

行銷能力會影響 OFDI 模式選擇嗎？ ——基於中國上市企業的實證檢驗

林樹哲 彭雅倩 黃榮斌 范曉瑩

摘 要：本文旨在回答“企業行銷能力是否會影響 OFDI 模式選擇”的問題。研究以 2006—2015 年 485 條對外直接投資事件為樣本，Logit 回歸分析結果表明，行銷能力越強，企業越傾向於綠地投資的進入模式。分國家樣本看，存在東道國異質性。當投資東道國為發達國家，行銷能力與綠地投資模式的正向關係是顯著的，而在發展中國家樣本中兩者關係不顯著。分行業樣本看，存在行業異質性。對於製造業，行銷能力與綠地投資的正向關係是顯著的，而在非製造業樣本中，檢驗結果不顯著。本文還發現，文化距離對行銷能力與綠地投資的關係具有負向調節效應，即文化距離越大，行銷能力與綠地投資 OFDI 模式的正向關係將減弱，該結論在發達國家、製造業樣本中同樣成立。

關鍵字：行銷能力；OFDI 模式；文化距離

一、引言

伴隨著世界經濟一體化的發展和全球價值鏈的形成，FDI 已經成為推動世界經濟增長的重要力量。自加入世界貿易組織、實施“走出去”戰略、“一帶一路”戰略以來，中國對外直接投資蓬勃發展，2015 年對外直接投資流量首次躍居世界第二，此後持續保持全球前三位置，2018 年中國以 1300 億美元的對外投資額位列全球對外投資第二大經濟體。中國企業在“走出去”的過程中，選擇何種海外市場進入模式是亟需面臨的重要決策，是選擇並購東道國當地現存企業，還是直接在東道國新建企業？不同的 OFDI 模式代表著不同的所有權、東道國壁壘以及風險程度，這不僅關係到企業能否成功進軍國際市場，還對企業後續的生存發展和國際化戰略產生深遠影響。而現階段，大多數跨國公司在進入海外市場時往往會面臨聲譽壁壘，即企業的品牌聲譽在跨越國界時，由於各種法律、地理距離、文化和語言的原因，無法發揮品牌效應，獲得品牌溢價和市場競爭力。因此，研究企業行銷能力與海外市場進入模式選擇的關係，對企業如何更好地做出對外投資模式的決策，進而在海外市場上取得成功具有重要意義。

二、文獻綜述

近年來對行銷能力這一企業下游能力的研究越來越多，目前學界已經定義了行銷能力，對行銷能力進行衡量，並檢驗了行銷能力對企業的影響。文獻梳理發現，衡量行銷能力的方法主要有兩種，一種是財務指標代理法，採用銷售費用、廣告密度、銷售人員比例、銷售費用率、存貨周轉率等行銷相關指標進行代替，另一種是使用隨機前沿模型。在行銷能力對企業存在何種影響的研究問題上，主要得出了以下結論：行銷能力通過企業技術創新的仲介途徑影響企業市場績效（陳曉紅、於濤，2013）[1]；行銷能力強的企業能將社會績效直接轉化為財務績效（郭倩倩、胡兵，2016）[2]；跨國公司子公司行銷能力對子公司績效有正向影響（顧雷雷，2018）[3]。此外，還有學者將行銷能力作為仲介變數和結果變數進行探究，研究發現：企業社會責任對行銷能力和企業績效均有顯著正向影響（崔登峰、邵偉，2018）[4]；在企業融資約束與企業投資關係中，行銷能力具有仲介效應（顧雷雷，2017）[5]。

關於 OFDI 模式選擇的研究是學者們關注的熱點和重點，尤其是中國企業對“一帶一路”沿線國家和美國、歐盟等發達國家的 OFDI 模式選擇，研究物件主要是中國上市公司、製造業企業、中國工業企業等。學者們的研究角度主要有資源基礎觀視角、注意力基礎觀視角、代理理論視角、制度基礎觀視角等，檢驗了東道國因素、母國因素、企業個體因素對國際市場進入模式選擇的影響，例如企業異質性、高管團隊特徵、東道國制度環境、東道國營商環境、治理結構等，主要結論如下：蔣冠宏、蔣殿春（2017）[6] 研究發現，隨著生產率、資本密集度、規模、研發密度的增加，企業更有可能採用跨國並購的 OFDI 模式，隨著出口增加，企業更有可能採用綠地投資的 OFDI 模式；吳建祖、關斌（2015）[7] 從高管團隊特徵異質性角度進行分析，實證結果表明國際化經驗、教育程度越高，企業更有可能選擇獨資模式，而年齡越大、任期越長則越有可能選擇合資模式；呂萍、郭晨曦（2015）[8] 研究結果表明國有比例、監事會規模、高管持股比例與綠地投資進入模式成正相關，高管報酬總額、獨立董事比例、機構持股比例與跨國並購成正相關，股權集中度、董事會規模則對模式選擇沒有顯著影響。

對於行銷能力與 OFDI 模式選擇的關係，國外學者關注較早並進行了相關研究，國內學者則關注較晚，相關研究較少。在衡量行銷能力的方法上，主要採用財務指標進行代理，包括廣告密度、無形資產、銷售費用等。從實證結果上看，各學者結論存在不一致，主要有三種結論：第一種結論，行銷能力與綠地投資正相關。Nocke 和 Yeaple(2008) [9] 改進了 Helpman “企業生產率異質性”模型，將企業優勢分為可移動優勢和不可移動優勢，可

轉移優勢包括技術、研發和管理能力等；不可轉移優勢主要指特定市場的進入管道、銷售網路和品牌忠誠度等。建立模型顯示，在可轉移優勢方面，隨著生產率提高企業更傾向于跨國並購；而在不可轉移優勢方面，隨著生產率提高企業更傾向於綠地投資。Hennart、Park(1993) [10] 利用日本企業對美國的投資樣本進行研究，發現在生產、研發、行銷網路和管道等方面效率較高的企業傾向於採用綠地投資，效率較低的企業傾向于採用跨國並購的進入模式。Chen 和 Zeng(2004) [11] 以日本製造企業進入美國的投資事件為樣本，以行業廣告強度、行業最終產品消費者比例、企業品牌資產、母公司廣告支出分別衡量東道國和母國行銷因素，實證結果表明：在目標行業中面臨較高聲譽障礙的日本投資者更傾向于跨國並購，而那些在進入前在廣告上花費更多的企業則更有可能綠地新建。Tsai 和 Cheng (2004) [12] 考察了臺灣製造企業在中國、東南亞和西歐的進入模式和所有權策略，研究結果發現：當大型、高研發和高廣告密集度的臺灣製造公司在中國、東南亞和西歐投資時，他們可能會選擇綠地新建的進入模式。第二種結論，行銷能力與跨國並購正相關。吳亮、呂鴻江 (2016) [13] 運用 Logit 模型探究了資源稟賦對上市企業 OFDI 模式選擇的影響，基於 2001—2010 年中國 3286 家上市企業的經驗資料，選用廣告密度和市場化程度作為企業補充性資產指標來反映企業從市場獲取資源的程度，實證結果表明：隨著廣告密度增加，中國企業更有可能採用合資的 OFDI 模式。Anand 和 Delios(2002) [14] 分析了 2175 個英國、德國和日本企業投資美國市場的事件，將企業資源分為上游能力和下游能力，下游行銷能力能補充企業的無形技術優勢，通過品牌、行銷網路可以增加消費者對消費品信賴度和粘性，從而降低成本增加利潤。因此，企業出於資源尋求的目的將選擇合適自身發展的 OFDI 進入模式。研究發現，企業在進入東道國中研發密度、廣告密度越高和行銷網路越發達的行業，越可能選擇跨國並購的方式。Delios 和 Beamish(1999) [15] 研究發現，在無形資產、廣告投入越多的行業，企業更有可能採用跨國並購的進入模式，原因在於企業能夠通過並購迅速獲取被收購企業的無形資產和行銷資源等。Choi 和 Parsa (2015) [16] 根據 1995 年至 2005 年從酒店業收集的資料，將無形資本分為行銷資本和人力資本，行銷資本包括廣告費用、銷售和管理費用、網點數量以及客戶數量，人力資本包括員工效率和員工比例。實證結果表明，在銷售和管理費用上花費更多的公司更傾向於收購而不是綠地投資。第三種結論，行銷能力與 OFDI 模式選擇無關。呂婕、向龍斌等 (2017) [17] 探究了企業擁有的不同資源差異對 OFDI 模式的影響，在企業不可流動資源中納入市場行銷資源指標，並用對外投資前三年銷售收入占總收入的百分比來衡量，實證結果表明：企業行銷資源對 OFDI 模式選擇的影響不顯著。孫洪慶、韓剛等 (2010) [18] 基於無形資產的視

角分析其對 OFDI 模式的影響，研究結果表明企業的無形資產不會影響 OFDI 模式選擇。

基於上述文獻回顧發現，聚焦於行銷能力與海外市場進入模式關係的文獻較少，主要集中在國外學者，國內學者僅將行銷能力納入解釋變數之一進行分析，缺乏系統性研究。其次，由於選取樣本、衡量指標的差異，學者對兩者關係的檢驗結果存在三種不同結論。分析原因，可能是由於所選擇的研究物件來自不同行業，各行業在行銷強度和模式上存在差異，並且大多數研究僅根據簡單的變數進行度量；也可能是部分研究僅考慮了單方面行銷變數對 OFDI 模式選擇的影響，沒有考慮到東道國、母國兩方面行銷因素對 OFDI 模式的影響。因此，本文試圖採用兩種目前學者們廣泛使用的衡量行銷能力的方法進行對比研究，將東道國異質性、行業不同等干擾因素納入控制變數，並根據東道國性質和行業門類不同進行分樣本研究，既克服了變數簡單、行業混合、東道國壁壘不同引起的結論不一問題，又可檢驗模型的穩健性及結論的可信度。其次，本文還考慮了文化距離的影響，檢驗了文化距離在行銷能力和 OFDI 模式選擇關係是否存在調節效應。

三、理論基礎和研究假設

RBV 理論認為行銷能力是企業特有的資源，具有不可複製性和難以轉移性，資源異質性是造成企業異質性的根本原因，也是促進企業對外直接投資獲得超額利潤的基礎。Nocke 和 Yeaple 拓展了 Helpman 的“企業生產率異質性”模型，考慮了多因素資源異質性對海外市場進入模式的影響，其將企業資源按跨國可轉移性差異分為可轉移資源和不可轉移資源，可轉移資源指企業技術、研發、管理能力等可隨企業 OFDI 轉移的資源，不可轉移資源指行銷、客戶網路等不隨企業 OFDI 轉移的資源，通過建立模型表明，對於具有可轉移資源的企業，效率較高的將選擇跨國並購，效率較低的將選擇綠地新建；對於具有不可轉移資源的企業，最佳選擇是綠地投資，其次才考慮跨國並購，因為與綠地投資相比，跨國收購雖然降低了新建公司的不確定性風險，能夠依靠與供應商和客戶之間已有的關係以及熟悉當地市場狀況的現有人員的專業知識（Carve，1982）[19]。但是，收購要花費大量的時間在東道國部署現有能力和需要時間來內部化新收購公司的能力（Makino & Delios，1996）[20]。此外，完全收購無形資產需要賣方的充分合作，由於資訊不對稱和機會主義，可能存在無法完全收購或收購成本高的問題，而綠地投資在工廠位置、資本支出決策和管理方面有更大靈活性的優勢（Williamson，1985）[21]。Doukas、Pantzalis 和 Kim（1997）[22] 認為，已經擁有強大能力的公司沒有跨國並購的動機，綠地投資使得該公司的能力更容易被利用，而跨國並購使企業承受更大的沉沒成本。桂檬、朱建林（2017）

[23] 認為市場行銷能力強的企業更有可能選擇綠地新建子公司進行市場推廣。綜合上述研究，本文提出如下理論假設：

H1：行銷能力強的企業傾向於選擇綠地投資的 OFDI 模式。

行銷能力使跨國企業更快打入東道國市場，形成行銷網路和企業品牌，有利於增強企業在東道國的銷售能力。跨國企業的行銷技巧和方式是否適用於東道國市場的關鍵在於其能否清楚瞭解東道國人文風俗和消費者心理，並施行有效的行銷方式，這與母國和東道國的文化距離密切相關。當母國與東道國文化距離較大時，兩國在行銷觀念和捕獲消費者心理上可能大不相同，這會使企業行銷能力的作用減弱；而當母國和東道國文化距離較小時，即使行銷能力較弱，也能得益于文化觀念的相似塑造良好的產品形象。

H2：文化距離越大，行銷能力與綠地投資模式的正向關係將減弱。

在不同經濟發展水準的東道國，行銷能力與 OFDI 模式之間的關係可能存在差異。Slangen 和 Dikova（2014）[24] 分析表明，東道國的經濟發展水準影響了跨國公司的行銷水準與進入模式選擇之間的關係。發達國家在投資環境、市場機制、消費水準、供應網路和法律機制等方面較完善，消費者的收入水準、平均素質水準較高，使得行銷能力能更好的發揮作用。相對於發達國家，發展中國家在整體市場環境上可能較差，跨國公司的銷售網路、行銷業務可能面臨受阻因素，加上消費者對品牌、廣告等意識不強，導致行銷失效的現象。綜上所述，本文提出如下理論假設：

H3：東道國發展水準不同，行銷能力與 OFDI 模式關係存在差異。

在不同行業，行銷能力與 OFDI 模式之間的關係可能存在差異。由於各行業的特點，其廣告支出的差異，各行業的廣告強度大小是不同的（Dikova，2016）[25]。例如，服務業和製造業的廣告強度就存在巨大差異，因為服務業公司在廣告上的支出比製造業公司要多得多。其次，不同行業面臨的行銷競爭也不同，這使跨國企業在進入東道國市場時面臨的行銷壁壘不同，對於市場相對飽和、廣告密度較高的行業，進入門檻往往較高。綜上所述，本文提出如下理論假設：

H4：行業不同，行銷能力與 OFDI 模式關係存在差異。

四、研究設計

1. 樣本篩選

本文主要探究企業行銷能力與 OFDI 模式的關係，出於資料完整性和可獲得性考慮，選取研究樣本為 2006—2015 年中國 A 股中進行對外直接投資的上市企業。根據蔣冠巨集、蔣殿春的區分方法，中國相關政策規定凡是在國外進行綠地投資的企業需要在商務部登記備案，因此將商務部對外投資企業名錄登記備案的企業均視為進行綠地投資的企業；BVD (Zephyr) 資料庫收錄了全球發生的並購資料，包括境內並購和境外並購，篩選出其中收購國標識 (Acquiror country code) 為 CN (中國) 的記錄，並剔除目標國標識 (Target country code) 也為 CN 的記錄，得到進行境外並購的中國企業資料。依據此區分方法，本文收集了 2006—2015 年中國商務部對外直接投資名錄、BVD (Zephyr) 資料庫中記錄的中國跨國並購企業名錄，兩份名錄均包含海外投資的母公司名稱、投資東道國、海外機構工作性質、設立時間等資料，國泰安海外直接投資資料庫則較完整地收集了中國對外直接投資上市公司的資訊，將三者資料匹配合併得到完整的中國上市企業對外直接投資資料庫。接著，剔除其中投資主體是辦事處、國家的投資資料；剔除投資東道國是港澳臺以及避稅天堂 (開曼群島、英屬維京群島、巴拿馬、百慕大) 的投資資料；剔除投資事件或資訊缺失的投資資料。最後篩選出 2006—2015 年發生過對外直接投資的 147 家上市企業的 485 條事件條目。

2. 變數選取與測定

(1) 被解釋變數

本文將 OFDI 進入模式 (Modes) 作為因變數，以虛擬變數衡量中國上市公司的海外市場進入模式選擇，如果是綠地投資進入模式，則取值為 1；如果是跨國並購進入模式，則取值為 0。

(2) 解釋變數

行銷能力 (MC)。學界測度行銷能力主要有兩種方法：運用“投入—產出”隨機前沿模型計算有效前沿測度行銷能力或選取行銷相關財務指標作為代理變數測度。本文將同時採用這兩種測度行銷能力的方法，通過結合隨機前沿方法和代理指標法，既克服變數單一簡單造成的結論誤差，又可形成對照檢驗模型穩定性。其中，代理變數法選取廣告密度、存貨周轉率、銷售人員比例三個指標衡量，廣告密度由上市公司銷售費用率測得，存貨周轉率代表企業運營產品銷售回收的能力，銷售人員比例由銷售人員占公司總員工比例確定。隨機前沿法通過將銷售總收入作為輸出指標，銷售費用、無形資產、應收賬款作為輸入指標，

計算有效前沿獲得行銷能力。

(3) 調節變數

文化距離 (CD)。通過對 Hofstede 的文化維度記分進行綜合計算得到文化距離指數。具體的公式為：。其中，和分別表示東道國和中國的第個文化維度的指標值，表示第個文化維度指標值的方差。

(4) 控制變數

借鑒前人研究，本文引入東道國市場規模 (Market size)、東道國發展程度 (Development level)、企業規模 (Size)、企業年齡 (Age)、員工人數 (Employee)、行業 (Industry) 六個控制變數。其中，東道國市場規模由東道國當年 GDP 的對數值測度，東道國發展程度按經濟發展水準分為發展中國家和發達國家，企業規模由企業當年營業總收入取對數測度，員工人數由企業財務報表披露資料取對數值確定，行業按國民經濟行業分類標準進行劃分，企業年齡由企業對外投資當年減去企業成立年份獲得。

表 1 變數賦值與資料來源說明

類別	定義	賦值	資料來源
因變數	進入模式 (Modes)	綠地投資 =1，跨國並購 =0	中國商務部 BVD 資料庫
解釋變數	行銷能力 (MC)	(1) 廣告密度 (AD)、存貨周轉率 (IT)、銷售人員比例 (SSR) (2) 隨機前沿模型 (MC)	CSMAR 資料庫 網易財經網
調節變數	文化距離 (CD)	Hofstede 文化維度記分綜合測算	Hofstede 文化維度
控制變數	東道國市場規模 (Market size)	對外投資當年東道國 GDP 對數值	世界銀行
	東道國發展程度 (DL)	發達國家 =1，發展中國家 =0	聯合國開發計畫署
	企業規模 (Size)	年報披露對外投資當年營業總收入自然對數值	CSMAR 資料庫 網易財經網
	企業年齡 (Age)	企業對外投資當年減去企業成立年份	CSMAR 資料庫 網易財經網
	員工人數 (Employee)	年報披露對外投資當年員工總人數自然對數	CSMAR 資料庫 網易財經網
	行業 (Industry)	按國民經濟行業分類依次賦值 1-10	CSMAR 資料庫

3. 模型構建

為驗證以上研究假設及測算行銷能力，參考學者們的研究方法和實證模型，本文主要構建以下三個模型：（1）建立隨機前沿分析模型計算企業行銷能力；（2）建立基準 Logit 回歸模型驗證假設 1（3）建立納入行銷能力與文化距離交互項的 Logit 回歸模型驗證假設 2-4。

首先，建立“投入—產出”隨機前沿模型測算行銷能力，根據文獻綜述中國內外學者的實證結論及指標選取方法，本文選取企業銷售收入（Sales）作為輸出指標，行銷投入指標包括：（1）企業進行銷售、廣告等產生的銷售費用（SE）；（2）企業用以維護客戶關係的應收賬款（AR）（3）代表企業品牌、聲譽的無形資產（IA），使用 Cobb-Douglas 生產函數計算銷售前沿，其運算式如下：

$$\ln(\text{Sales}) = \beta_0 + \beta_1 \times \ln(\text{SE}) + \beta_2 \times \ln(\text{AR}) + \beta_3 \times \ln(\text{IA}) + \varepsilon_i + \eta_i \quad (1)$$

其中， ε_i 是模型設定引起的非觀測誤差項； η_i 是非負無效率項。將 η_i 進行指數化即可得到企業的行銷能力 $MC = \exp(-\eta_i)$ 。

接著，建立 Logit 基準模型檢驗行銷能力、文化距離與 OFDI 模式關係，其運算式如下：

$$P(\text{Modes}) = 1 / (1 + e^{-Y}) \quad (2)$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 * MC + \beta_2 * \text{Market size} + \beta_3 * DL + \beta_4 * \text{Size} + \beta_5 * \text{Age} + \beta_6 * \text{Employee} + \beta_7 * \text{Industry} \quad (3)$$

其中， β_0 是常數項， β_1 — β_7 是回歸係數。

第三個模型是在基準模型的基礎上納入行銷能力與文化距離交互項的 Logit 回歸模型，其運算式如下：

$$P(\text{Modes}) = 1 / (1 + e^{-Z}) \quad (4)$$

$$Z =$$

$$\beta_0 + \beta_1 * MC + \beta_2 * CD + \beta_3 * MC \times CD + \beta_4 * \text{Market size} + \beta_5 * DL + \beta_6 * \text{Size} + \beta_7 * \text{Age} + \beta_8 * \text{Employee} + \beta_9 * \text{Industry} \quad (5)$$

其中， β_0 是常數項， β_1 — β_9 是回歸係數。

五、實證分析

1. 隨機前沿分析

首先，需要驗證對行銷能力的估算是否適用隨機前沿模型，以及其無效率項的分佈和輸入變數的顯著性，由此確保對行銷能力的測量準確性。本文利用 Stata16.0 進行隨機前沿分析，以營業總收入的對數值作為輸出指標，以銷售費用、應收賬款、無形資產的對數值作為輸入指標，分別將無效率項的分佈設置為半正態分佈、指數分佈、截尾正態分佈三種類型，通過似然比核對總和變數顯著性檢驗結果對比，輸入變數在三種分佈下均能通過顯著性檢驗，而似然比檢驗顯示，當無效率項服從指數分佈時，似然比最高，檢驗結果如表 2 所示。

表 2 隨機前沿模型檢驗結果

Sales	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
SE	0.1942	0.0223	8.69	0.000	0.1504	0.2380
AR	0.6275	0.0243	25.75	0.000	0.5798	0.6753
IA	0.2534	0.0204	12.38	0.000	0.2132	0.2935
Cons	1.0977	0.3550	3.09	0.002	0.4019	1.7935
/lnsig2v	-0.7981	0.0766	-10.41	0.000	-0.9484	-0.6478
/lnsig2u	-2.3148	0.2729	-8.48	0.000	-2.8497	-1.7799
Sigma_v	0.6709	0.0257			0.6223	0.7232
Sigma_u	0.3142	0.0428			0.2405	0.4106
Sigma2	0.5489	0.0369			0.4765	0.6213
lambda	0.4684	0.0561			0.3582	0.5785

LR test of sigma_u=0: chibar2(01) = 42.11 Prob>=chibar2=0.000

Log likelihood = -544.8750 Wald chi2(3)= 4794.35 Prob>chi2 = 0.0000

隨機前沿模型分析結果顯示，模型整體 Wald 值較高，LR 似然比檢驗值為 42.11，說明模型擬合優度較高，模型存在隨機無效率項，即使用隨機前沿模型測算行銷能力是合適的。變數顯著性檢驗顯示，銷售費用、應收賬款、無形資產均通過 1% 顯著性檢驗，說明使用銷售費用、應收賬款、無形資產為輸入指標是合理的，三個變數的係數依次為 0.19、0.62、0.25，係數均為正，說明銷售費用、應收賬款、無形資產明顯地提高營業收入的提高，對其無效率項指數化得到企業的行銷能力。

2. 描述性統計分析

由進入模式（Modes）、東道國發展程度（DL）、行業分佈（Industry）三個分類變數描述性統計資料顯示，在 485 個樣本中有 363 家上市公司採用綠地投資進入模式，占樣本總量的 74.85%，採用跨國並購進入模式的上市公司有 122 個，占樣本總量的 25.15%，說明中國上市公司主要採用綠地投資的進入模式；在 485 個樣本中有 182 家上市公司投資東道國為發展中國家，占樣本總量的 37.53%，有 303 家上市公司投資東道國為發達國家，占樣本總量的 62.47%，說明中國上市公司對外投資東道國主要偏好在市場健全、經濟發展水準較高的發達國家，但發展中國家也占一定比例；在 485 個樣本中有 321 家上市公司屬於製造業，占樣本總量的 66.19%，屬於非製造業的上市公司有 164 家，占樣本總量的 33.81%，資料印證了我國在全球中製造業大國的地位。

表 3 分類變數描述性統計表

變數	分類	頻數	百分比
Modes	跨國並購	122	25.15%
	綠地投資	363	74.85%
DL	發展中國家	182	37.53%
	發達國家	303	62.47%
Industry	製造業	321	66.19%
	非製造業	164	33.81%

3. 多重共線性檢驗

為了排除變數的高度相關性對實證結果造成的干擾，運用 Stata16.0 進行 VIF 膨脹因數檢驗，通過計算各變數間 VIF 膨脹因數，判斷各因數多重共線性，導入解釋變數、調節變數、控制變數進行檢驗，VIF 膨脹因數檢驗結果如表 5 所示。

表 5 VIF 膨脹因數檢驗結果

Variable	VIF	1/VIF
MC	1.25	0.802211
IT	1.03	0.972448
SSR	2.86	0.350042
AD	3.04	0.328990
Empl.	10.27	0.097398
Age	1.27	0.788098
Mark.	1.95	0.512371
DL	2.07	0.482360
CD	1.13	0.883441
Indu.	2.54	0.393788
Size	14.45	0.069185

VIF 膨脹因數檢驗結果顯示，企業規模（Size）和員工人數（Employee）的膨脹因數分別為 14.45、10.27，其他變數膨脹因數均低於 10，根據經驗，VIF 膨脹因數大於 10，則變數存在較大多重共線性，VIF 膨脹因數小於 10，則變數不存在多重共線性。檢驗顯示，員工人數與企業規模存在多重共線性，為保證實證結果準確性，本文將員工人數剔除，保留企業規模變數。

4. Logit 回歸分析

本文採用層級回歸的方法檢驗行銷能力 (MC)、文化距離 (CD)、行銷能力與文化距離的交互項 (MC×CD) 與 OFDI 進入模式 (Modes) 的關係，其中分別將兩種測度方法衡量的行銷能力進行分組檢驗，進一步探究行銷能力與 OFDI 模式關係的同時，也可判斷模型穩定性。全樣本 Logit 回歸結果如下表所示，其中模型 1-3 是用隨機前沿法測度的行銷能力，並依次加入文化距離 (CD)、文化距離與行銷能力交互項 (CD×MC) 進行層級回歸；模型 4-8 是用財務指標法測度的行銷能力，依次加入文化距離、文化距離與行銷能力交互項進行層級回歸。

表 6 全樣本 Logit 回歸結果

變數	隨機前沿法			財務指標法				
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
MC	0.7774** (2.52)	0.7420** (2.53)	0.7420** (2.49)					
CD		-0.669*** (-3.45)	-0.607** (-2.44)				-0.681*** (-3.32)	-0.632*** (-2.94)
CD×MC			0.3215* (1.97)					
IT				1.0079 (0.75)	1.0079 (0.74)	1.0082 (0.76)	1.0079 (0.69)	1.0075 (0.67)
SSR					0.9822 (0.02)	0.1351 (1.29)	0.1292 (1.30)	0.1553 (1.18)
AD						4.2833* (1.77)	3.6787* (1.69)	3.2100* (1.71)
CD×AD								2.5216* (1.79)
Age	0.9423** (2.44)	0.9373*** (2.61)	0.9382*** (2.56)	0.9674 (1.47)	0.9674 (1.46)	0.9651 (1.56)	0.9602* (1.74)	0.9600* (1.76)
Size	1.1851* (1.94)	1.1551 (1.60)	1.1547 (1.59)	1.1544* (1.68)	1.1543* (1.67)	1.1779* (1.88)	1.1436 (1.51)	1.1417 (1.49)
Industry	0.3664*** (2.63)	0.3847*** (2.81)	0.3848*** (2.86)	0.4583** (2.59)	0.4583** (2.58)	0.4616*** (2.61)	0.4538*** (2.86)	0.4545*** (2.90)
Marketsize	0.9924 (0.09)	1.1291 (1.34)	1.1362 (1.40)	0.9875 (0.15)	0.9875 (0.15)	0.9823 (0.22)	1.1067 (1.13)	1.1069 (1.13)
DL	0.3828*** (2.58)	0.3921** (2.41)	0.3892** (2.43)	0.4204** (2.43)	0.4205** (2.36)	0.4091** (2.42)	0.4297 (2.20)	0.4330** (2.18)
Constant	22.798** (2.47)	20.396** (2.09)	15.161 (1.27)	8.111 (1.61)	8.151 (1.60)	5.430 (1.51)	12.273 (1.18)	15.311 (1.24)

	隨機前沿法			財務指標法				
Loglikelihood	-212.37	-206.21	-205.91	-214.22	-214.22	-212.54	-206.87	-206.61
Chi-square	122.36***	134.68***	135.27***	118.65***	118.65***	122.01***	133.36***	133.88***
Pseudo R ²	0.2237	0.2462	0.2473	0.2169	0.2169	0.2230	0.2438	0.2447

注：括弧為 Z 值，***、**、* 分別表示 1%、5%、10% 顯著性水準

上表分別展示了隨機前沿法、財務指標法進行 Logit 回歸分析的檢驗結果，其中東道國市場規模 (Marketsize)、企業年齡 (Age)、企業規模 (Size)、行業門類 (Industry)、東道國發展水準 (DL) 為控制變數。其中，模型 1 單獨檢驗了行銷能力與 OFDI 模式選擇的關係，回歸結果顯示，行銷能力 (MC) 的係數為 0.7774，通過了 5% 的顯著性水準，說明隨著行銷能力的增大，企業更有可能採取綠地新建的進入模式，企業行銷能力每提高 0.1，綠地新建的概率增加 7.774%，結果驗證了假設 1 成立；模型 3 增加了文化距離與行銷能力的交互項，檢驗文化距離對行銷能力的調節效應，實證表明行銷能力與文化距離交互項 (CD×MC) 的係數為 0.3215，在 10% 的水準上顯著，說明文化距離對行銷能力存在負向調節效應，文化距離越大，行銷能力與綠地投資進入模式的正向關係將減弱，結果驗證了假設 2 成立；模型 1-3 在逐步加入變數時，行銷能力的顯著性和係數變化較小，說明模型檢驗結果是穩健的。模型 4-6 為財務指標法下，依次加入測度行銷能力的存貨周轉率 (IT)、銷售人員比例 (SSR)、廣告強度 (AD) 三個代理指標的檢驗結果，檢驗結果顯示，存貨周轉率 (IT)、銷售人員比例 (SSR) 係數為正，符合預期假設，但顯著性未通過，廣告強度 (AD) 係數為 4.2833，在 10% 的水準上顯著，說明企業廣告強度投入越大，越傾向於綠地投資的進入模式，廣告強度增加 1%，選擇綠地投資進入模式的概率增加 4.2833%，結果同樣驗證了假設 1 成立；模型 8 在模型 7 的基礎上加入 CD×AD，回歸結果顯示，CD×AD 係數為 2.5216，通過了 10% 水準顯著性檢驗，說明文化距離對行銷能力存在負向調節效應，同樣佐證了假設 2 成立。通過隨機前沿法和財務指標法檢驗結果的一致性，也說明了本文的實證模型結果是穩健的。

5. 異質性檢驗

(1) 東道國發展程度的影響

眾多學者研究表明，東道國發展程度是影響 OFDI 進入模式選擇的關鍵因素。東道國發展程度的不同是否會影響行銷能力與 OFDI 模式選擇的關係？基於這一問題，本文進行分樣本 Logit 回歸分析，按東道國發展程度不同區分為在發達國家、發展中國家投資的樣本，檢驗結果如表 7 所示。

表 7 按東道國發展程度分樣本 Logit 回歸結果

變數	發達國家			發展中國家		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
MC	0.4280* (1.72)	0.3941* (1.82)	0.5501* (1.77)	0.0546 (1.51)	0.0569 (1.49)	0.0104 (1.27)
CD		-0.5347** (-2.55)	-0.1892* (-1.69)		0.7687** (-2.21)	0.5063 (-0.90)
CD×MC			0.1072* (1.66)			0.1747 (0.56)
Age	0.8730 (1.36)	0.9122 (0.83)	0.9461*** (3.19)	0.9569* (1.75)	0.9545* (1.85)	0.9600* (1.76)
Size	0.9959 (0.02)	0.9678 (0.13)	1.0721 (0.48)	1.1268 (1.51)	1.000 (0.01)	1.1417 (1.49)
Marketsize	3.9397*** (3.90)	4.3842*** (3.87)	7.5125*** (3.40)	0.9253 (0.98)	1.1155 (1.37)	1.1069 (1.13)
Constant	1.880* (1.78)	5.6909* (2.09)	2.9007 (0.88)	19.6122 (0.89)	5.5484 (0.51)	15.311 (1.24)
Loglikelihood	-27.092	-23.907	-17.396	-212.54	-191.08	-190.92
Chi-square	44.53***	50.90***	63.92***	122.01***	12.54**	12.86**
Pseudo R ²	0.4511	0.5156	0.6475	0.2230	0.0318	0.0326

注：括弧為 Z 值，***、**、* 分別表示 1%、5%、10% 顯著性水準

按東道國發展程度分樣本 Logit 回歸結果顯示，單獨檢驗行銷能力的模型 1 和模型 4 中，模型 1 的行銷能力（MC）係數為 0.4280，通過 10% 水準顯著性檢驗，模型 4 的行銷能力係數為 0.0546，未通過顯著性檢驗，檢驗結果表明行銷能力與綠地投資進入模式的正向關係在發達國家更顯著，而在發展中國家這種關係可能受到干擾。究其原因，可能是中國上市公司會因為政府獎勵補貼、國家戰略友好關係、東道國特殊優惠政策等其他因素影響而在投資發展中國家時調整進入模式；模型 3 和模型 6 主要用於檢驗文化距離對行銷能力的調節效應，檢驗結果顯示，文化距離與行銷能力交互項（CD×MC）在發達國家樣本中通過了顯著性，而在發展中國家未通過顯著性檢驗，其原因同上。通過發展中國家與發達國家分樣本回歸，驗證了假設 3 成立。

（2）行業不同的影響

從理論和實證研究的角度，許多學者證明了行業異質性是影響海外市場進入模式的顯著因素，不同行業在市場飽和度、行銷強度和進入壁壘的差異也可能影響行銷能力和 OFDI 模式選擇的關係。為探究該問題，本文通過區分製造業和非製造業進行分組 Logit 回歸。

表 8 按行業分樣本 Logit 回歸結果

	製造業			非製造業		
變數	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
MC	0.1006** (2.35)	0.1187** (2.26)	0.1608* (2.64)	0.3581 (0.68)	0.4376 (1.45)	0.0104 (1.27)
CD		-0.6900*** (-3.18)	-0.2341** (-2.16)		-0.0743 (-1.05)	0.5063 (0.90)
CD×MC			0.4254* (1.65)			0.1747 (0.56)
Age	0.9410** (2.30)	0.9385** (2.37)	0.9392** (2.33)	1.8317 (0.86)	0.9561* (1.81)	0.9600* (1.76)
Size	1.2360** (2.41)	1.1973** (2.00)	1.1977** (2.00)	2.1259 (0.84)	2.3130 (0.34)	1.1417 (1.49)
Marketsize	0.8986 (1.42)	1.0105 (0.13)	0.9957 (0.05)	1.9744 (0.59)	2.3755 (1.37)	2.1569 (1.13)
Constant	2.4521 (0.96)	4.3913* (0.44)	1.6802 (1.26)	1.1928 (0.67)	5.5484 (0.51)	5.311 (1.24)
Loglikelihood	-203.8475	-198.63	-196.907	-5.045	-190.54	-190.27
Chi-square	16.64***	27.07***	30.52***	11.51***	12.54**	12.86**
Pseudo R ²	0.0392	0.0638	0.0719	0.5328	0.0318	0.0256

注：括弧為 Z 值，***、**、* 分別表示 1%、5%、10% 顯著性水準

按行業異質性分為製造業和非製造業樣本 Logit 回歸，單獨檢驗行銷能力的模型 1 和模型 4 中，模型 1 的行銷能力（MC）係數為 0.1006，通過 5% 水準顯著性檢驗，模型 4 的行銷能力係數為 0.3581，顯著性檢驗不通過，檢驗結果表明行銷能力與綠地投資進入模式的正向關係在製造業更顯著，而在非製造業這種關係可能不存在。究其原因，可能是中國製造業上市公司在國際市場上聲譽較高，在行銷經驗和效果上更好；模型 3 和模型 6 主要用於檢驗文化距離對行銷能力的調節效應，檢驗結果顯示，文化距離與行銷能力交互項（CD×MC）在製造業公司樣本中通過了顯著性，而在非製造業公司未通過顯著性檢驗。通過製造業與非製造業分樣本回歸，驗證了假設 4 成立。

五、研究結論

文章研究了行銷能力與企業 OFDI 模式選擇之間的關係，文化距離對行銷能力的調節效應以及不同發展程度東道國、不同行業對其產生的影響。以 2006-2015 年中國對外直接投資上市公司為樣本，通過實證分析，本文主要得到以下結論：

（1）行銷能力越強的中國企業越傾向於綠地投資的進入模式。當一家公司擁有強大的行銷能力和行銷資源時，它可以利用這些資產在競爭中獲得更大的國際市場競爭優勢，擁

有較高行銷資產可以幫助企業提高品牌價值，建立銷售網路產生網路效應，綠地投資在工廠位置，資本支出決策和管理系統方面為投資者提供更大靈活性的優勢，而跨國並購要花費大量的時間來在東道國部署現有能力和需要時間來內部化新收購的公司的能力。因此，隨著行銷能力的增強，中國企業更有可能採取綠地投資的進入模式。

（2）文化距離對行銷能力具有負向調節效應。當母國與東道國文化距離較大時，兩國在行銷觀念和捕獲消費者心理上可能大不相同，這會使企業行銷能力的作用減弱；而當母國和東道國文化距離較小時，即使行銷能力較弱，也能得益于文化觀念的相似塑造良好的產品形象。

（3）東道國發展程度的不同會影響實證結果。當投資東道國為發達國家，行銷能力與綠地投資模式的關係是顯著的，而在發展中國家樣本中兩者關係不顯著；究其原因，發達國家在投資環境、市場機制等方面較完善，消費者的收入水準、平均素質水準較高，使得行銷能力能更好的發揮作用。相對於發達國家，發展中國家在整體市場環境上可能較差，跨國公司的銷售網路、行銷業務可能面臨受阻因素，加上消費者對品牌、廣告等意識不強，導致行銷失效的現象。

（5）行業差異會影響實證結果。當上市公司屬於製造業時，行銷能力、文化距離以及兩者交互項依然顯著，而當上市公司屬於非製造業時，其檢驗結果均不顯著。究其原因，由於各行業的特點，其廣告支出的差異，各行業的廣告強度大小是不同的。不同行業面臨的行銷競爭也不同，這使跨國企業在進入東道國市場時面臨的行銷壁壘不同。

參考文獻

- [1] 陳曉紅, 於濤. 行銷能力對技術創新和市場績效影響的關係研究——基於我國中小上市企業的實證研究 [J]. 科學學研究, 2013, 31(04): 585-595.
- [2] 郭倩倩, 胡兵. 企業社會績效、行銷能力與企業財務績效——基於 2010-2014 年中國上市公司的經驗證據 [J]. 華東經濟管理, 2016, 30(05): 179-184.
- [3] 顧雷雷. 行銷能力、東道國政治風險與跨國公司子公司績效——來自東盟自貿區的證據 [J]. 中國人民大學學報, 2018, 32(02): 104-115.
- [4] 崔登峰, 邵偉. 企業社會責任、行銷能力與企業績效——基於環境不確定性的調節 [J]. 經濟與管理研究, 2018, 39(07): 134-144.
- [5] 顧雷雷, 郭國慶, 彭俞超. 融資約束、行銷能力和企業投資 [J]. 管理評論, 2018, 30(07): 100-113.
- [6] 蔣冠宏, 蔣殿春. 綠地投資還是跨國並購：中國企業對外直接投資方式的選擇 [J]. 世界經濟, 2017, 40(07): 126-146.
- [7] 吳建祖, 關斌. 高管團隊特徵對企業國際市場進入模式的影響研究——注意力的仲介作用 [J]. 管理評論, 2015, 27(11): 118-131.
- [8] 呂萍, 郭晨曦. 治理結構如何影響海外市場進入模式決策——基於中國上市公司對歐盟主要發達國家對外直接投資的資料 [J]. 財經研究, 2015, 41(03): 88-99.
- [9] Nocke, V., & Yeaple, S. As assignment theory of foreign direct investment. [J]. The Review of Economics Studies, 2008, 75: 529-557.
- [10] Hennart, J. F., & Park, Y. R. Greenfield vs. acquisition: the strategy of Japanese investors in the United States. [J]. Management Science, 1993, 39(9): 1054-1070.
- [11] Chen, S. F. S., & Zeng, M. Japanese investors' choice of acquisitions vs. startups in the US: the role of reputation barriers and advertising outlays [J]. International Journal of Research in Marketing, 2004, 21(2): 123-136.
- [12] Tsai, M. T., & Cheng, Y. M. Asset specificity, culture, experience, firm size and entry mode strategy: taiwanese manufacturing firms in China, South-East Asia and Western Europe. [J]. International Journal of Culture Management, 2004, 14(3-4): 1-27.
- [13] 吳亮, 呂鴻江. 資源稟賦、制度環境與中國企業海外進入模式選擇 [J]. 國際經貿探索, 2016, 32(03): 75-88.

- [14] Anand,J, &Delios A. Absolute and relative resources as determinants of international acquisitions [J] . Strategic Management Journal, 2002,23(2):119–134.
- [15] Delios,A.,& Beamish , P.W. “Ownership Strategy of Japanese Firms: Transactional , Institutional , and Experience Influence.” [J] .StrategicManagementJournal,1999 , 20:915 — 933.
- [16] Choi, G., & Parsa, H. G. Role of intangible assets in foreign-market entry-mode decisions: a longitudinal study of American lodging firms. [J] .International Journal of Hospitality and Tourist Administration, 2015,13(4): 281–312.
- [17] 呂婕, 向龍斌, 唐子儀 . 資源異質性、東道國因素與中國企業 OFDI 模式選擇 [J]. 中國地質大學學報 (社會科學版),2017,17(05):126-136.
- [18] 孫洪慶, 韓剛, 鄧瑛 . 跨國並購或新建投資的選擇：一個基於無形資產的視角 [J]. 宏觀經濟研究 ,2010(05):75-81.
- [19] Caves, R. E. Multinational enterprise and economic analysis. [D] .Cambridge, England: Cambridge University Press. 1982.
- [20] Makino, S.,& Delios, A. Local knowledge transfer and performance: Implications for alliance formation in Asia.[J] . Journal of International Business Studies, 1996, 27: 905–928.
- [21] Williamson,O. E. The economic institutions of capitalism: Firms, markets, relational contracting. [D] . New York, NY: Free Press. 1985.
- [22] Doukas, J., Pantzalis, C., & Kim, S. Intangible assets and the network structure of MNCs.[J] . International Journal of Contemporary Hospitality Management, 1997, 9(5/6):193–198.
- [23] 桂檬, 朱建林, 李怡霏 . 企業海外市場進入模式選擇影響因素前沿述評與展望 [J]. 現代管理科學 ,2017(08):54-56.
- [24] Slangen,A.H.L.,&Dikova,D. Planned marketing adaptation and multinationals’ choices between acquisitions and greenfields. [J] .Journal of International Marketing, 2014, 22(2):68–88.
- [25] Dikova,D ,& Brouthers,K.D. International Establishment Mode Choice: Past, Present and Future [J] . Management International Review, 2016, 56 (4):489-530.