，而秋田縣則是差異最小、最能代表東北地區農地訂價模式的一個縣，其餘依此類推。東北地區為日本主要穀倉之一，稻米為該地區最重要之作物，而青森縣的主要農作物為蘋果，由於其農業生產結構與東北其他各縣並不相同，因此農地訂價模式亦異於東北其他各縣。若要比較地區間的資訊分布之差異，由表 3 第 7 欄，亦即比較各地區中都道府縣的自變數資訊不等數的算術平均值可得，例如東北地區的平均不等數為 0.0670。由各地區的自變數資訊不等數得知，關東・東山地區、近畿地區是資訊分布差異較大的地區，東海地區、九州地區是資訊分布差異較小的地區，亦即區內各縣訂價因素的分布同質性較高。由於關東・東山地區包括人口高度集中、全國工商業中心之東京大都會區及緊鄰東京大都會區，以蔬菜及園藝作物為主之

表 3 都道府縣迴歸式之資訊元比例與自變數資訊不等數

地區	都道府縣	資訊元比例			總資訊元	自變數資訊不等數
		農業淨所得	利率	通貨膨脹率		
北海道	北海道	0.3537	0.2964	0.3499	0.4647	-
東北	青森	0.1086	0.3712	0.5202	0.6182	0.1852
	岩手	0.2044	0.4833	0.3123	1.7628	0.0325
	宮城	0.1235	0.4715	0.4050	1.4489	0.1110
	秋田	0.3872	0.3957	0.2171	2.2771	0.0129
	山形	0.4507	0.3782	0.1712	2.2716	0.0467
	福島	0.3965	0.3693	0.2342	2.0016	0.0136
	加權平均	0.3184	0.4108	0.2708	1.5493	0.0670
關東・東山	茨城	0.6155	0.2404	0.1441	3.1248	0.0011
	栃木	0.6241	0.2097	0.1662	3.5487	0.0032
	群馬	0.3412	0.3788	0.2800	1.8295	0.1337
	埼玉	0.5925	0.2236	0.1838	2.8707	0.0025
	千葉	0.7080	0.1882	0.1037	3.5199	0.0279
	東京	0.2807	0.0819	0.6374	0.1087	0.5799
	神奈川	0.8136	0.0766	0.1098	0.6720	0.1224
	山梨	0.2960	0.4385	0.2655	1.9753	0.1853
	長野	0.7027	0.2107	0.0865	3.9037	0.0315
	加權平均	0.5967	0.2432	0.1601	2.3948	0.1208
北陸	新潟	0.6374	0.2560	0.1067	3.2909	0.0791
	富山	0.4580	0.3649	0.1771	2.0195	0.0006
	石川	0.1776	0.5384	0.2840	1.9010	0.1561
	福井	0.3490	0.4387	0.2124	2.0124	0.0173
	加權平均	0.4404	0.3779	0.1817	2.3060	0.0633
東海	岐阜	0.6066	0.2607	0.1327	2.7127	0.0028
	靜岡	0.3964	0.4171	0.1865	2.1912	0.1011
	愛知	0.6664	0.2109	0.1227	3.2119	0.0182
	三重	0.7259	0.1610	0.1131	3.1857	0.0515
	加權平均	0.6165	0.2488	0.1348	2.6998	0.0340
近畿	滋賀	0.4051	0.4171	0.1778	2.2889	0.0108
	京都	0.2158	0.4994	0.2848	2.0726	0.1153
	大阪	0.3313	0.1083	0.5604	0.1453	0.3319
	兵庫	0.5671	0.2714	0.1615	2.5449	0.0299
	奈良	0.6002	0.2051	0.1946	2.8303	0.0588
	和歌山	0.3762	0.4105	0.2133	2.3967	0.0112
	加權平均	0.4452	0.3470	0.2078	2.0465	0.0930
中國	鳥取	0.6586	0.2138	0.1277	3.0594	0.1001
	島根	0.5062	0.3100	0.1838	2.4183	0.0100
	岡山	0.2463	0.4334	0.3203	1.6695	0.0850
	廣島	0.2595	0.4846	0.2559	1.9662	0.0675
	山口	0.3463	0.4640	0.1897	2.0409	0.0239
	加權平均	0.4363	0.3610	0.2026	2.2309	0.0573
四國	德島	0.1502	0.4943	0.3555	1.4736	0.1941
	香川	0.4770	0.3190	0.2040	2.5487	0.0028
	愛媛	0.3860	0.3991	0.2149	2.6095	0.0087
	高知	0.6039	0.2229	0.1732	2.8999	0.0554
	加權平均	0.4402	0.3388	0.2210	2.3829	0.0652
九州	福岡	0.6353	0.2042	0.1605	2.5717	0.0181
	佐賀	0.2738	0.4524	0.2738	1.8906	0.1564
	長崎	0.4619	0.3367	0.2014	2.6689	0.0155
	熊本	0.6222	0.2377	0.1401	2.8380	0.0107
	大分	0.4816	0.3380	0.1804	2.4825	0.0102
	宮崎	0.6273	0.2349	0.1378	2.5359	0.0123
	鹿兒島	0.6634	0.2155	0.1211	2.6861	0.0269
	加權平均	0.5499	0.2810	0.1691	2.5248	0.0357



縣。而近畿地區包括大阪、京都、神戶等大都市，為日本第二大會區及經濟中心。因此關東・東山地區、近畿地區之資訊分布差異主要分別來自東京都、大阪府等大都市，其農地訂價模式異於區內其他農業各縣。

而其他各地區方面，由於農業依存程度相若，如東北地區，主要農作物為稻米，戰前農業生產深為冷害所苦，戰後由於耐冷品種的改良及農業基盤整備，由過去的低生產地區轉為高生產地區。北陸地區面臨日本海，與大都會區隔離，自古以來稻作依存度高，與東北地區同為日本二大米倉，是日本良質米之主要產地。東海地區位居連接東西日本之要道，雖然名古屋位於此區，但都市化程度不若東京及大阪集中，農業仍佔重要地位，近年來畜產及園藝作物等農業經營型態逐漸增加。中國地區位於近畿地區與九州地區之間，主要農業為稻米及畜產品等。四國地區與本州隔絕，交通不便，出入須靠連絡橋樑，主要農業為蔬菜、設施園藝作物及果樹栽培。九州地區雖然經常遭遇颱風等自然災害，且距離大都市消費地遙遠。但反而利用其多雨溫暖之氣候，根據大都市消費地之需要，生產多樣化之農產品，是牛肉、豬肉之一大產地。因此以上各地區的自變數資訊不等數差異不大，在 0.0357 至 0.0670 之間。而北海道地區只有一個迴歸模式，故無資訊不等數。

四、迴歸資訊不等數分析

上節「自變數資訊不等數」乃分析在自變數之間，都道府縣和地區平均資訊元分布的差異，而「迴歸資訊不等數」則旨在分析一地區中各都道府縣總資訊元之差異。在表 3 中，自變數資訊不等數是橫向資訊內涵的分析，迴歸資訊不等數是縱向資訊內涵的分析。迴歸資訊不等數較大的地區代表此農地訂價模式較適於分析個別都道府縣的資料，較不適於分析地區的綜合資料。表 4 第 1 欄數字為迴歸資訊不等數，第 2 欄數字為平均自變數資訊不等數。自變數資訊不等數乃整理自表 3 第 7 欄之資料而得，迴歸資訊不等數是用 (9) 式計算而得：



$$IIIR_i = \sum_{j=1}^n w_j \ln \left(N \sqrt[N]{\prod_{j=1}^N w_j} \right) \tag{9}$$

其中 $IIIR_i$ 為 i 地區之迴歸資訊不等數， $w_j = (i \text{ 地區第 } j \text{ 個都道府縣的資訊元}) / (\text{該地區的總資訊元})$ ， N 為 i 地區都道府縣個數。表 4 顯示：關東・東山地區和近畿地區的迴歸資訊不等數相當高，九州地區、東海地區的迴歸資訊不等數相當低，所以農地訂價模式較適於分析後者（九州地區、東海地區）的資料。以九州地區為例，其迴歸資訊不等數為 0.0070，平均自變數資訊不等數為 0.0357，與其它地區相比皆屬較小之數值，表示該地區各縣農地訂價模式的總資訊元相當接近，且總資訊元在三個自變數的分布亦相當的一致。

表 4 地區資訊不等數分析

地區	迴歸資訊不等數	平均自變數資訊不等數
北海道	—	—
東北	0.0825	0.0670
關東・東山	0.3457	0.1208
北陸	0.0266	0.0633
東海	0.0117	0.0340
近畿	0.3034	0.0930
中國	0.0217	0.0573
四國	0.0315	0.0652
九州	0.0070	0.0357

資料來源：本研究。

五、Pooling Data 迴歸分析

根據日本全國農業會議所「田地買賣價格調查結果」，日本農地價格



上漲的主要原因有：高收益作物之導入、土地改良、規模擴大意願強、道路完成、宅地化的進行、代替地需要增加、資產保有性格增強等。而高收益作物之導入、土地改良與農業淨所得有關；資產保有性格增強與通貨膨脹率有關；道路完成、宅地化的進行與農業依存度有關；規模擴大意願強與經營規模面積有關。為了解各時期影響日本農地價格變動率的因素，利用 Pooling Data 進行迴歸分析，並用 White heteroskedasticity-consistent covariance 方法改善其非均齊變異問題。此 Pooling Data 由 1962–1996 年 46 個都道府縣的資料構成。其中應變數為農地價格的變動率，前三個自變數 DRETURN、DDISC 和 DPI 分別為農業淨所得、利率和通貨膨脹率的變動率。理論上除了利率外，農業淨所得和通貨膨脹率對農地價格的變動率有正的影響。而農業依存度 AGDPN (= 農業所得 / 農家所得) 對農地價格的變動率有負面的影響。亦即可用 (1 - 農業依存度) 代表工商業化和都市化的程度，所以農業依存度越小、工商業化和都市化的程度越深時，農地價格的變動率將越大。

而 LAND 為每戶農家平均耕地面積，RICER 為稻作比例，藉以分析經營規模面積及稻作比例是否對農地價格的變動率有所影響。至於地區之虛擬變數則以北海道地區為比較基準，都道府縣屬於東日本（包括東北地區、關東・東山地區、北陸地區、東海地區之各都道府縣）時，EJ = 1；都道府縣屬於西日本（包括近畿地區、中國地區、四國地區、九州地區之各都道府縣）時，WJ = 1。此外為分析各時期的差異，將時間分成 4 個時期，而以 1962~1969 年為基期，D1970、D1980 和 D1990 為虛擬變數，當期間為 1970~1979 年時 D1970 = 1，1980~1989 年時 D1980 = 1，1990~1996 年時 D1990 = 1。同時為檢驗各變數之間的共線性問題，計算各自變數之 Variance-inflating factor (VIF) 值，以了解共線性的情形。一般而言，當 VIF > 10 時，表示有嚴重的共線性問題 (Kennedy, 1992)。計算結果自變數 DRETURN、DDISC、DPI、AGDPN、LAND、RICER 之 VIF 值分別為 1.403、1.556、1.126、3.692、1.990、1.092。由於各自變

數的 VIF 值相當低，因此無共線性問題。

迴歸分析結果如表 5 所示，在顯著水準 0.05 下各迴歸係數皆顯著。由表 5 可知農業淨所得與通貨膨脹率對農地價格的變動率，有正的影響，利率則有負的影響。亦即農業淨所得與通貨膨脹率越大，農地價格越高。而利率越高，根據農地資本化模式折算之農地價格越低。AGDPN 的係數為負，表示農業依存度越高，農地價格的變動率越小，亦即顯示農業依存度越小、工商業化和都市化的程度越深之都道府縣，農地價格的變動率越大。RICER 的係數為負，表示稻作比例較高之都道府縣，農地價格的變動率較小，由於稻作比例較高之都道府縣大多為主要農業區域，農地轉用不易，因此農地價格變動率不大。而 LAND 之係數為正，表示經營規模面積較大之都道府縣，由於農業經營較具優勢，購買農地擴大經營規模意願較強，因此農地價格變動率較大。EJ、WJ 之係數皆為正，表示不論是東日本地區或西日本地區，農地價格的變動率皆比北海道地區為大。

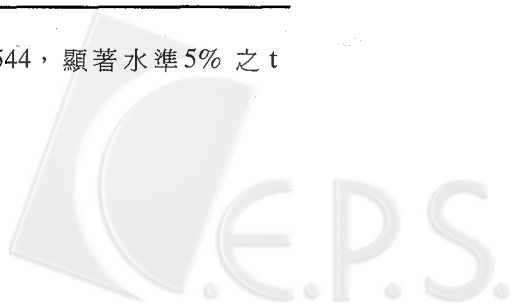
在時間虛擬變數方面，D1970 的係數為 2.1948，表示 1970 年代農地價格變動率比 1960 年代高 2.1948 倍，主要受到 1973 年第一次石油危機及 1979 年第二次石油危機物價暴漲之影響。1980 年代、1990 年代的農地價格變動率和 1970 年代相比變化不大，但有逐漸擴大的趨勢。而時間虛擬變數和自變數的乘積之係數代表斜率在不同時期的變化。1970、1980、1990 年代的農業淨所得的係數分別較 1960 年代減少 0.5102、0.8512、0.6707，代表 1970、1980、1990 年代農業淨所得對農地價格的影響均較 1960 年代小，其中此減少的趨勢以 1980 年代為最。由於 1980 年代，日本國際收支盈餘急速增加，而貿易的不均衡導致農產品進口自由化的壓力，使國內農產品價格下跌，農業收入減少，因此農業淨所得對農地價格的影響減小。此外 1970、1980、1990 年代的通貨膨脹率的係數分別較 1960 年代高 0.9181、2.3630、8.6291，由於數值逐期增加，表示通貨膨脹率對農地價格的影響日益加深。

表 5 農地價格 Pooling Data 迴歸之結果

變數	係數	t- 值 ¹
C	-2.4160	-5.6716
DRETURN	0.7564	8.6834
DDISC	-0.4826	-5.2612
DPI	0.0962	5.5022
AGDPN	-1.5654	-4.8014
LAND	0.0083	6.2138
RICER	-0.4485	-3.6379
EJ	2.5269	5.7715
WJ	2.6072	5.7253
D1970	2.1948	4.7483
D1980	2.6486	5.1560
D1990	2.9971	6.7293
D1970*DRETURN	-0.5102	-4.7324
D1980*DRETURN	-0.8512	-4.3828
D1990*DRETURN	-0.6707	-6.6488
D1970*DPI	0.9181	9.4541
D1980*DPI	2.3630	4.8338
D1990*DPI	8.6291	5.0033
D1970*AGDPN	1.3676	4.0476
D1980*AGDPN	2.2274	5.1502
D1990*AGDPN	1.5785	4.7960
D1970*LAND	-0.0077	-5.6081
D1980*LAND	-0.0090	-6.6712
D1990*LAND	-0.0088	-6.6070
D1970*RICER	0.4115	3.2052
D1980*RICER	0.6696	3.6114
D1990*RICER	0.4633	3.7219
D1970*EJ	-2.1880	-4.6493
D1980*EJ	-2.8930	-5.8948
D1990*EJ	-3.0749	-6.8182
D1970*WJ	-2.2720	-4.6535
D1980*WJ	-2.9447	-5.7995
D1990*WJ	-3.1728	-6.7692
N	1558	
Adjusted R-squared	0.6841	

資料來源：本研究。

註 1：觀察值個數為 1564，自由度 1544，顯著水準 5% 之 t 臨界值為 1.9615。



而 1970、1980、1990 年代農業依存度與稻作比例的係數皆為正，表示與 1960 年代相比，農業依存度與稻作比例對農地價格變動率的影響增大。其原因可能由於 1970 年以來，日本稻米生產供過於求，生產調整面積逐年擴大，以致農地轉用增多，農地價格變動率增大。另外，如上所示，由於 1970 年以來稻米生產過剩，米價下跌，擴大規模經營意願降低，因此經營規模面積對農地價格變動率的影響在 1970、1980、1990 年代有減少之趨勢。而日本在 1960 年實施國民所得倍增計畫、1962 年施行全國總合開發計畫、1964 年舉辦東京奧運會，道路建設公共投資大為增加，市街地價急漲，因此 1960 年代東、西日本地區與北海道地區相比，農地價格變動率較大，至 1970 年之後有減緩之趨勢。

由於加入 WTO 之後，農產貿易自由化在短期間將對國內產業造成一定程度的衝擊，而在較長期的產業調適過程中，也將帶動農業資源配置加速重整。我國農場經營規模平均僅 1.1 公頃，規模狹小，經營缺乏效率，以致於農業競爭力不足，不僅無法與國內非農業部門競爭，更無法因應進口農產品之衝擊。因此為提昇國內農業的競爭力，確保農業之糧食生產，促進土地資源合理利用，提高農地資源利用效率，農委會已於 2000 年修正完成農業發展條例及土地法等配套法案，鬆綁農地法規，規定任何自然人均可承受農地，確立「管地不管人」之新農地政策，以落實「農地農用」。同時建立新耕地租賃制度，排除耕地三七五減租條例之規定，以活化農地租佃，方便有意務農者擴大經營規模，預期可引進人才、技術及資源，提高經營層次及技術水準，促進農地流通，擴大經營規模，增進農場經營效率。

而根據本研究之分析，農業依存度與稻作比例較高之地區，農地價格上漲小，因此擴大經營規模面積，宜從農業區域著手成效較大。但平均經營規模面積之係數為正，表示擴大經營規模將引起農地價格之上漲，而抵銷擴大經營規模面積之意願。根據日本之經驗，近年來擴大經營面積，主要來自借地，而非購買農地，因此新耕地租賃制度，將有助於經營

規模面積的擴大。同時在 WTO 體制下，自由進口的壓力，將使國內農產品價格下跌，隨而農業資產報酬亦將減少，農地價格亦將下降。因此只要控制利率和通貨膨脹率之穩定，農地價格下降將有助於經營規模面積之擴大，以提高競爭力，減少未來所面臨的各種衝擊。

陸、結論

根據資訊元與自變數資訊不等數分析，日本全國的農地訂價模式，大部份都道府縣以農業淨所得為最重要的因素，而通貨膨脹率次之，利率更次之。但都會區如東京都、大阪府的訂價模式則以通貨膨脹率為最重要的因素。而各地區農業淨所得所提供的資訊元比例以東海地區最高，以東北地區最低；利率方面以東北地區最高，以關東・東山地區最低；通貨膨脹率方面以北海道地區最高，以東海地區最低。此外，由各地區的自變數資訊不等數得知，關東・東山地區、近畿地區是資訊分布差異較大的地區，東海地區、九州地區是資訊分布差異較小的地區，亦即區內各縣訂價因素的分布同質性較高。而關東・東山地區、近畿地區之資訊分布差異主要分別來自東京都、大阪府等大都市，其農地訂價模式異於區內其他各縣。

而由迴歸資訊不等數可知，關東・東山地區和近畿地區的迴歸資訊不等數較高，九州地區、東海地區的迴歸資訊不等數較低，所以農地訂價模式較適於分析後者（九州地區、東海地區）的資料。以九州地區為例，其自變數資訊不等數及迴歸資訊不等數，與其它地區相比皆屬較小之數值，表示該地區各縣農地訂價模式的總資訊元相當接近，且總資訊元在三個因變數的分布亦相當的一致。

根據 Pooling Data 迴歸分析，農業淨所得與通貨膨脹率對農地價格的變動率，有正的影響，利率則有負的影響，亦即農業淨所得與通貨膨脹率越大，農地價格越高。而利率越高，根據農地資本化模式折算之農



地價格越低。至於農業依存度對農地價格的變動率有負的影響，亦即顯示農業依存度越小、工商業化和都市化的程度越深之都道府縣，農地價格的變動率越大。而稻作比例的係數為負，表示稻作比例較高之都道府縣，農地價格的變動率較小。同時結果亦顯示，經營規模面積較大之都道府縣，農地價格變動率較大。且東日本地區或西日本地區，農地價格的變動率皆比北海道地區為大。

而就時期區分其影響方面，由於受到 1973 年、1979 年二次石油危機物價暴漲之影響，1970 年代農地價格變動率比 1960 年代高。1970、1980、1990 年代的農業淨所得的係數分別較 1960 年代減少，其中此減少的趨勢以 1980 年代為最。此乃 1980 年代，日本貿易的不均衡導致農產品進口自由化的壓力，使國內農產品價格下跌，農業收入減少，因此農業淨所得對農地價格的影響減小。此外 1970、1980、1990 年代通貨膨脹率的係數分別較 1960 年代為高，由於其數值逐期增加，表示通貨膨脹率對農地價格的影響日益加深。

由於 1970 年以來，日本生產調整面積逐年擴大，以致農地轉用增多，因此與 1960 年代相比，1970、1980、1990 年代農業依存度與稻作比例對農地價格變動率的影響增大。且因為 1970 年以來稻米生產過剩，降低農民擴大規模經營之意願，因此經營規模面積對農地價格變動率的影響在 1970、1980、1990 年代有減少之趨勢。而 1960 年代，道路建設公共投資大為增加，市街地價急漲，東、西日本地區與北海道地區相比，農地價格變動率較大，至 1970 年代之後有減緩之趨勢。目前由於在 WTO 體制下，自由進口的壓力，將使國內農產品價格下跌，隨而農業資產報酬亦將減少，農地價格亦將下降。因此只要控制利率和通貨膨脹率之穩定，農地價格下降將有助於經營規模面積之擴大，對農業區域而言，成效尤大。或在新耕地租賃制度下，促進農地之流通，以提高競爭力，減少未來所面臨的各種衝擊。



參考文獻

- 山內豐二，1997。日本農業論考 —— 發展與混迷，御茶水書房。
- 毛育剛，1998a。「台灣農地變更使用政策之回顧與展望」，農業與經濟，21期，1-29。
- ，1998b。「農地政策之最新動向」，當前農業政策系列研討會 —— 農業發展條例之定位與農地政策。
- 井野隆一、田代洋一，1992。農業問題入門，大月書店。
- 阪本楠彥，1984。土地價格之總合研究，農林統計協會。
- 林國慶、趙蕙萍，1994a。「台灣農地價格時間序列資料之編製與分析」，臺灣土地金融季刊。3月，75-97。
- ，1994b。「台灣三大都會區農地價格之動態分析」，臺灣土地金融季刊。6月，1-49。
- 林森田、張慈佳，1996。「農地地價之動態研究 —— 現值模式之檢驗」，國立政治大學學報。5月，23-57。
- 近藤康男，1981。農用地確保與國土政策，日本農業年報，29輯，御茶水書房。
- 武部隆，1984。現代農地經濟論，Minerva 書房。
- 徐世勳、曾偉君，1995。「農地轉用對土地價格及總體變數之影響 —— 一般均衡分析法之應用」，臺灣土地金融季刊。3月，35-66。
- 倉內宗一，1998。「農業構造政策與土地問題」，農業經濟研究。70卷，2號，78-86。
- 廖耀宗，1994。「我國農地轉用之經濟分析」，臺灣土地金融季刊。12月，133-169。
- 鄭詩華，1991a。台灣及日本農地政策與管理制度之研究。台北：豐年社。
- ，1991b。「強化台灣農地管理組織體制之研究」，農業經濟半年刊。50

期，1-35。

橋本玲子，1991。日本農政戰後史，青木書店，增補版。

磯邊俊彦，1987。日本農業的土地問題——土地經濟學的構成，東京大學出版會。

關谷俊作，1997。「農地改革與農地制度之展用」，農林業問題研究。33 卷，2 號，57-65。

Alston, J.M., 1986. "An Analysis of Growth of U.S. Farmland Prices," *American Journal of Agricultural Economics*. 68: 1-9.

Adelaja, A.O., T. Miller, and M. Taslim, 1998. "Land Values, Market Forces, and Declining Dairy Herd Size: Evidence from an Urban-Influenced Region," *Agricultural and Resource Economics Review*. 27: 63-71.

Anderson, T.W., 1984. *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*. 2nd ed., New York: John Wiley & Sons.

Burt, O.R., 1986. "Econometric Modeling of the Capitalization Formula for Farmland Prices," *American Journal of Agricultural Economics*. 68: 10-26.

Campbell, J.Y. and R.J. Shiller, 1987. "Cointegration Tests and Present Value Models," *Journal of Political Economics*. 95: 1062-1088.

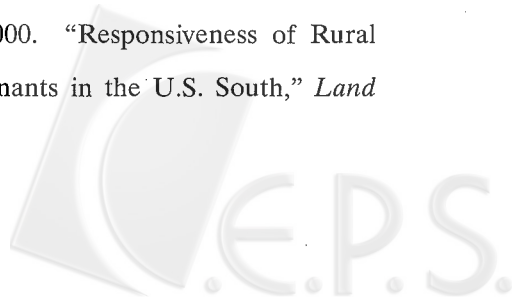
Chavas, J. and A. Thomas, 1999. "A Dynamic Analysis of Land Prices," *American Journal of Agricultural Economics*. 81: 772-784.

Chow, G.C., 1989. "Rational Versus Adaptive Expectations in Present Value Models," *Review of Economics and Statistics*. 71: 376-385.

Falk, B. and B. Lee., 1998. "Fads Versus Fundamentals in Farmland Prices," *American Journal of Agricultural Economics*. 80: 696-707.

Featherstone, A.M. and T.G. Baker., 1987. "An Examination of Farm Sector Real Estate Dynamics," *American Journal of Agricultural Economics*. 69: 532-46.

Hardie, I., P. Parks, P. Gottlieb, and D. Wear, 2000. "Responsiveness of Rural and Urban Land Uses to Land Rent Determinants in the U.S. South," *Land*



Economics. 76: 659–673.

Kanoh, S. and H. Murase, 1999. “On Land Price Formation: Bubble verse Option,” *Japanese Economic Review*. 50: 212–226.

Kennedy, P., 1992. *A Guide to Econometrics*. 3rd edition, the MIT Press: Cambridge, Massachusetts, US.

Lence, S.H. and D. J. Miller, 1999. “Transaction Costs and the Present Value Model of Farmland: Iowa, 1900–1994,” *American Journal of Agricultural Economics*. 81: 257–272.

Moss, C.B., 1997. “Returns, Interest Rates, and Inflation: How They Explain Changes in Farmland Values,” *American Journal of Agricultural Economics*. 79: 1311–1318.

Phipps, T.T., 1984. “Land Prices and Farm-Based Returns,” *American Journal of Agricultural Economics*. 66: 422–429.

Robinson, L.J., L. A. Lins, and R. VenKataraman, 1985. “Cash Rents and Land Values in U.S. Agriculture,” *American Journal of Agricultural Economics*. 67: 794–805.

Shannon, C.E., 1948. “A Mathematical Theory of Communication,” *Bell System Technical Journal*. 27:379–423, 623–656.



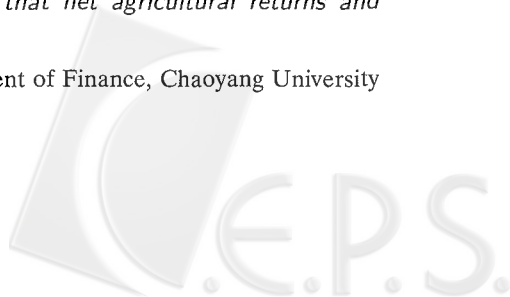
Factors Influencing Farmland Prices of Post-War Japan —An Approach of Bits of Information Measure

Chien-Hung Chen and Jin-Jou Dai*

A Capitalization Model and Bits of Information Measure are used to study the land price behavior of Japan prefectures and districts in the period of 1962-96. Net agricultural returns, inflation, interest rate, degree of agricultural dependence, farm land size, percentage of rice production, dummy variables for various period are employed to explain the land price variation. Capitalization models use discounted flow of expected returns to evaluate farmland. The Bits of Information Measure composed of the partial correlation coefficients, weighs independent variables' explanation power for farmland price changes. The analysis of Bits of Information and Information Inequality concluded that the variable of net agricultural returns was the most important factor in most of the models. And inflation and interest rates were the second and third important variables, respectively. However, the models of urban areas such as Tokyo and Osaka had inflation as the most critical variable. In the analysis of districts, net agricultural returns offered the highest ratio of Bits of Information in the model of Tokai, while the least ratio in that of Tohoku. Interest rate offered the highest ratio of Bits of Information in the model of Tohoku, while the least ratio in that of Kanto-Tosan. Inflation offered the highest ratio of bits of information on land price variation of Hokkaido, while the least ratio on land price variation of Tokai. The analysis of Information Inequality across Regressors showed that the distributions of Information Bits in Kanto-Tosan and Kinki were more dispersed, while the distributions in Tokai and Kyushu were less diffuse. The analysis of Inequality of Information in Regressions, which revealed the variations of Bits of Information offered by models across prefectures, were high in Kanto-Tosan and Kinki and low in Kyushu and Tokai. This means that the capitalization model is appropriate for the latter data.

The regressive analysis of pooling data showed that net agricultural returns and

* Assistant Professor and Associate Professor, Department of Finance, Chaoyang University of Technology.



inflation had a positive influence on land price, and that interest rate had a negative influence. Moreover, the smaller the degree of agricultural dependence was or the deeper the industrialization and urbanization was, the more the land price fluctuated. The prefectures with higher percentage of rice production or those with smaller farm size would have lower land price fluctuation. Both land prices of Eastern Japan and Western Japan were more volatile than that of Hokkaido. Under the framework of WTO, the free import has pushed down the prices of domestic agricultural products and the returns of agricultural assets. This has resulted in the decrease in farmland prices. Therefore, controlling interest rate and inflation as stable levels, the decrease in land prices may stimulate the expansion of farm sizes such that Japanese agriculture may become more competitive in the circumstances of globalization and liberalization.

Keywords: *Agricultural Land Price, Partial Correlation Coefficient, Capitalization Model, Bits of Information Measure, Information Inequality across Regressors, Inequality of Information in Regressions*

