

第六章. 政策觀點：研究方法

本章主要是提出 DSL 特色多元化的研究模型，以及需驗證的假說，並且說明各個變數的操作定義，及資料來源。

第一節 研究模式

本論文在第二部份的研究問題是探討影響 DSL 商品多元化的因素，而整個研究是基於政策及市場競爭會影響 DSL 商品多元化，研究模式可以圖 6-1 表示，其中有三項需驗證的假說。

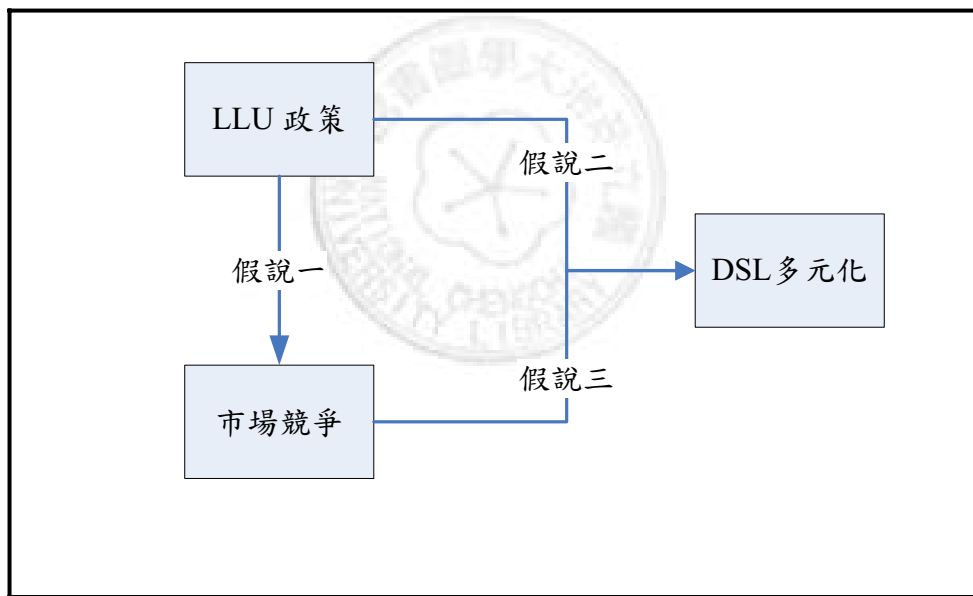


圖 6-1 研究模式

假說一：LLU 政策會影響市場競爭

由於區域迴路開放政策強調新進業者不需自建網路，就能進入 DSL 市場，因此政策的實行可以降低進入門檻，吸引更多業者，短期內就足以讓市場競爭白熱化。

假說二：LLU 政策會影響 DSL 商品多元化

由於區域迴路開放政策，將線路主控權由既有業者，轉移至新進業者，使新進業者更容易透過 EO、CO 的配置變更，推出與既有業者不同的商品，以吸引用戶。Sonus Networks (2006) 更進一步指出這種不同應是產品創新的差異性，而非單純 DSL 特色的變化，以 DSL 業者近年來企圖採取搭配電話、IPTV 等銷售的模式 (Point-topic, 2007a)，因此迴路開放政策應會造成 DSL 商品搭售的多元化，特別是二合一、三合一、甚至是多合一的搭售，而非僅是 DSL 本身。

假說三：市場競爭會影響 DSL 商品多元化

由於市場競爭會導致新進業者為快速吸引用戶，必須差異化 DSL 商品，拉高商品的平均收益，才能平衡客戶數不足的損失。既有業者，為阻止新進業者搶占市場，既有業者也必須差異化商品，拉開與新進業者的差距，才能維持獲利。所以，Lancaster (1990) 認為市場競爭對新舊業者的商品差異化皆有助益，但 Waterman (2007)、Klapper (2005) 及 Cave (2006) 的實證研究並不支持此種看法。因此有必要檢驗該論點在 DSL 市場是否成立。此外，在寬頻市場的替代科技極為便利，因此，DSL 業者面對 cable modem、FTTH 等業者，也必須加強商品多元才能生存。所以本研究認為寬頻科技之間市場的競爭，也會對 DSL 商品多元化產生推波助瀾之用。

第二節 研究設計

本研究中所有變數的原始資料均整理自 Point-topic 研究機構出版的寬頻業者年鑑，Point-topic 為一家專職收集各國寬頻市場資料的機構。資料時間範圍自 2005 年至 2007 年年初的資料，共計三年，選擇這三年的原因是美國開始對區域迴路開放採取不同於歐盟的態度，美國自 2004 年開始

至 2006 年底，以三年時間逐步淘汰線路共享，而 2007 年正好是該措施結束後的隔年，正好可以觀察其對 DSL 多元化的影響。資料收集對象則為歐盟八國及再加上美國，共計九個國家。在歐盟樣本的選擇，首先該國的寬頻普及率必須屬於領先群、其次 DSL 必須是寬頻主流科技之一，然後其迴路開放需在 1990 年末期，綜合上述三項條件，選定八國，其中以英國的區域迴路佔 DSL 總體線路比例最少，但也超過 17%（見表 5-4）。以下逐一說明三個變數的操作方式。

表 6-1 歐盟樣本的寬頻普及率、DSL 市占率、及 LLU 比例（至 2007 年 Q1）

國家	寬頻普及率 (家戶為分母)	DSL LLU 在 DSL 線路的	
		所佔比率	比率
芬蘭	61%	86.19%	27.17%
法國	54%	94.46%	33.44%
德國	41%	96.02%	28.39%
義大利	41%	95.15%	20.24%
荷蘭	73%	59.58%	27.33%
挪威	71%	83.08%	24.28%
瑞典	54%	65.07%	34.90%
英國	56%	77.21%	17.67%

資料來源：整理自 Point-topic

自變數：LLU 政策

LLU 政策本身並無法由文字內容擷取量化資料，而且 Bauer (2006) 及 Baranes (2005) 的經濟模型研究均是採用預設的迴路費用或價格為參數，但在實證研究中，此數值並不易取得。但迴路費用的效果，卻會反映在區域迴路銷售的變化，如果費用高，迴路開放佔 DSL 總體線路的比例就低，反之，迴路開放所占的比例則會提升。所以，該變數的操作定義為各國區域開放佔整體 DSL 線路來源的比例。此外，隨著區域迴路開放，也會衝擊舊有販售方式，例如：零售、批發的販售量，因此，也納入這兩項變數一併觀察。在此零售指的是由既有業者販售 DSL 商品給終端用戶；批發則是

新進業者向既有業者處承租線路，在其上提供自己品牌的服務，但不包含技術及科技，而線路連接、維修則由既有業者負責。由於此處販售資料並未區別家用或是企業市場，但以業者為迎合企業用戶，採取專案佈線的情況下，迴路開放政策所導致的販售，應以家用市場為主。

自變數：市場競爭

市場競爭有兩項指標，分別是 DSL 業內競爭，以及跨平台的市場競爭程度。兩項指標均採用 Herfindhal Index (簡稱 HHI)。DSL 業內競爭的指標是計算各家 ISP 在 DSL 市場的相對市占率，以 HHI_{intra} 表示；跨平台的競爭則是計算各種寬頻技術在該國寬頻市場的相對佔有率，以 HHI_{inter} 表示。

HHI_{intra} 的計算方式如下：

$$HHI_{intra}(n) = \sum_{i=1}^n \frac{q_i^2}{Q^2}$$

n：業者數目；q：DSL 業者市場規模；Q：為 DSL 市場規模。

HHI_{inter} 的計算方式如下：

$$HHI_{inter}(m) = \sum_{j=1}^m \frac{Q_j^2}{BB^2} ;$$

m：寬頻技術種類；Q：寬頻技術的市場規模；BB：為總體寬頻市場規模。

HHI_{intra} 及 HHI_{inter} 的數值均介於 0 與 1 之間。若 HHI_{intra} 接近 1 則代表 DSL 市場為獨占市場，由一家業者主導。若 HHI_{intra} 在 0.5 至 1 之間，則代表市場為寡占市場，由少數業者把持。當 HHI_{intra} 愈接近 0，則愈接近

競爭市場，代表業者不僅數量充足，且未出現少數獨大的失衡狀態。若 HHI_{inter} 接近 1 則代表寬頻市場中，只有一種技術獨大；若 HHI_{inter} 在 0.5 至 1 之間，則代表跨平台市場僅由少數技術把持。當 HHI_{inter} 愈接近 0，則愈接近競爭市場，代表不僅各種寬頻技術在市場中百花齊放，而且均有重要的市占率。

因變數：DSL 多元化

DSL 多元化指的是 DSL 商品特色的多元化程度。特色指的是透過快樂訂價法取得的 DSL 商品特色，例如：上傳速率、下載速率、電子郵件帳號數量、浮動與固定 IP 數量等。此外，由於愈來愈多業者因為寬頻事業管制的鬆綁或取消，推出二合一、三合一，甚至四合一的搭售服務，搭售內容包含傳統電話、IP 電話、IPTV 等，這些服務也視為多元化的來源。

而多元化的衡量則是參考生物學中物種多元化的觀念與計算方式。物種多元化在生物學的意義是指在某個給定的地理區域內，生物種類的豐富程度 (richness)，此外，該衡量方式也顧及種類的均衡 (equivalence)；種類的均衡是指種類的相對數量是否相當而未失衡。本研究以 Simpson Index 為多元化的衡量指標，其計算方式如下：

$$D = \frac{\sum_{i=1}^s n_i(n_i - 1)}{N(N - 1)} ;$$

s 為給定區域內物種的種類，在本研究則修改為在某國某個時期，DSL 某項特色的類別數目，例如：在上傳速率中，共有 512 Kbps、1024 Kbps、2048 Kbps 共三類，則 $s=3$ 。

n_i 為某類別的生物數量，應用在本研究則為某類 DSL 特色的產品數量，例如：共有四種上傳速率皆為 512 Kbps 的產品，則 $n_i=4$ 。

N 為該區域該時間點，物種數量之和，應用在本研究則為某項 DSL 特色的產品種類，例如：在上傳速率中，共有 512 Kbps 產品四種，1024 Kbps 產品三種，2048 Kbps 產品六種，合計有十三種，則 $N=13$ 。

D 值的計算結果應會介於 0 與 1 之間，但由於原始公式在 $D=0$ 時代表物種多樣性為無限大；而當 $D=1$ 時，物種多樣性為 0，與平時觀念認為多樣性愈多，D 值愈大相左，因此實際使用時，會以 $1-D$ 或是 $1/D$ 取代，本研究採取 $1-D$ 為 Simpson Index，即 $1-D$ 的值愈接近 0，DSL 該項特色的多元化愈低； $1-D$ 值愈接近 1，DSL 該項特色的多元化愈高。

DSL 多元化變數共有五種，分別是上傳速率 (Upstream DI)、下載速率 (Downstream DI)、電子郵件 (Email DI)、IP 位址 (IP DI)、及搭售服務 (Bundled DI)。而在搭售服務多元化中，只要標明為 Bundled 計價，且包含 DSL 上網以外的項目，一概視為搭售服務，其中可能涵蓋的項目有 Mobile、Fixed Telephone、VoIP、IPTV、VoD 共五種。

控制變數：年代

由於 DSL 多元化可能隨著時間變化，為控制此變動，納入各個樣本來源的年代，以控制其對 DSL 多元化的影響。由於本研究的樣本年代為 2005、2006、及 2007 年，因此以這 2005 年為基準，後兩年為 dummy variable，設為控制變數。

第三節 研究結果

表 6-2 列出因變數及自變數的平均數、標準差、以及變數之間的相關性。由上傳速率與下載速率多元化的平均數及標準差，顯示此兩種多元化並未有大幅度的改變，而且由平均值高達 0.70，顯示速率多元化已經高度發展。因此未來此操作多元化的空間也不大。在電子郵件帳號數量、IP 數量與 Bundled 多元化則出現標準差大於平均數的狀況，顯示三項多元化在各國發展有相當差異。此外，除電子郵件多元化，其餘四個因變數與自變數均有顯著相關，而且自變數的共線性均在可接受的程度（未超過 0.5）。

為了解因變數多元化，本研究再利用各年度因變數的平均數、標準差、

及最高與最低值，呈現各因變數的逐年變化（見圖 6-2）。在上傳速率多元化，有逐年收斂，意即各國的多元化差距逐漸接近。在下载速率多元化，則呈現逐年發散，顯示各國 DSL 的下載速率並不相近，反而因為各國基礎建設差距，導致差異益加明顯。在電子郵件數量的多元化部份，由 2005 年至 2007 年的上下兩條趨勢線皆趨於平緩，顯示其多元化並未有大幅度的變動。而且，電子郵件數量的提供並不會顯著增加 DSL 業者的經營成本負擔，因此，這部份的變動並不高。在 IP 數量多元化部份，由多元化的上趨勢線逐年減少，顯示業者在 IP 數量多元化的使用已經逐漸節制，而且由於 IP 資源有限，業者雖然在初期會以多種 IP 組合招攬用戶，但當用戶增加後，面臨資源有限的壓力，勢必縮減 IP，因此 2005 年至 2007 年的 IP 多元化趨勢線在下端沒有任何變化，但在多元化的上端卻開始下降的現象。在 Bundled 應用部份，由 2005 至 2007 趨勢線及平均值逐漸升高，顯示多元化逐年增加，但是，多元化趨勢線的底部卻沒有呈上升趨勢，似乎各國的 Bundled 多元化逐年拉開，所以造成 2007 年的 2 個標準差形成的紅色方塊比 2005 年的更長。

表 6-2 平均數、標準差、及相關係數^a

變數	Me an	s.d.	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 上傳多元化	0.73	0.18									
2 下載多元化	0.86	0.09	.37								
3 電郵多元化	0.50	0.27	-.32	-.23							
4 IP 多元化	0.15	0.20	.42*	.07	.27						
5 Bundled 多元化	0.27	0.26	.18	-.26	.10	-.22					
6 HHI_{intra}	0.48	0.17	-.06	.41*	-.30	-.37	-.16				
7 HHI_{inter}	0.70	0.18	-.21	.14	-.09	-.63**	.11	.49**			
8 零售	0.21	0.20	.40*	.29	-.37	.11	.18	.03	-.26		
9 批發	0.10	0.15	-.30	-.35	.17	-.02	.17	-.33	-.05	.41*	
10 LLU 販售	0.16	0.07	.21	.21	-.12	-.44*	.46*	.40*	.45*	.06	-.33

^a 樣本數 = 27* $p < .05$; ** $p < .01$

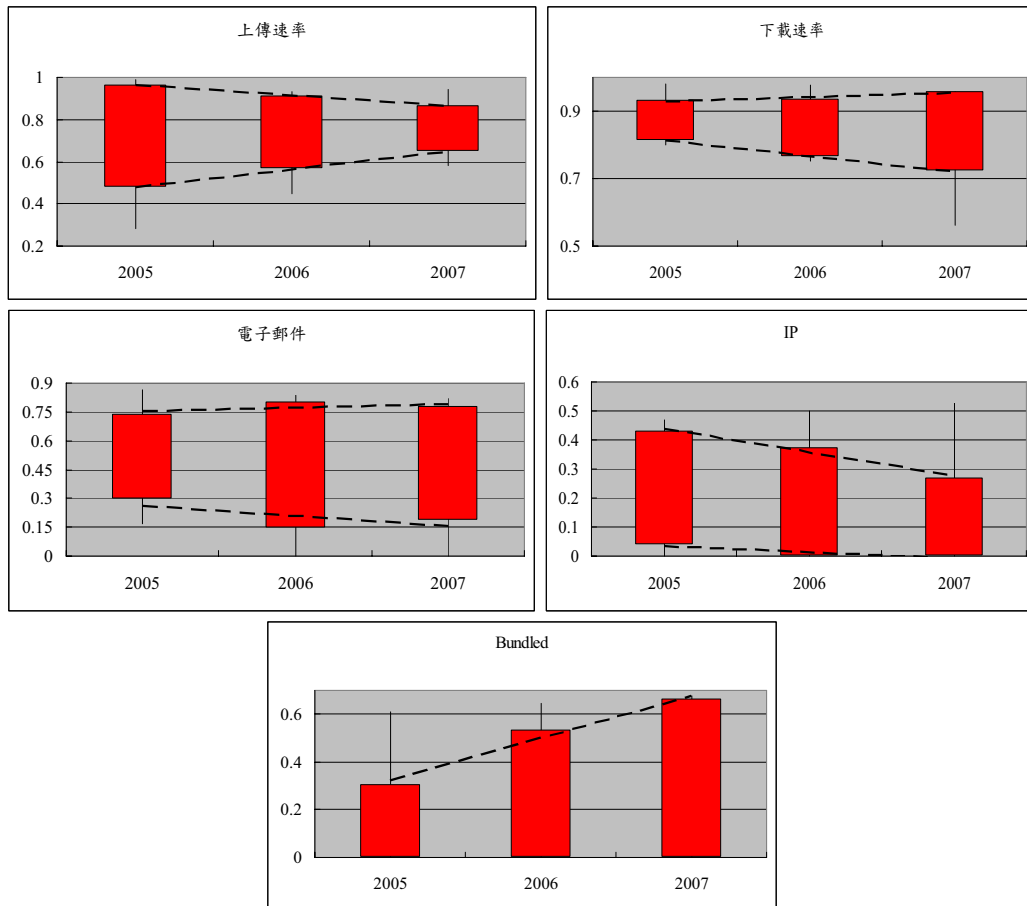


圖 6-2 因變數多元化趨勢圖

在說明因變數的資料趨勢後，本研究將以迴歸分析測試研究模式中所提出的三項假說。本研究模式是典型的中介變數模型。中介效果的檢驗，可以透過三階段迴歸式判別，稱為三階段程序（three-stage procedure）(Collins & Smith, 2006)。三階段程序是以先後次序進行三項迴歸分析，首先以中介變數為 Y，以自變數為 X，進行第一次迴歸分析；接著以自變數為 X，因變數為 Y，進行第二次迴歸分析；最後則把自變數與中介變數皆視為 X，以因變數為 Y，進行第三次迴歸分析 (Baron & Kenny, 1986)。Baron & Kenny 指出每階段的 X 項係數必須檢測其顯著性，因此不能使用逐步迴歸 (stepwise regression)，也不用計算部份相關。Hair, Anderson, Ththam, & Black (1998) 也指出若是 Confirmatory Regression Model，則必須將所有自變數均納入迴歸方程式中，而不必使用逐步迴歸。Baron & Kenny 指出中介效果的存在必須滿足三項條件。首先，在第一階段迴歸方程式中，自變

數須影響中介變數。在第二階段迴歸方程式中，自變數須影響因變數。最後，在第三階段迴歸方程式中，中介變數須影響因變數，而且自變數在此階段的係數必須小於第二階段的係數。Baron & Kenny 也提醒由於所有變數皆可進入迴歸方程式，如果自變數與中介變數的相關性過高，可能導致在第三階段迴歸方程式產生共線性問題，進而減少該階段 X 項係數的檢定力。為解決此問題，除注意第三階段迴歸式的 X 項係數是否顯著外，還必須注意其與第二階段係數的比較。例如：可能自變數在單獨估計對因變數的影響時，其係數雖小卻顯著，但當與中介變數一起估計時，卻出現自變數的係數增加，卻不顯著，這即為共線性所造成的狀況 (Baron & Kenny, 1986)。

本研究即根據 Baron & Kenny (1986) 的三階段程序進行 DSL 多元化的分析。首先針對假說一進行檢驗，在控制時間變數後，由表 6-3 的模式 1 可以發現控制變數對業內競爭並無顯著影響。在模式 2 則發現 LLU 政策所導致的販售與業內競爭無關。因此，假說一在業內競爭部份不顯著。在模式 3 顯示控制變數對跨平台競爭的影響並不顯著，在模式 4 則顯示零售導致跨平台競爭加劇 ($\beta = -.42, p < .05$)，但是 LLU 的販售方式則會抵消跨平台競爭 ($\beta = .60, p < .01$)。因此，假說一：LLU 政策會影響跨平台競爭為顯著。不過值得注意的是既有販售方式有利跨平台競爭，LLU 的販售方式反而不利跨平台競爭。此外，在 Baron & Kenny (1986) 的三階段程序中，由於零售與 LLU 販售對跨平台競爭的係數皆顯著，因此滿足階段一的標準。

表 6-3 影響市場競爭的迴歸分析結果

變數	業內競爭		跨平台競爭	
	模式 1	模式 2	模式 3	模式 4
2006 年	-.16	-.21	.01	-.04
2007 年	-.21	-.30	.01	-.08
零售		.13		-.42*
批發		-.28		.31
LLU 販售		.35		.60**
R^2	.04	.28	.00	.36
ΔR^2	.04	.24	.00	.36
F	.45	1.67	.01	2.37

係數為標準化係數

* $p < .05$

** $p < .01$

接著分析 DSL 多元化的關係，首先對上傳速率多元化進行迴歸分析，如表 6-4 模式 1 顯示，上傳速率多元化與控制變數的關係並不顯著。模式 2 顯示上傳速率多元化與零售 ($\beta = .64, p < .01$) 及批發 ($\beta = -.57, p < .05$) 有顯著關係。模式 3 則顯示上傳速率多元化與新增加的市場競爭變數並不具有顯著關係，但零售與批發的係數雖然顯著，卻大於模式 2 中的係數，不符合 Baron & Kenny (1986) 三階段程序中對階段三的要求。因此，LLU 政策透過市場競爭，再影響上傳速率多元化的中介效果並不顯著，所以，在上傳速率多元化部份，假說二顯著，但是假說三不顯著。

表 6-4 影響上傳速率多元化的迴歸分析結果

變數	上傳速率多元化		
	模式 1	模式 2	模式 3
2006 年	-.02	-.05	-.14
2007 年	.10	.05	-.07
零售		.64**	.75**
批發		-.57*	-.73*
LLU 販售		-.02	.04
HHI _{intra}			-.43
HHI _{inter}			.14
R^2	.01	.43	.53
ΔR^2	.01	.42	.10
F	.14	3.15*	3.05*

係數為標準化係數

* $p < .05$

** $p < .01$

在下载速率多元化部份，表 6-5 模式 1 顯示控制變數對下载速率多元化的影響並不顯著。模式 2 顯示下载速率多元化與零售 ($\beta = .52, p < .05$)、批發 ($\beta = -.57, p < .05$) 有顯著關係；模式 3 零售與批發依然與下载速率多元化有顯著關係，但是市場競爭的係數並不顯著，因此下载速率多元化與市場競爭無關。此外，在模式 3 中零售與批發的係數顯然大於模式 2 係數，違反 Baron & Kenny (1986) 三階段程序中對階段三的要求。這顯示 LLU 政策透過市場競爭，再影響下载速率多元化的中介效果並不顯著。因此，在下载速率多元化部份，假說二顯著，但假說三不顯著。

表 6-5 影響下載速率多元化的迴歸分析結果

變數	下載速率多元化		
	模式 1	模式 2	模式 3
2006 年	-.11	-.15	-.12
2007 年	.18	-.23	-.19
零售		.53*	.66**
批發		-.57*	-.66*
LLU 販售		.02	-.19
HHI _{intra}			.06
HHI _{inter}			.33
R^2	.02	.39	.48
ΔR^2	.02	.37	.09
F	.31	2.69*	2.48

係數為標準化係數

* $p < .05$

** $p < .01$

在電子郵件多元化部份，由表 6-6 的模式 1 顯示控制變數與電子郵件多元化並不具有顯著關係。模式 2 顯示電子郵件多元化與零售 ($\beta = -.53$, $p < .05$) 及批發 ($\beta = .40$, $p < .05$) 有顯著關係，由模式 3 則顯示與市場競爭無關。此外，在模式 3 中零售與批發的係數顯然大於模式 2 係數，違反 Baron & Kenny (1986) 三階段程序中對階段三的要求。這顯示 LLU 政策透過市場競爭，再影響電子郵件多元化的中介效果並不顯著。因此，在電子郵件多元化部份，假說二顯著，但假說三則不顯著。

表 6-6 影響電子郵件多元化的迴歸分析結果

變數	電子郵件多元化		
	模式 1	模式 2	模式 3
2006 年	-.03	-.01	-.04
2007 年	-.06	-.04	.09
零售		-.53*	-.65*
批發		.40*	.47
LLU 販售		.05	.27
HHI _{intra}			-.09
HHI _{inter}			-.31
R^2	.00	.26	.35
ΔR^2	.00	.26	.09
F	.04	1.47	1.45

係數為標準化係數

* $p < .05$

** $p < .01$

在 IP 多元化部份，由表 6-7 的模式 1 顯示控制變數與 IP 多元化沒有顯著關係。模式 2 顯示 IP 多元化與 LLU 販售有顯著負向關係 ($\beta = -.53$, $p < .05$)；在模式 3 加入市場競爭後，LLU 販售與 IP 多元化的關係雖然不顯著，但是其係數卻較模式 2 係數少 60%，除了 LLU 販售外，零售與批發的係數在模式 3 的係數均較模式 2 少 43% 及 16%，但由於市場競爭的係數都不顯著 (Collins & Smith, 2006)，因此，LLU 政策透過市場競爭，再影響 IP 多元化的中介效果不存在。因此，在 IP 多元化部份，僅假說二顯著。

表 6-7 影響 IP 多元化的迴歸分析結果

變數	IP 多元化		
	模式 1	模式 2	模式 3
2006 年	-.25	-.21	-.28
2007 年	-.35	-.27	-.38
零售		.28	.16
批發		-.32	-.27
LLU 販售		-.53*	-.21
HHI _{intra}			-.25
HHI _{inter}			-.38
R^2	.10	.35	.56
ΔR^2	.10	.25	.21
F	1.30	2.24	3.39*

係數為標準化係數

* $p < .05$

** $p < .01$

在 Bundled 多元化部份，由表 6-8 模式 1，顯示 2007 年開始大量出現 Bundled 多元化，在模式 2 則指出 Bundled 多元化與 LLU ($\beta = .49, p < .01$) 及批發有顯著關係 ($\beta = .37, p < .01$)。在模式 3 加入市場競爭後，Bundled 多元化與 LLU ($\beta = .59, p < .01$) 及控制變數 2007 年 ($\beta = .49, p < .05$) 呈現顯著關係，而批發與 Bundled 多元化的關係則不顯著，而且模式 3 中控制變數 2007 年及批發的係數均較模式 2 減少 10%，但由於 LLU 販售未同時減少，可能是因為共線性關係造成，所以 LLU 政策透過市場競爭影響 Bundled 多元化的中介效果並不存在。所以，在 Bundled 多元化部份，假說二顯著，但假說三則不顯著。

表 6-8 影響 Bundled 多元化的迴歸分析結果

變數	Bundled 多元化		
	模式 1	模式 2	模式 3
2006 年	.29	.24	.20
2007 年	.63**	.55**	.49*
零售		-.01	-.01
批發		.37**	.33
LLU 販售		.49**	.59**
HHI _{intra}			-.19
HHI _{inter}			-.06
R^2	.30	.55	.58
ΔR^2	.30	.25	.03
F	5.17*	5.12**	3.81**

係數為標準化係數

* p < .05

** p < .01

