

影響我國家計部門 液化石油氣需求要因之探討

廖惠珠

淡江大學經濟系副教授

黃台心

淡江大學經濟系教授

王美惠

淡江大學財務金融系講師

面對我國產業自由化的快速推展,以及液化石油氣市場即將於民國 88 年開放,但相關深入研究卻仍匱乏下,本文詳細的剖析影響我國家計部門液化石油氣需求之要因。實證結果發現液化石油氣、天然氣與所得等變數存在著共整合現象,所得對液化石油氣的影響主要是透過短期性之動態調整,天然氣則是透過長期之影響。此一實證結果隱含我國長期液化石油氣的需求乃主導於天然氣而非所得的成長,若單純的以所得成長來推估未來我國之長期液化石油氣需求量,恐怕會有所偏頗。借由本文之分析,適當的考量天然氣對液化石油氣之影響,應可較正確的估計我國未來對液化石油氣的需求,以降低自由化所可能帶給私部門投資不當的隱憂。

關鍵詞：液化石油氣、天然氣、家計部門、共整合、誤差修正模型

壹、前言

隨著我國能源產業自由化之推動,各種油品的開放時間表也陸續的擬出。各大小民間企業無不磨拳擦掌,盼市場及早開放,得以與中油一較長短。其中原擬於民國 91 年才開放進口液化石油氣 (LPG) 或稱桶裝瓦斯,也因部份業者的爭取,將提早於民國 88 年開放。

基本上，自由開放既符合國際潮流，也可增進一般消費者福祉。唯規劃不周全之自由競爭市場，反使不肖業者有機可乘，不僅會形成對合法業者的不公平競爭，更殘害消費者權益。典型實例是我國加油站開放後，少數不肖業者攙雜劣質油以提高利潤，而傷害合法業者與消費者之現象。除了市場遊戲規則不完整所引發的缺失外，市場訊息的短缺，也常是開放市場後引發諸多弊病的主因。原具獨占地位、坐擁厚利之事業開放後，常會引來過多的競爭者，產生供過於求的現象，不僅投資者血本無歸，也造成稀少性資源之浪費。例如我國證券自營商的開放，造成諸多號子倒閉關門。本文旨在詳研影響我國 LPG 需求之要因，以方便對未來 LPG 需求有精確的預測，可避免投資過度或不足而引發大量社會成本。不過，由於我國 LPG 之使用主集中於家計部門（見附表一），且 LPG 是家計部門所使用之主要能源之一（見附表二），爲了屬性分析的嚴謹性，本文僅討論影響我國家計部門對 LPG 需求之要因。

因 LPG 僅是油品煉製業的一小環，且各先進國少用此一產品，故專研 LPG 需求的學術性分析相當稀少。其中 Uri and Gill (1990) 對此產品有較多深入的討論，但僅以簡單迴歸分析來探討。其餘相關文獻皆著重於家計部門對各種能源消費分析，僅附帶討論此產品 (Bernard et al. 1987; Baker and Micklewright, 1989; Assimakopoulos, 1992)。雖然這些文獻有助於我們瞭解影響 LPG 需求之要因，但也因係附帶討論的性質，致無法釐清 LPG 的使用狀況，自然也就難以設立合適的計量模型。

我國能源需求預測文獻相當豐富，如：梁啓源 (1987)，梁明義 (1989)，許志義與柏雲昌 (1995)，許志義、毛維凌與柏雲昌 (1996) 等。至於液化石油氣相關研究則十分匱乏，僅有之少數資料，除業者之趨勢分析 (Lai, 1997a, 1997b)，曾正權與林茂文 (1990) 和廖惠珠等人 (1996) 對天然氣需求的分析，以及相關研究單位在研討部門別能源消費後，附帶所做之片面結論外 (薛立敏，1985; 王京明，1994)，只有經濟部能源委員會 (1995) 所委託有關液化石油氣供銷規劃之研究，有較深入之探討。唯該報告內容強調供給面分析，少著墨於 LPG 需求面的分析。此種文獻欠缺的主因，乃肇始於我國原有企業國營之事實。在石油產業統由中油公司經營管理下，追求所有油品經營之最

大利益為前提，產銷比例相對稀少之 LPG 自然淪為配角。在油品產銷大宗之汽油與燃料油的最適量被決定後，其產量也就因油品煉製有限的調整空間下而被決定，大約固定於總油品產量 2% 至 3% 之間（見附表三）。

相形之下，在自由競爭市場下，個別業者所考量的是本身之最大利潤（或最小成本）。就個別 LPG 貿易經銷商而言，LPG 不再是油品聯產品中的一小環，而是經銷營運的一大環，甚或是僅有的一大法寶。也因此業者會努力開拓市場，甚或積極使用各種競爭策略以搶攻市場。例如，近年來我國開放上游桶裝瓦斯之經銷後，北區即有人將原訂價每桶 450 元左右之 20 公斤桶裝瓦斯，競價至三桶一千元。此一降價行為所引發的不只是同業間市場佔有率的搶奪，更是對市場需求彈性的探索。前者代表總市場需求不因價格變動而調整之同業銷量調整，後者則代表總需求因降價而增加的效果。不可置疑的，此兩議題的研究方向，差異頗大。市場佔有率的重分配著重於業界行為之探討，常以賽局理論（Game theory）來分析；而市場總需求之變化則與產品價格、替代品與所得等諸多變數有關，可利用計量分析來檢驗。

一般能源需求推估多採簡單計量分析，忽視不同能源別需求間的共整合（cointegration）現象。其中有關家計部門液化石油氣需求之推估，往往因簡單計量分析無法釐清其與天然氣（NG）或稱管線瓦斯、所得等之長短期關係，而難以正確的估計。本研究擬採共整合與誤差修正模型（error correction model, ECM）來分析。這種計量方法，在總體計量與財務計量上，已被廣泛使用於諸如貨幣需求（張家宜（1989），方文碩（1992），Cuthbertson and Taylor（1989,1990），Hendry and Erricson（1991a,1991b），Ahumada（1992），Johansen（1992a），Johansen and Juselius（1990））、匯率預測（吳致寧（1995），McNown and Wallace（1989），MacDonald and Taylor（1991,1993））、外匯市場效率性（沈中華（1995），黃柏農與蘇文敏（1993），Levy and Nobay（1986），Shen（1997））、消費理論（張林員（1993），黃台心（1996,1997），Campbell（1987），Campbell and Deaton（1989），Campbell and Clarida（1987））及租稅均攤（tax smoothing）（Huang and Lin（1991,1993））等方面的研究。

然而，在能源經濟學方面，共整合的應用卻很少，Vany and Walls（1993）

研究美國 20 個天然瓦斯產地，現貨市場價格間，是否有共整合關係，並以此代表瓦斯市場的競爭程度。Glen (1996) 研究 OPEC 石油產量與其各會員國石油產量間，是否有共整合關係。本研究可說是國內首度將共整合應用於能源需求的探討，¹ 共整合觀念將在第三節中簡略討論。

本文除第壹節是前言外，第貳節闡述我國液化石油氣市場需求概況，第參節介紹本研究使用的計量方法，第肆節為使用前節計量方法，進行實證分析，最後一節是結論。

貳、我國液化石油氣市場需求概況

基於文獻之匱乏，深入檢視我國液化石油氣市場之需求概況，有助於下節實證模型之建立。一般而言，影響商品需求之要素，不外乎商品價格、替代品價格、所得與個人偏好等。檢視 LPG 市場可發現，由於其消費之特殊性，具影響力之變因也因而有所差異，現詳述於下：

(一) 價格彈性低

我國 LPG 的價格與其歷年需求量間之相關性頗低。導致此現象者，主要有以下三點理由：

1. 消費習性的不易更改：消費者個人烹飪與沐浴等習性，通常不會因 LPG 價格的調整而大幅改變。
2. 能源產品間之替代性小：此點乃起因於 LPG 之引伸需求性。除了管線瓦斯外，其他如電、木炭等能源產品均不容易於短期間內替代 LPG。顯然，使用 LPG 之設備往往因屬耐久財而難以在短期內更換，消費者考慮更換設備的額外開銷下，通常寧可忍受能源價格之短期變動。至於管線瓦斯的消費則受限於管線鋪設，於管線未鋪設之區域，消費者也僅能選用 LPG。

1 實際上，許志義與柏雲昌等 (1995) 曾以 ECM 模型預測我國各類能源需求，唯他們似乎祇將 ECM 當作一種工具，對於相關重要的細節，沒有深入探討。諸如共整合係數與誤差修正係數顯著性檢定、遞迴分析 (recursive analysis) (用以確認在研究期間經濟體系沒有結構性變動) 及條件誤差修正模型的估計。

3. 經銷商間之替代性小：由於 LPG 產業具區域獨占性，消費者即使因價格因素擬購買其他較遠地區之瓦斯，也常因距離太遠，輸送不便等理由，而遭拒絕。我國 LPG 市場之價格主導於成本面，不似一般競爭市場因供需變化而調整，因此其價格與需求量之關係頗低。

(二) 天然氣與 LPG 之相關性大

理論上管線瓦斯與桶裝瓦斯應互為替代品，兩者之消費量應呈你消我長之替代關係。唯因管線鋪設速度緩慢，兩者間之替代關係並不明顯。檢視兩者之時間序列數據，反成亦步亦趨之正向關係。以複迴歸分析及簡單相關係數分析，在在都顯示出桶裝瓦斯與管線瓦斯之正相關程度較諸其與家庭戶數、平均所得等重要變因之相關程度來得更大一些。分析國際上許多國家經濟發展與能源需求之關係，常可發現，在經濟成長初期時，管線與桶裝瓦斯多成正向互補關係，此乃因管線瓦斯鋪設較慢，相對偏遠地區大都使用 LPG。在管線瓦斯未全面普及化時，人們在追求便利生活的心態下，無論都市或鄉下都傾向以瓦斯來取代煤或木炭，故可觀察到天然氣與 LPG 兩者，呈同步成長現象。此一事實指出管線瓦斯與桶裝瓦斯兩者，在長期間可能具共整合現象。當然此關係可借由計量工具做進一步的分析，以釐清其間的關聯性。

(三) 所得對 LPG 消費之影響

仔細比對所得與 LPG 之時間序列資料，可觀得彼此間有高度相關性，而一般能源需求相關文獻也多指出所得是影響能源需求的重要變因。隨著所得水準的提升，家計部門使用之能源產品會逐次的由木頭、木炭、煤球等提升至桶裝瓦斯、管線瓦斯或電力。詳細探究我國自政府遷台迄今，家計部門的能源消費確實朝此方向發展。

參、計量方法

本文先行從事一般計量分析，使用普通最小平方法，迴歸模型中雖考慮

如瓦斯爐、抽油煙機等控制變因，但仍難以釐清 LPG、NG 與所得間之關係，顯示有必要使用架構更為完整的共整合與誤差修正模型。故本研究進一步深入檢視此三變數是否具共整合現象，以下簡述共整合檢定理論。

一時間序列 x_t 若經 $d(\geq 1)$ 次差分後成為定態（或稱恆定）序列，稱此序列的整合級次為 d ，以 $I(d)$ 表示。大多數的時間序列經一次差分後成為定態，故以 $I(1)$ 序列稱之，它具有單根（unit root）。若 x_t 不需經過差分即為定態，則其整合級次為零，以 $I(0)$ 表示。假設 X_t 為一 $px1$ 向量，其中所有元素皆為 $I(d)$ 的時間序列，若存在 $px1$ 向量 β ，使得 $S_t = \beta' X_t \sim I(d-b)$ ， $0 < b \leq d$ ，則稱存在 (d, b) 階的共整合關係，以 $X_t \sim CI(d, b)$ 表示，而 β 稱為共整合係數向量。由上述定義可知，變數間若存在共整合關係，必須符合下列兩條件：

1. 各變數之整合級次皆相同；
2. 各變數經線性組合後的整合級次會降低。

因此，檢定共整合關係前，需先對各變數的整合級次作確認。本研究將使用單根檢驗法中最穩定的 ADF（augmented Dickey-Fuller）法，² 對各變數進行檢定。

確認模型中各變數的整合級次後，接下來，才能進行共整合分析。早期研究者多以 Engle and Granger（1987）的二步驟法為之，然此法比較適合研究兩變數間的共整合，超過兩個以上，Johansen（1988）的最大概似法較適當。Gonzalo（1994）證明 Johansen（1988）和 Johansen and Juselius（1990）的最大概似法，具備(1)係數估計值為對稱分配，(2)中位數不偏性，(3)漸近有效性，及(4)可用卡方分配進行假設檢定等性質。而且，即使隨機干擾項不是常態分配以及模型中各變數的落後期數未知，最大概似法在 Monte

2 早期文獻上有關單根的檢定法主要分成三種：(1)Cointegration Regression Durbin-Watson (CRDW) 檢驗法，(2)Dickey-Fuller (DF) 檢驗法，和(3)擴大 DF 檢驗法 (the Augmented DF tests, ADF)。其中以 ADF 檢驗法表現最穩定，Engle and Granger (1987) 建議使用此法。TSP (4.3 版) 提供三種單根檢定法，包含(1)加權對稱法 (the weighted symmetric tests, WS)，(2) ADF 法和(3) PP 法 (the Phillips-Perron variation of the Dickey-Fuller test)。其中 WS 法的檢定力 (power) 優於 ADF 法，詳情可參閱 Pantula et al.(1994)。使用這三種檢定法檢驗本研究的資料，得到的結論差異不大。

Carlo 模擬中，仍是表現最佳的估計法。所以，本研究將採最大概似法，進行分析。

假設有一 k 階向量自我迴歸體系 (vector autoregressive system, VAR)，表為：

$$(1) \quad X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu_t + \varepsilon_t,^3 \quad t=1, \dots, T$$

式中 X_t 為 $p \times 1$ 內生變數向量， μ 是 $p \times 1$ 常數向量， $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ 是 $p \times 1$ 隨機干擾項向量，皆為常態分配，其平均數向量為 0，變異數矩陣為 $p \times p$ 常數矩陣， $\Pi_i (i=1, \dots, k)$ 為 $p \times p$ 係數矩陣。令 $\Delta = 1 - L$ ， L 為落後運算子，(1)式可改寫成：

$$(2) \quad \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t$$

式中

$$\begin{aligned} \Gamma_i &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), & i=1, \dots, k-1 \\ \Pi &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k), \end{aligned}$$

而 I 為 $p \times p$ 單位矩陣。

Johansen 的共整合檢定，即在檢定(2)式中 Π 的秩 (rank)，若 $\text{rank}(\Pi) = p$ ，表示向量 X_t 中所有元素均為定態；若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，表示 X_t 為零矩陣 (null matrix)， X_t 中所有元素均為非定態時間序列，且彼此間無共整合關係；當 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$ ，表示 p 個內生變數間，有 r 組共整合關係。此時，可將 Π 表為 $\Pi = \alpha\beta'$ ，其中 α 與 β 都是 $p \times r$ 的矩陣，前者為誤差修正係數矩陣，後者則為共整合係數矩陣。

一旦發現模型中各變數間有共整合關係，接下來可用卡方檢定，檢驗各內生變數的共整合係數 (β) 是否為零，也可檢定誤差修正項的係數 (α) 是否為零，此即所謂「弱外生性」(weak exogeneity) 檢定。檢定程序在此從略，讀者可參閱 Johansen (1992b) 及 Johansen and Juselius (1990, 1992, 1994)。

3 由於本研究將使用年資料進行實證分析，故迴歸方程式中，未放季節虛擬變數。

若檢定結果，發現有一個以上變數為模型中的弱外生變數，則整個 VAR 體系可分解成條件模型（內生變數）與邊際模型（僅包含弱外生變數）兩部分，祇估計條件模型，不會損失任何有用的訊息，而且，使用條件模型通常可以改善迴歸模型的設定（Hansen and Juselius (1995)）。

以三變數 VAR 模型為例，令 $X_t = (y_{1t}, y_{2t}, z_t)'$ ， $Y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$ 。若 z_t 是此模型中的弱外生變數，則固定 z_t 後 Y_t 的條件迴歸方程式可表為：

$$(3) \quad \Delta Y_t = \Gamma_0 \Delta z_t + \tilde{\Gamma}_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \tilde{\Gamma}_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \tilde{\alpha} \beta X_{t-k} + \tilde{\mu} + \tilde{\varepsilon}_t,$$

其中，有關 Γ_0 , $\tilde{\Gamma}_i (i=1, \dots, k-1)$, $\tilde{\alpha}$ ，以及 $\tilde{\mu}$ 的定義，可參考 Johansen (1992b) 及 Ericsson (1992)。

肆、實證分析

本節先簡介使用之資料，接著進行單根與共整合檢定，最後則是估計條件迴歸方程式，並解釋其所隱含的經濟意義。

(一) 資料分析

根據第二節的分析，本研究選擇三個變數，從事實證分析，即平均每千人每年液化石油氣消費數量 (APG)、平均每千人每年管線瓦斯消費數量 (ANG) 及平均每人每年實質國民生產毛額 (AY) (基期為民國 80 年) 等。上述三變數再取自然對數轉換，改以小寫字母 *apg*、*ang* 及 *ay* 表示。如此，共整合係數即為彈性。起迄期間為從民國 46 至 85 年，共計 40 年的年資料，取自教育部 AREMOS 資料庫。相關的樣本統計量，列於表一中。

表一 樣本統計量

	APG (每千人)	ANG (每千人)	AY (每人)
平均數	32.574	12.789	118856.55
標準差	25.833	11.659	85913.22

矢野仁一

1938 《長崎市史 通交貿易編東洋諸國部》。長崎市役所。

司法省調査課

1934 《德川禁令考》。東京：司法省調査課。

田邊茂啓

1973 《長崎實錄大成》。長崎：長崎文獻社。

石村喜英

1973 《深見玄岱の研究》。東京：雄山閣。

加藤榮一

1989a 〈鎖國論の現段階〉，《歴史評論》475:2-25。

1989b 〈大航海時代と鎖國體制〉，《歴史研究の新しい波—日本における歴史學の發達と現狀 VII 1983-1987〉，頁 23-62。東京：山川出版社。

朱國禎

1978 《湧幢小品》。筆記小說大觀 22 編，頁 4023-5078。台北：新興書局影印本。

西川如見

1942 《長崎夜話草》。岩波文庫本，青 18-1。東京：岩波書店。

百瀬弘

1980 《明清社會經濟史研究》。東京：研文出版。

全漢昇

1984 〈明中葉後中日間的絲銀貿易〉，《中央研究院歷史語言研究所集刊》，55(4):635-649。

寺尾善雄

1986 《明末の風雲兒 鄭成功》。東京：東方書店。

竹內光美等

1990 《長崎墓所一覽 悟眞寺國際墓地編》。長崎：長崎文獻社。

李金明

1990 《明代海外貿易史》。北京：中國社會科學出版社。

李言恭、郝杰

1983 《日本考》。北京：中華書局。

李獻璋

1961 〈嘉靖年間における浙海の私商及び舶主王直行蹟考〉，上、下。《史學》34(1):45-82；(2):43-83。

1979 《媽祖信仰の研究》。東京：泰山文物社。

1991 《長崎唐人の研究》。佐世保：親和銀行。

李建軍

1991 〈朱欽閩浙政績述評〉，《明清史論文集》第 2 輯，頁 108-120。天津：天津人民出版社。

佐久間重男

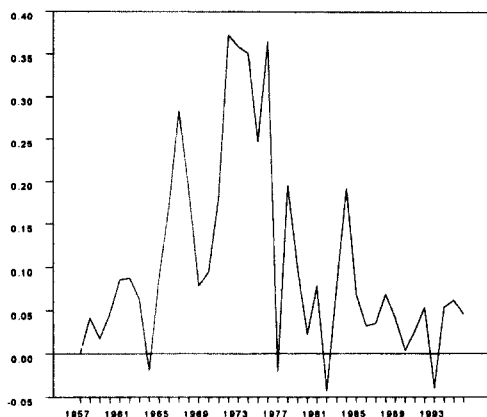
1992 《日明關係史の研究》。東京：吉川弘文館。

那霸市史編集室

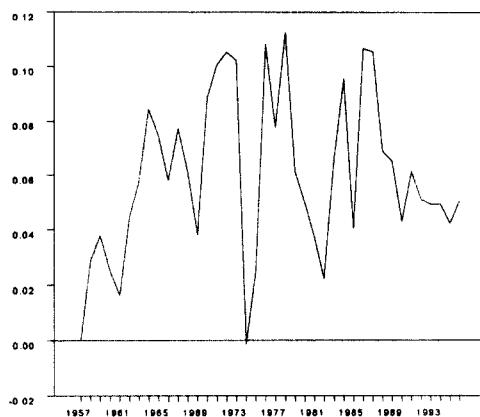
1980 《那霸市史 資料篇》，第一卷六，家譜資料二(下)。那霸：那霸市史編集室

定宗一宏

圖五 DANG



圖六 DAY



(二) 單根與共整合檢定

圖一至圖三繪出三變數的圖形，在樣本期間內，三變數均呈上升趨勢。取一階差分後，圖四至圖六顯示它們此時已無長期趨勢，成為定態序列。故若由圖形來看，此三序列都是具有單根的非定態序列，唯尚需進一步以計量方法加以檢驗。

前節已提到，本研究將使用單根檢定中的 ADF 法，以 TSP 4.3 版套裝軟體，估計結果列示於表二中。臨界值根據 MacKinnon (1991)，樣本數為 37，迴歸模型中若祇包含截距項，10%、5%與 1%顯著水準下的臨界值，分別為 -2.609、-2.942 與 -3.617。若模型中包含截距與時間趨勢項，則分別為 -3.199、-3.535 與 -4.224。

表二顯示模型中使用的三個變數，皆為具單根的非定態時間序列。確認這些變數均為非定態後，即可進行共整合檢定。

採 Sims (1980) 提出之序列概似比檢定法 (sequential likelihood ratio test) 與 SBIC (Schwarz Bayesian Information Criterion)，均得到 VAR 模型的最適落後期數為 2。迴歸模型中是否放入截距項與時間趨勢項等所謂「確定成份」(deterministic components)，是依據 Johansen (1992c) 及 Pantula (1989)，詳細過程請參見附錄。使用 CATS in RATS 套裝軟體，Johansen (1988) 和 Johansen and Juselius (1990) 最大概似法檢定結果，

列於表三中。

表三 共整合檢定結果

特徵值	λ -max	Trace	λ -max (90%)	Trace (90%)
0.7802	57.57	70.57	13.39	26.70
0.2445	10.65	13.00	10.60	13.31
0.0598	2.34	2.34	2.71	2.71
共整合向量	$\beta' = (1 \quad -0.853 \quad -0.155)$			
誤差修正係數向量	$\alpha' = (-0.313 \quad 0.023 \quad 0.006)$			

註：本迴歸模型 $\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \alpha \beta' X_{t-2} + \varepsilon_t$

變數向量 $X = (apg \quad ang \quad ay)'$

與 90% 臨界值比較，可判定這三個變數間，存在一組共整合（長期均衡）關係。根據 β 向量，桶裝瓦斯和天然瓦斯的需求量，呈同向變化，這個發現與第二節所述我國液化石油氣市場需求狀況一致。值得注意的是，過去我國的能源使用屬開發中階段，在此階段管線瓦斯之鋪設普及率偏低。但隨著能源使用的持續開發，瓦斯公司漸有餘力擴展其管線瓦斯網，因此家計部門未來對 LPG 與管線瓦斯二者的需求很可能由過去同步成長的狀況，而逐步的轉變為替代關係，雖然這只是我們的預期，目前尚無法由我國過去之歷史資料印證而得，但先進國家管線瓦斯使用量遠高於 LPG 用量之事實，頗值得我國相關業者借鏡。千萬勿將 LPG 的需求單純以所得的成長來解釋，而需考量 LPG 與管線瓦斯之長期互動關係。桶裝瓦斯與所得間，亦呈同向關係，即隨著國民所得水準的提高，消費者對桶裝瓦斯的需求量同步上升，唯幅度較小。國民所得水準上升 10%，桶裝瓦斯的需求量僅上升 1.55%，顯示桶裝瓦斯屬於正常財，與理論預期相符。個別檢定 β 向量中各元素是否為零，在 5% 顯著水準下，除所得外全部拒絕為零。

誤差修正係數向量中第一個元素為負，此亦符合理論預期，這表示若前期消費者對桶裝瓦斯有超額需求，本期則會往下修正約 31.3%。個別檢定誤差修正係數向量中，各元素是否為零，在 5% 顯著水準下，*ang* 與 *ay* 二方程式的誤差修正係數不顯著異於零。聯合檢定時，在 10% 顯著水準下，亦不能

拒絕它們同時為零的虛無假設，故此二變數可被視為 VAR 模型中的弱外生變數。

在樣本期間內，全世界遭遇過兩次石油危機，對能源（包含瓦斯）價格及需求量產生極大影響，迴歸模型中必須考慮這種外生因素，以消除可能的結構性變化。一般均使用虛擬變數， $d74$ 與 $d80$ 二虛擬變數，除分別在 1974 及 1980 兩年為一以外，其餘全部為零。將 ang 與 ay 視為模型中的弱外生變數及加入兩虛擬變數後，重新估計，得到 $\beta' = (1 \quad -0.807 \quad -0.108)$ ， $\alpha' = (-0.321 \quad 0 \quad 0)$ ，與表三相比，沒有太大差異。

apg 的條件迴歸方程式可表為：

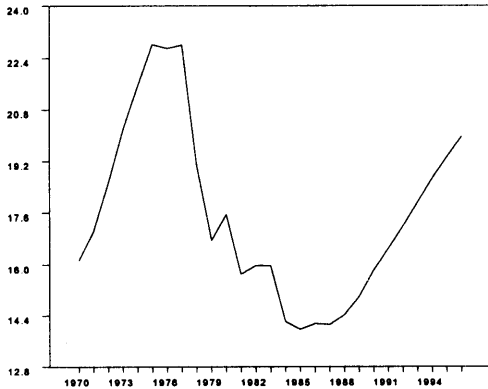
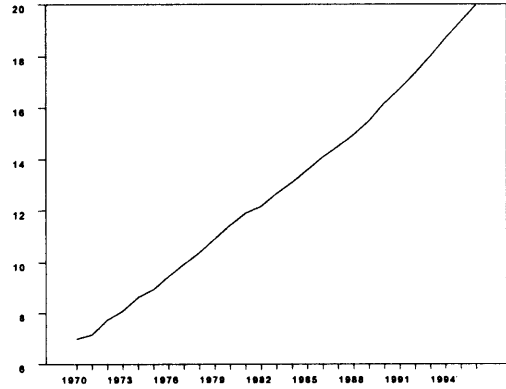
$$(4) \quad \Delta apg_t = \tilde{u} + \Gamma_0 \Delta Z_t + \tilde{\Gamma}_1 \Delta X_{t-1} + \tilde{\alpha} \beta' X_{t-2} + \tilde{\varepsilon}_t,^4$$

$$Z_t = (ang_t \quad ay_t)'$$

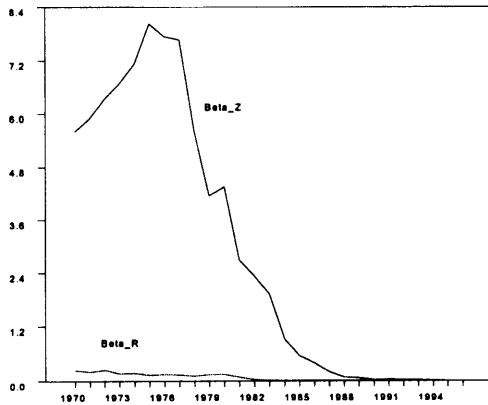
CATS in RATS 套裝軟體，提供遞迴估計法，用以檢定條件（部分）模型的迴歸係數是否具備穩定性，換言之，檢定樣本期間內是否有結構性改變。根據圖七與圖八遞迴跡檢定統計量，可看出在樣本期間內，均可判定有一組共整合關係， $Z(t)$ 雖有一些波動，但大體呈緩慢上升之勢； $R(t)$ 更是呈現明顯上升趨勢，這些均符合預期。⁵ 若共整合向量 (β) 具穩定性，則圖九中 β_Z 及 β_R 二曲線均應介於零與一之間，雖然前者自 1984 年起才落入零與一之間， β_R 則始終在正確範圍內。圖十顯示樣本期間內，特徵值並無太大起伏波動，表示在此期間內，沒有結構性改變。以上四個圖形，似都確認在樣本期間內沒有結構性改變。

4 $d74$ 與 $d80$ 二虛擬變數暫不放入。

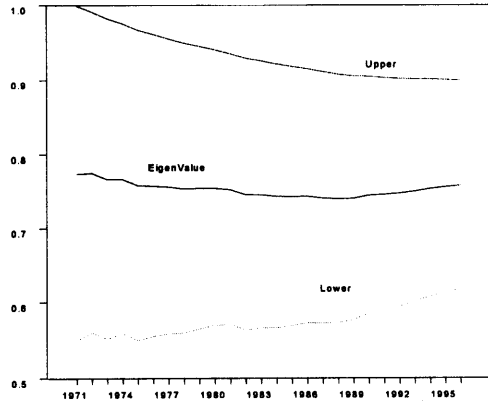
5 $Z(t)$ 代表 Trace 值序列，本研究先以 1957~1970 為基本子樣本。以此子樣本為起點，每次加入一筆資料後，重新估計，算出其 Trace 值，如此不斷重複，直到最後一筆資料加入後為止。估計時使用的模型，就是條件或稱部份模型 (Partial model or system)。將此以遞迴方式估計出來的 Trace 值序列，繪成圖形，即為圖七。 $R(t)$ 亦是以遞迴方式估計得到的 Trace 值序列，不同之處，在於使用完整模型 (Full model) 而非部份模型進行估計，其圖形即為圖八。相關詳細內容，請參閱 CATS in RATS 使用手冊頁 54~55。

圖七 $Z(t)$ 圖八 $R(t)$ 

圖九 Beta_Z and Beta_R



圖十 Eigen Value and its bounds



重新以最小平方方法估計 apg 的條件迴歸方程式，由於在前面共整合檢定時，已證明樣本期間內無結構性改變，此處不需再作係數穩定性診斷檢定；唯發現模型有條件異質性，修正條件異質性後的結果，列示如下：

$$\begin{aligned}
 (5) \quad \Delta apg_t = & -0.2721 + 0.2835\Delta ang_t + 1.3864\Delta ay_t + 0.3133\Delta apg_{t-1} \\
 & (0.111)^b \quad (0.255) \quad (0.958) \quad (0.164)^c \\
 & + 0.3058\Delta ang_{t-1} + 0.3338\Delta ay_{t-1} - 0.1217EC_{t-2} \\
 & (0.209) \quad (0.827) \quad (0.065)^c \\
 & - 0.1572\Delta apg_{t-2} + 1.1948\Delta ay_{t-2} - 0.0687d74 - 0.0782d80, \\
 & (0.032)^a \quad (0.727)^c \quad (0.105) \quad (0.046)^c
 \end{aligned}$$

$$(6) \quad EC_t = apg_t - 0.807ang_t - 0.108ay_t,$$

$$Q(10)=7.602, \quad Q(15)=8.469, \quad Adj. R^2=0.7519$$

係數估計值下方括弧內的數字是估計標準誤，其中 a 表 1% 顯著水準下顯著， b 表 5% 顯著水準下顯著， c 表 10% 顯著水準下顯著。

$Q(k)$ 是 Ljung-Box 統計量，用以檢定是否有 k 階自我迴歸。就管線瓦斯 (ang) 而言，當期與落後一期兩項，均對桶裝瓦斯無顯著影響，顯示 ang 祇與 apg 有長期共整合關係，透過誤差修正項才對 apg 產生影響； ay 則恰好相反，其共整合係數並不顯著異於零，而 Δay_{t-2} 的係數估計值在 10% 顯著水準下顯著，表示所得影響 apg 的需求主要是透過短期動態的調整。由於桶裝瓦斯屬吾人生活必需品，其所得彈性必然偏低，然當所得發生短期波動時，對桶裝瓦斯的需求會有短暫但顯著的影響。正如預期，兩個虛擬變數的係數估計值皆為負，代表石油危機的發生，吾人對桶裝瓦斯（能源）的需求量降低，唯祇有 $d80$ （1980 年石油危機）的係數呈顯著。

伍、結論

本研究透過嚴謹之計量分析，在深入解析液化石油氣市場的產銷狀況後，以共整合分析法詳細的剖析影響我國家計部門液化石油氣需求之要因。實證結果發現液化石油氣、天然氣與所得等變數存在著共整合現象。其中所得對於液化石油氣的影響主要是透過短期性之動態調整，而天然氣則是透過長期共整合關係，影響液化石油氣的需求。此一實證發現，對液化石油氣之需求預測頗具政策性意義。其隱含影響我國長期液化石油氣需求的主要因素，是天然氣而非一般人所認為的所得成長，故若單純的以所得成長，推估未來我國長期液化石油氣的需求量，恐怕會有嚴重偏誤。

尤有甚者，目前我國仍屬開發中國家，過去資料顯示液化石油氣與天然氣間呈正相關，皆乃因管線鋪設受制於法令、環評與土地取得等因素而進行緩慢，但只要假以時日完成管線鋪設，以及桃園另一液化天然氣接收港的完成，天然氣挾其便利性之優勢，必將大幅取代家計部門液化石油氣之消費。在此一現象下，若忽視液化石油氣之需求長期主導於天然氣需求之現象，而一味的依循過去數據，錯誤的把具短期影響作用之所得成長，用來估測長期液化石油氣需求，會有相當程度偏誤，誤導私部門不當投資，造成資源錯誤

配置。據聞國內已有民間集團擬投資百億元於建造液化石油氣槽設備，以因應未來產業自由化後貯存進口液化石油氣。此一舉動若著眼於與中油公司之競爭、交通部門對 *LPG* 之需求⁶ 或放眼於彼岸的潛在需求則另當別論，但若立基於對國內未來需求過度樂觀之估計，則此一投資案只怕兇多吉少，頗值審慎考量。

6 目前我國政府為因應日趨嚴格的環保政策，極力推動 *LPG* 車輛的使用，未來交通部門對 *LPG* 需求的擴大或許可多少彌補家計部門對 *LPG* 需求萎縮之狀況。

參考資料

王京明

- 1994 〈台灣地區住宅與商業部門能源消費調查與研究〉，經濟部能源委員會。

方文碩

- 1992 〈開放經濟貨幣需求—共整合與錯誤修正模型之應用〉，台北，中國經濟學會，《中國經濟學會年會論文集》。

沈中華

- 1995 〈檢定外匯市場效率性—三向量自我迴歸模型〉，中國財務學刊。

吳致寧

- 1995 〈貨幣學派之匯率決定模型與匯率預測—台灣之實證研究〉，中央研究院經濟所，《經濟論文》，23:1, 159-188。

梁明義

- 1989 〈能源終端需求預測之研究〉，經濟部能源委員會。

梁啓源

- 1987 〈臺灣能源需求模型之研究〉，中央研究院，《中研院經濟所現代經濟探討叢書》。

許志義、毛維凌、柏雲昌

- 1996 〈台灣中長期能源需求預測〉，中華經濟研究院，《經濟專論》，170。

許志義、柏雲昌

- 1995 〈建立我國能源需求預測模型之研究—八十四年度期末報告〉，經濟部能源委員會。

曾正權、林茂文

- 1990 〈台灣區家用天然氣需求分析：轉換函數模式之應用〉，《台銀季刊》，39:291-309。

張林員

- 1993 〈台灣消費是否過度平穩—恆常所得理論之再探〉，清華大學經濟學研究所碩士論文。

張家宜

- 1989 〈台灣貨幣需求函數之再探討〉，台北，淡江大學。

黃台心

- 1996 〈從儲蓄面檢定恆常所得假說〉，中國經濟學會，《中國經濟學會年會論文集》。

- 1997 〈以季節誤差修正模型聯合檢定理性預期與恆常所得假說〉，台北，中央研究院經濟學研究所，總體經濟計量模型研討會。

黃柏農、蘇文敏

- 1993 〈外匯市場效率性之檢定—多種匯率間之分析比較〉，中國經濟學會，《中國經濟學會年會論文集》。

經濟部能源委員會

- 1995 〈液化石油氣供銷規劃與管理體系及相關法規之研究〉。

薛立敏

- 1985 〈台灣地區家計部門電力消費之研究——最終用途法之分析及預測〉，中華經濟研究院。

廖惠珠、蘇君穗、林淑娟

- 1996 〈台灣天然氣與石油消費變遷之研究〉，《能源季刊》，26:3, 90-102。

- Ahumada, H.
1992 "A Dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988", *Journal of Policy Modeling* 14(3):335-361.
- Assimakopoulos, V.
1992 "Residential Energy Demand Modeling in Developing Regions the Use of Multivariate Statistical Techniques", *Energy Economics*, 14(1):57-63.
- Baker, P., R. Blundell, and J. Micklewright
1989 "Modeling Household Energy Expenditures Using Micro-Data", *The Economic Journal*, 99:720-738.
- Bernard, J.T., M. Lemieux, and S. Thivierge
1987 "Residential Energy Demand: An Integrated Two-Levels Approach", *Energy Economics*, 9(3):139-144.
- Campbell, J.Y.
1987 "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis", *Econometrica*, 55:1249-1273.
- Campbell, J.Y. and A.S. Deaton
1988 "Why is Consumption So Smooth?", *Review of Economic Studies*, 56:357-373.
- Campbell, J.Y. and Clarida R.H.
1987 "Household Saving and Permanent Income in Canada and the United Kingdom, Working Paper", No.2223, NBER, April.
- Cuthbertson, K. and M.P. Taylor
1989 "On the Short-run Demand for Money: The Case of the Missing Money and Lucas Critique", *Journal of Macroeconomics*.
1990 "Money Demand, Expectations, and the Forward-Looking Model", *Journal of Policy Modeling*, 12(2):289-315.
- Engle R.F. and C.W.J. Granger
1987 "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 5, 251-276.
- Ericsson, N.R.
1992 "Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: An Overview", *Journal of Policy Modeling*, 14(3):251-280.
- Gülen, S.G.
1996 "Is OPEC a Cartel? Evidence from Cointegration and Causality Tests", *The Energy Journal*, 17(2):43-57.
- Gonzalo, J.
1994 "Five Alternative Method of Estimating Long-run Equilibrium Relationships", *Journal of Econometrics* 60, 203-233.
- Hansen, H., and K. Juselius
1995 "CATS in RATS, Users' Manual".
- Hendry, D.F., and N.R. Ericsson
1991a "Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States", *European Economic Review*, 35:833-886.

- 1991b "An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom", *American Economic Review*, 81:8-38.
- Huang, C.H., and K.S. Lin
- 1991 "An Empirical Study on Taiwan's Tax Policy: 1966-1988", *Asian Economic Journal*, 5:323-338.
- 1993 "Deficits, Government Expenditures, and Tax Smoothing in the United States: 1929-1988", *Journal of Monetary Economics*, 31:317-339.
- Johansen, S.
- 1988 "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- 1992a "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data", *Journal of Policy Modeling*, 14(3):313-334.
- 1992b "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis", *Journal of Econometrics*, 52:389-402.
- 1992c "Determination of the Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54:383-402.
- Johansen, S., and K. Juselius
- 1989 "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration — with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-210.
- 1992 "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53:211-244.
- 1994 "Identification of the Long-run and the Short-run Structure. An Application to the ISLM Model", *Journal of Econometrics*, 63:7-36.
- Lai, Shin-Tsun
- 1997a "Taiwan LPG Situation", Asia LPG Seminar, Tokyo.
- 1997b "Taiwan LPG Market Outlook", Pan Asian 5th Annual Forum '97.
- Levy, E. and Nobay, A.R.
- 1986 "The Speculative Efficiency Hypothesis: A Bivariate Analysis. *Economic Journal*, 96:109-121.
- MacDonald, R., and M.P. Taylor
- 1991 "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-run Relationships and Coefficient Restrictions", *Economics Letters*, 37:179-185.
- 1993 "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-run Equilibrium, and Forecasting", IMF Staff Papers, 40:1, 89-107.
- MacKinnon, J.G.
- 1991 "Critical Values for Cointegration Tests, in: Long-run Economic Relationship, Readings in Cointegration", edited by R.F. Engle and C.W.J. Granger.
- McNown, R., and M. Wallace
- 1989 "Cointegration Tests for Long-run Equilibrium in the Monetary Exchange Rate Model", *Economics Letters*, 31:263-67.

Pantula, S.C.

1989 "Testing for Unit Roots in Time Series Data", *Econometric Theory*, 5:256-271.

Pantula, S.D., G. Gonzalez-Farias, and W. A. Fuller

1994 "A Comparison of Unit-Root Test Criteria", *Journal of Business and Economic Statistics*, October 1994, 449-459.

Shen, C.H.

1997 "Testing Efficiency of Foreign Exchange Market, *Applied Financial Economics*, forthcoming.

Sims, C.A.

1980 "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48, 1-48.

Uri, Noel D. and M. Gill

1990 "The Agricultural Demand for Natural Gas and Liquefied Petroleum Gas in the United States", *The Journal of Energy and Development*, 15(2), 257-273.

Vany, A. De, and W.D. Walls

1993 "Pipeline Access and Market Integration in the Natural Gas Industry: Evidence from Cointegration Tests", *The Energy Journal*, 14(4):1-19.

附錄 確定成份的決定

Johansen (1992c) 和 Pantula (1989) 提出一個方法，可以聯合檢定秩 (rank) 和何種確定成分可放入模型中。現以本研究使用的資料為例，說明檢定步驟如下：

1. CATS in RATS 提供四種包含不同確定成份的模型，可供估計，(一) None，不包含任何確定成份；(二) CIMEAN，祇在共整合向量中包含截距項，迴歸方程式中則無；(三) DRIFT，共整合向量中不包含任何確定成份，迴歸方程式中則包含截距項；(四) CIDRIFT，時間趨勢項出現在共整合向量中，截距項出現在迴歸方程式中。這四種模型的 Trace 統計量及其 90% 臨界值如下表：

r	p-r	None		CIMEAN		DRIFT		CIDRIFT	
		Trace	Trace (90%)	Trace	Trace (90%)	Trace	Trace (90%)	Trace	Trace (90%)
0	3	150.478	21.581	90.659	31.883	70.568	26.699	90.092	39.077
1	2	72.793	10.347	31.139	17.794	12.997	13.308	28.414	22.946
2	1	11.983	2.980	5.674	7.503	2.344	2.706	10.633	10.558

註：a. 臨界值抄自 CATS in RATS 使用手冊。

b. r 代表共整合個數。

c. p 為模型中內生變數的個數。

2. 先看第一列，由左向右比較各 Trace 值與其相對應的臨界值。若 Trace 值大於臨界值，則比較下一個，餘類推。依據上表中數字，第一列中每一個 Trace 值均大於其臨界值，故繼續往下至第二列，重複上述各步驟直到 DRIFT 模型，其 Trace 值為 $12.997 < 13.308$ ，此時需停止比較。因為 DRIFT 模型即為我們應使用者，其秩數為 1 (rank=1)，代表模型中三個內生變數間，存在一組長期均衡（共整合）關係。

上述步驟在 CATS in RATS 使用手冊第 68 頁中，亦可找到。

附表一 各部門 LPG 使用比例表

日期	能源部%	運輸部%	工業部%	家計部%	商業部%	其他部%
1957	0.00%	0.00%	0.00%	100.00%	0.00%	0.00%
1958	0.00%	0.00%	0.00%	100.00%	0.00%	0.00%
1959	0.00%	0.00%	0.00%	100.00%	0.00%	0.00%
1960	64.77%	0.00%	0.00%	35.24%	0.00%	0.00%
1961	50.79%	0.00%	0.00%	49.21%	0.00%	0.00%
1962	2.62%	0.00%	0.00%	97.38%	0.00%	0.00%
1963	10.71%	0.00%	0.00%	89.29%	0.00%	0.00%
1964	6.34%	0.00%	0.00%	86.62%	0.00%	7.05%
1965	4.53%	0.00%	0.00%	92.23%	0.00%	3.24%
1966	4.00%	0.00%	2.22%	91.55%	0.00%	2.22%
1967	3.65%	0.00%	1.59%	93.17%	0.00%	1.59%
1968	2.28%	0.00%	2.18%	93.36%	0.00%	2.18%
1969	1.94%	0.00%	1.54%	96.52%	0.00%	0.00%
1970	1.44%	0.00%	0.00%	98.56%	0.00%	0.00%
1971	1.59%	0.00%	0.00%	98.41%	0.00%	0.00%
1972	0.95%	0.00%	0.00%	99.05%	0.00%	0.00%
1973	0.81%	0.00%	1.08%	98.10%	0.00%	0.00%
1974	0.76%	0.00%	0.00%	99.24%	0.00%	0.00%
1975	0.71%	0.00%	0.87%	98.41%	0.00%	0.00%
1976	0.81%	0.00%	1.40%	97.79%	0.00%	0.00%
1977	1.05%	0.00%	2.60%	96.35%	0.00%	0.00%
1978	1.14%	0.00%	1.19%	97.67%	0.00%	0.00%
1979	1.05%	0.00%	1.35%	97.61%	0.00%	0.00%
1980	4.49%	0.00%	1.68%	93.83%	0.00%	0.00%
1981	2.50%	0.00%	1.67%	95.83%	0.00%	0.00%
1982	1.89%	0.00%	2.05%	96.06%	0.00%	0.00%
1983	2.13%	0.00%	3.70%	94.16%	0.00%	0.00%
1984	4.63%	0.00%	5.94%	89.43%	0.00%	0.00%
1985	2.90%	0.00%	6.83%	90.27%	0.01%	0.00%
1986	1.91%	0.00%	13.19%	84.76%	0.13%	0.01%
1987	1.32%	0.00%	16.99%	81.44%	0.24%	0.02%
1988	1.38%	0.00%	19.36%	78.86%	0.38%	0.03%
1989	2.14%	0.00%	13.34%	83.94%	0.50%	0.08%
1990	2.53%	0.00%	20.44%	76.27%	0.68%	0.08%
1991	0.24%	0.00%	23.09%	76.32%	0.29%	0.06%
1992	0.37%	0.00%	24.46%	75.17%	0.00%	0.00%
1993	0.59%	0.00%	26.31%	73.10%	0.00%	0.00%
1994	0.66%	0.00%	29.07%	70.27%	0.00%	0.00%
1995	0.97%	0.00%	29.92%	69.11%	0.00%	0.00%
1996	0.75%	0.00%	29.09%	70.16%	0.00%	0.00%

說明：1.單位：K.L. Oil Equivalent。

2.其他部門包含農林漁木部門及其他部門。

資料來源：1.教育部 Aremos 資料庫。

2.能源統計年報 (1997.6)。

附表二 家計部門能源使用表

日期	煤及產品比例	LPG 比例	NG&LNG 比例	總電力比例
1954	82.30%	0.00%	2.86%	14.84%
1955	78.37%	0.00%	2.36%	19.27%
1956	63.42%	0.00%	2.01%	34.57%
1957	62.07%	0.05%	1.86%	36.02%
1958	62.93%	0.03%	2.11%	34.93%
1959	63.15%	0.20%	1.92%	34.73%
1960	59.41%	0.78%	1.96%	37.85%
1961	55.49%	1.24%	2.10%	41.17%
1962	54.03%	1.35%	2.19%	42.44%
1963	49.81%	1.33%	2.34%	46.52%
1964	46.59%	1.95%	2.12%	49.34%
1965	41.64%	4.07%	2.14%	52.14%
1966	35.20%	5.66%	2.51%	56.63%
1967	29.88%	7.14%	3.03%	59.95%
1968	25.93%	9.22%	3.32%	61.53%
1969	19.37%	13.52%	3.29%	63.82%
1970	13.52%	16.66%	3.18%	66.64%
1971	7.89%	21.83%	3.38%	66.90%
1972	5.15%	27.27%	4.22%	63.35%
1973	3.19%	30.78%	5.19%	60.84%
1974	2.27%	31.29%	6.84%	59.60%
1975	1.17%	31.39%	7.64%	59.80%
1976	1.02%	30.06%	9.74%	59.18%
1977	0.81%	29.88%	8.85%	60.46%
1978	0.68%	28.93%	9.43%	60.96%
1979	0.63%	28.63%	9.86%	60.88%
1980	0.37%	27.71%	9.68%	62.24%
1981	0.34%	28.21%	10.32%	61.14%
1982	0.23%	28.09%	9.45%	62.24%
1983	0.13%	26.61%	9.32%	63.94%
1984	0.15%	26.06%	10.69%	63.10%
1985	0.14%	25.80%	10.82%	63.24%
1986	0.15%	25.87%	10.65%	63.33%
1987	0.08%	24.43%	10.30%	65.19%
1988	0.00%	23.03%	9.94%	67.03%
1989	0.00%	23.58%	9.75%	66.67%
1990	0.00%	20.91%	9.36%	69.73%
1991	0.00%	20.29%	8.85%	70.86%
1992	0.00%	20.13%	8.96%	70.92%
1993	0.00%	18.37%	8.06%	73.57%
1994	0.00%	17.54%	8.27%	74.19%
1995	0.00%	16.48%	8.30%	75.21%
1996	0.00%	15.83%	8.16%	76.01%

說明：單位：K.L. Oil Equivalent。

資料來源：教育部 Aremos 資料庫。

附表三 LPG 佔 Petroleum Product 比例表

日期	LPG	Petroleum Product	LPG/ (Petroleum Product)
1981	636.6	19544.5	3.26%
1982	618.3	19100.5	3.24%
1983	695.1	20544.9	3.38%
1984	650	21749.5	2.99%
1985	654.1	22049.5	2.97%
1986	616.5	21924.2	2.81%
1987	660.2	24039.8	2.75%
1988	544.7	25219.3	2.16%
1989	540.8	27085	2.00%
1990	500.9	25867.6	1.94%
1991	627.7	26404.1	2.38%
1992	678.9	26469.7	2.56%
1993	764.6	29368.4	2.60%
1994	826.2	30199	2.74%
1995	953.2	34802.5	2.74%
1996	1007.7	36640.6	2.75%

說明：1. 單位：10³ K.L. Oil Equivalent。

2. 上述資料為自產值。

資料來源：能源統計年報（1997.6）。

The Study the Factors Influencing Residential LPG Demand

Hueichu Liao

Department of Economics, Tamkang University

Tai-hsin Huang

Department of Economics, Tamkang University

Mai-hui Wang

Department of Banking and Finance, Tamkang University

ABSTRACT

The factors influencing residential (LPG) demand are investigated in this article given the fact of rapid development of industrial liberalization and the opening of the LPG market in the near future. Empirical evidence shows that LPG, NG and income are cointegrated in the observed periods. The impact of income on LPG is through the short run dynamic adjustment rather than the long run error correction mechanism (ECM) effect of NG on LPG. Such a result indicates that Taiwan's national residential LPG long-term demand is dominated by the evolution of NG but not by the income growth rate. Furthermore, biased estimation will result if we predict Taiwan's long-term residential LPG demand by considering the income growth rate only. It is then believed that private LPG investment misallocation followed by the liberalization advocated recently will be reduced when the conclusions raised by these author are considered.

Key Words: Liquefied Petroleum Gas (LPG), Natural Gas (NG), Residential Sector, Cointegration, Error Correction Mechanism (ECM)