

經社變數、電價及能效管理對住宅部門節能減碳的影響

黃宗煌^{1*} 李慶育² 羅新衡³ 高紹惠⁴ 梁雪富⁵

摘要

淨零排放的倡議佔有全球環境倫理和永續發展的制高點，不僅普受國際社會重視，所造成的節能減碳壓力與衝擊不容小覷，更是各國政府殫精竭慮的施政重點之一，各種政策(包括科技創新、能源轉型與產業轉型等)及願景因乃接踵而至。做為間接排放源及化石燃料的替代品，電力的使用效率提升成為節能減碳的重要策略之一，惟其影響因素甚為多元，舉凡經社因素、電價與能效管理等政策工具對住宅部門電力消費(residential electricity consumption, REC)的影響，自是不可忽視的課題，惟國外眾多的分析結論不足為國內之當然爾。國內關於住宅部門電力消費的研究成果極為豐富，但歷有文獻的結論卻常見相互逕庭，莫衷一是的現象；效果大小有所差異，固可理解，但符號及趨勢相左則令人不解。本文先從文獻上評述人口結構變遷、所得、電價及電器能效管理工具(尤其是「最低能效標準」(minimum energy performance standards, MEPS)和「能效分級標示」(energy efficiency labeling, EEL)等政策工具對REC的影響及其潛在問題，繼而說明推估REC所面臨的各種難題；本文則建立兩組資料(一為包含20個縣市的面板資料，一為涵蓋1982年–2021年的時間序列資料)，分別推估REC的共整合迴歸模型和誤差修正模型，藉以比較政策的長期和短期的節電效果，除了據以說明歷有文獻何以出現南轅北轍的原因，也為未來的政策影響評估提出具體建議。

關鍵詞：住宅部門，電力消費，電價彈性，老齡化人口，共整合迴歸，誤差修正模型

1. 問題說明與研究目的

影響住宅部門電力消費(Residential Electricity Consumption, REC)或家計單位之電力需求的因素至為多元，在文獻上早有許多論證，惟實證分析結果常見不一致，莫衷一是的現象，其中以年齡結構、電價、所得(Gross Domestic Product, GDP或可支配所得)及家電能效管理政策(MEPS和EEL)等對REC的影響尤其引發熱議。本節旨為分析這4項因素在住宅部門

電力消費議題上的角色及其重要性。

1.1 老齡化對REC的影響

國際上將65歲以上人口占總人口比率達到7%、14%及20%的社會，分別稱為「高齡化社會」、「高齡社會」及「超高齡社會」；臺灣已於1993年成為高齡化社會，2018年轉為高齡社會；在2021年，臺灣65歲以上的人口已超過16%，預計在2025年邁入超高齡社會(國家發展委員會，2020)¹。人口老化是許多國家在經濟

¹清華大學 榮譽退休教授

²工研院綠能與環境研究所 管理師

³工研院綠能與環境研究所 正管理師

⁴工研院綠能與環境研究所 資深管理師

⁵東南科技大學 退休教授

*通訊作者，電話：0921-630532，電郵：chhuang1019@gmail.com

收到日期: 2022年08月25日

修正日期: 2022年09月28日

接受日期: 2022年10月04日

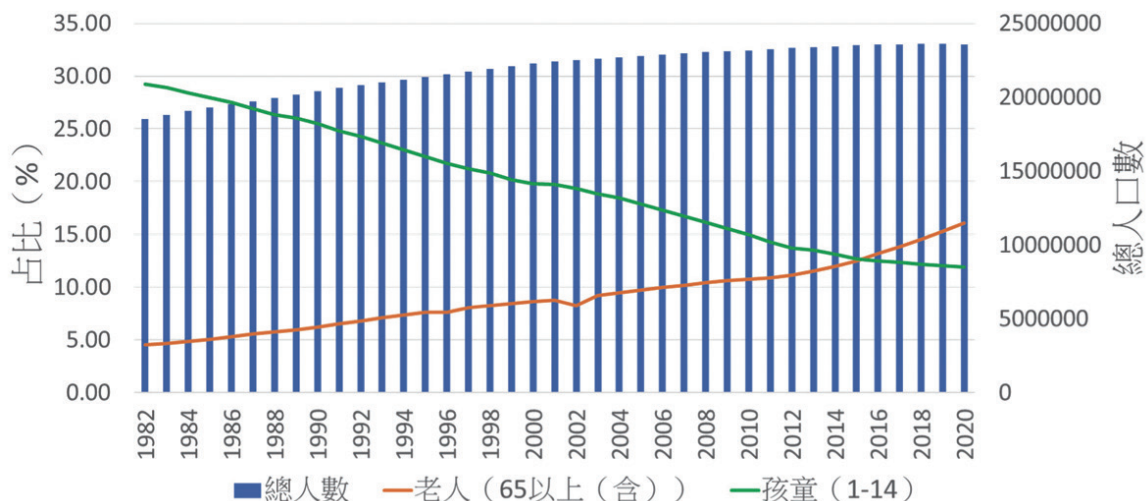
¹老齡化社會是發達國家的普遍現象；但是，臺灣的趨勢太快了。根據世界銀行的數據，65歲及以上的人口倍增在俄

發展過程中的棘手問題之一，影響所及的面向甚為多元²，因此，在人口變遷研究中，老齡化的衝擊在文獻中素有一席之地，其中包括對於REC的影響評估。

關於老齡化對REC的影響評估，國外文獻早有相當豐富的研究成果，惟其正負方向未盡一致，各執其理，其間的差異可歸因許多因素，包括：用電量的衡量指標(如人均、戶均或住宅部門整體的消費量)、資料特性[如入戶調查的橫斷面資料(cross sectional data)、時間序列資料(time series data)或面板資料(panel data)等]、地區/國家的人文與經社條件、自然環境、能效管制政策、模型樣態(如多變量迴歸模型、投入產出模型、自我迴歸分配遞延模型(Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL)與誤差修正模型(Error Correction Model, ECM)、能源工程模型等)。

關於人口老齡化對REC的影響，歷有文

獻的結論大致可分為兩派：其一，在其他條件不變的情況下，人口老齡化對REC有增量效果(例如Yamasaki and Tominaga, 1997；Tonn and Eisenber, 2007；Roberts, 2008；Kronenberg, 2009；York, 2007³；Liddle, 2011；Kim and Seo, 2012；Bardazzi and Pazienza, 2017)，主要原因大致如下：(1)老年人在家裡或因健康照護之需，或因需要更舒適的冷房和暖房條件；(2)老年人居家時間較長；(3)老年人購買高效能電器或汰舊換新的意願較低。另一派的結論則持相反見解(例如Brounen *et al.*, 2012；Garau *et al.*, 2013；Fu and Tang, 2014；Ota *et al.*, 2018)，主要原因大致如下：(1)老人居家的時間雖然較長，但使用能源器具的次數或時間未必多；(2)老年人和孩童的人數占比密切相關(見圖1)，在推估模型時可能產生「多重共線性」(multicollinearity)的問題而對老年人的用電量估計值產生偏誤；(3)老年人有節儉習慣，節電省



資料來源：內政部⁴。

圖1 臺灣老年人與孩童人數占比趨勢：1982年-2021年

羅斯和塞浦路斯係用了52年，愛爾蘭用了52年多；在臺灣，則僅用了25年就發生了，而且這種趨勢將持續下去。根據國家發展委員會網站資料自行繪製，「人口推估」：https://www.ndc.gov.tw/Content_List.aspx?n=D527207EEEF59B9B。

²一個社會的老齡化，不僅可因降低勞參率和儲蓄率而導致經濟增長率下降(Bloom *et al.*, 2010)，也可能影響消費、投資、貨幣需求、國內儲蓄以及金融和貨幣市場(Fair and Dominguez, 1991；Higgins, 1998；Arnott and Chaves, 2012)。

³York (2007)使用歐盟14個會員國在1960年-2000年期間的商業能源消費量資料，使用面板修正標準誤差(panel-corrected standard errors, PCSE)進行面板迴歸分析。結果指出，65歲及以上人口增加1%會導致商業能源使用量增加約0.9%。

⁴根據內政部網站資料自行繪製 <https://www.ris.gov.tw/app/portal/346>。

錢是常見的慣常。

以上分析結果涉及「經濟合作暨發展組織」(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD)多個會員國和日、韓等亞洲國家，其氣候條件與國民所得水準不同，對冷房和暖房的需求及用電習慣也有差異，故分析結果相左的現象是可以理解的；換言之，人口結構變遷對REC的影響因地而異的現象應屬常態，可惜的是，文獻上鮮見跨地域的比較研究⁵，而對老年人口占比影響用電量的根本原因，大都止於臆測，缺乏深入的統計檢定驗證。

由於我國的人文經社條件、自然環境、民眾用電習性及能效管制政策等因素，與國外不盡相同，故國外文獻的結論不足奉為國內之圭臬。因此，國內對相關研究也非常普遍，且有多年歷史。台電公司、經濟部能源局與工業局等機關，也長年委託研究，就各家電器具設備的用電量進行調查分析，據以瞭解影響家電用電量的因素(例如陳祈萬等，2013；彭開瓊等，2013；林師模和林晉勛，2015；林師模等，2016；林素琴和林志勳，2017；Chen, 2017；劉錦龍，2017；劉錦龍，2018；劉錦龍，2019；劉錦龍，2020；廖文華等，2019；廖文華等，2020；蘇鈺雯，2020；臺灣綜合研究院，2020；恆準市場研究有限公司，2020；

鍾岳勳，2021)，期間所累積的成果至為豐碩，但透過經濟計量模型來推估REC函數者，首推梁啟源(1987；2006)、Holtedahl and Joutz (2004)、Chen (2017)與吳大任等(2017)。惟各家的研究焦點和分析方法各有所別，例如吳大任等(2017)推估了一個ARDL模型來分析人口結構對人均用電量的影響；Chen (2017)則推估一個簡單的線性模型，但考慮了「最低能效標準」(minimum energy performance standards, MEPS)和「能效標示」(energy efficiency labeling, EEL)對人均用電量的影響；Holtedahl and Joutz (2004)則同時推估反映長期均衡的共整合模型(cointegration model)和反映短期變動的誤差修正模型(ECM)，藉以估算電價彈性和所得彈性。

上開模型在設計上堪稱思慮周延，推定方法亦見嚴謹，但仍有可議之處⁶，特別是未能同時兼顧前述的4大因素。為此，本文將重新設計實證模型，並比較各因素影響REC的長期和短期效果。

1.2 電價彈性與所得彈性的推估

影響REC或家計單位電力需求的因素十分龐雜；蘇鈺雯(2020)雖列舉數端如表1所示，但實務上的潛在因素不一而足，至少有以下數端：

表1 影響電力需求的因素

部門 因素	工業	服務業	住宅	能源	農業	運輸	總體
GDP	▲	▲	▲	▲	▲	▲	▲
氣溫		▲	▲				▲
人口			▲				▲
電價	▼	▼	▼	▼	▼	▼	▼
車輛數						▲	▲
效率	▼	▼	▼	▼		▼	▼

資料來源：蘇鈺雯(2020)。2021臺灣電力需求展望，IEK Consulting，工研院。

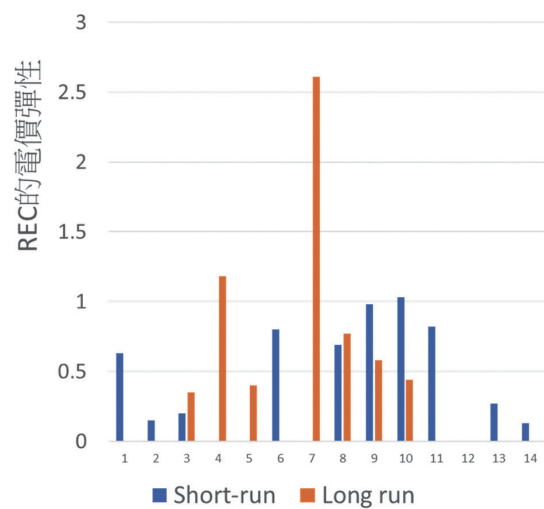
⁵ Menz and Welsch (2012)和Liddle (2014)等均利用OECD會員國的面板資料進行分析，雖然一致表明老齡化有提高REC的效果，惟其固有原因仍無實證結果可循。

⁶ 例如吳大任等(2017)在模型中同時使用老年人及孩童之人數占比為解釋變數，結論指出，二者的占比與用電量呈同向變動。此外，關於GDP和電價對於REC的影響，其結論卻與Chen (2017)完全相反。真相為何，尚待進一步研析。

- (1) 家計單位的經社特徵：例如人均(或戶均)所得、常住人口與電氣化程度(家電器具設備之種類和數量、持有率與使用率等)。
- (2) 住所的環境特徵：例如住宅特徵(建物型態與結構、規模與是否兼供營業使用)、區位、都市化程度、氣象條件、電網及網路可及性等。
- (3) 器具設備的特徵：例如購置成本(設備價格)、使用成本與產品特徵(如規格大小、能源效率、耐用年限、生態設計與時尚外觀等)。
- (4) 市場條件：例如產品或品牌的市場穿透率(penetration rate)、售後服務、融資條件、產品多樣化與市場壟斷力等。
- (5) 人文社會變數：如人口成長率、老人人口占比、少子化、家戶數結構變動、戶均人口數、失業率或就業率等。
- (6) 總體經濟變數：例如GDP或經濟成長率、戶均可支配所得、景氣循環(business cycle)與通貨膨脹等。
- (7) 政府政策(如電價、能效管制、環境政策、電器汰舊換新補助、節能教育與宣導及電動車發展等)。
- (8) 隨機事件：例如COVID-19、極端氣候與地緣政治相關的衝擊(如美中貿易戰、俄烏戰爭與國際油價變動等)。

在如此眾多的影響因素中，電價與所得這兩個變數對電力消費的影響推估，素為歷來文獻的研究重點，惟其研究對象和分析方法各有焦點和特色，推估結果也不盡相同。例如，本文彙整國內14件關於電價彈性的推估值，其間的變異甚大(見圖2)，由此不免捫心自問：造成估計值差異的主要原因究係為何？合理的電價彈性或所得彈性應該是多少？長期彈性是否必然大於短期彈性？電價彈性是否一定為固定值而不隨時間經過而變動？為此，本文希望經由新模型的再推估來釐清這些問題。

1.3 MEPS與EEL的績效評估

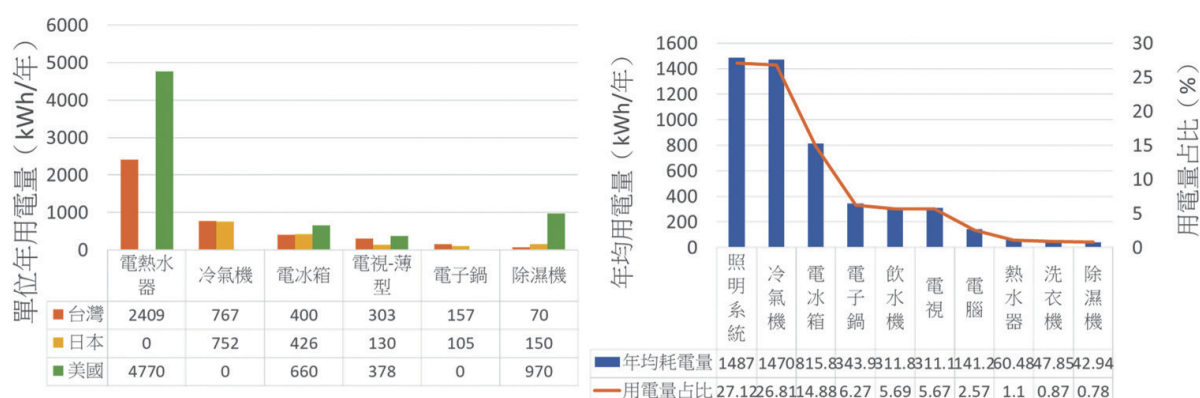


資料來源：本文作者彙整國內14件文獻推估結果。

圖2 電力需求之價格彈性估計值

為提升家電器具與設備之能源效率，減少住宅部門之電力消費，並促進產業轉型，改善產品結構，提高產業競爭力，推動MEPS和EEL早已是各國力行不倦的施政重點之一；我國也不例外，故就器具設備進行用電量的抽樣調查分析，在國內非常普遍。

至於家電能效管理政策的績效評估，國內外文獻大都以產品的銷售量或市場滲透率(market penetration rate)、節電量和減碳做為主要的績效指標。姑且不說這些指標在貨幣化過程中所使用的計值標準是否合理，顯然無法涵蓋MEPS或EEL所有的潛在效益(Huang *et al.*, 2021；Lo *et al.*, 2021；Lo *et al.*, 2022)。然而，國內關於電器用電量的調查估算結果，不僅有不同程度的差異(見圖3)，其中可歸因於MEPS或EEL的貢獻，也大都止於敘述統計的分析(如林素琴和林志勳，2017；臺灣綜合研究院，2020；恆準市場研究有限公司，2020；鍾岳勳，2021)，而鮮見嚴謹的計量模型予以驗證；Chen (2017)則是首創新猷，以線性模型推估MEPS或EEL的貢獻，結果顯示：EEL有顯著的節電效果，而MEPS則不然。可惜的是，作者未進一步說明這兩種政策工具的節電效果何以不同。林師模等(2016)應用家電能耗計算器(Policy Analysis Modeling System, PAMS)評估



資料來源：根據林素琴與林志勳(2017)推估結果繪製而成。

資料來源：根據Chen (2017)推估結果繪製而成。

圖3 主要家電年均耗電量的抽樣調查估算結果

推動MEPS影響家計單位的減碳效果和成本效益，結果卻是因情境而異，這與林志勳(2020)為各部門所評估的「效率政策進展指數」(Efficiency Policy Progress Index, EPPI)呈現長期改善的趨勢也不一致⁷，其間的原因值得深究。

有鑑於此，本文就MEPS和EEL的節電效果提出一個尚待鑑定的假說(hypothesis)：「MEPS和EEL的節電效果應同屬正向，而且具有協同效果(synergy effect)」⁸。為此，本文亦將藉由兩組不同性質的資料來推估新設計的模型，就此假說加以檢定。

1.4 本文目的與節次安排

本文的研究目的可歸納如下：(1)同時建構一個時間序列資料(1982年-2021年)和一個臺灣地區(不含外島)的面板資料(2014年-2021年×20個縣市)；(2)檢定並考慮上開序列資料的非定性(non-stationarity)問題，同時建構並推估7個反映長期均衡的共整合模型(cointegration model)和3個反映短期變動的誤差修正模型(ECM)；(3)根據推估結果論證老齡化社會對REC的影響，說明文獻上REC之電價彈性與所得彈性估計值莫衷一是的原因，並檢定MEPS和EEL之節電效果

的假說；(4)比較各影響因素對於REC的長期和短期效果。

2. 影響REC的因素分析：文獻回顧

如前所述，影響REC的因素非常多元，而用以評估的工具至少有以下數種：因素拆解模型(如Kaya identity decomposition model)、能源工程模型(如The Integrated MARKAL EFOM System, TIMES)、應用家電用電量計算器(如PAMS/Mepsy與Low Emissions Analysis Platform, LEAP)、CGE模型(如Taiwan Sustainable Energy Development Model, TaiSEND、Taiwan General Equilibrium Model-D, TAIGEM-D與General Equilibrium Model for Energy, Environment, and Technology Analysis, GEMEET)和經濟計量模型等。限於篇幅，本節僅概述國內關於因素拆解模型、應用家電用電量計算器和經濟計量模型的結果。

2.1 Kaya因素拆解模型

Kaya因素拆解模型(Kaya decomposition method, KDM)的應用始於日本工程學者Kaya

⁷ 根據林志勳(2020)為各部門所推估的「效率政策進展指數」(EPPI)可知，住宅部門及其他部門的EEPI在2015年-2018年的四年間，均見穩定改善，其主要原因為：(1)市場上受符合MEPS的器具設備存量增加；(2)MEPS所規範的產品項目持續增加；(3)MEPS的能源效率標準持續修訂提升；(4)汰舊換新補助誘發高能效器具設備的銷售和使用。凡此臆測雖有道理，也堪稱合理，但終舊是缺乏統計檢定的支持。

(Kaya, 1990 ; Kaya and Yokobori, 1997)。此一拆解方法有許多優點：(1)數學恆等式明確易懂；(2)線性加總的各項組成因素也容易理解，而且堪稱合理。(3)各項因素可以完全解釋CO₂排放量變動，因此可望為決策者提供減碳策略。(4)此一拆解方法普遍被國際組織採用，也常見於相關文獻，故拆解結果容易進行跨域的比較。(5)根據Kaya Identity的拆解結果，可進一步進行主成分(principal components)的「群聚分析」(cluster analysis)。

因此，Kaya Identity的應用盛極一時，被廣泛用於能源需求與碳排放量等許多變數的因素拆解，例如：我國的溫室氣體排放清單、IPCC (The Intergovernmental Panel on Climate Change)、Special Report on Emissions Scenarios、NDCs (Nationally Determined Contributions)、美國能源情報署(Energy Information Administration, EIA)、國際能源總署(International Energy Agency, IEA)以及用於拆解環境衝擊之驅動力的IPAT Identity等，皆採用此一方法；國內的應用研究更是不勝枚舉(柏雲昌，2000；吳榮華與黃玄洲，2001；周鳳瑛與李佳玲，2001；吳銘峰，2003；黃運貴與曹壽民，2005；吳榮華等，2005；林素貞等，2006；林佑蓉，2007；Liu, 2007；李正豐與林勻淅，2008；陳治均與葛復光，2013；單佩玲，2015；張志瑋等，2016；黃韻勳，2018；Huang, 2020等)。

例如，柏雲昌(2000)以全國總能源需求為對象，將之拆解為活動效果(可細分為經濟成長、產業結構與能源密集度等效果)、結構效果

(細分為貿易效果與非貿易效果)、轉換效果(分為轉換結構效果、轉換效率效果及再轉換及損耗效果)及殘差效果；結果顯示活動效果是最主要的因素。黃韻勳(2018)則參考歐盟ODYSSEE-MURE住宅部門耗電量的拆解方式，使用7,677個家戶樣本資料，針對2014年與2017年之住宅部門電力消費量的變動(由2014年的451.74億度增為2017年增為476.12億度)，採用「對數平均數迪氏指數」進行因素拆解，結果如圖4所示，由此可見各因素對REC變動量的貢獻情況。

整體而言，Kaya Identity在方法上無可挑剔，畢竟任何批評都無法否認恆等式是成立的，惟此一方法存在一些問題(黃宗煌，2018)，其中對於電器擁有效果和節能效果的由來及其與MEPS和EEL等能效政策或電價的關聯，均無從考證。

2.2 PAMS/Mepsy的應用

PAMS是以估算家電設備之能耗量為主要功能的計算器，由CLASP (The Collaborative Labeling and Appliance Standards Program)與美國勞倫斯柏克萊國家實驗室(Lawrence Berkeley National Laboratory, LBNL)共同開發的模型。最近PAMS已經重新架構為一數位化的分析工具－「器具與設備氣候衝擊計算器」，並於2021年改稱為Mepsy (The Appliance & Equipment Climate Impact Calculator)。Mepsy強化了PAMS關於家電器具設備之節能減碳績效的分析功能，而且建構了友善操作的介面，最大的特色在於豐富的面板資料庫，涵蓋許多



單位：億度

資料來源：黃韻勳，2018。

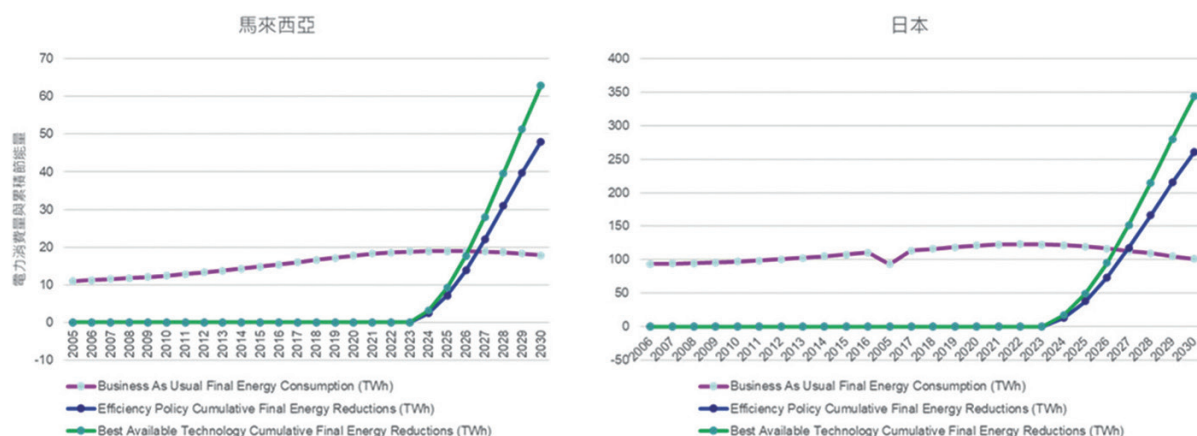
圖4 REC變動之因素拆解：2017年vs.2014年

國家、多種電器產品和設備、能耗量、節能及減碳政策等，故可用以推估未來(如2030年)之能耗量、排碳量以及相對於BAU (Business as usual)的節能減碳成效等(如圖5)。

林師模等(2015)及林師模等(2016)以電冰箱為例，應用PAMS，考慮能效級別、電價、耗電量、銷售價格、銷售量、產品存量、外在效益與國民所得等因素，評估臺灣推動能效標準的績效，同時就不同政策參數(以電器產品價格、電價和折現率為主)的情境假設進行敏感度分析。評估結果指出：(1)在某些情境下，電價上漲可望節省用戶的使用成本，但在另一些情境下(電冰箱購買價格足夠高時)，電價上漲雖會增加成本，惟其增幅也會降低。(2)電價越

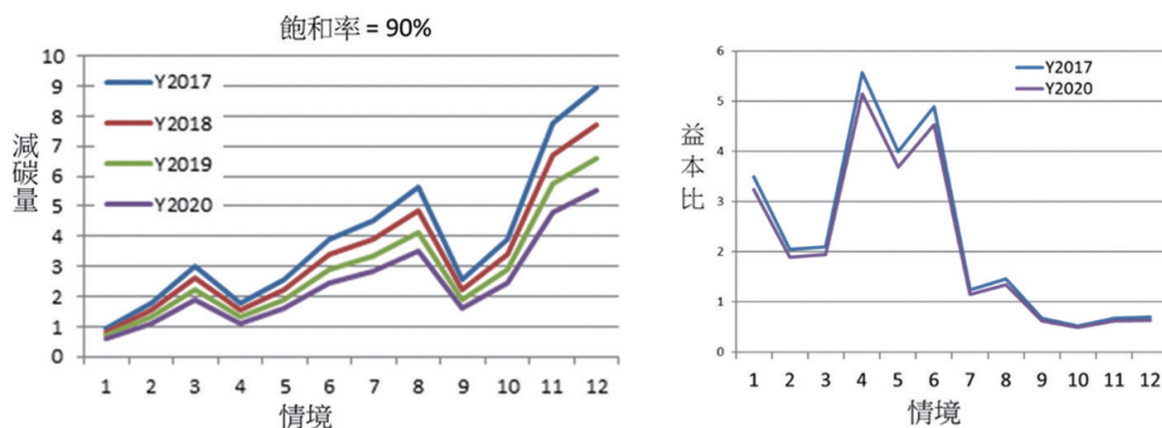
高時，越早提高能效標準愈能夠達到預期的效果；但當能效標準提高超過一定程度，消費者所需付出的代價可能會過高，致其配合意願降低。(3)各情境下的減碳效果和益本比不同，但能效標準如果越早實施，則效果會更好(見圖6)。

林師模等(2016)的分析顯然比Kaya identity的因素拆解模型提供更多的政策意涵和建議，不過，評估結果也顯示推動能效標準的益本比因推動當時的市場情境而異，這與林志勳(2020)為各部門所評估的「效率政策進展指數」(Efficiency Policy Progress Index, EPPI)呈現長期改善的趨勢也並不完全一致，足見能效標準的減碳效果和益本比仍有其不確定性



資料來源：本計畫根據Mepsy資料庫繪製結果。

圖5 Mepsy的BAU能耗量及節能量：能效政策與最佳可用技術的比較



資料來源：林師模等(2016)。

註：「飽和率」係指家庭的電器持有率。

圖6 在不同年度實施能效標準的減碳量和益本比：各情境之比較

(uncertainty)。

PAMS/Mepsy雖是一個具有國際知名度的應用軟體，惟其電器用電量及能效政策之減量效果的推估，大都立基於製造端的物理特性，所設定的技術參數值甚至大同小異，因此在不同國家應用的結果，容易產生效果趨勢相仿的現象(如圖5)。此外，模型中所設定的一些行為方程式(例如電器持有率與汰換率等)，大都是外生設定的結果，雖然有其依據，但彼此缺乏關聯性，也缺乏一個完整的個體理論基礎(黃宗煌，2021)。

2.3 經濟計量模型

就REC進行實證分析時，首先當有其理論基礎，據以建立實證模型並應用適當的計量方法來推估模型中的關鍵性係數和參數，而應用經濟計量模型來認定REC的影響因素，是文獻上最常見的做法，而且歷史悠久，例如Fisher and Kaysen (1962)、梁啟源(1987)、王京明(1995)、Holtedahl and Joutz (2004)、Huang (2015)、吳易樺等(2015)、Chen (2017)、吳大任等(2017)、黃宗煌(2021)與Liu (2022)等。

Holtedahl and Joutz (2004)利用1955年–1995年，這40年的資料，推估臺灣住宅部門的電力消費函數，堪稱國內REC研究最嚴謹的代表性論著；其所推估的REC函數為Cobb-Douglas型態如下：

$$REC_t = A_t \cdot DINC_t^{\alpha_1} \cdot P_{Et}^{\alpha_2} \cdot P_{Ft}^{\alpha_3} \cdot UB_t^{\alpha_4} \cdot TEMP_t^{\alpha_5} \cdot e^{\varepsilon_t} \quad (1)$$

其中DINC_t代表家庭可支配實質所得；P_E與P_F分別代表電價與國際油價；UB代表都市化程度(以居住在都市地區之人口數占比衡量之，藉以捕捉經濟發展特徵及耗電之資本存量的變動)；TEMP代表低溫天數；A_t則可包含時間趨勢(t)或虛擬變數等確定性元素。

Holtedahl and Joutz (2004)進行實證分析

的步驟大致如下：(1)檢驗各變數之時間序列資料的特性(如單根與共整合階次)；(2)建構一個「向量自我迴歸」(Vector autoregressive regression, VAR)系統⁸，並檢定最適的遞延期數；(3)檢驗變數間潛在的共整合關係；(4)解釋共整合函數的意義，並進行「弱外生性」(weak exogeneity)的檢定；(5)根據以上結果，為各內生變數推估一個反映長期均衡的共整合模式(即式(2a))，其次推估反應短期關聯的動態模型(此即ECM)(如式(2b)所示)，據以檢定各項經濟假說，並比較所得及電價影響REC的長期與短期效果。

$$REC_t = a_0 + \sum_{i=1} b_i \cdot REC_{t-i} + \sum_{i=0} c_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2a)$$

$$\Delta REC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1} \alpha_i \cdot \Delta REC_{t-i} + \sum_{i=1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} \quad (2b)$$

其中X_t代表外生變數；Δ代表就各變數取一階差分； $\hat{\varepsilon}$ 代表誤差修正項，是式(2a)的殘差($\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{Y}_t$)。

結果指出：在長期下，所得彈性屈近於1，電價彈性為負值，但不顯著。在短期下，根據「誤差修正模型」所推得的所得彈性和電價彈性都不大，而且都低於長期彈性。此外，Holtedahl and Joutz (2004)發現，選用「都市化程度」做為代理變數的解釋效果相當顯著。

Chen (2017)利用1987年–2015年的REC資料所推定的住宅部門「人均電力消費」(Epa)線性函數如式(3)所示：

$$Epa_t = c_0 + c_1 GDP_t^{pa} + c_2 P_{Et} + c_3 Emp_t + c_4 HS_t + c_5 EEL_t + c_6 MEPS_t \quad (3)$$

其中Epa與GDP^{pa}分別代表人均用電量和人均GDP；P_E代表電價；Emp代表就業率；HS代表家戶規模(以住宅面積或居家人數衡量之)；EEL與MEPS分別代表主管機關推動能效標示與能效標準的虛擬變數(dummy variable，亦稱0–1

⁸ 此時的VAR系統包含4個內生變數：人均REC、實質電價、實質人均可支配所得以及都市化程度；外生變數則為國際實質油價與低溫天數。

變數)。

Chen (2017)的推估結果如表2所示，除了電價和能效標準這兩個解釋變數之外，其他解釋變數的係數推定值(estimates)大都相當顯著，而且配適度(goodness of fit)高達0.771。由此可知，人均電力消費的所得彈性雖然相當顯著，但電價彈性則不然(此一結果與Holtedahl and Joutz (2004)相當一致)；此外，能效標示的節電效果顯著地高於能效標準(後者並不顯著)；高就業率在5%顯著水準下對REC則有正面的影響⁹。

關於電價彈性與所得彈性，Chen (2017)與吳大任等(2017)的推估結果不盡一致；前者所考慮的解釋變數雖然盡在情理之中，卻無法解釋MEPS與EEL的節電效果不一致的原因；此外，也存在若干問題如下：

- (1) 能效標示與能效標準皆以虛擬變數衡量之，故係數的推定值僅能反映能效管理之前與之後的節電效果差異，而無法反映日漸嚴峻之能效標準的效果。由於標準訂定涉及的器具與設備甚多，內容十分複雜，且隨時間而迭有變動；因此，使用虛擬變數並無法反映標準的真實變化，但如何用適當的指標來量化MEPS和EEL，確實是實

證分析過程中的一大難題。

- (2) 能源或電力消費之所得彈性和價格彈性的推估研究，在文獻上已有幾十年的歷史，但綜觀各家的推估結果，卻見大小不一，莫衷一是；例如，Chen (2017)的結果不同於吳大任等(2017)，也不同於黃宗煌(2021)，但與Holtedahl and Joutz (2004)一致。問題是，Holtedahl and Joutz (2004)和Chen (2017)缺乏有效的理論基礎來說明電價彈性何以不顯著的原因¹⁰。
- (3) 由於人均用電量和REC的序列資料均存在單根(unit root)，故實證模型的推估將產生不可小覷的問題：(1)OLS(Ordinary Least Square)的推定量及據以所做的預測均不具有有效性；(2)當時間序列具有正向的序列相關(positive serial correlation)或解釋變數具有明顯的成長趨勢時，推估結果容易誇大配適度極佳的假象(推定量的標準差會趨小，t統計量也隨之增大)；換言之，推定的結果容易產生「非常顯著」的假象。本文顯然沒有考慮資料的非恆定問題。

吳大任等(2017)為評估人口變遷(包括老年化和少子化)對表燈需求的影響，利用

表2 臺灣人均電力消費函數的推估結果

解釋變數	係數推定值	t-value	p-value
常數項	-1082.59	-1.46	0.16
人均GDP	0.06	4.27	0.00
電價	-172.71	-1.01	0.33
就業率(%)	0.70	2.30	0.03
住宅面積	55.73	2.52	0.02
能效標示	-194.92	-2.55	0.02
能效標準	-69.60	-0.87	0.40
樣本數(1987-2015)	29		
Adj R ²	0.771		

資料來源：Chen (2017)。

⁹有趣的是李慶育與黃宗煌(2021)的實證結果指出，失業率對REC也有增效果。

¹⁰電價彈性不顯著的實證結果與Holtedahl and Joutz (2004)相同，最大可能的原因在於各變數的時間序列資料因不具恆定性(存在單根問題)而產生假性迴歸(spurious regression)的問題；其次，電價這個變數的衡量是否適當也值得釐清，因為電價結構相當複雜，若使用台電售電的平均價格，將產生衡量誤差的問題。

1990年–2009年的台電公司資料，推估了以下四個模型：模型一為全國各縣市(排除外島)；模型二將全臺縣市區分成都市(含新北市)和非都市；模型三將全臺縣市區分成都市(不含新北市)和非都市；模型四則是依據緯度將全臺劃分成北中南三區。渠等所推估的ARDL模型如式(4)所示：

$$\begin{aligned} \ln E_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln E_{i,t-1} + \beta_2 P_{Et} + \beta_3 \ln Y_{it} + \beta_4 (\ln Y_{it})^2 \\ & + \beta_5 \cdot \text{POP}_{it} + \beta_6 \cdot \text{OLD}_{it} + \beta_7 \cdot \text{CHILD}_{it} + \\ & \beta_8 \cdot \text{FS}_{it} + \beta_9 \cdot \text{AIR}_{it} + \beta_{10} \cdot \text{COM}_{it} + \beta_{11} \cdot \\ & \text{EFF}_{it} + \beta_{12} \cdot \text{TEMP}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中下標 i 代表縣市別或區域； E_{it} 代表 i 縣市在第 t 期的表燈用電量； P_E 代表表燈的電價； Y 代表可支配所得； POP 代表人口數； OLD 與 CHILD 分別代表老年人口數(65歲以上)占比和幼童人口數(1歲–14歲)占比； FS 代表家庭規模(家庭人口數)； AIR 與 COM 分別代表每百戶家庭持有的冷氣機與電腦數量； EFF 代表電力效率(以住宅面積每坪的用電量衡量之)； TEMP 代表 i 縣市在第 t 期的溫度¹¹。

渠等的主要結論如下：(1)電價對全國及縣市REC皆有顯著的負向影響；(2)電價上漲一元

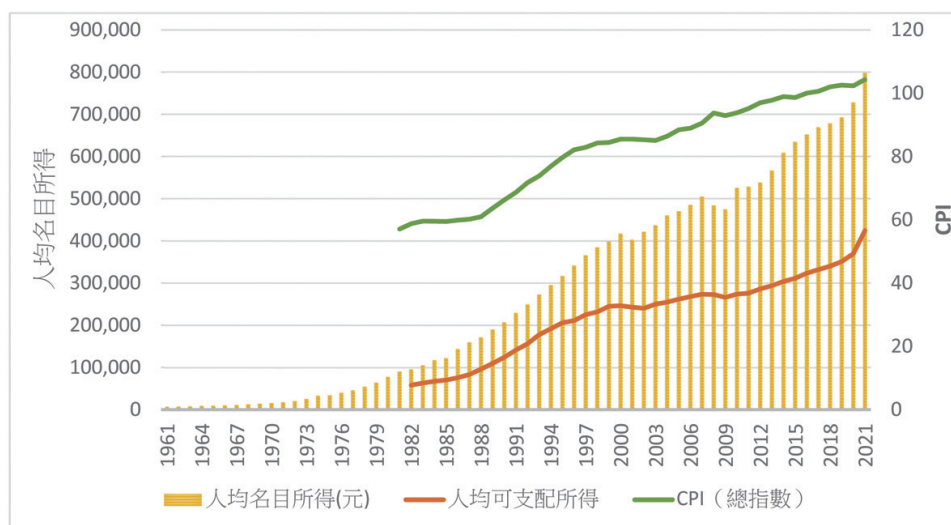
將導致都會區用電量下降14%，北、中部用電量則分別下降15%與19% (Holtedahl and Joutz (2004)和Chen (2017)則發現不顯著)。(3) REC的所得彈性因模型和區域不同而異，彈性值高達2.98。(4)家庭規模(戶均家庭人數)對「表燈用電量」的影響為負向(與Chen (2017)和Huang (2015)相反)。(5)在都會區與北區，老年人口占比對住宅用電需求有顯著的正向影響；但幼年人口占比的影響則因地區而不同，其中北區為正向影響，中區則為負向影響。

吳大任等(2017)的實證模型比Chen (2017)更加嚴謹，也考慮了單根問題，但在方法上仍存在幾點可茲檢討問題：

1. 多重共線性問題

此文未處理共線性檢定；解釋變數之間彼此有高度相關時，將會造成估計係數偏誤(bias)，常見的後果是係數推定值不顯著，或係數符號正變負，負變正。造成本文迴歸模式產生共線性問題的來源有二：

- (1) 一般而言，價格和所得有長期的相關性或長期穩定成長均衡的關係(共整合關係 cointegration relation) (見圖7)。
- (2) OLD and CHILD這兩個變數有明顯的負相



資料來源：中華民國統計資訊網(stat.gov.tw)網站資料自行繪製。

圖7 人均所得與物價指數的關聯

¹¹ 「溫度」的資料取自大氣水文資料庫中各縣市在1990年至2009年期間，以各測站日均最高溫度超過28度的總日數做為代理變數。

關(見圖1)。

共線性的後果可由推估結果看出。例如「幼年人口占比」只有北區與中區有顯著影響，其中北區為正向影響，中區則為負向影響。這種現象是共線性的典型結果，因為同樣的人口結構，不太可能會因為在不同的地區(小小的臺灣)而有天差地別的不同結果(一正一負)；換言之，係數大小有別或許可能，但是不大可能符號正負相反；畢竟同樣年齡層的族群之偏好不太多可能有天壤之別，估計出來的符號之所以正負相反，極有可能是因為有共線性的問題。

2. 貨幣幻覺問題

一般而言，決策者不是以名目價格(nominal price)和名目所得(nominal income)做為偏好決策的依據，故宜以實質價格(real price)和實質所得(real income)做為解釋變數才好。此外，這兩個名目變數之間會有很強的相關性，亦即：高所得高物價，低所得低物價。因此，用名目變數迴歸分析，會造成共線性問題以及虛假迴歸問題(spurious regression)。這二種問題都可能造成係數推定值的符號翻轉(正變負，負變正)。

3. 面板單根檢定(Panel unit root tests)問題

面板資料大都有單根問題，因此通常都有必要就相關變數做「面板單根檢定」(panel unit root test)，以避免潛在的假性迴歸問題。惟本文並未討論單根問題，未進行共整合檢定，也沒有進一步推估ECM，因此係數推定值可能出現「顯著變不顯著」(例如可支配所得)或「不顯著變顯著」(電力效率與溫度)的現象。

4. 面板共整合(Panel cointegration)的檢定與迴歸問題

本文既然是為分析人口結構變遷對用電量需求的影響，理應顧及變數之間的長期關係，換言之，必須先進行面板共整合檢定，然後進

行面板共整合迴歸分析，藉以找出解釋變數和被解釋變數(用電量)之間的長期穩定均衡(long-run equilibrium relations)的關係，因此可以做長期的臺灣人口結構變遷對住宅用電需求之影響分析；當然也可以同時研究彼此之間的短期動態關聯(Holte Dahl and Joutz (2004))。

5. 其他問題

- (1) 未事前就資料特性進行檢定並選擇最適遞延期數，目前遞延一期的選擇純屬自由心證，未經統計檢定。
- (2) 電價彈性因模型而異，變異不小(從0.27到0.57)，其間的差異原因不易合理地解釋清楚。
- (3) 家庭規模(戶均家庭人數)對「表燈用電量」的影響為負向的結果與Chen (2017)、Huang (2015)及黃宗煌(2021)等人的結果相反，其間的矛盾和真相仍待進一步確認。
- (4) 老年人口占比對表燈用電量的正向影響在4個模型下都顯著，但幼年人口數占比的影響則因地區不同而異，其間何以有此的差異，也難以解釋清楚。
- (5) 模型中的可支配所得包括一次項和平方項(亦即INC和INC²)，係數並不是很顯著，據以估算的所得彈性高達2.98，其有效性堪虞。
- (6) 模型中考慮了「電力效率」對REC的影響，雖然實證結果顯示係數推定值十分顯著，但「電力效率」這個變數卻以「單位住宅面積的用電量」做為計量標準，並無法真實反映能源效率的真諦，也不適合用以推論MEPS或EEL的效果。

Huang (2015)利用分位數迴歸(Quantile regression)¹²分析1981年-2011年期間之REC的決定因素，結論指出：(1)影響因素包括人文、社會經濟及住家特徵等；而影響REC的因素會

¹² 「分位數迴歸」(Quantile regression)由Roger Koenker and Gilbert Bassett (1978)提出，用於研究自變數與應變數之「條件分位數」的關係；傳統的迴歸分析僅能得到應變數的中央趨勢(central tendency)，分位數迴歸因不事先對應變數的條件機率分配做假設，故屬於「無母數」統計的一環，但可以進一步由自變數估計應變數的條件機率分布，包括條件中位數(median)或其他分位數。

因分位數不同而異，也隨時間而改變。(2)家庭所得與家庭規模(戶均人口數)對各分位數的REC均有顯著的正向影響；對高電力消費的家庭而言，其REC與居家老人人數呈正向關係。(3)住家的特性(包括建築物面積、電器持有數、建物所有權(自有或承租)、營業用戶及建物樓層等)均與REC呈正向影響；因此作者建議：為減少REC，應選擇用電量較多的住家做為優先管制標的。(4)低所得或規模較小的家庭，其人均REC也與家庭規模呈正向關聯(與Chen (2017)的發現相同，但與吳大任等(2017)相反)。

Huang (2015)所考慮的影響因素比Chen (2017)還要周全，大舉涵蓋了文獻上所關心的多項關鍵性因素，實證結果也具合理性和參考價值。不過，在實證分析過程中，Huang (2015)和Chen (2017)都忽略了檢定資料的若干特性，在REC資料數列不具恆定性的情況下，難免出現「假性迴歸」(spurious regression)的問題。此外，Huang (2015)的分析並未考慮電價、MEPS和EEL的影響。

(四) 因素模型

因素模型(Factor model)係利用主成份分析法(principle component analysis)，從眾多資訊萃取關鍵性因素來代表複雜的資訊，在應用時有不同的模型型態，例如IMS、UN與DMS等。

吳易樺等(2015)應用因素模型預測住宅部門與服務業部門之電力需求，並比較其與VAR模型在預測上的優勢。渠等發現IMS (Iterative Multi-Step)、UN (Unrestricted)及DMS (Direct Multi-Step)等因素模型對住宅部門與服務業部門之電力需求預測優於VAR模型；換言之，因素模型比傳統模型更能精準預測住宅與服務業部門之電力需求走勢。

Liu (2022)也應用動態因素模型(dynamic factor model)，分析住宅部門與工業部門之電力消費變動的根源，將箇中影響因素分為總體性、區域性及個別性等三類，據以說明其與電力市場之動動態過程的關聯。實證結果顯示，住宅部門的電力消費變動，約有73%可歸因於

總體與區域性的因素，而總體因素對於工業部門的電力消費變動的影響則高達79%。透過Granger causality test，氣溫變動和商業循環指標有助於預測應變數的變動，故可用於解釋住宅部門與工業部門之電力消費的變動。吳易樺等(2015)及Liu (2022)的因素模型皆以預測為主要目的，並不適合政策影響評估之用，自然也不適用於MEPS和EEL的影響評估。

綜合以上文獻可知，關於國內REC函數的實證分析，對於MEPS和EEL的節電貢獻評估甚少，而關於電價彈性與所得彈性的推估結果，卻各異其趣(見表3)。本節已充分表明各家模型的長處與短處，有鑑於此，本文乃建構兩組REC的資料庫，一為時間序列資料(1982年-2021年)，另一為面板資料(全臺20個縣市在2014年-2021年間的資料)，並用之於推估本文所建構的實證模型，冀能就相關問題提出更可靠的評估結果。

3. 資料的統計與應用問題

在執行REC的實證分析時，不論採用何種政策評估模型，經常會面對多種不同性質的資料問題，茲概述如下：

(一) 資料的定義問題

在推估住宅部門電力消費函數的實證模型時，一般所使用的電力消費量大都來自台電公司的「售電量」或經濟部能源局公布的「住宅部門電力消費量」(REC)，惟售電量分「電燈」與「電力」兩類，二者之用途及售予對象不同，電燈售電量又分為表燈及包燈二類；表燈售電量又分為非營業用戶(NBH)及營業用戶(BH)，前者以民生及住宅用電為主，非營業用戶佔電燈用戶之比例高達93%，總戶數也逐年遞增(見圖8)。住宅部門的電力消費量則包含3項：(1)電燈非營業用售電量(家庭用電)，在2020年約占93.27%；(2)電燈營業用(亦為家庭用電的一部份)，約占0.8%；(3)電力用電(公設用電)，約占5.92%。故電燈售電量及表燈售電

表3 影響住家電力需求之關鍵性因素的比較分析

文獻			自變數	戶均人數	老人占比	所得彈性	電價彈性	MEPS	EEL
Holtedahl and Joutz (2004)			REC	NA	NA	1.0	$\cong 0$	NA	NA
Huang (2015)			REC	+	+	+	NA	NA	NA
Chen (2017)			人均電力消費	+	NA	+	$\cong 0$	$\cong 0$	-
吳大任等(2017)			表燈用電量	-	+	2.98	0.27-0.57	NA	NA
黃宗煌(2021)			REC	+	NA	0.41	0.13	NA	NA
本文	面板資料	長期	戶均表燈用電量	+	+	0.3	0.520	NA	NA
		短期	戶均表燈用電量	+	+	0.3	0.182	NA	NA
	時間序列資料	長期	REC	-	-	0.377	0.352	-0.104	-0.093
		短期	REC	-	-	0.420	0.252	-0.053	-0.020

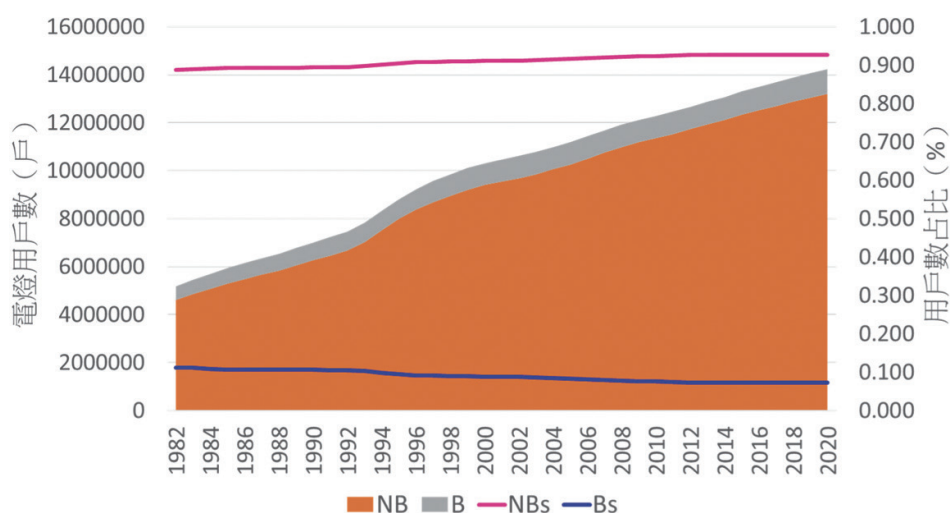


圖8 台電公司表燈營業用戶與非營業用戶之戶數變動趨勢

量皆不同於住宅部門的電力消費量。

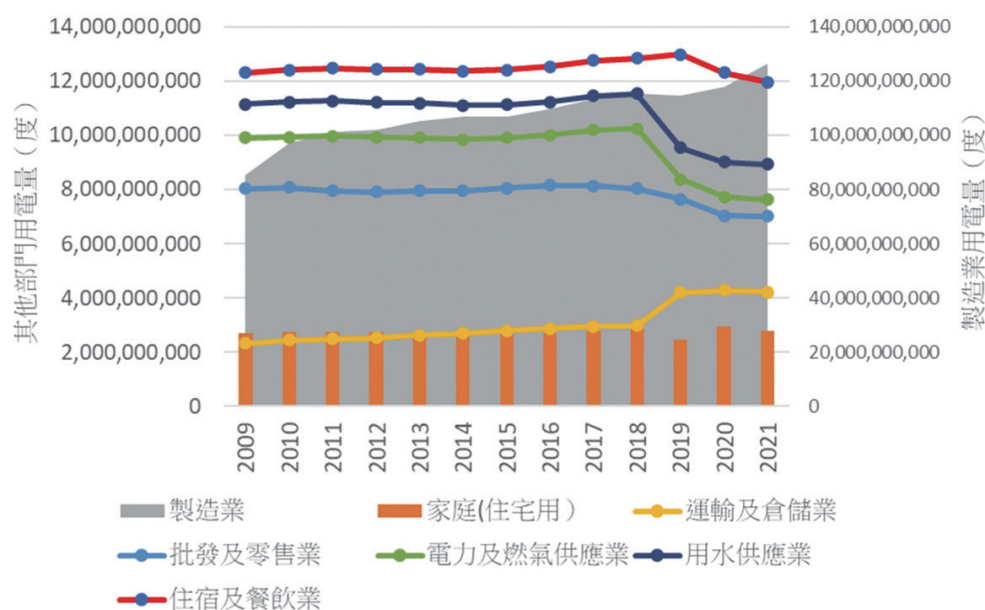
(二) 產業部門調整造成的用電量變動

除了電燈與電力之別外，台電公司對各行業別的用電量統計也非常詳細，但產業部門的界定因時而異；例如自2019年起，將「用水供應業」自先前的「水、電、燃氣業」改立為「電力及燃氣供應業」；再者，自2019年起也將先前的「運輸業」(包含陸上運輸、水上運輸、航空運輸、儲配運輸物流業與運輸服務業等)改為「運輸及倉儲業」，其所涵蓋的部門也

有所別。修改後的定義雖然更加明確具體，但資料用戶如果未能觀察入微，可能就此錯用資料(見圖9)。

(三) 資料遺漏與樣本數不足的問題

本文在推估實證模型時所使用的資料，以時間序列的年資料為主，所考慮的解釋變數涵蓋總體經濟(包括GDP、Consumer price index, CPI與失業率等)、部門的電力消費量(包括能源、工業與家計等部門的產業結構)以及器具設備之特徵(包括市場供需、持有率與市場滲透率



資料來源：根據台電公司部門用電資料自行繪製。

圖9 台電公司各部門用電量變動趨勢：2019的轉折

等)，因此，在進行實證分析時，經常出現某變數的觀察期太短或資料短缺的問題。為提升推定量的不偏性和有效性，利用各種方法來補足短缺的資料(例如使用「向後預測」(backward forecasting))，乃成為本計畫的重要挑戰之一。

(四) 資料分類的異質性問題

台電公司將住家民生的表燈用戶區分為「營業用戶」(以BH表示之)與「非營業用戶」(以NBH表示之)，前者的用電量除了為家戶提供各項電力服務(electricity services)之外，還有一部份被用於經營家庭的營業需求；相對的，「非營業用」則純粹用於供應住家生活所需的電力服務。在推估住宅部門的電力需求(消費)

時，如果忽略電力用戶在屬性上的差異，其結果亦將扭曲係數的推定值。

為此，本計畫設計3個實證模型進行分析(分別如式(5)、式(6)、式(7)所示)，結果顯示：戶數彈性($\epsilon_{\text{REC}, \text{NH}} = \partial \ln \text{REC} / \partial \ln \text{NH} = (\partial \text{REC} / \partial \text{NH}) \cdot (\text{NH} / \text{REC})$)的推定值與實證模型的設計息息相關，二者的彈性值不僅存在明顯的差異，而且彈性值隨時間變動的趨勢也大不相同(後者隨時間經過而逐年降低)。根據Akaike information criterion (AIC) 和Durbin-Watson 統計量，以模型3(即式(7))最為適當(推定結果如表4所示)，顯示營業用戶與非營業用戶之戶數彈性不僅有顯著差異，而且隨時間變動的趨勢也大不相同

表4 REC之用戶數彈性的推估

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.820177	0.063022	60.61626	0.0000
C(2)	-1.355453	0.195362	-6.938152	0.0000
C(3)	16.66225	2.664375	6.253716	0.0000
R-squared	0.950565			
Adjusted R-squared	0.943974	Mean dependent var		43514355
S.E. of regression	679858.5	S.D. dependent var		2872263.
Sum squared resid	6.93E+12	Akaike info criterion		29.84817
Log likelihood	-265.6335	Schwarz criterion		29.99656
Durbin-Watson stat	2.054522	Hannan-Quinn criter.		29.86863

(後者隨時間經過而逐年降低)。

$$REC_t = c_1 \cdot NBH_t + c_2 \cdot BH_t \quad (5)$$

$$REC_t = c_1 + (c_2 + c_3 \ln t) \cdot NBH_t + (c_4 + c_5 \ln t) \cdot BH_t \quad (6)$$

$$REC_t = c(1) + c(2) \ln t \cdot NBH_t + c(3) \cdot BH_t \quad (7)$$

(五) 電價的衡量問題

電價彈性的推估是REC模型中至關重要的課題，歷有文獻的推估結果卻各異其趣，莫衷一是(見圖1)，箇中原因不一而足，但推估時是否使用正確的電價資料，則是不容小覷的問題。我國的電價結構十分複雜，故推估REC時存在三大問題：

- (1) 電價扭曲問題：利用實際的電價資料來推估各部門的電力用量，易受價格扭曲(如凍漲)的影響而致電力需求之價格彈性的推估值無法反映需求量與電價的真實關係。
- (2) 電價結構問題：用「平均電價」的迴歸分析，也難免因「衡量誤差」而致電價彈性的推定值不具「不偏性」和「有效性」。一般文獻均採用台電公司的平均售電價格，但就REC而言，平均價格顯然不適用，採用以住家和民生用電的表燈價格應較妥當，但表燈價格復與用电量及季節有關。
- (3) 家戶個體資料取得不易，故家戶用電的邊際價格(marginal price)無從確知。

(六) 時間序列資料的特性問題

時間序列資料經常存在單根、多重共線性、異質性、序列相關(serial correlation)及共整合等諸多問題，因此，對於資料庫內各變數的資料數列都需進行適度的檢定分析，才能設計長期的共整合函數和短期的動態函數。

4. 資料來源與檢定

本節首先就實證模型所涉之變數的時間序

列資料和面板資料進行單根和共整合檢定；其次，參考歷有文獻結論及本文的研究目的而設定多種實證模型；最後根據推估結果並利用模型選擇準則(如AIC)做出抉擇。

(一) 資料來源

本文利用兩組用电量資料來進行實證分析，其一為時間序列資料(1982年–2021年，取自經濟部能源局住宅部門電力消費量¹³)，其二為面板資料(2014年–2021年×20縣市，取自台電各縣市歷年表燈售電量資料¹⁴)。表燈價格皆取自台電公司¹⁴；人均及戶均可支配所得均取自中華民國統計資訊網¹⁵；人口資料取自內政部戶政司¹⁶。

(二) 單根檢定與共整合檢定

就本文所建立的兩組資料數列而言，其中所涉及的變數(包括住宅部門電力消費量、人均或戶均電力消費量、表燈售電量等)都存在單根的問題(見表5)值得一提的是，一些關鍵性變數(如REC、人均REC等)，在取成對數之後的反而呈現恆定的現象。

因此，本文仿效Holtedahl and Joutz (2004)的做法，首先利用面板資料推估一個代表長期均衡的人均電力需求函數，同時利用時間序列資料推估一個REC函數，並分別以Pedroni (1999；2001；2004)和Kao (1999)的統計量進行共整合檢定；其次則分別推估代表短期動態的誤差修正模型。

5. 實證模型與推估結果

5.1 面板資料(2014年–2021年×20個縣市)的實證分析

(一) 長期分析

本節參考吳大任等(2017)的實證模型，先以面板資料推估具長期均衡關係之「人均用

¹³ 能源局網站公告資料，<https://www.esist.org.tw/Database/Search?PageId=2>。

¹⁴ 台灣電力公司_各縣市住宅、服務業及機關用電統計資料|政府資料開放平臺，data.gov.tw。

¹⁵ 中華民國統計資訊網，stat.gov.tw。

¹⁶ 人口資料取自內政部戶政司，<https://www.ris.gov.tw/app/portal/346>。

表5 單位根檢驗結果^b：p-value

資料別	變數	IPS	ADF	PP
時間序列資料 (1982年－2021年)	REC (住宅部門電力消費量)		0.36	
	ln(REC)		0.0004*	
	人均REC (REC/PoP)		0.06	
	ln(人均REC)		0.0032*	
	Elit(電燈售電量)		0.20	
面板資料 (2014年－2021年× 20縣市)	E(表燈售電量)	0.99	0.93	0.92
	$\Delta E (E_t - E_{t-1})$	0.01	0.00	0.01
	RPE(表燈實質電價) ^a	0.99	0.93	0.92
	$\Delta RP (RPE_t - RPE_{t-1})$	0.00	0.00	0.0
	OP(國際油價)	0.91	0.92	0.99
	$\Delta OP (OP_t - OP_{t-1})$	0.01	0.00	0.01
	Y(人均可支配所得)	0.99	1.00	0.99
	$\Delta Y (Y_t - Y_{t-1})$	0.00	0.00	0.01
	CHILDS (Age ≤ 14)	0.93	0.93	0.94
	$\Delta CHILDS (CHILDS_t - CHILDS_{t-1})$	0.02	0.02	0.01
	OLDS (Age ≥ 65)	0.90	0.91	0.92
	$\Delta OLDS (OLDS_t - OLDS_{t-1})$	0.02	0.03	0.02

註：(a) 實質電價係以消費者物價指數(CPI)平減名目表燈價格而得。各縣市未差別取價。

(b) 此處考慮了3個單根檢定統計量：IPS (2003)、ADF (1999)和 PP (1999)。

電量函數」(見式(8a))，並根據Pedroni (1999；2004)和Kao (1999)的統計量進行共整合檢定(如表6所示)，結果均一致顯示無法棄卻式(8a)的共整合迴歸模式，因此我們採用了 Pedroni (2001)的「完全修正的普通最小平方法」(Fully

modified OLS, FMOLS)¹⁷來推估式(8a)，結果如式(8b)所示。

$$\ln E_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln RP_{it} + \alpha_2 \ln OP_{it} + \alpha_3 \ln Y_{it} + \alpha_4 \ln CHILDS_{it} + \alpha_5 \ln OLDS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8a)$$

表6 面板共整合(panel cointegration)檢驗結果

檢定方法	Type	Statistics	p-value
Pedroni (1999 and 2004)共整合檢定	Panel v	0.51	0.03
	Panel rho	4.21	0.01
	Panel ADF	-3.01	0.00
	Panel PP	-5.33	0.02
	Group rho	6.11	0.00
	Group ADF	-4.01	0.03
	Group PP	-8.04	0.02
Kao (1999)共整合檢定		-5.1	0.0

¹⁷ Pedroni (2001)指出，FMOLS推定量(estimators)在小樣本中表現出相對較小的尺寸失真；對於沒有截距的標準情況及具有異質截距的「固定效果模型」(fixed effect model)而言，Pedroni (2001)，FMOLS推定量是漸近無偏的(asymptotically unbiased)。

$$\ln E_{it} = 0.2 - 0.52 \ln RP_{it} + 0.03 \ln OP_{it} + 0.3 \ln Y_{it} + 0.85 \ln CHILDS_{it} + 0.44 \ln OLDS_{it} \quad (8b)$$

根據式(8b)，我們發現以下結果：

- (1) 電價彈性為-0.52，表明電價上漲1%，表燈用電量將減少0.52%；油價彈性為0.03，表明油價每上漲1%，用電量就會增加0.03%，這支持了自我價格彈性(own-price elasticity)為負，和交叉價格彈性(cross-price elasticity)為正的傳統經濟學理論，也驗證了交叉價格彈性低於自我價格彈性的原則；換言之，化石燃料與電力互為替代品，而且二者都缺乏彈性(彈性值小於1)。證之相關文獻可知，自我價格彈性與Zhou and Teng (2013)相似，他們利用中國四川省2007年-2009年的城鎮住戶調查資料，發現自有價格彈性約為0.50。交叉價格彈性則與Ota *et al.* (2018)的結果類似(推定值為0.12)，惟渠等使用日本面板資料(住宅天然氣作為電力的替代品，本文則代之以石油)。
- (2) 孩童人口占比(CHILDS)每增加1%，表燈用電量就會增加0.85%；老年人占比(OLDS)對表燈用電量亦有正向關係，OLDS每提高1%，用電量消費增加0.44%(與Huang (2015)及吳大任等(2017)的結果一致)；此外，實證結果亦顯示，孩童人口對電力需求的影響大於老年人口¹⁸。
- (3) 電力需求的(長期)所得彈性為0.3。比之歷有文獻，我們的推定值在合理範圍內。例如，Liddle (2011)利用22個OECD會員國資料，並以本文相同的方法進行推估，結果顯示所得彈性為0.62。Zho and Teng (2013)所估算的所得彈性介於0.14到0.34；Brounen *et al.* (2012)根據荷蘭的家庭調查資料所估算的所得彈性為0.11，Ota *et al.* (2018)根據日本的區域性總體時間序列資料所估算的所得彈性

為0.08¹⁹。

(二) 短期分析

由於單根檢定結果顯示所有變量都具有非恆定性質，因此我們根據式(8a)將所有變數取一階差分，將之轉換為平穩變量，並推估2個PVECM(Panel vector error correction model)模型如式(9)和式(10)所示，結果彙整於表7。

$$\ln \Delta E_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \Delta RP_{it} + \alpha_2 \ln \Delta OP_{it} + \alpha_3 \ln \Delta Y_{it} + \alpha_4 \ln \Delta CHILDS_{it} + \alpha_5 \ln \Delta OLDS_{it} + \hat{\varepsilon}_{i,t-1} \quad (9)$$

$$\ln \Delta E_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\Delta RP_{it} / OP_{it}) + \beta_3 \ln \Delta Y_{it} + \beta_4 \ln \Delta CHILDS_{it} + \beta_5 \ln \Delta OLDS_{it} + \hat{\varepsilon}_{i,t-1} \quad (10)$$

其中 $\hat{\varepsilon}$ 代表式(8b)的誤差修正項($\hat{\varepsilon}_{i,t} = \ln E_{it} - \ln \hat{E}_{it}$)。

表7 面板誤差修正模型(PVECM)的推估結果

解釋變數	係數推定值	
	模型I：式(9)	模型II：式(10)
$\Delta \ln Y$	0.3	0.31
$\Delta \ln(RP)$	-0.18	-0.182
$\Delta \ln(OP)$	0.06	0.056
$\Delta \ln(RP/OP)$		-0.08
$\Delta (\ln CHILDS)$	0.60	0.58
$\Delta \ln(OLDS)$	0.34	0.35
$\hat{\varepsilon}$	-0.34	-0.34

根據表7的推估結果可知：(1)所有係數的推定值均在1%顯著水準時顯著；(2)兩個模型下的推定值均極為相近，顯見推估結果相當穩健(robust)；(3)短期的電價彈性為0.18，小於長期彈性(0.52)，故有趨向均衡的趨勢(隨時間經過而變動)；(4)所得彈性與長期的所得彈性無太大差異(均為0.3)，換言之，在資料期間內，所得彈性並不隨時間經過而變動。

面板資料的實證結果與文獻的最大差異在於電價和所得對用電量的影響都極為顯著，而且長期彈性大於短期彈性；此外，本模型也以

¹⁸ 有孩童和青少年的家庭之所以會導致用電量增加，是因為渠等看電視、使用電腦、遊戲設備的頻率或高於平均值，此現象稱為「任天堂效應」(Nintendo-effect)。

¹⁹ 一般而言，在同一個地區或國家，以家庭調查數據估計的所得彈性通常會小於利用總體時間序列資料的推估結果，因為家戶調查的資料大都屬於短期效果。

化石燃料做為電力的替代品，並獲得實證結果的支持(交叉價格為正值)。至於老人人數占比對用電量的影響則與Huang (2015)及吳大任等(2017)的發現一致(對用電量有正向影響)。

不過，本模型因資料限制而未能分析能效管制的節電效果，也未顧及住家戶數、戶均人口數、營業用戶與非營業用戶對表燈用電量的影響差異；更重要的遺憾是，模型中的電價彈性仍設定為固定值，而未考慮因時而異的特性。因此，本文應用時間序列資料，重新修訂實證模型，冀能彌補上揭缺憾。

5.2 時間序列資料(1982年 - 2021 年)的實證分析

鑒於各變數的數列資料都有單根的問題，我們利用時間序列資料推估了7個共整合迴歸模型如式(11)所示，此處考慮了不同函數型態和解釋變數，電價係數也同時考慮固定及因時而異的情況(如 $\ln t \cdot \ln P_E$)，並就每一種模型分別估算出電價彈性，其結果如圖10所示。

$$\Delta \ln X_t = f(\text{REC}_{t-1}, \text{NBH}_t, \text{BH}_t, \text{NoP}_t, \text{OLDS}_t, \text{DINC}_t, t, P_{Et}, \text{MEPS}, \text{EEL}) \quad (11)$$

其中 $X_t = \ln \text{REC}_t$ 或 ΔREC_t 。

由圖10可以窺知，歷來的電價彈性推定值之所以變異甚大，最主要的原因如下：

1. 模型設計不同：模型一(M1)、模型五(M5)與模型七(M7)的電價彈性均為固定值，其中M1和M7似乎為電力彈性提供了下限與上限，至於其他模型的電價彈性都因時而變動，但變動趨勢不盡相同。M4和M2是前述7種模型中配適度較佳的(根據AIC和 \bar{R}^2 判定)，其函數型態如式(12)所示且通過共整合檢定，推定結果如表8之M2和M4所示²⁰；由此可知，M2與M4的所有係數在1%下都顯著(NBH例外)，而且電價彈性及所得彈性的符號均符合理論預期，其中電價彈性隨時間經過而遞增(例如M2在2004年-2005年間為0.3，在2020年增為0.352，M4在同一時間則分別為0.47和0.54，這與面板資料的共整合模型估計值(0.52)極為相近)²¹。此外，M2顯示MEPS和EEL均有顯著

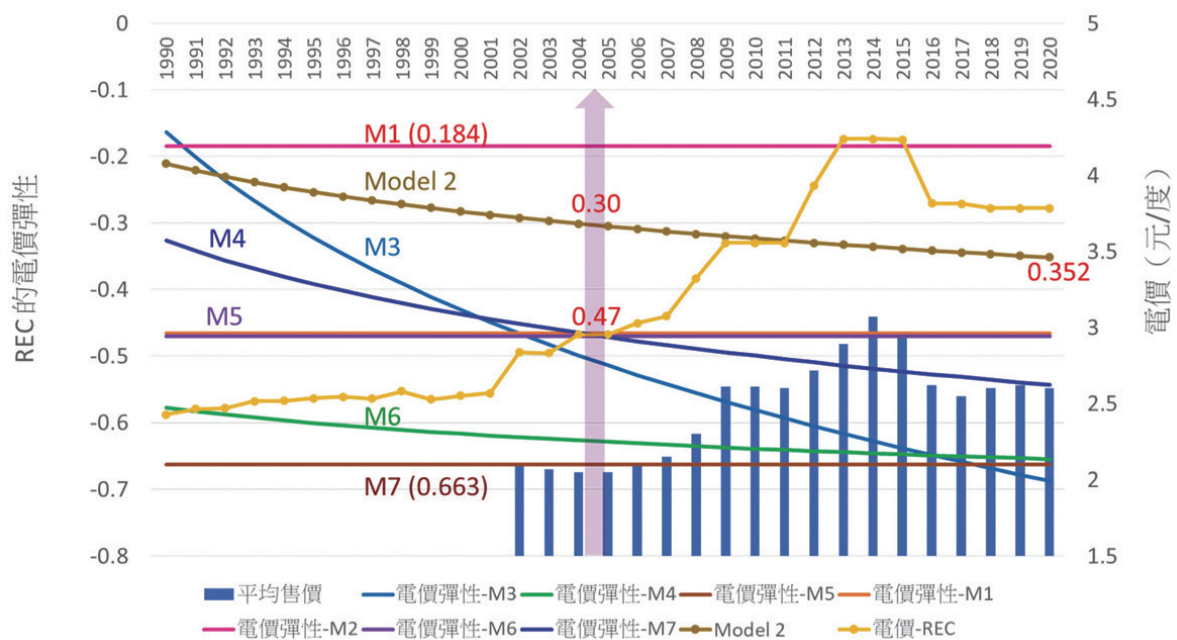


圖10 七種REC共整合模型的電價彈性：時間序列資料

²⁰ 表8之M4的函數形式與M2相同，唯一的不同在於將M2的解釋變數MEPS和EEL以CES函數合併為MSEL。根據AIC和 \bar{R}^2 可知，M2略優於M4。

²¹ 電價彈性隨時間經過而上升的現象也符合理論上的預期，因為電價也隨之提升。

表8 lnREC的實證模型推定結果

$\Delta \ln \text{REC}_t = f(\bullet)$ ，自變數未取一階差分			$\Delta \ln \text{REC}_t = f(\bullet)$ ，自變數取一階差分			
自變數(係數)	Model 4	Model 2	自變數	Model A	Model B	Model C
常數項(α_0)	3.945	-12.431***	常數項	0.009	0.021	0.030
$\ln \text{REC}_{t-1}$ (α_1)	-0.718***	-0.935***	$\Delta \ln \text{REC}_{t-1}$	-0.484***	-0.521***	-0.498***
非營業用戶戶數(α_2)	0.567	0.472**	$\Delta \ln \text{NBH}_t$	0.409	0.278	—
營業用戶戶數(α_3)	—	1.879***	$\Delta \ln \text{BH}_t$	0.657	0.113	—
戶均人口數(α_4)	-4.934***	-5.061***	$\Delta \ln \text{NoP}_t$	-5.042**	-5.336**	-5.231***
老人人數占比(α_5)	-1.300***	-1.584***	$\Delta \ln \text{OLDs}_t$	-0.044	-0.171	—
戶均可支配所得(α_6)	0.631***	0.377***	$\Delta \ln \text{DINC}_t$	0.415*	0.452**	0.420**
$\ln t \cdot \ln P_{Et}$ (α_7)	-0.148***	-0.096***	$\Delta \ln t \cdot \Delta \ln P_{Et}$	-1.146	—	—
MEPS(α_8)—虛擬變數	—	-0.104***	MEPS	-0.042	-0.046*	-0.053***
EEL(α_9)—虛擬變數	—	-0.093***	EEL	-0.017	-0.018	-0.020
MSEL ^a	-0.162***	—	—	—	—	—
$\ln t$	—	—	$\Delta \ln t$	—	0.055	0.059
$\ln P_{Et}$	—	—	$\Delta \ln P_{Et}$	—	-0.262**	-0.252**
R-squared	0.609	0.850	R-squared	0.721	0.769	0.767
\bar{R}^2	0.534	0.802	\bar{R}^2	0.631	0.683	0.712
S.E.R	0.023	0.021	S.E.R	0.029	0.027	0.026

資料來源：本文作者推估結果。

註：MSEL_t=(0.5•MEPS_t^{1.2}+0.5•EEL_t^{1.2})^{1/1.2}。

節電效果，M4亦顯示MSEL的係數在1%之下顯著地異於0，表明MEPS和EEL具有協同效果(synergy effect)；此外，老人人數占比及戶均人數與用電量均呈反向關聯，這與Huang (2015)、吳大任等(2017)和Chen (2017)不同。

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{REC}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{REC}_{t-1} + \alpha_2 \ln \text{NBH}_t + \alpha_3 \ln \text{BH}_t \\ & + \alpha_4 \ln \text{NoP}_t + \alpha_5 \ln \text{OLDs}_t + \alpha_6 \ln \text{DINC}_t \\ & + \alpha_7 \ln t \cdot \ln P_{Et} + \alpha_8 \text{MEPS} + \alpha_9 \text{EEL} \quad (12) \end{aligned}$$

2. 自變數的選擇：文獻上所設定的自變數不盡相同，有人均用電量、有戶均用電量，本文的面板資料係以「表燈用電量」為自變數，時間序列資料則用住宅部門電力消費量(REC)。

3. 電價的設定問題：由於電價結構甚為複雜，各家在推定電力需求時所使用的電價未必一致，例如有使用台電公司之售電平均價格者，亦有使用表燈或電燈價格或考慮夏月電價和區段電價之綜合加權電價等。

4. 長期均衡和短期衝擊分析：一般的迴歸分析大都可視為長期均衡分析(當然要通過共整合檢定)，其與短期分析結果(如ECM)自當有別。因此，本文推估共整合迴歸模型之外，也進一步推估ECM 如Model A、Model B和Model C (見表8)，其中Model C是去除A與B中不顯著的變數(如NBH、BH、OLDs等)後重新推估的結果。由此可知，在短期下，人社變數(如NBH、BH、OLDs等)對REC的影響並不顯著(因為這些人社變數在短期內不易變動調整)，但戶均人口數對REC仍有顯著的負向影響；短期的戶均可支配所得的彈性約介於0.42~0.45，略大於長期彈性(0.377)，而短期的電價彈性大約為0.25~0.26(低於長期彈性)(見表3)。

5. 資料的特性不同：使用的資料有面板資料、時間序列資料和橫斷面資料，資料期間不同，對統計特性的檢定(包括單根、共整合、共線性等)也處理不一，其中不乏完全忽略而

未加處置的案例。

6. 對於能效管理政策的處理方式不同：住宅部門電力需求的實證分析文獻，僅有少數考慮MEPS和EEL等政策變數，且大都以推動時點之虛擬變數設定之。本文除了以虛擬變數設定MEPS和EEL外，亦考慮二者之協和效果而以CES函數將MEPS和EEL組成單一解釋變數MSEL，結果不僅確證協和關係的假說成立，而且也影響所得彈性和價格彈性的推定值(見表8之M2和M4)²²。
7. 假性迴歸的後果：式(12)中的各變數大都具有單根和多重共線性的問題²³，如未適當處理，各模型之係數的OLS推定量當存在不同程度的偏誤。

6. 結論與建議

本文以住宅部門電力需求為焦點，針對老年人口占比、電價、所得及能效管理政策(MEPS和EEL)等四類變數對電力需求的影響，評述文獻上的發現及其見解不一的現象，並應用兩組資料(面板資料和時間序列資料)分別進行長期的共整合迴歸分析和短期的動態分析。

本文開宗明義即揭示文獻上各家研究成果不一致或莫衷一是的現象；第二節說明實證分析時所面對的各項問題；第三節說明資料特性檢定的必要性與重要性；第四節說明本文所使用的資料來源和檢定結果的發現，以做為設計實證模型的參考。第五節分析7種共整合迴歸模式和3種ECM的推估結果，並據以闡述文獻上關於前述四類變數影響電力需求的結論之所以極其分歧的原因，包括：(1)模型設計不同；(2)自變數的選擇不同；(3)電價的設定問題；(4)長期均衡與短期衝擊分析的差異；(5)資料的特性不同；(6)對於能效管理政策的處理方式不同；以及(7)假性迴歸的後果。此外，本文的實證分

析結果也確證MEPS與EEL對於住家電力需求確有節電的貢獻，二者的協同效果也獲得肯定；不過，由於能效標準已屆近技術可行的最高水準，將來更進一步提升標準所能衍生的效益勢必遞減。人社變數(包括老年人口占比、營業用戶與非營業用戶)對於電力需求的長期和短期影響並不同，短期內的節電效果較不顯著，因為此等人社變數在短期內的可變動性甚微。本文也發現，短期的電價彈性低於長期的電價彈性，因為家計單位應對短期變動的調適空間和能力都比較有限；至於所得彈性，其短期彈性則不低於長期彈性(見表3)，畢竟家戶的電力需求在短期雖可隨所得增加而增加，但在長期下將因趨近消費飽和而致增加速度遞減。

不論所得及人社變數對用電量的影響為何，其於節能減碳的政策性職能畢竟是有限的，但仍可為電力供應規劃或需求預測提供有用的資訊。電價和能效管理對用電量的電影響至為明確，是節能減碳政策及其效益評估的重要且有效的工具；不過，在利用電價彈性評估節電效益時仍須格外謹慎，除了要慎選適用的彈性值外(因為面對的彈性值可因不同因素的影響而不同)，也需考慮電價變動的幅度和資料的特性，因為電價彈性只適用於小幅度電價變動的影響評估，對於較大幅度的電價變動，則需考慮對於系統性結構的衝擊或一般均衡模型的應用。

參考文獻

- 王京明，1995。《臺灣地區住宅與商業部門能源消費調查與研究》，中華經濟研究院，EP0165。
- 臺灣綜合研究院，2020。能源統計分析應用與資訊系統支援功能開發計畫，經濟部能源局委辦計畫報告。

²² MEPS和EEL的管制水準會因時而有不同程度的調整，惟不僅所涉產品甚多，不同年度所更動的技術參數也不盡相同，對總體經濟模型而言，變數的設定極其困難；在以個別產品為研究對象的情況下，才比較有可能為之。

²³ 可用於檢定線性重和的指標非常多，例如Determinant of correlation matrix, Farrar and Glauber chi-square test, Sum of reciprocal of Eigenvalues, Theil's and Red indicator等。

- 吳大任、梁啟源、林師模、劉錦龍、王銘正、田佳芬與張博涵，2017。臺灣人口結構變遷對住宅用電需求之影響，臺灣能源期刊，4(2): 183-198。
- 吳易樺、黃朝熙、陳庚轅與劉子衙，2015。我國住宅與服務業部門之電力需求預測模型準確度比較，臺灣能源期刊，2(1): 1-14。
- 吳榮華、黃韻勳與陳彥尹，2005。「臺灣地區產業部門二氧化碳減量策略之研議」，行政院經濟建設委員會委託計畫成果發表會。
- 吳榮華與黃玄洲，2001。「臺灣鋼鐵業能源消費變動因素分析-物理指標」，《能源季刊》第31卷第4期，頁40-54。
- 吳銘峰，2003。《製造業能源效率指標的臺灣實證研究》，碩士論文，國立臺北大學資源管理研究所。
- 李正豐與林勻淅，2008。我國公路運輸溫室氣體排放變動因素分解分析，運輸計劃季刊；37卷4期，P363-380。
- 周鳳瑛與李佳玲，2001。「我國能源密集度變動因素分析」，《能源季刊》第31卷第4期，頁55-65。
- 林佑蓉，2007。《臺灣與數國之能源經濟及CO₂之關聯分析比較》，碩士論文，國立成功大學環境工程研究所。
- 林志勳，2020。節約能源政策研究及建構決策支援機制計畫，經濟部能源科技研究發展計畫108年度執行報告國圖版(經濟部能源局委辦，工研院執行)。
- 林師模、林晉勛與邱駿朋，2016。能源效率標準之成本與效益評估：以電冰箱為例，臺灣能源期刊，第3卷第3期：頁329-344。
- 林師模與林晉勛，2015。研擬能源設備與器具效率管理績效評估模型與方法分析，工研院綠能所委託計畫報告。
- 林素貞、黃群達與林佑蓉，2006。「臺、美、日、英之商業部門CO₂排放趨勢與關鍵因素探討」，《能源季刊》第36卷第4期，頁56-77。
- 林素琴與林志勳，2017。我國住宅部門電力使用研究，臺灣能源期刊，4(3): 285-302。
- 恆準市場研究有限公司，2020。109年家庭主要能源使用器調查與耗能量方法建立，工研院委辦計畫報告。
- 柏雲昌，2000。我國能源供需預測模型供給規劃系統之建立，經濟部能源委員會委託研究計畫報告。
- 張志瑋、葛復光、柴蕙質與吳雨寰，2016。「以KAYA恆等式分析我國2025年減碳目標之能源結構策略可行性」，臺灣能源期刊，第3卷第3期，頁259-275。
- 梁啟源，1987。臺灣能源經濟模型之研究，中央研究院經濟所現代經濟探討叢書。
- 梁啟源，2006。電價調整對電力需求及臺灣經濟之影響，行政院國家科學委員會補助計畫報告。
- 陳治均與葛復光，2013。「從Kaya恆等式分析我國各項能源指標對CO₂排放的影響」，能源資訊平台|能源簡析。
- 陳祈萬、吳懷文、洪紹平、陳鳳惠、梁德馨、林唐裕、蕭弘清、彭佳玲、林怡伶與高立宇，2013。99年度家用電器普及狀況調查，台電工程月刊，774: 89-107。
- 單珮玲，2015。「政策工具與經濟對節能減排的影響」，財稅研究，第44卷第5期，頁102-123。
- 彭開瓊、傅孟臺、蘇娟儀與黃宗煌，2013。「五都能源效率、指標與不均度：以家庭用電為例」，都市與計畫，40(2): 135-156。
- 黃宗煌，2018。能源消費與碳排放之因素拆解法：方法論與挑戰，核能研究能源資訊平台，<https://eip.iner.gov.tw/msn.aspx?datatype=YW5hbHlzaXM=&id=MTcw>。
- 黃宗煌，2021。使用能源設備及器具效率管理政策績效評估模式建置規劃及研修，工研院綠能及環境研究所委辦計畫報告。

- 黃運貴與曹壽民，2005。「我國運輸部門能源消費量分解分析」，《運輸學刊》第17卷第2期，頁175-208。
- 黃韻勳，2018。我國住宅部門電力消費關鍵影響因素分析，臺灣能源期刊，5(4): 351-365。
- 廖文華、孫廷瑞、林鈺璇、傅孟臺、蘇娟儀與蘇敏嘉，2020。臺灣主要家電產品持有情形及市場發展趨勢研究，《台電工程月刊》，第866期：頁79-90。
- 廖文華、孫廷瑞、蘇敏嘉、蘇娟儀與傅孟臺，2019。臺灣家庭用電消費暨節能推動策略，「《台電工程月刊》，第852期：頁74-89。
- 劉錦龍，2017。強制性能源效率管理政策對電冰箱、除濕機相關產業之衝擊分析及廠商節能技術需求蒐集，工業技術研究院綠能與環境所委辦研究計畫報告。
- 劉錦龍，2018。強制性能源效率管理政策對冷氣機、電熱水瓶、貯備型電熱水器產業之衝擊分析及廠商節能技術需求蒐集，工業技術研究院綠能與環境所委辦研究計畫報告。
- 劉錦龍，2019。強制性能源效率管理政策對溫熱型開飲機、冰溫熱型開飲機等相關產業之衝擊分析及廠商節能技術需求資料蒐集，工業技術研究院綠能與環境所委辦研究計畫報告。
- 劉錦龍，2020。強制性能源效率管理政策對溫熱型飲水機、冰溫熱型飲水機等相關產業之衝擊分析及廠商節能技術需求資料蒐集，工業技術研究院綠能與環境所委辦研究計畫報告。
- 鍾岳勳，2021。110年家庭用電消費習慣調查，工研院委辦計畫報告，世新大學知識經濟發展研究院執行。
- 蘇鈺雯，2020。2021臺灣電力需求展望，IEK Consulting，工研院。
- Arnott, R.D. and D.B. Chaves, 2012. Demographic changes, financial markets, and the economy. *Financ. Anal. J.*, 68: 23-46.
- Bardazzi, R. and M.G. Pazienza, 2017. Switch off the light, please! Energy use, aging population and consumption habits. *Energy Econ.*, 65: 161-171.
- Bloom D.E., D. Canning and G. FinkBloom, D.E. et al., 2010. Implications of population ageing for economic growth. *Oxford Rev. Econ. Policy*, 26: 583-612.
- Brounen D., N. Kok and J. Quigley, 2012. Residential energy use and conservation: economics and demographics. *Eur. Econ. Rev.*, 56: 931-945.
- Chen, Yi-Tui, 2017. The factors affecting electricity consumption and the consumption characteristics in the residential sector—a case example of Taiwan.” *Sustainability*, 9(8), 1484. <https://doi.org/10.3390/su9081484>.
- Fair, R.C. and K.M. Dominguez, 1991. Effects of the changing US age distribution on macroeconomic equations. *Am. Econ. Rev.*, 81: 1276-1294.
- Fisher, F.M. and C. Kaysen, 1962. A Study in Econometrics: The Demand for Electricity in the United States. Amsterdam: North-Holland Publishing Co.
- Fu, C., W. Wang and J. Tang, 2014. Exploring the sensitivity of residential energy consumption in China; implications from a micro-demographic analysis. *Energy Res. and Soc. Sci.*, 2: 1-11.
- Garau G., P. Lecca and G. Mandras, 2013. The impact of population ageing on energy use: evidence from Italy. *Econ. Model*, 35: 970-980.
- Higgins, M., 1998. Demography, National savings and international capital flows. *Int. Econ. Rev.*, 39: 343-369.

- Higgins, M. Demography, 1998. National savings and international capital flows. *Int. Econ. Rev.*, 39: 343-369.
- Holtedahl, P. and F. L. Joutz, 2004. Residential electricity demand in Taiwan. *Energy Economics*, 26(2): 201-224.
- Huang, C.-H., S.-H. Lo, S.-H. Kao, C.-Y. Li and W.-H. Liao, 2021. Effects of extreme weather, pandemic and circularity on residential electricity consumption: An integrated model of household production and characteristic demand. Selected paper presented at the 10th Congress of the Asian Association of Environmental and Resource Economics, 20-21 August 2021, Seoul National University, Korea.
- Huang, Wen-Hsiu, 2015. The determinants of household electricity consumption in Taiwan: Evidence from quantile regression. *Energy*, 87: 120-133.
- Huang, Yun-Hsun, 2020. Examining impact factors of residential electricity consumption in Taiwan using index decomposition analysis based on end-use level data. *Energy*, Volume 213, <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.119067>.
- Kao, C., 1999. Spurious regression and residual-based test for cointegration in panel data. *J. Econ.*, 90: 1-44.
- Kaya, Yoichi and Keiichi Yokoburi, 1997. Environment, energy, and economy: strategies for sustainability. Tokyo: United Nations Univ. Press.
- Kaya, Yoichi, 1990. Impact of carbon dioxide emission control on GNP growth: interpretation of proposed scenarios. In Proceedings of the IPCC Energy and Industry Subgroup, Response Strategies Working Group, Paris, France.
- Kim, J. and B. Seo, 2012. Aging in population and energy demand. In Proceedings of the 3rd IAEE Asian Conference, Kyoto, Japan, 20-22 February 2012, pp. 66-78.
- Koenker, R. and G. Bassett Jr., 1978. Regression Quantiles. *Econometrica*, 46, 33-50.
- Kronenberg, T., 2009. The impact of demographic change on energy use and greenhouse gas emissions in Germany. *Ecol. Econ.*, 68: 2637-2645.
- Liddle, B., 2011. Consumption-driven environmental impact and age structure change in OECD countries: A cointegration-STIRPAT analysis. *Dem. Res.*, 24: 749-770.
- Liddle, B., 2014. Impact of population, age structure, and urbanization on carbon emissions/energy consumption: evidence from macro-level, cross-country analyses. *Population and Environment*, 35: 286-304.
- Liu, C.C., 2007. An Extended Method for Key Factors in Reducing CO₂ Emissions. *Applied Mathematics and Computation* 189: 440-451.
- Liu, De-Chih, 2022. Residential and industrial electricity consumption in Taiwan: weather or macroeconomic condition (or both). *Energy Strategy Reviews*, Volume 39, January 2022, 100795.
- Lo, Shin-Hang, Shao-Hui Kao, Ching-Yu Li, and Chung-Huang Huang, 2021. Impacts of and policy response to extreme weather and pandemics in the context of electricity demand and economic growth. Selected paper presented at the SISC 9th Annual Conference – Accelerating Climate Action: A just transition in a post-Covid era. September 22nd-24th, 2021.
- Lo, Shin-Hang, Shao-Hui Kao, Ching-Yu Li, and Chung-Huang Huang, 2022. Measurement of the benefits generated by energy efficiency

- regulations on household appliances and equipment. Selected paper presented at the 11th Congress of the Asian Association of Environmental and Resource Economics, 19-20 August 2021, Ho Chi Minh City, Vietnam.
- Menz, T. and H. Welsch, 2012. Population aging and carbon emissions in OECD countries: accounting for life-cycle and cohort effects. *Energy Econ.*, 34: 842-849.
- Ota, T., M. Kakinaka and K. Kotani, 2018. Demographic effects on residential electricity and city gas consumption in the aging society of Japan. *Energy Policy*, 115: 503-513.
- Pedroni, P., 1999. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxf. Bull. Econ. Stat.*, 61: 653-670.
- Pedroni, P., 2001. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In Baltagi, B.H., T.B. Fomby, and R. Carter Hill (Ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (Advances in Econometrics, Vol. 15), Emerald Group Publishing Limited, Bingley, pp. 93-130.
- Pedroni, P., 2004. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP Hypothesis. *Econ. Theory*, 20: 597-625.
- Roberts, S., 2008. Demographics, energy and our homes. *Energy Policy*, 36: 4630-4632.
- Tonn, B. and J. Eisenberg, 2007. The aging US population and residential energy demand. *Energy Policy*, 35: 743-745.
- Yamasaki, E. and N. Tominaga, 1997. Evolution of an aging society and effect on residential energy demand. *Energy Policy*, 25: 903-912.
- York, R., 2007. Demographic trends and energy consumption in European Union Nations: 1960-2025. *Soc. Sci. Res.*, 36: 855-872.
- Zhou, S. and F. Teng, 2013. Estimation of urban residential electricity demand in China using household survey data. *Energy Policy*, 61: 394-402.

Effects of Demographic Variables, Electricity Price and Energy Efficiency Regulations on Energy Saving and Carbon Reduction: Problems and Reevaluation

Chung-Huang Huang^{1*} Ching-Yu Li² Shin-Hang Lo³
Shao-Hui Kao⁴ Alfo Liang⁵

ABSTRACT

The Net Zero Emission Initiatives, characterized by its noble vision on global environmental ethics and sustainable development, has attracted worldwide attention and is likely to create nonnegligible impact on the economy. Governments of all levels, therefore, are placing much emphasis on technological innovation and devoting themselves to improve energy efficiency and save electricity consumption. Research on the factors contributing to residential electricity consumption is quite rich in literature. Nevertheless, empirical results often exhibit diversified estimates (with respect to price elasticity in particular) and sometimes inconsistent with each other. Focusing on such instruments as demographic variables, electricity price, income, the minimum efficiency performance standards (MEPS) and energy efficiency labeling (EEL), we set up a panel data (2014–2021 \times 20 counties) and a time series data (1982–2021) to estimate, respectively, both a cointegrated regression model and an error correction model, that allow us to explain why the estimates in literature are so confusing. The long-run and short-run effects of all explanatory variables are reported, and policy implications addressed.

Keywords: residential sector, electricity consumption, aging population, cointegration regression, error correction model.

¹ Retired Emeritus professor, National Tsing Hua University.

² Administrator, Green Energy and Environment Research Laboratories, Industrial Technology Research Institute.

³ Business Director, Green Energy and Environment Research Laboratories, Industrial Technology Research Institute.

⁴ Manager, Green Energy and Environment Research Laboratories, Industrial Technology Research Institute.

⁵ Retired professor, Tunghan University.

*Corresponding Author, Phone: +886-921-630532, E-mail: chhuang1019@gmail.com

Received Date: August 31, 2022

Revised Date: September 23, 2022

Accepted Date: October 04, 2022