

# 中華民國第 61 屆中小學科學展覽會 作品說明書

---

## 第二名

052707

從振興三倍券探討稟賦效應與 MPC 之相關性  
—以桃園市 20-29 歲為例

學校名稱：桃園市立武陵高級中等學校

作者：  高二 王愷均  高二 劉禹函	指導老師：  饒玉屏
---------------------------------	------------------

關鍵詞：振興券、稟賦效應、邊際消費傾向

## 摘要

本研究旨在探討稟賦效應在人類日常生活中是否存在，以我國振興三倍券為研究標的，探討不同情境下稟賦效應存在與否，以及與邊際消費傾向的相關性。本研究以桃園市 20 至 29 歲者為研究對象，利用網路投放問卷，有效樣本數共 170 人。研究發現在各情境中，僅對居住的稟賦效應皆顯著存在。若整體來看，各交易貨幣之情境皆幾不存在顯著稟賦效應，對物品產生的稟賦效應強度亦無顯著差異。研究得出研究標的的邊際消費傾向約 0.6169，不計商家促銷則約 0.3574，顯示商家促銷對邊際消費傾向影響極大。最後就稟賦效應與邊際消費傾向的相關性而言，我們認為稟賦效應的強度與邊際消費傾向的大小大致上並不相關。

## 壹、 研究動機

行為經濟學自 1979 年 Khaneman 和 Tversky 提出展望理論<sup>1</sup>以來，發展至今已有眾多學者提出相關理論，稟賦效應（endowment effect）亦是其中之一。Thaler（1980）定義稟賦效應指的是人們願意放棄擁有的物品所需的價格經常大於得到該物品所願意付出的價格，稟賦效應越強則代表願意賣出的價格超出願意得到的價格越多。此一現象所造成之影響包括市場交易量減少，與我們熟知的寇斯定理有些許矛盾。實務研究上經常以受試者在擁有與未擁有時的最小願受價格（WTA，willing to accept）<sup>2</sup>與最大願付價格（WTP，willing to pay）<sup>3</sup>的比值做為衡量的基準，依照經濟人假設，該比值應為 1。自該現象提出以來，不少學者試圖驗證其在人類生活中是否存在，但各方研究大多僅在實驗中進行或是集中於對寇斯定理成立與否的討論。此外，過往研究大多以總供給固定的市場為研究標的，在總供給不固定之市場的研究則較為缺乏。

西元 2020 年全球爆發新型冠狀病毒疫情，我國和世界其他國家為防止疫情擴散紛紛採取防疫措施，民眾也有自覺而減少外出，在防疫的同時也對各國的民生經濟造成嚴重衝擊。為解決此局面，我國政府提出多項紓困及振興措施，發放振興三倍券即為其中一項，其背後原理是根據凱因斯的有效需求理論，以擴大內需因應鎖國帶來之衝擊，並

---

<sup>1</sup> “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk” 於 1979 年刊登於 *Econometrica*。

<sup>2</sup> 願意接受是一個人願意接受出售商品或服務或承擔負面外部性（例如污染）的最低貨幣金額。

<sup>3</sup> 支付意願是消費者願意為購買商品/服務或避免不受歡迎的事情而犧牲的最大金額。

進一步加速國內經濟復甦。同時，振興三倍券政策的實施也為我們提供了驗證稟賦效應是否在供給不固定之市場中也存在的機會。

我們認為利用振興券進行消費時，消費者之願付價格可能被低估，\$1000 現金換 \$3000 振興券的政策亦可能會在使用時出現較強的稟賦效應而導致消費總額偏低，進而使得邊際消費傾向不如預期。而究竟稟賦效應是否存在於此次三倍券政策之中？若稟賦效應確實存在，則其對於消費者之邊際消費傾向的影響為何？\$1000 現金換\$3000 振興券的政策、直接發予\$2000 元振興券和直接發\$2000 元現金，三者之稟賦效應與邊際消費傾向有何不同？此三者為本研究所欲探討之問題，以驗證稟賦效應是否不只在總供給固定的市場中存在。

## 貳、 研究目的

- 一、驗證不同情境下稟賦效應是否存在
- 二、測量振興三倍券之邊際消費傾向
- 三、探討稟賦效應與邊際消費傾向之相關性

## 參、 研究設備及器材

- 一、硬體設備：電腦兩台
- 二、軟體程式：Microsoft Word、Microsoft Excel、SPSS、Survey Cake、GGB

## 肆、 研究方法及過程

### 一、文獻回顧

#### (一) 稟賦效應

Khaneman、Knetsch 和 Thaler (1999) 在對於金額不大的物品如馬克杯、原子筆、望遠鏡及巧克力棒等物進行研究後指出，當受試者得到上述物品時，物品在受試者心中的價值皆大幅度增加，即最小願受價格大於最大願付價格，並且這種短期的現象無法以情感依戀做出解釋；另外，即便排除策略性報價<sup>4</sup>的誘因，該情形亦未因此而消失，顯示策略性報價不太可能是此一

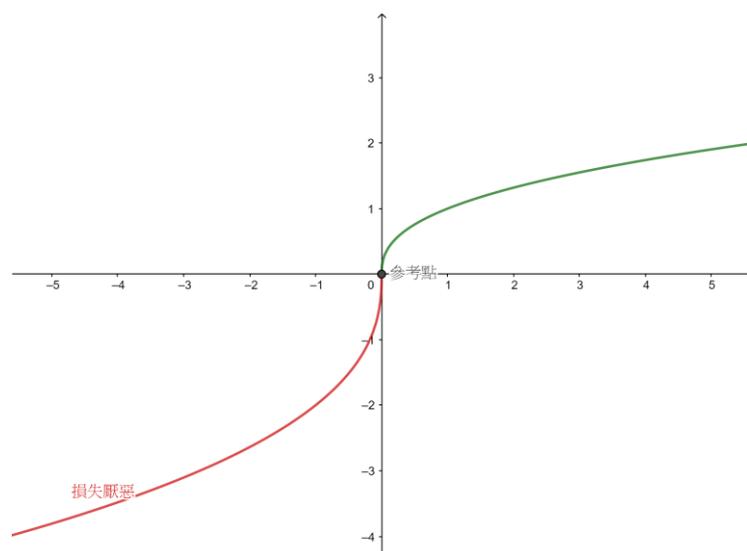
---

<sup>4</sup> 策略性報價係指在交易過程中為了得到更好的價格而故意壓低或抬高報價。

現象的原因。排除其他因素後，三人推論出「損失厭惡」為其最可能產生稟賦效應的因素，亦即人類在衡量權利或物品時，會依循價值函數作為得到或失去權利、物品對於其效用的衡量。

Tversky、Kahmeman (1991) 及友野典男 (2019) 總結過去研究指出價值函數具有損失厭惡的特徵，亦即一價值函數之形狀通常如下圖一。

圖一：價值函數



資料來源：研究者重繪自友野典男 (2019)

圖一為價值函數，滿足

$$v(x) = \begin{cases} x^a, & \text{if } x \geq 0 \\ -r(-x)^b, & \text{if } x < 0 \end{cases}$$

其中  $x$  為利得變化量，並且  $0 < a, b < 1$  (邊際效用遞減)，而損失厭惡則表現在  $r$  值通常大於 1，也就是說人們對於相同大小的損失及利得，損失帶來的感受比起利得來的強 ( $|v_{x<0}(x)| > |v_{x>0}(x)|$ )，而這也能解釋稟賦效應的成因：若人們將賣出物品視為損失，則 WTA 將會大於 WTP，換言之，我們認為若  $WTA > WTP$ ，則稟賦效應可能存在。

Morrison (1997) 利用巧克力棒以及馬克杯進行實驗，其中巧克力棒的 WTA、WTP 比值約為 1，稟賦效應不明顯，但馬克杯的實驗中測出 WTA、WTP 比值約 2.2，稟賦效應明顯。作者推論前者稟賦效應不明顯應為對巧克力之偏好所致。在 Morrison 所設計的實驗之中，因平均而言，受試者位於相

同的效用水平上，故收入與替代效應的影響可被排除在外。

Horowitz 及 McConnell (2000) 歸納過往稟賦效應的資料，得出稟賦效應普遍存在，並指出稟賦效應的強度在安全、健康和公共財之中最大，一般私有財次之，約當現金的物品則最不顯著。在其文獻中也提到越接近貨幣的物品譬如彩券（其價值建立在可能的金錢收入之上）其比值也就越低。

List (2003) 觀察球員卡市場的交易，發現在多次交易的老手身上稟賦效應極不明顯，因此認為市場經驗能夠消除稟賦效應帶來的影響。同時，他認為若該物品的「買入」是為了「賣出」，則將不會在該物品上產生稟賦效應，從而解釋為何越接近貨幣的稟賦效應越不明顯。

Schmidt 和 Traub (2009) 利用彩票作為交易物品，該研究之交易物品為我們所閱覽過最接近現金的物品，而其 WTA、WTP 比值之中位數約為 1.86，這顯示 WTA、WTP 之差異在接近現金之物品上也會發生。

綜上所述，我們發現過往研究大抵上已否決了收入或替代效應作為稟賦效應發生原因的可能性，同時對稟賦效應的發生情形已經具有初步的描述，包括何種物品強烈、以何種目的進行交易時不會發生等。此外我們注意到，過去研究多針對總供給固定的市場進行，對於總供給不固定的市場則少有研究，而本研究嘗試驗證即使在供給量不固定的市場中也會發生稟賦效應。

## (二) 邊際消費傾向

振興券或者消費券為政府發放之代金券，其原理乃為落實凱因斯之有效需求理論，透過政府移轉性支出以實現乘數效應，拉動整體經濟成長，過往研究主要集中在邊際消費傾向 MPC (Marginal Propensity to Consume) 的探討上。

首先，我們先定義 MPC 為  $\frac{\Delta C}{\Delta Y}$ ，考慮簡單線性消費函數

$$\begin{aligned} Y &= C + I \\ \Delta Y &= \Delta C + \Delta I = MPC \times \Delta Y + \Delta I \\ \Delta Y &= \frac{1}{1 - MPC} \times \Delta I \end{aligned}$$

其中 $\frac{1}{1-MPC}$ 即是乘數，將使得所得呈倍數增加，因此 MPC 的大小將決定是次政策的效果。

Masahiro Hori、Chang-Tai Hsieh、Keiko Murata 和 Satoshi Shimizutani (2002) 調查了日本 1999 年地域振興券的 MPC，是次發放金額為 20,000 日圓（約等於新台幣 5,400 元），發放對象為育有 15 歲以下子女之家庭以及約一半的老人人口，約 25% 國民收到該券，須於受領者的社區使用，使用期限為 6 個月。經調查發現 MPC 僅為 0.2 到 0.3，並且使用振興券之家庭在往後數月減少了支出，整體而言 MPC 約為 0.1。

David S. Johnson、Jonathan A. Parker 以及 Nicholas S. Souleles (2005) 以 2001 年美國所得稅退稅（現金）為實驗，在該振興計畫之中超過 1.3 億美國人收到 300 至 600 美元不等的退稅金額，其中約 20% 至 40% 的退稅金額在發放後的 3 個月內用於購買非耐久財。

我國亦曾於 2009 年發行消費振興券，該次發放金額為 3,600 元新台幣，發放對象為全體民眾，使用期限約 6 個月，使用時不找零並且可以抵稅。Kamhon Kan、Shin-Kun Peng 和 Ping Wang (2010) 以家庭為調查單位，指出消費券實際增加的額外消費僅約消費券的 25%，因其不找零的特性，若包含消費者自付的費用，其 MPC 約落在 0.325。此外，當時許多店家配合消費券進行促銷，研究指出若沒有促銷活動，MPC 僅為 0.223。

同樣為 2009 年之振興消費券，Kamhon Kan、Shin-Kun Peng 以及 Ping Wang (2017) 調查以個人為單位的邊際消費傾向，若不考量商家促銷的影響，MPC 從原先約 0.25 滑落約三分之一，僅有 0.164，然而其研究並未調查個人財務狀況，因此結論限制較大。

統整過去研究可以發現，MPC 在過去的數次政策中約落在 0.1 至 0.3，並且有無相關店家優惠措施是極大的關鍵，另外其落差亦可能由國情不同及紙本消費券、現金之差異所致，所購之物品若為本來就打算買的部分也將擠掉原先支出，從而使得實際上的邊際消費傾向偏低。

## 二、問卷調查

### (一) 定義母體

鑒於有不少家庭小孩的振興券皆交由父母使用，依我們觀察到的現象，學生往往要到高中甚至大學才會擁有消費券的實質使用權，故決定排除 20 歲以下的人；30 歲以上的人由於時間、精力及發放管道問題即使進行採樣也難以模擬現況下的年齡分佈。而若要將採樣範圍訂為全台 20-29 歲的民眾，因宥於時間、人力等因素實屬困難，故決定縮小採樣範圍，僅針對桃園市 20-29 歲的年輕人進行調查。

### (二) 問卷設計

問卷主要分成兩個部分，第一部分調查受試者的振興券實際使用情形，設計過程參考 Kamhon Kan (2010)《Understanding Consumption Behavior: Evidence from Consumers' Reaction to Shopping Vouchers》的問卷。問卷中我們將受試者以振興券購買之物品分為〈A〉、〈B〉、〈C〉、〈D〉共四類，其各類物品之意義如下表一：

表一：各類物品與其定義

分類	意義
〈A〉	日常生活必需品（食品、飲料、民生消耗品等）
〈B〉	耐久財與非必需品（家電、電子產品、衣物、玩具、文具、書籍雜誌、影音等）
〈C〉	一次性娛樂（餐廳吃飯、理髮、美容、旅遊(包括旅遊之交通費)、看電影等）
〈D〉	租金、教育、醫療、必要之交通費用等

表一資料來源：研究者整理自行政院主計處網頁 <https://win.dgbas.gov.tw/fies/all.asp?year=108> 及簡錦漢（2010）

並且詢問其消費為就算沒有振興券政策也會買、因有振興券才買或者是因振興券有折扣才買，以確定其替代效果，值得注意的是，本研究因考量問卷回收率因素，詢問該問題時僅採單選題，可能因此加大誤差<sup>5</sup>。同時我們也針對有無超過振興券面額的消費詢問，因振興券不找零的特性使得人們在

<sup>5</sup> 若受試者買了同類型的不同物品，而剛好有的屬於替代效果、有的不屬於，我們便無法測得實際上二者的比例。

消費時可能有超出其面額的消費、應一併計入 MPC 之中。在詢問實際情況後，我們以情境題的方式詢問受試者在政府直接給予\$2000 元振興券（不須先付 1000 元）下的替代效果以及若直接發予\$2000 元現金的 MPC。

第二部份我們則利用 CVM 估價法之中的單次投標法，要求受試者回答其對於各類材或以各類情境進行交易的 WTA、WTP 值。我們分別對於〈A〉、〈B〉、〈C〉、〈D〉四類物品各自挑選其中一項商品（分別是洗髮精、馬克杯、電影票及社會住宅租用）進行 WTA、WTP 值的測量，並以此分別代表受試者在各項物品上的稟賦效應大小。使用之交易媒介為要預先支付 1000 元的三倍券、不需先支付 1000 元的三倍券、現金，以分析民眾是否有因獲得振興券前要先支付 1000 元而產生稟賦效應，以及振興券政策之 MPC 和 WTA、WTP 差距的關係。

## 伍、 研究結果

### 一、敘述性統計

我們利用網路作為載體，以 90%信心水準進行問卷發放，預計樣本數為 400 份，共蒐集實際完成填答問卷數 496 份，每份問卷的填答時間平均為 8 分 14 秒，本研究在整理以振興券購買四類物品時亦發現一些矛盾之處，如某些資料之已花費振興券與四類物品之加總不一致或可支配振興券少於其振興券花費，推估可能原因為受試者記憶上的錯誤所致，也可能是因問題形式可能使填答者無法直觀區分四類物品或問卷所採填答方式為拉桿導致，因此本研究仍將±300 誤差內的資料調整後計入有效樣本。又在計算稟賦效應時將 3 個標準差以外的資料刪除，扣除以上資料前後矛盾與缺失者後剩餘樣本數 170 份，其中所有樣本皆已領取振興券，並且 158 份（92.94%）已全部使用完畢。整體問卷回收率 34.33%，有效問卷比例 34.27%，誤差範圍約為 6%。

下表二為整體抽樣之結果，其中有幾項值得注意之處。

表二：整體抽樣結果

變項	定義	平均 (標準差)
25-29 歲	填答者為年齡 25 到 29 歲者	0.712 (0.453)
北桃園	填答者居住於北桃園（桃園區、龜山區、八德區、大溪區、蘆竹區、大園區）者	0.470 (0.499)
南桃園	填答者居住於南桃園（中壢區、楊梅區、平鎮區、龍潭區、觀音區、新屋區）者	0.512 (0.500)
男性	填答者為男性	0.435 (0.496)
高中	填答者之教育程度為高中（職）畢（肄）業者	0.065 (0.247)
大學	填答者之教育程度為大學（大專院校）畢（肄）業者	0.806 (0.395)
研究所	填答者之教育程度為碩博士（含）以上畢（肄）業者	0.123 (0.328)
總樣本數	170	

資料來源：研究者整理

我們將抽樣結果與 109 年度桃園市各區十五歲以上現住人口數性別、年齡及教育程度統計表進行比對後發現在年齡上，我們抽樣的結果年齡層偏高（71.2%的樣本處於 25-29 歲的區間，然而戶政資料顯示僅有 51.7%處於該區間），同時男性比例略低（樣本資料為 43.5%，戶政資料為 51.7%），並且教育程度普遍偏高（樣本資料中高中職畢（肄）業者 6.5%、大學或大專院校畢（肄）業者 80.6%、研究所或以上者 12.3%，戶政資料依序為 18.2%、71.7%、8.4%），故整體而言，我們的樣本受過較為良好的教育，推測與年齡層之抽樣結果有關。

下表三為蒐集樣本購買四類物品時的實際使用情形，其中又以〈D〉類物品之替代效果最明顯，為 87.50%；〈A〉類物品次之，為 79.86%；〈B〉、〈C〉類物品則分別是 41.56%及 58.93%。儘管如此，〈D〉類物品因樣本數過少，不宜妄加推論。

表三：樣本振興券使用情形

項目	樣本數（百分比）	沒有振興券也買的比例
有效樣本數（皆已領取）	170	
已全數使用完畢	158	
購買〈A〉類物品	139（81.76%）	79.86%
購買〈B〉類物品	77（45.29%）	41.56%
購買〈C〉類物品	56（32.94%）	58.93%
購買〈D〉類物品	8（4.71%）	87.50%

資料來源：研究者整理

而下表四我們總結了按收入級距和領券方式分的〈A〉、〈B〉、〈C〉、〈D〉四類物品消費人數占比以及超出面額消費之人數比。

表四：四類物品及超出面額消費樣本占比

子樣本	樣本數	〈A〉	〈B〉	〈C〉	〈D〉	超出面額消費
依收入分						
Quartile 1	42	0.833 (0.058)	0.429 (0.077)	0.381 (0.076)	0.095 (0.046)	0.571 (0.077)
Quartile 2	43	0.814 (0.060)	0.442 (0.077)	0.372 (0.075)	0.047 (0.032)	0.512 (0.077)
Quartile 3	43	0.860 (0.053)	0.372 (0.075)	0.233 (0.065)	0.047 (0.032)	0.512 (0.077)
Quartile 4	42	0.762 (0.067)	0.524 (0.078)	0.310 (0.072)	- (-)	0.714 (0.071)
依領券方式分						
紙本	141	0.801 (0.034)	0.454 (0.042)	0.319 (0.039)	0.043 (0.017)	0.539 (0.042)
綁定信用卡	29	0.897 (0.058)	0.379 (0.092)	0.345 (0.090)	0.069 (0.048)	0.759 (0.081)

註：括號內的值為標準誤差

資料來源：研究者整理

透過上表可以發現，收入前 25% 的人〈A〉類物品消費人數占比最低，且〈B〉類消費人數占比最高，在超出面額消費部分，前 25% 的樣本超出面額消費的人數占比明顯高於其他族群。同時必須提及的是，儘管並不明顯，收入越高的人〈A〉類物品消費樣本數之占比會略為下降而〈B〉類物品消費之人數占比則略微提升（Quartile 3 例外）。而領取紙本或是綁定信用卡的族群在振興券消費型態上較無明顯差異，但超出面額消費的人數占比綁定信用卡者則偏高。整體而言，收入前

25%或者利用信用卡進行消費券使用的族群較高機率有超出面額的消費。

## 二、名詞與公式解釋

### (一) 邊際消費傾向計算

本研究中共給出二種計算 MPC 的方式，其一為

$$n_i = \sum_j \frac{v_{ji}}{v_{Ui} - 1000} (1 - s_{ji}), j = \{A, B, C, D\}$$

其中 $n_i$ 為該樣本  $i$  計入替代效果但未加計超出面額消費之 MPC， $v_{ji}$  為該樣本  $i$  於  $j$  類物品上花費之振興券， $v_{Ui}$  為該樣本  $i$  之總可支配振興券， $s_{ji}$  為樣本  $i$  於  $j$  類商品中沒有振興券也會買的部分<sup>6</sup>，須注意的是本公式分母處總可支配振興券 $v_{Ui}$ 須減去 1000 以使公式分母更貼近實際因\$1000 現金換\$3000 振興券而造成的額外收入，但若其總可支配振興券小於 1000 者則不需減去 1000（不會有額外收入小於 1000 者），這點在以下 MPC 公式其二亦同。

公式其二為

$$m_i = \sum_j \frac{(1 - s_{ji})v_{ji} + \frac{(1 - s_{ji})v_{ji}v_{Xi}}{\sum_j v_{ji}}}{v_{Ui} - 1000}, j = \{A, B, C, D\}$$

其中 $m_i$ 是樣本  $i$  計入替代效果後再計入超出面額消費之 MPC， $v_{Xi}$  為超出面額消費總額。在公式二中，我們認定超出振興券面額的消費皆因此次政策而產生。 $m_i$ 相較 $n_i$ 而言是一項更精確的估計值，因前者並未衡量振興券政策中所帶來的超出面額消費。

### (二) 稟賦效應的衡量

在經濟學的經濟人假設中，WTA 和 WTP 應是一致的，如下圖二，需求與供給曲線應是對稱的圖形（虛線處），然而因稟賦效應的影響，WTA 的高估與 WTP 的低估使得需求曲線更平緩、供給更陡峭，因此交易量下降。不過，更貼近現實生活的狀況應是圖三，根據過往研究發現<sup>7</sup>在以賣出為目的

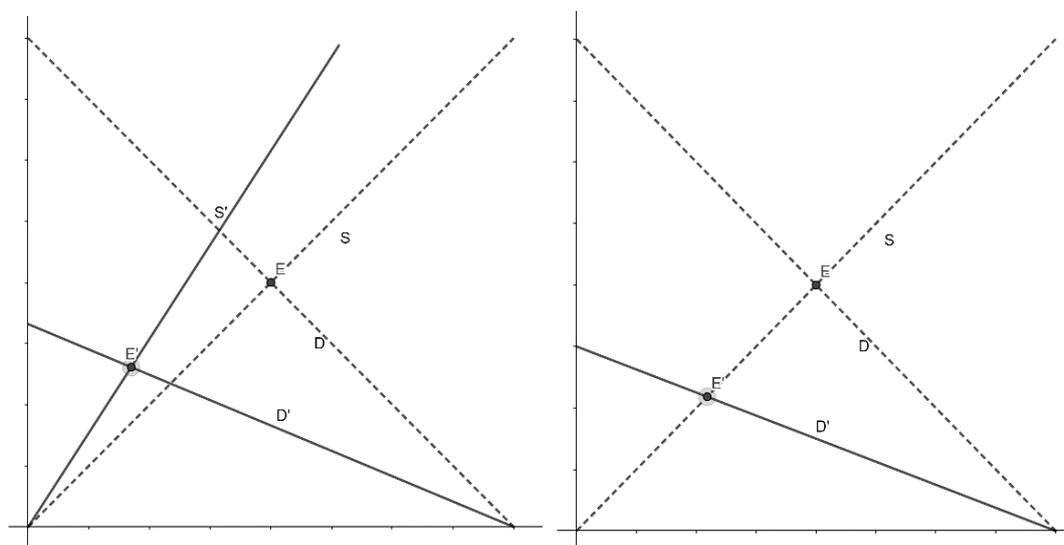
<sup>6</sup> 原因如註解 3 所述， $s_{ji}$  只為 0 或 1，因而導致誤差。

<sup>7</sup> 詳見文獻回顧中 List 的論文 “Does Market Experience Eliminate Market Anomalies?”。

擁有的物品上 WTA 會變的不明顯，由於現實生活中人們通常前往店面消費而非跟左鄰右舍，故圖三應是較好的預估。

圖二：稟賦效應之發生

圖三：僅 WTP 低估發生



註：橫軸為交易量、縱軸為價格

資料來源：研究者繪製

本研究延續過往研究之作法，將  $WTA_{kji}$  定為「i 願意收下 k 賣出物品 j 的最低價格」、 $WTP_{kji}$  定為「i 願意付出 k 買入物品 j 的最高價格」，而因為單一受試者將同時回答二者，故將測得值  $G_{kji}$ ，其中

$$G_{kji} = \frac{WTA_{kji}}{WTP_{kji}}, \begin{cases} k = \{X, Y, Z\} \\ j = \{A, B, C, D\} \end{cases}$$

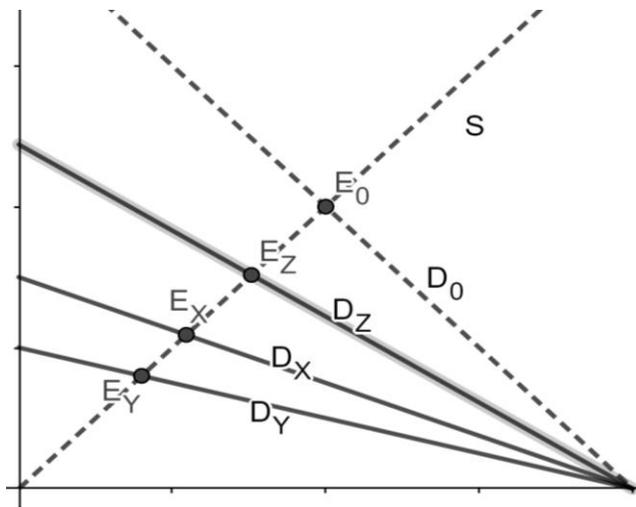
X、Y、Z 依序是 \$1000 現金換 \$3000 振興券的三倍券、直接給 \$2000 的三倍券，以及 \$2000 元現金。

換言之，我們將測得每位受試者 12 個  $G_{kji}$  值作為衡量樣本 i 對於 \$1000 現金換 \$3000 振興券的三倍券、直接給 \$2000 的三倍券、\$2000 元現金在〈A〉、〈B〉、〈C〉、〈D〉四類物品消費上之稟賦效應強烈與否的指標， $G_{kji}$  越大表示對於該情境 k 的稟賦效應越不明顯，反之則越明顯；同時， $G_{kji}$  越大也表示對於該物品 j 的稟賦效應越明顯，反之則越不明顯。接著衡量該樣本於本次政策中之整體稟賦效應大小  $G_{kTi}$ ，其中因每個樣本購買之物品種類並不相同，故將其依各類物品消費加權後如下。

$$G_{kTi} = \sum_j \frac{v_j G_{kji}}{\sum_j v_j}$$

不過誠如先前提到的，這樣的測量方法與實際情形難免有所差異，並且理論上的連結也不足，故我們另外提出一指標以衡量整體因使用不同情境而造成之稟賦效應大小，圖三之 $E'$ 點在情境為現金時之均衡點稱為 $E_Z$ ，我們以市價作為該點之價格<sup>8</sup>，而將其與原點相連將可得到供給曲線 $S$ <sup>9</sup>，接著畫出此曲線與我們測得之\$1000 現金換\$3000 振興券、直接發放\$2000 振興券需求曲線 $D_X$ 、 $D_Y$ 的交點 $E_X$ 、 $E_Y$ ，見下圖四。

圖四：三類情境之不同需求曲線



註：橫軸為交易量、縱軸為價格

資料來源：研究者繪製

接下來，我們希望得到以情境  $k$  交易物品  $j$  總額的比例，也就是

$$h_{kj} = \left( \frac{P_{kj}}{P_{Zj}} \right)^2, \begin{cases} k = \{X, Y\} \\ j = \{A, B, C, D\} \end{cases}$$

其中  $P$  為價格。而再經過加權，計算出樣本在此次振興券政策中因稟賦效應不同而產生的振興券交易總額與現金交易總額之比值 $h_{kT}$

$$h_{kT} = \sum_j \frac{v_j h_{kj}}{\sum_j v_j}$$

<sup>8</sup> 本研究在此處有研究上的缺陷，詳見第陸章。

<sup>9</sup> 本研究於此假設固定成本為 0，若不為 0 則應向  $(0, FC)$  連線，詳見第陸章。

如此一來，我們便能衡量因稟賦效應而產生的交易總額落差， $h_{kT}$  的值越小，表示以 k 做情境時其 WTP 被低估的情形越明顯，換言之對該媒介 k 的稟賦效應越強；反之則表示以 k 做情境時其 WTP 被低估的情形越不明顯，對媒介 k 的稟賦效應越微弱。而若  $h_{kT}$  大於 1 則說明以 k 做情境時比起以現金進行交易，以振興券更能促進人們消費。

同時，為了得知稟賦效應是否在總供給固定的市場中也發揮作用，我們透過把圖四的供給曲線替換為我們量測到的 WTA 所求出的供給曲線，以此計算出在總供給固定的市場中所得到的交易總額比例  $h'_{kj}$ ，以及經四項商品消費額比例加權後的  $h'_{kT}$

$$h'_{kj} = \frac{P_{kj} \times Q_{kj}}{P_{Zj} \times Q_{Zj}}, \begin{cases} k = \{X, Y\} \\ j = \{A, B, C, D\} \end{cases}$$

$$h'_{kT} = \sum_j \frac{v_j h'_{kj}}{\sum_j v_j}$$

其中 P 為價格、Q 為交易量。透過以上方法加入 WTA 高估的因素後，將總供給固定市場之  $h'_{kj}$  與總供給不固定市場中的  $h_{kj}$  比較，我們便能得知稟賦效應發生的主要因素乃由 WTA 高估或者是 WTP 低估所致。

最後值得一提的是， $h_{kT}$  應與現金之 MPC 有以下關係。

$$MPC_{k\mu} = MPC_{Z\mu} \times h_{kT}, k = \{X, Y\}$$

### 三、稟賦效應

#### (一) G 值

基於數據分布以及檢定力等考量，我們決定同時採用無母數檢定以及 t 檢定做為檢定方法，藉由相互參照結果以確保推論正確無虞。

##### 1. Mann-Whitney U 檢定

因數據之分布非常態分布，故我們採取無母數檢定之獨立 Mann-Whitney U 檢定作為我們的檢定方法。

表五：調整前平均 $G_{kj}$ 值—Mann-Whitney U 檢定

情境 (k)	購買物品 (j)			
	〈A〉	〈B〉	〈C〉	〈D〉
X	0.9363 ( <0.001 ) ***	2.9670 ( 0.003 ) **	0.9751 ( 0.031 ) *	3.9007 ( <0.001 ) ***
Y	1.0135 ( 0.164 )	2.3702 ( 0.016 ) *	0.9572 ( <0.001 ) ***	4.8222 ( <0.001 ) ***
Z	1.0078 ( 0.162 )	2.3996 ( 0.003 ) **	0.9835 ( 0.274 )	3.9842 ( <0.001 ) ***

註 1：括號內為 p 值，\*表示  $p < 0.05$ 、\*\*表示  $p < 0.01$ 、\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

資料來源：研究者整理

根據上表，在〈A〉類物品中，唯有\$1000 現金換\$3000 振興券的 G 值顯著異於經濟人假設，其平均值小於 1，而〈B〉類物品則無論使用何種媒介皆拒絕經濟人之虛無假說，在〈C〉類物品中僅使用現金時 G 值不拒絕虛無假說，於〈D〉類物品之中無論何種媒介皆拒絕虛無假說。

表六：調整後平均 $G_{kj}$ 值—Mann-Whitney U 檢定

情境 (k)	購買物品 (j)			
	〈A〉	〈B〉	〈C〉	〈D〉
X	0.9661 ( <0.001 ) ***	2.0166 ( 0.008 ) **	0.9850 ( 0.030 ) *	1.6459 ( <0.001 ) ***
Y	1.0499 ( 0.369 )	2.7185 ( 0.074 )	0.9534 ( <0.001 ) ***	3.1322 ( <0.001 ) ***
Z	1.0226 ( 0.218 )	2.7468 ( 0.025 ) *	1.0017 ( 0.488 )	1.7193 ( <0.001 ) ***

註 1：括號內為 p 值，\*表示  $p < 0.05$ 、\*\*表示  $p < 0.01$ 、\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

註 2：調整係指將 WTA 或 WTP 為 0 者排除，故上表數據樣本數不一，為 137 到 146 份不等。

資料來源：研究者整理

在表六中可發現資料經調整後，發生於〈A〉類物品的稟賦效應僅在使用\$1000 現金換\$3000 振興券時發生，其餘媒介則不拒絕虛無假說。同時，在物品〈B〉中僅媒介為直接發\$2000 振興券時無法拒絕虛無假說 ( $p=0.074$ )，但仍十分接近拒絕域。〈C〉類物品則當使用現金為情境時，無法拒絕虛無假說，其餘則具有顯著差異。而普遍而言，不論使用何種情境，在交易〈D〉類物品時皆具有統計上的顯著差異。

統整上表五、六，我們可以指出，稟賦效應的發生在〈B〉、〈D〉二類物品尤為明顯，除調整後以直接發\$2000 振興券進行〈B〉類物品交易之情境 p 值約 0.074，僅略超出拒絕域外，其餘差異皆達顯著。整體而言，〈B〉類物品之 G 值平均在 2 至 3 倍，〈D〉類物品平均 G 值調整後則約為 1.5 倍至 3 倍多，並且在調整後 G 值有所下滑；於此同時，本研究結果顯示交易〈A〉、〈C〉類物品時 G 值皆約落在 1 上下。

若將不同情境相比對則能夠發現〈A〉、〈C〉類物品在跨媒介時 G 值變化之幅度較小；反之在〈B〉類中使用\$1000 現金換\$3000 振興券的 G 值僅有 2 倍，不及直接發\$2000 振興券、現金的 2.7 倍，以及在〈D〉類中使用直接發\$2000 振興券的 3.1 倍，高過使用\$1000 現金換\$3000 振興券的 1.6 倍、現金的 1.7 倍。

表七：與經濟人假設差異—Mann Whitney U 檢定

	X	Y	Z
$G_{kT}$	1.0540 (0.008) **	1.0382 (0.022) *	0.9951 (0.084)

註 1：括號內為 p 值，\*表示  $p < 0.05$ 、\*\*表示  $p < 0.01$ 、\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

註 2：上表為調整過之數據，樣本數 133。

資料來源：研究者整理

如表七，在此次振興券政策之中， $G_{kT}$  值皆約為 1，但在經過 Mann-Whitney U 檢定後，數據指出  $G_{XT}$  與  $G_{YT}$  與 1 的經濟人假設差異達顯著，G 值分別為 1.05 倍、1.04 倍左右，儘管並不強烈，但確實發生了對物品的稟賦效應。

接下來我們希望了解這三組數據是否會有顯著差異，我們將  $G_{XT}$ 、 $G_{YT}$ 、 $G_{ZT}$  兩兩一組進行魏克森符號檢定，結果於下表。

表八：檢定  $G_{kT}$  值之間差異—魏克森符號檢定

比對項目	$G_{XT} - G_{YT}$	$G_{YT} - G_{ZT}$	$G_{XT} - G_{ZT}$
p 值	0.479	0.652	0.829

註 1：括號內為 p 值，\*表示  $p < 0.05$ 、\*\*表示  $p < 0.01$ 、\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

註 2：上表為調整過之數據，樣本數 133。

資料來源：研究者整理

在表八中我們可以發現這三組數據之 p 值皆未達棄卻域，顯示不拒絕相等之虛無假說， $G_{XT}$ 、 $G_{YT}$ 、 $G_{ZT}$  兩兩應無顯著差異。

## 2. t 檢定

雖然我們的數據並非常態分佈，但基於中央極限定理，不論母群體之分佈形式，由同一母體抽出 i 個獨立變量，當 i 夠大時，其抽樣樣本平均數的分配會將會趨近於常態分配。普遍而言，當樣本數超過 30 即適用中央極限定理，其抽樣平均值分佈足夠近似於常態。我們認為在母體 30 萬人，樣本數 170 的情況下抽樣分配將不會與常態分佈相距太遠，故我們使用 t 檢定，依照經濟人假設預設母體平均值為 1，檢定本研究抽樣之數據與預設母體平均之間有無明顯落差。

表九：調整前 t 檢定

交易媒介 (k)	購買財貨 (j)			
	〈A〉	〈B〉	〈C〉	〈D〉
X	0.033	0.056	0.199	0.009**
Y	0.662	0.109	0.008	0.006**
Z	0.727	0.110	0.345	0.009**

註 1：表中為 p 值，\*表示  $p < 0.05$ 、\*\*表示  $p < 0.01$ 、\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

資料來源：研究者整理

〈A〉、〈B〉類財貨無論使用何種媒介皆不拒絕虛無假說，在〈C〉類財貨中僅政府直接發放 2000 振興券時 G 值拒絕虛無假說，於〈D〉類財貨之中無論何種媒介皆拒絕虛無假說，與母體平均值有顯著落差。與先前 Mann-Whitney U test 相較之下，整體而言，與母體平均值之落差更不顯著。

表十：調整後 t 檢定

交易媒介 (k)	購買財貨 (j)			
	〈A〉	〈B〉	〈C〉	〈D〉
X	0.278	0.171	0.489	<0.001***
Y	0.128	0.100	0.014*	0.021*
Z	0.347	0.103	0.927	<0.001***

註 1：表中為 p 值，\*表示  $p < 0.05$ 、\*\*表示  $p < 0.01$ 、\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

註 2：調整係指將 WTA 或 WTP 為 0 者排除，故上表之數據樣本數不一，為 137 到 146 份不

等。

資料來源：研究者整理

在表十中可發現資料經調整後，〈A〉〈B〉類財貨中不論交易媒介同調整前均無法拒絕虛無假說。〈C〉類財貨則當使用政府直接發放的 2000 振興券為交易媒介時，拒絕虛無假說。而不論使用何種交易媒介，在交易〈D〉類財貨時皆具有統計上的顯著差異。

表十一：與經濟人假設差異—t 檢定

	X	Y	Z
P 值	0.365	0.433	0.582

註 1：表中為 p 值，\*表示  $p < 0.05$ 、\*\*表示  $p < 0.01$ 、\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

註 2：上表為調整過之數據，樣本數 133。

資料來源：研究者整理

經由 t 檢定可知  $G_{XT}$ 、 $G_{YT}$ 、 $G_{ZT}$  和先前 Mann-Whitney U 檢定之結果不同，三者與經濟人假設皆無顯著差異。

表十二： $G_{kT}$  值之差異—成對 t 檢定

	$G_{XT} - G_{YT}$	$G_{YT} - G_{ZT}$	$G_{XT} - G_{ZT}$
p 值	0.690	0.128	0.173

註 1：\*表示  $p < 0.05$ 、\*\*表示  $p < 0.01$ 、\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

註 2：上表為調整過之數據，樣本數 133。

資料來源：研究者整理

由表十二可知  $G_{XT} - G_{YT}$ 、 $G_{YT} - G_{ZT}$ 、 $G_{XT} - G_{ZT}$  兩兩之間同先前 Mann-Whitney U test 一樣未呈顯著差異。

根據以上結果，我們可以發現在 Mann-Whitney U 檢定中存在顯著差異的  $G_{kj}$  值在 t 檢定的結果中大多不存在，但〈D〉類物品不論以前者或後者進行檢定皆顯示存在稟賦效應。而在  $G_{kT}$  值的部分顯示了相反的結果——Mann-Whitney U 檢定肯定稟賦效應的存在，而 t 檢定則否定稟賦效應的顯著存在。

## (二) h 值

利用在名詞與公式解釋一章中，我們於稟賦效應的衡量所提到的第二項指標，我們能更為清楚不同情境下的消費總額，其因稟賦效應而造成的差異。以下兩表僅列出  $h$ 、 $h'$  之數值，各需求供給曲線乃採簡單迴歸直線而得，詳細數值列於本研究附錄處。

表十三：總供給不固定市場中的 $h_{kj}$ 、 $h_{kT}$ 值之結果

情境 (k)	購買物品 (j)			
	〈A〉	〈B〉	〈C〉	〈D〉
X	0.9882	0.9784	0.9410	0.9458
Y	1.0143	1.0314	1.0036	0.9703
	$h_{kT}$			
X	0.979319262			
Y	1.016542932			

資料來源：研究者整理

如上表， $h_{kj}$ 值普遍與 1 相去不遠，其中以\$1000 現金換\$3000 振興券作為情境時之 h 值皆略小於 1，同時也皆小於以直接發\$2000 振興券作為情境時之數值。另外以 $h_{kT}$ 值而言二者皆很接近 1， $h_{XT}$ 略小於 1 而 $h_{YT}$ 略大於 1，顯示在總供給不固定市場中交易總額大抵上不因情境不同而有所改變。至於細部的討論以及關係式  $MPC_{k\mu} = MPC_{Z\mu} \times h_{kT}$ ，我們將留待第陸章再行探討。

表十四：總供給固定市場中的 $h'_{kj}$ 、 $h'_{kT}$ 值之結果

情境 (k)	購買物品 (j)			
	〈A〉	〈B〉	〈C〉	〈D〉
X	0.9183	0.9517	0.9357	0.9578
Y	0.9933	0.9979	0.9818	0.9829
	$h'_{kT}$			
X	0.929208423			
Y	0.992845312			

資料來源：研究者整理

表十四為討論模型在同時考量 WTA、WTP 差異時的 $h'_{kj}$ 、 $h'_{kT}$ 值，其中各項數值皆介於 0.9 到 1，可以發現加入 WTA 形成之供給曲線後，交易總額的比例有些微下降。結果顯示在總供給固定時的市場總交易額在使用\$1000 換\$3000 振興券時減少， $h'_{XT}$ 約為 0.93；而直接發\$2000 的情境之下則與現金相差無幾， $h'_{YT}$ 約為 0.99。

#### 四、邊際消費傾向估計

##### (一) 實際 MPC

本研究所測量出的邊際消費傾向如表十五所示。

表十五：整體 MPC 估計

邊際消費傾向（加權平均）		計折扣（現況）		不計折扣	
		調整前	調整後	調整前	調整後
$n_{\mu}$	僅出自振興券 MPC	0.4823	0.4649	0.2510	0.2419
$m_{\mu}$	含超出面額消費 MPC	0.6399	0.6169	0.3708	0.3574

註 1：調整係指 170 份資料中，將已刪除矛盾無法解釋之資料後所剩之 $\pm 300$  誤差範圍內資料，以可支配振興券、實際使用振興券、四類物品振興券消費加總中最高者視為實際可支配振興券總額。

註 2：不計折扣資料為假設所有因使用振興券有折扣而消費的資料在沒有折扣時將這些消費轉移至本來就會買的部分。

資料來源：研究者整理

在表十五之中我們發現調整後的資料，其邊際消費傾向皆較調整前微幅縮小，並且可以指出折扣的有無對 MPC 的影響甚鉅，以調整後的數據而言（此後若是提及 $n_{\mu}$ 、 $m_{\mu}$ 皆是指調整後的數據與加權平均），其 MPC 在有折扣的情境下約是無折扣的  $n_{\mu}$ 1.92 倍、 $m_{\mu}$ 1.73 倍，顯示折扣在本次政策中扮演著重要角色。而在計入超出面額消費的部分， $m_{\mu}$ 約是 $n_{\mu}$ 的 1.33 倍（有折扣）、1.48 倍（無折扣），同樣顯示在振興券政策所引發的超出面額消費頗為巨大。

下表十六則為將樣本以收入、領券方式分的 MPC。

表十六：MPC 依收入、領券方式分

依收入分				
	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4
$m_{\mu}$ （計折扣）	0.7756	0.4411	0.4324	0.8400
$m_{\mu}$ （不計折扣）	0.3391	0.3012	0.3429	0.4346
依領券方式分				
	紙本券		電子支付	
$m_{\mu}$ （計折扣）	0.6015		0.5801	
$m_{\mu}$ （不計折扣）	0.3566		0.2456	

註 1：不計折扣資料為假設所有因使用振興券有折扣而消費的資料在沒有折扣時皆會將這些消費轉移至本來就會買的部分。

資料來源：研究者整理

在表十六中，我們指出分布於收入前 25%與末 25%之樣本明顯具有較高的 MPC 值，分別是前 25%的 0.8524 與末 25%的 0.7756，儘管二者數字相

近（相對而言），但造成其相對偏高的原因卻很有可能不一致，這點我們留待第陸章討論。如同我們在表四中曾經展示的，高收入族群之民生必需品消費人數之比例偏低而非必需品之耐久財占比偏高，而低收入族群則是相反，表四中同樣也提及了超出面額消費之人數占比在收入前 25% 的樣本中尤其為多，這可能是由於這些人多將振興券用於購買家電等〈B〉類物品，也解釋了高收入族群的 MPC 為何特別高。

同時我們觀察到若不計折扣， $m_{\mu}$  在利用電子支付時的值 0.3566 明顯較紙本券時的 0.2456 小。這很有可能是由消費券不找零而帶來的效果，若是在紙本券的情況下，消費者會盡可能的確保單次消費額至少大於 \$200 或 \$500，以避免因不找零而造成的損失；但對綁定信用卡的受試者而言，振興券的支付是由銀行先行代為墊付，事後政府再付與銀行共 3000 元的振興券花費，由於採自動扣款之故，因此並不會出現如同使用紙本券消費時的狀況。

並且，同樣值得一提的是，儘管不計折扣與計入折扣的情境中 MPC 差異甚大，其中又以綁定信用卡的群體差異最明顯，其計入折扣的  $m_{\mu}$  約為不計入的 2.5 倍，應為綁定信用卡時搭配信用卡付帳優惠所致，這再度顯示了商家促銷於此次政策中的影響。

## （二）情境 MPC

本研究同時還詢問了在政府直接發予 \$2000 的振興券及現金的情境底下，運用這些額外收入的消費，詳見下表十三

表十七：依收入、領券方式分之 \$1000 現金換 \$3000 振興券、直接發 \$2000 振興券、現金 MPC

依收入分				
	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4
直接發 \$2000 振興券 MPC	0.1190	0.1581	0.0814	0.1524
直接發 \$2000 現金 MPC	0.9405	0.7372	0.7233	0.7738
依領券方式分				
	紙本券		電子支付	
直接發 \$2000 振興券 MPC	0.1206		0.1621	
直接發 \$2000 現金 MPC	0.7702		0.9035	

資料來源：研究者整理

根據表十七，我們指出收入末 25%的群體若額外收到直接發\$2000 現金，則會將其中超過九成用於消費，而高於其他族群收到直接發\$2000 現金時的七成至八成。另外，無論收入為何，我們皆發現收到直接發\$2000 現金時的 MPC 遠大於直接發\$2000 振興券前者約是後者的 4.7 倍至 8.9 倍。

若依領券方式分，我們發現直接發\$2000 現金的情境之下，使用電子支付的族群其 MPC 高於整體平均。並且與依收入分之情況下相似，使用現金與使用振興券的 MPC 相差甚鉅，前者約是後者的 6.4 倍（紙本券）與 5.6 倍（現金）。

表十八：直接發\$2000 振興券、現金整體 MPC

	\$2000 振興券	\$2000 現金
MPC	0.1277	0.7929

資料來源：研究者整理

如上表所示，整體而言，直接發\$2000 現金的 MPC 約是發放\$2000 振興券的 6.2 倍，若再加入表十一之 $n_{\mu}$ 、 $m_{\mu}$ 值比較，在不含商家促銷的情況下，直接發\$2000 現金的 MPC 約是 $m_{\mu}$ 的 2.2 倍、 $m_{\mu}$ 約是直接發\$2000 振興券的 2.8 倍；而直接發放\$2000 現金的 MPC 約是 $n_{\mu}$ 的 3.3 倍、 $n_{\mu}$ 約是直接發\$2000 振興券的 1.9 倍。

## 五、相關分析

### （一）斯皮爾曼等級相關係數

由於我們數據不呈現常態分佈，無法建立以皮爾森相關係數為基礎的迴歸模型，因此選擇斯皮爾曼等級相關係數。

表十九：四組數據的斯皮爾曼等級相關係數  $\rho$

	$m_{\mu}$ 計折扣	$m_{\mu}$ 不計折扣	\$2000 振興券 MPC	\$2000 現金 MPC	月收入
$G_{XTi}$	0.289**	0.254**			-0.028
$G_{YTi}$			-0.027		0.011
$G_{ZTi}$				0.091	-0.004
月收入	0.003	0.033	0.066	-0.185*	1

註 1：\*表示  $p < 0.05$ 、\*\*表示  $p < 0.01$ 、\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

由於斯皮爾曼等級相關係數無法進行多變量計算，不若複迴歸模型可以同時擁有兩個自變數，故無法同時測量。從上表可以得知我們的數據並非完全無

相關性， $G_{XTi}$ 對 $m_{\mu}$ （計折扣）及 $m_{\mu}$ （不計折扣）相關性皆達顯著，其相關係數 $\rho$ 分別為 0.289、0.254，呈低度正相關（ $\rho < 0.3$ ），其餘配對皆未達顯著。

## （二）皮爾森相關係數

儘管我們的數據並不呈現常態分佈，我們仍對其進行複迴歸分析，將其作為第二種檢定方法，藉以佐證我們利用斯皮爾曼相關係數所得出之結果。本研究對 MPC 值以及 $G_{KTi}$ 值進行迴歸分析，並以月收入作為控制變因的結果如下表所示：

表二十：迴歸相關係數

	$m_{\mu}$ 計折扣	$m_{\mu}$ 不計折扣	\$2000 振興券 MPC	\$2000 現金 MPC
$G_{XTi} (\alpha)$	-0.471 (0.639)	-0.225 (0.802)		
$G_{YTi} (\alpha)$			0.132 (0.789)	
$G_{ZTi} (\alpha)$				0.732 (0.261)
月收入 ( $\alpha$ )	<0.001 (0.182)	<0.001 (0.432)	<0.001 (0.502)	<0.001 (0.645)
常數項 ( $\beta$ )	0.267 (0.074)	0.163 (0.219)	0.084 (0.195)	0.809 (<0.001)
R 平方	0.012	0.004	0.003	0.009

註 1：表中前 2-6 列為未標準化係數

註 2：括號中為 p 值

我們建立的四個迴歸模型，分別依照 MPC 及 G 值的假設情境對應， $G_{XTi}$ 的情景假設為依照現況變與與現況下測得的 MPC 值建立模型， $G_{YTi}$ 與同樣假設政府直接發放 2000 元振興券下測得的情景 MPC 建立模型， $G_{ZTi}$ 與假設政府直接發放 2000 現金下測得的情景 MPC 建立模型。由 R 平方可知此迴歸模型並不具有有效預測的功能，G 值與 MPC 之間無相關性，而在模型中月收入的係數均遠小於 $G_{KT}$ 的係數，表示對於整體模型而言月收入造成的影響並不顯著。

## 陸、 討論

### 一、 稟賦效應

根據第五章的研究結果，我們將依序對稟賦效應之存在性、振興券與現金之稟賦效應強度差異以及本研究的缺失進行討論分析。

#### (一) 存在性

首先，我們利用 Mann-Whitney U 檢定指出稟賦效應僅顯著存在於二振興券之情境下，\$1000 現金換\$3000 振興券與直接發\$2000 振興券平均稟賦效應強度  $G$  依序約為 1.05 倍、1.04 倍，換言之 WTA 的價格約是 WTP 的 1.05、1.04 倍，這與經濟人假設的  $G$  值為 1 僅有些微的差距，但依結果顯示其與經濟人假設並不符合，至少在總供給固定的市場之中並不符合。不過若使用  $t$  檢定的話，我們發現不論何者皆與經濟人假設無顯著差異，因此我們對於 WTA、WTP 差異存在與否仍難以確定，然而可以肯定的是，即便 WTA 與 WTP 確實存在差異，該差異也極為微小。並且，必須強調的是，上述的數值乃是經由個體於各項消費總額之比例加權計算而得，因此僅能作為一項不甚精確的單一指標，用以描述整體而言對物品的稟賦效應。

將各類物品分開觀察便可以發現受試者對不同類型的物品反映出的稟賦效應不一，受試者傾向對於〈D〉類物品有明顯較大的  $G$  值（1.6 至 3.1 倍），這可能是因為我們所挑選的物品為房租，而人們普遍對房屋有較大的稟賦效應。然而對於其餘物品僅部分情境有顯著差異，其餘則較無顯著差異。這也符合 Horowitz 及 McConnell（2000）所顯示出的特性，即對於居住教育醫療等物品稟賦效應較為強烈。

#### (二) 振興券與現金之稟賦效應強度差異

在研究中我們也對三種交易媒介情境下的  $G_{kT}$  值進行比對，魏克森符號檢定與成對  $t$  檢定皆顯示兩兩不存在顯著差異，故在總供給固定的市場中，以\$1000 現金換\$3000 振興券、直接發\$2000 振興券或是直接發\$2000 現金作為交易媒介應不會造成不同強度的稟賦效應。

另外，我們也排除了 WTA 的影響，利用現金交易的情境作為基準，探討\$1000 現金換\$3000 振興券、直接發\$2000 振興券的交易總額相對於現金情境的比例，以驗證在總供給不固定的市場中稟賦效應是否同樣存在。經計算得出 $h_{XT}$ 、 $h_{YT}$ 約為 0.98、1.02，與 1 的差距甚小，在這個差距下，我們甚至難以認定此一情形並非由誤差所造成。同時在總供給固定之市場中所得出的數值 $h'_{XT}$ 約為 0.93、 $h'_{YT}$ 約為 0.99，以上結果顯示應是由 WTA 的高估造成稟賦效應，而非 WTP 的低估，也因此總供給不固定的情形下，因供給曲線由廠商決定，如同 List (2003) 所作出的結論，以「賣出」為目的的物品不會發生稟賦效應，如此一來也就不會觀察到交易總額的減少。

### (三) 研究缺失

最後，我們必須提出本研究在 G 值與 h 值測量中的一大缺失。本研究僅對洗髮精、馬克杯、電影票、社會住宅租用進行測量，並以此分別代表〈A〉、〈B〉、〈C〉、〈D〉四類物品，易造成代表性不足之疑慮。更好的做法應採如衡量購買力平價之方法，盡可能模擬個體生活所需，本研究受限於人力、物力、時間等因素未能詳加調查，期望之後的研究能著力改善此一不足。

另外，根據研究結果， $h_{XT} \approx 0.979319262$ 、 $h_{YT} \approx 1.016542932$ ，代入我們在名詞與公式解釋中曾提及的關係式 $MPC_{k\mu} = MPC_{Z\mu} \times h_{kT}$ ，便可以得出 $MPC_{Z\mu}$ 分別約為 0.2470（以 $n_{\mu}$ 、 $h_{XT}$ 代入）和 0.1256（以直接發\$2000 振興券的 MPC、 $h_{YT}$ 代入），顯然與直接發\$2000 現金的 0.7929 差距甚大，這可能源自於我們研究中的幾項因素。

1. 未計入固定成本而導致模型有誤，若計入固定成本，其 $h_{kj}$ 值應為

$$h_{kj} = \frac{P_{kj} - FC}{P_{Zj} - FC} \times \frac{P_{kj}}{P_{Zj}}, \text{其中 } FC \text{ 為固定成本}$$

，因而放大了該數值，但宥於人力、物力等限制未能得知固定成本 FC 實屬遺憾，期待未來研究能改進此點。

2. 我們假設人們在使用直接發\$2000 振興券與直接發\$2000 現金時，其消費

品項之組成結構皆與此次政策相同，然而不同的政策是否會造成消費支出結構的改變仍尚待釐清。

3. 正如同先前所提及的，我們在測算稟賦效應時是以洗髮精、馬克杯、電影票以及社會住宅租用作為分別代表〈A〉、〈B〉、〈C〉、〈D〉四類物品的樣本，為更好的恆量稟賦效應應對受試者作更全面的衡量，以類似於 PPP 對諸多商品價格調查的方式進行，但本研究基於人力、物力、時間等因素，僅詢問四項而造成代表性不足，殊為遺憾，此方面亦亟需未來研究補全。
4. 最後是取樣範圍的問題，我們以市價作為以現金交易時的均衡點價格，然而市場價格所對應的對象應為全年齡層之民眾，故可能在此造成誤差。

我們認為以上四點之中又以 1、3、4 最有可能為誤差發生之原因，而關係式  $MPC_{k\mu} = MPC_{z\mu} \times h_{kT}$  事實上能夠做為檢視誤差大小的工具，若納入計算的物品項目足夠貼近實際上的消費品項，則該關係式應足夠近似，很顯然我們在這方面有極大的進步空間。

## 二、MPC

根據問卷調查之結果進行估算，我們認為桃園市 20-29 歲市民振興三倍券的邊際消費傾向為 0.6169，但若剔除商家促銷之因素則 MPC 快速下滑至 0.3574，顯示商家促銷於本次振興政策中造成的極大影響。而若不計超出面額消費，則計入商家促銷之 MPC 為 0.4649，不計之 MPC 則為 0.2419。相比之下，在政府直接發\$2000 振興券的情境中 MPC 為 0.1277，而直接發\$2000 現金的情境中則約為 0.7929，其中的巨大差異無法以我們提出的 h 值進行解釋，可能是因為 h 值誤差過大。

於此同時，我們發現 Quartile 1 與 Quartile 4 的群體在計入折扣的情形下其 MPC 較其餘二區間高，儘管如此，透過觀察消費種類人數占比我們指出其背後的原因可能不同，Quartile 4 的群體消費〈B〉類物品者較多，而所購買的物品很可能包括家電或電子產品等經常超出 3000 元的物品，從而使得超出面額消費占比的人數偏

多，MPC 自然也就相對較高；Quartile 1 的群體反而以〈A〉、〈C〉兩類為多，我們推測可能是由於收入較低者在得到額外收入時多傾向於優先改善當下的日常生活品質之故。

透過研究，我們還發現利用紙本券的群體 MPC 較利用電子支付的群體大，然而對比於不計折扣下的情境 MPC 差異頗為可觀，在計入折扣的狀況下二者相差無幾，我們認為前者主要由於振興券不能找零的特性所致，而後者則因搭配信用卡之商家促銷從而提升使用電子支付之群體的邊際消費傾向。

最後，我們必須指出我們在估算上仍有未竟之事，除基於問卷回收率考量而未分別對各項替代效果之比例及超出面額消費詢問外，本研究同時也發現有 49.4% 的受試者因得知振興三倍券的政策而決定延後 2020 年 6 月的消費，同樣基於問卷回收率的考量，我們並未對此部分進行更深入的詢問，建議未來研究可朝此方向多加著墨。

### 三、稟賦效應強度與邊際消費傾向的相關性

我們分別對 G 值、MPC、月收入三者兩兩進行配對，求得斯皮爾曼相關係數。透過研究發現，僅能確定 G 值與 MPC 在使用\$1000 現金換\$3000 振興券作為交易媒介的情境時之相關性達統計上顯著，呈低度正相關，以及收入對政府發放現金情境下之 MPC 具統計上之顯著意義，呈低度負相關，其餘配對皆未達統計上之顯著相關。然而若使用皮爾森相關係數作為參考便可以發現，若我們考量到數據的密集程度，其相關性便不再存在，因此綜合二方法所得出的結果，我們認為稟賦效應的強度與邊際消費傾向的大小大致上並不相關。

這同時也印證了我們先前所討論過的，即 WTA、WTP 差距主要是由 WTA 的高估導致，而非因 WTP 低估，故在總供給不固定之市場中稟賦效應不會發生。換句話說，除非我們處在一個總供給不固定的市場中（租屋市場便是其中的一個例子，短期內很難隨時增加供給，但把振興券用於該項消費的比例極小），否則稟賦效應並不會造成邊際消費傾向的落差。

## 柒、 結論

### 一、總結

經過研究，我們發現 Mann-Whitney U 檢定與 t 檢定做出的結果有所衝突，前者顯示兩種振興券的情境皆出現微弱的稟賦效應，而後者則顯示三者皆不能確定稟賦效應的存在，是故我們仍難以認定稟賦效應是否出現，不過即使的確有稟賦效應的出現，其強度也是極為微弱的。同時普遍而言，稟賦效應在以社會住宅租用為交易物品的情境中顯著存在且較強烈，我們認為受試者對於房屋具有較強烈的稟賦效應。並且，根據魏克森符號檢定與成對 t 檢定的結果，不同交易情境下的稟賦效應強度沒有顯著差異。

在文中我們也提出與現金情境下的交易總額比例  $h$ 、 $h'$  以衡量不同交易情境下的交易總額，結果顯示在供給不固定的市場中  $h$  相當接近 1，而總供給固定的市場中  $h'$  則比起  $h$  略小，藉此可以推論出稟賦效應的成因是由 WTA 的高估造成而非 WTP 的低估。

另外，依據我們的估算，在本次振興券政策中，研究對象之邊際消費傾向約為 0.6169，但若不計商家促銷則約為 0.3574，足見商家促銷對本次振興券政策之影響。同時若不計入超出面額消費，並且無商家促銷之情形下我們將三種政策互相比較，\$1000 現金換\$3000 振興券、直接發\$2000 振興券、直接發\$2000 現金之 MPC 中，明顯以直接發\$2000 現金者高出其餘二者許多。

同時，我們使用斯皮爾曼與皮爾森相關係數作為觀察相關性的方法，二者是有些許矛盾的，前者顯示\$1000 換\$3000 情境下稟賦效應強度與邊際消費傾向成低度正相關，其餘二情境則不存在相關；然而後者在控制月收入下指出無論何種情境下，稟賦效應強度與邊際消費傾向皆不存在相關性，因此我們認為整體而言，相關性應不存在，而就算相關性確實存在，其相關性也不高。

### 二、未來展望

最後，儘管取得了一定進展，我們也必須承認研究在諸多方面有所不足，尤其因人力、物力及時間等因素未能將研究對象之範圍推展至全國及全年齡使得本研究

之結論有所限制，以及未能詳加調查諸廠商之固定成本而使得我們在本文中提及的另一指標  $h$  未能發揮良好作用，而對本研究之結論造成影響最大的誤差乃是未能對稟賦效應進行形如購買力平價的對各類商品之全面調查，以上諸點皆使得本研究在結論的建立上有所缺失，故在此建議往後之研究進行時應特別注意上述幾點，以避免誤差過大而造成結論上有所缺陷。

雖然研究有諸多缺陷，但本研究指出稟賦效應在總供給固定的市場中幾乎不存在，即便存在也極為微弱，在供給不固定的情形下則不存在，並且驗證了稟賦效應是由 WTA 高估而非 WTP 低估所致。同時，我們為往後供給不固定市場中的稟賦效應分析指出了一條可行的道路，希望日後能有更多研究以豐富經濟人假設在供給不固定市場成立與否的證據。一直以來，行為經濟學指出的各種非「理性」現象在總體經濟中的影響始終難以確認，本研究對於稟賦效應在總體經濟中的影響作出嘗試性的論證，儘管我們的研究大抵上否定了該影響的存在與相關性，我們仍期待後繼者能在這塊新興的領域上有更進一步的發現。

## 捌、 參考資料與其他

### 一、中文文獻

友野典男（2006）謝敏怡譯（2019），有限理性：行為經濟學入門首選！經濟學和心理學的共舞，理解人類真實行為的最佳工具，新北市：大牌出版

行政院主計處（2019），108 年家庭收支調查報告，行政院主計處網頁：  
<https://reurl.cc/NX4b2q>

桃園市民政局（2020），桃園市各區十五歲以上現住人口數性別、年齡及教育程度統計表，桃園市民政局網頁：<https://reurl.cc/R6WL4Z>

### 二、英文文獻

A. Tversky and D. Kahneman, 1991, "Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference-Dependent", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 4, pp. 1039-1061

David S. Johnson, Jonathan A. Parker and Nicholas S. Souleles, 2005, "Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001", *American Economic Review*, Vol. 96, No. 5, pp. 1589-1610

D. Kahneman and A. Tversky, 1979, "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk",

*Econometrica*, Vol. 47, No. 2, pp. 263-291

D. Kahneman, J.L. Knetsch and R.H. Thaler, 1990, “Experimental Tests of the Endowment Effect and the Coase Theorem” , *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 6, pp. 1325-1348

G.C. Morrison, 1997, “Willingness to Pay and Willingness to Accept: Some Evidence of an Endowment Effect” , *Applied Economics*, Vol. 29, No. 4, pp. 411-417

J.K. Horowitz and K.E. McConnell, 2000, “A Review of WTA/WTP Studies” , *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 44, No. 3, pp. 426-447

John A. List, 2003, “Does Market Experience Eliminate Market Anomalies?” , *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 1, pp. 41-71

Kamhon Kan, Shin-Kun Peng and Ping Wang, 2010, “Understanding Consumption Behavior: Evidence from Consumers’ Reaction to Shopping Vouchers” , working paper

Kamhon Kan, Shin-Kun Peng and Ping Wang, 2017, “Understanding Consumption Behavior: Evidence from Consumers’ Reaction to Shopping Vouchers” , *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 9, No. 1, pp. 137-153

Masahiro Hori, Chang-Tai Hsieh, Keiko Murata and Satoshi Shimizutani, 2010, “Did the Shopping Coupon Program Stimulate Consumption? Evidence from Japanese Micro Data” , *Journal of Public Economics*, Vol. 94, No. 7-8, pp. 523-529

Thaler, Richard, 1980, "Toward a Positive Theory of Consumer Choice", *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 1, No. 1, pp. 39-60

U. Schmidt and S. Traub, 2009, “An Experimental Investigation of the Disparity Between WTA and WTP for Lotteries” , *Theory and Decision*, Vol. 66, No. 3, pp. 229-262

### 三、附錄

附錄一：總供給固定之需求曲線D、供給曲線S

$D_k$	A	B	C	D
X	$P = -2.6118Q + 412.09$ ( $R^2 = 0.8722$ )	$P = -2.5511Q + 375.75$ ( $R^2 = 0.8753$ )	$P = -2.5010Q + 397.38$ ( $R^2 = 0.9307$ )	$P = -181.45Q + 26102$ ( $R^2 = 0.8509$ )
Y	$P = -2.7666Q + 428.99$ ( $R^2 = 0.8768$ )	$P = -2.5831Q + 388.77$ ( $R^2 = 0.8075$ )	$P = -2.5357Q + 412.05$ ( $R^2 = 0.8560$ )	$P = -179.29Q + 26237$ ( $R^2 = 0.8187$ )
Z	$P = -2.8130Q + 429.37$ ( $R^2 = 0.7805$ )	$P = -2.3715Q + 364.71$ ( $R^2 = 0.7473$ )	$P = -2.5453Q + 411.77$ ( $R^2 = 0.7711$ )	$P = -173.64Q + 26138$ ( $R^2 = 0.7583$ )
$S_k$	A	B	C	D
X	$P = 2.5094Q - 41.539$	$P = 2.4483Q - 57.987$	$P = 2.4353Q - 26.785$	$P = 187.38Q - 4306.3$

	( $R^2 = 0.8209$ )	( $R^2 = 0.838$ )	( $R^2 = 0.8358$ )	( $R^2 = 0.793$ )
Y	$P = 2.8051Q - 52.023$ ( $R^2 = 0.9168$ )	$P = 2.5126Q - 55.9$ ( $R^2 = 0.8469$ )	$P = 2.4967Q - 23.136$ ( $R^2 = 0.8604$ )	$P = 183.77Q - 3693$ ( $R^2 = 0.8005$ )
Z	$P = 2.8426Q - 56.495$ ( $R^2 = 0.8431$ )	$P = 2.5097Q - 55.304$ ( $R^2 = 0.8614$ )	$P = 2.6181Q - 30.024$ ( $R^2 = 0.8315$ )	$P = 187.28Q - 3777.3$ ( $R^2 = 0.7957$ )

附錄二：總供給不固定之需求曲線D、供給曲線S、均衡價格P、均衡交易量Q

$D_k$	A	B	C	D
X	$P = -2.6118Q + 412.09$ ( $R^2 = 0.8722$ )	$P = -2.5511Q + 375.75$ ( $R^2 = 0.8753$ )	$P = -2.5010Q + 397.38$ ( $R^2 = 0.9307$ )	$P = -181.45Q + 26102$ ( $R^2 = 0.8509$ )
Y	$P = -2.7666Q + 428.99$ ( $R^2 = 0.8768$ )	$P = -2.5831Q + 388.77$ ( $R^2 = 0.8075$ )	$P = -2.5357Q + 412.05$ ( $R^2 = 0.8560$ )	$P = -179.29Q + 26237$ ( $R^2 = 0.8187$ )
Z	$P = -2.8130Q + 429.37$ ( $R^2 = 0.7805$ )	$P = -2.3715Q + 364.71$ ( $R^2 = 0.7473$ )	$P = -2.5453Q + 411.77$ ( $R^2 = 0.7711$ )	$P = -173.64Q + 26138$ ( $R^2 = 0.7583$ )
$P_Z$	222	147	290	10538
$Q_Z$	73.7185	91.8027	47.8411	89.8411
S	$P = 3.0115Q$	$P = 1.6013Q$	$P = 6.0617Q$	$P = 117.2960Q$

註1：市價P之各項來源 $P_Z$ 分別為洗髮精<sup>10</sup>、馬克杯<sup>11</sup>、電影票<sup>12</sup>、社會住宅租用<sup>13</sup>，採樣過程詳見下方註腳。

<sup>10</sup> 洗髮精平均價格由屈臣氏網站求出，採計海倫仙度絲、花王 750ml 洗髮精（扣除兒童用），共計 13 項商品。其中海倫仙度絲 10 件，取自 <https://pse.is/38n9yg>；花王 3 件，取自 <https://pse.is/3bs8z8>。取樣時間 2021 年 2 月 28 日。

<sup>11</sup> 馬克杯平均價格由生活工場、IKEA 網站求出，不採計多件貨、密封型，共計 44 項商品。其中生活工場 19 件（僅採計第一頁），取自 <https://ec.workinghouse.com.tw/search?q=%E9%A6%AC%E5%85%8B%E6%9D%AF>；IKEA 25 件，取自 [ikea.com.tw/zh/products/tableware/coffee-and-tea-accessories?tags\[\]=17](https://ikea.com.tw/zh/products/tableware/coffee-and-tea-accessories?tags[]=17)。取樣時間 2021 年 2 月 28 日。

<sup>12</sup> 電影票平均價格由新光影城（桃園一般影廳票價）自 <https://reurl.cc/e9LY3b>、國賓影城（八德廣豐新天地票價）自 <https://reurl.cc/nnrge2> 求出，採計 2D 全票。取樣時間 2021 年 2 月 28 日。

<sup>13</sup> 社會住宅租用平均價格由八德一號社會住宅求出，為將各分級租金全數平均而得，2021 年 2 月 28 日取自 <https://reurl.cc/o9rGZv>。

## 【評語】 052707

研究的本質是解決問題。透過一個問題的解決，提供全世界未來再次面對這個問題時，設計解決策略時的依據。本研究在時空因素下重現了這個過程，展現出研究的價值與可貴---本研究探討「振興三倍券的邊際消費傾向與稟賦效應的相關」，而目前政府也正針對疫情影響，擬發放消費券振興經濟。相信參與的同學現在一定可以清楚說出你們的研究結果與建議。研究能夠更加嚴謹，相信一定對我們政府的施政提供重要的參考。非常希望同學們能感受到這次研究參與經驗，以及研究成果是真的有可能實際應用到政策規劃。

參與同學在本研究中展現出相當好的能力，相信未來如果繼續投身科學研究，一定能創造出有高度貢獻與價值的成果。研究內容具有相當好的結構，僅提供一些次要建議給同學們做為未來規劃研究時的參考：

1. 研究報告中的文字精準度對一篇研究而言是很重要的，這需要經驗累積以及花時間去檢查，譬如，同學們在本研究中，是希望分析振興券的稟賦效應，還是「用振興券去購買物品，此物品的稟賦效應」？在研究結果中似乎是後者，也就是說，作者想探討的問題，應該是「比較現金以及不同方式取得的振興券所購買貨物的稟賦效應差異」。

2. 各種變項的平均值與標準差，在統計上有重要的意義，它可以幫助我們判斷出我們所徵求受試者的品質，所以，建議研究報告中要附上。
3. 當我們資料收集完畢時，在整理資料的過程中可能會發現有些資料是不理想的。如果我們想要將這些資料刪除，必須要有很正當的理由，也要在報告中清楚說明，收集了多少資料，在分析時，因為什麼因素，刪除了多少資料。(本研究將 WTA 與 WTP 為 0 者刪除，應清楚說明原因與人數)。
4. 繪製表格至少要放平均數與標準差，請勿僅放檢定值。(可以參考美國心理學會的 APA 格式)。
5. 運用統計中的回歸模型之前，應該要先能提出充分的證據，支持變項間存在因果關係，並有理論依據，才比較適當。
6. 直接探討不同方式取得的振興券本身的稟賦效應，似乎也是一個有趣的主題。

## 作品簡報

# 從振興三倍券探討稟賦效應與 MPC之相關性

以桃園市20-29歲為例

科別：行為與社會科學科  
組別：高級中等學校組



# 壹、前言

## 一、稟賦效應(endowment effect)

- 定義：願售價格(WTA, willing to accept)超出願付價格(WTP, willing to pay)的現象，違反經濟人假設。
- 此效應在安全、健康和公共財中尤為明顯，一般私有財次之，而約當現金(如彩票)則最不明顯。
- 若以「賣出」為目的所擁有的物品不會發生稟賦效應。

## 二、三倍券與邊際消費傾向(MPC, marginal propensity to consume)

- 三倍券是我國利用擴大政府移轉性支出以增加消費，使經濟復甦之政策。
- 以邊際消費傾向為其效果之判斷，其定義為每單位的「額外收入」中用以消費的比例，其值越接近1效果越好。

## 三、研究目的

- 以問卷發放的方式，測量各情境下稟賦效應及邊際消費傾向的數值，並進行相關性分析。

## 貳、研究方法

### 一、問卷對象與設計

- 宥於時間、人力等因素，本研究縮小採樣範圍，僅針對桃園市20-29歲的年輕人進行調查。
- 第一部分調查受試者的振興券實際使用情形，設計過程參考Kamhon Kan (2010) 《Understanding Consumption Behavior: Evidence from Consumers' Reaction to Shopping Vouchers》的問卷。
- 第二部份我們則利用CVM估價法之中的單次投標法，要求受試者回答其對於各類材貨以各類情境進行交易的WTA、WTP值。

## 貳、研究方法

### 二、名詞定義

名詞	定義
A	日常生活必需品（食品、飲料、民生消耗品等）
B	耐久財與非必需品（家電、電子產品、衣物、玩具、文具、書籍雜誌、影音等）
C	一次性娛樂（餐廳吃飯、理髮、美容、旅遊(包括旅遊之交通費)、看電影等）
D	租金、教育、醫療、必要之交通費用等
X	\$1000換\$3000三倍券
Y	直接發\$2000三倍券
Z	直接發\$2000現金
$n_i$	計入替代效果但未加計超出面額消費之MPC
$m_i$	計入替代效果後再計入超出面額消費之MPC
$G_{kji}$	WTA、WTP比值
$h_{kj}$	供給不固定市場中，振興券交易總額與現金交易總額比值
$h'_{kj}$	供給固定市場中，振興券交易總額與現金交易總額比值

# 參、研究結果

## 一、稟賦效應 ( $G_{kji}$ )

情境 k		購買物品 (j)			
		<A>	<B>	<C>	<D>
X	平均	0.9661	2.0166	0.9850	1.6459
	Mann-Whitney U檢定	<0.001***	0.008**	0.030*	<0.001***
	T檢定	0.278	0.171	0.489	<0.001***
Y	平均	1.0499	2.7185	0.9534	3.1322
	Mann-Whitney U檢定	0.369	0.074	<0.001***	<0.001***
	T檢定	0.128	0.100	0.014*	0.021*
Z	平均	1.0226	2.7468	1.0017	1.7193
	Mann-Whitney U檢定	0.218	0.025*	0.488	<0.001***
	T檢定	0.347	0.103	0.927	<0.001***

註1：除平均以外數值為p值，\*表示 $p < 0.05$ 、\*\*表示 $p < 0.01$ 、\*\*\*表示 $p < 0.001$ 。

註2：以上為調整後數據，調整前後差異不大，故於此僅列出調整後資料。調整係指將WTA或WTP為0者排除，故上表數據樣本數不一，為137到146份不等。

# 參、研究結果

## 二、稟賦效應( $G_{kTi}$ )

	X	Y	Z
平均	1.0540	1.0382	0.9951
Mann-Whitney U檢定	0.008**	0.022*	0.084
T檢定	0.365	0.433	0.582

註1：除平均以外數值為p值，\*表示 $p < 0.05$ 、\*\*表示 $p < 0.01$ 、\*\*\*表示 $p < 0.001$ 。

## 三、各情境稟賦效應強度差異( $G_{kTi}$ )

比對項目	$G_{XT} - G_{YT}$	$G_{YT} - G_{ZT}$	$G_{XT} - G_{ZT}$
魏克森符號檢定	0.479	0.652	0.829
成對樣本T檢定	0.690	0.128	0.173

註1：表中數值為p值，\*表示 $p < 0.05$ 、\*\*表示 $p < 0.01$ 、\*\*\*表示 $p < 0.001$ 。

# 參、研究結果

## 四、總供給不固定市場中的 $h_{kj}$ 、 $h_{kT}$ 值

情境 (k)	購買物品 (j)			
	〈A〉	〈B〉	〈C〉	〈D〉
X	0.9882	0.9784	0.9410	0.9458
Y	1.0143	1.0314	1.0036	0.9703
	$h_{kT}$			
X	0.979319262			
Y	1.016542932			

## 五、總供給固定市場中的 $h_{kj}$ 、 $h_{kT}$ 值

情境 (k)	購買物品 (j)			
	〈A〉	〈B〉	〈C〉	〈D〉
X	0.9183	0.9517	0.9357	0.9578
Y	0.9933	0.9979	0.9818	0.9829
	$h'_{kT}$			
X	0.929208423			
Y	0.992845312			

# 參、研究結果

## 六、整體MPC估計

邊際消費傾向（加權平均）	計折扣（現況）		不計折扣	
	調整前	調整後	調整前	調整後
$n_{\mu}$	0.4823	0.4649	0.2510	0.2419
$m_{\mu}$	0.6399	0.6169	0.3708	0.3574
直接發\$2000振興券MPC			0.1277	
直接發\$2000現金MPC			0.7929	

## 七、MPC依收入、領券方式分

依收入分				
	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4
$m_{\mu}$ （計折扣）	0.7756	0.4411	0.4324	0.8400
$m_{\mu}$ （不計折扣）	0.3391	0.3012	0.3429	0.4346
直接發\$2000振興券MPC	0.1190	0.1581	0.0814	0.1524
直接發\$2000現金MPC	0.9405	0.7372	0.7233	0.7738
依領券方式分				
	紙本券	電子支付		
$m_{\mu}$ （計折扣）	0.6015	0.5801		
$m_{\mu}$ （不計折扣）	0.3566	0.2456		
直接發\$2000振興券MPC	0.1206	0.1621		
直接發\$2000現金MPC	0.7702	0.9035		

# 參、研究結果

## 八、相關性分析(斯皮爾曼等級相關係數 $\rho$ )

	$m_\mu$ 計折扣	$m_\mu$ 不計折扣	\$2000振興券MPC	\$2000現金MPC	月收入
$G_{XTi}$	0.289**	0.254**			-0.028
$G_{YTi}$			-0.027		0.011
$G_{ZTi}$				0.091	-0.004
月收入	0.003	0.033	0.066	-0.185*	1

## 九、相關性分析-複迴歸(皮爾森相關係數 $r$ )

	$m_\mu$ 計折扣	$m_\mu$ 不計折扣	\$2000振興券MPC	\$2000現金MPC
$G_{XTi}(\alpha)$	-0.471 (0.639)	-0.225 (0.802)		
$G_{YTi}(\alpha)$			0.132 (0.789)	
$G_{ZTi}(\alpha)$				0.732 (0.261)
月收入( $\alpha$ )	<0.001 (0.182)	<0.001 (0.432)	<0.001 (0.502)	<0.001 (0.645)
常數項( $\beta$ )	0.267 (0.074)	0.163 (0.219)	0.084 (0.195)	0.809 (<0.001)
R平方	0.012	0.004	0.003	0.009

註1：括號內為p值，\*表示 $p < 0.05$ 、\*\*表示 $p < 0.01$ 、\*\*\*表示 $p < 0.001$ 。

# 肆、研究結果解釋

## 一、稟賦效應之存在性

- 在四類財貨中僅D類財貨顯著。
- 若整體來看，各交易貨幣之情境皆幾不存在顯著稟賦效應。
- \$1000換\$3000振興券、直接發\$2000振興券與直接發\$2000現金彼此之稟賦效應強度無顯著差異。
- 以現金為貨幣之交易情境為基準，交易量在供給不固定市場中相較供給固定市場接近現金之情形。=>推論WTA高估為稟賦效應發生主因。

## 二、邊際消費傾向：本次約在0.6，商家促銷極為重要。

## 三、邊際消費傾向與稟賦效應幾無相關性。

## 四、研究缺失

- 物品選擇未能良好近似(應採類似CPI之計算方式)。
- 取樣範圍過小。
- 未考量固定成本。
- 未考慮延遲消費。
- 未更詳盡調查替代效果之比例。

## 伍、結論與未來展望

### 一、結論

- 否定除住宅外之物品存在顯著稟賦效應。
- 不同交易情境不會造成稟賦效應的落差。
- WTA高估是稟賦效應主因 + 多數為供給不固定市場 => 稟賦效應不顯著影響。
- 稟賦效應強度對邊際消費傾向無影響

### 二、未來展望

- 抽樣範圍擴及全台不分年齡層。
- 改善前述研究缺失。
- 稟賦效應是否廣泛存於供給不固定市場？
- 個體的非「理性」行為是否影響總體經濟？

## 陸、主要參考資料

1. D. Kahneman, J.L. Knetsch and R.H. Thaler, 1990, “Experimental Tests of the Endowment Effect and the Coase Theorem”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 6, pp. 1325-1348
2. J.K. Horowitz and K.E. McConnell, 2000, “A Review of WTA/WTP Studies”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 44, No. 3, pp. 426-447
3. John A. List, 2003, “Does Market Experience Eliminate Market Anomalies?”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 1, pp. 41-71
4. Kamhon Kan, Shin-Kun Peng and Ping Wang, 2010, “Understanding Consumption Behavior: Evidence from Consumers’ Reaction to Shopping Vouchers”, working paper

~ 謝謝聆聽，敬請指教 ~