

國立臺灣大學生命科學院生命科學系

博士論文

Department of Life Science

College of Life Science

National Taiwan University

Doctoral Dissertation



西南大西洋阿根廷魷(*Illex argentinus*)之資源評估  
Stock Assessment of the Argentine Shortfin Squid *Illex*  
*argentinus* (Cephalopoda: Ommastrephidae) in the  
Southwest Atlantic

張可揚

Ke-Yang Chang

指導教授：丘臺生 博士

Advisor: Tai-Sheng Chiu, Ph.D.

中華民國 105 年 1 月

January 2016

國立臺灣大學博士學位論文  
口試委員會審定書

西南大西洋阿根廷魷(*Illex argentinus*)之  
資源評估

Stock Assessment of the Argentine Shortfin Squid  
*Illex argentinus* (Cephalopoda: Ommastrephidae)  
in the Southwest Atlantic

本論文係張可揚君 (D97B41006) 在國立臺灣大學生命科學研究所完成之博士學位論文，於民國 105 年 1 月 28 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明。

口試委員：

江壽星

(指導教授)

楊樹森

陳志忻

陳章玲

王慧瑜

張可揚

閔明源

系主任、所長



獻給我最摯愛的家人

## 謝 辭



「無論什麼事，得之於人者太多，出之於己者太少。因為需要感謝的人太多了，就感謝天罷」(陳之藩、謝天，1961)。正要起筆致謝辭時，這句話就湧入了腦海裡，只是，無論如何，總是有許多人需要一一致謝的。

首先要致謝的當然是恩師丘臺生教授，當我還渾渾噩噩的在漁業署簽辦無止境的公文時，一通電話問我還有沒有興趣做頭足類的研究，讓我得以重新拉回小時候所立下要當科學家的志向，再次進入學術的殿堂。此其後，在與老師每一次的交談中，不斷的啟迪智慧，醍醐灌頂，而能走到現在。唯一遺憾的是，因為在職的關係，能在實驗室的時間太少，失去了許多向老師學習的機會，希望在未來能繼續向恩師學習。其次要感謝口試委員廖正信博士、楊樹森博士、陳璋玲博士、陳志忻博士及王慧瑜博士於百忙之中抽空審查陋作並提出寶貴建議，每一個建議都直指問題的核心，讓論文的定稿得以較初稿有了百分之二百的改進，雖然我知道這定稿仍遠遠未能達到各位委員的要求。而台大海洋所謝志豪博士雖然因故未能擔任口試委員，但在就學期間每次實驗室討論時，對於我的研究提供諸多建議，讓我獲益良多，在此也要一併表示謝意。

此外，也要特別感謝志翔及凱毅二位學弟，前者在學校實驗室坐鎮，幫我分擔在實驗室中傳統上博士生對實驗室所要負擔的責任，也在許多因為工作關係不能到校處理就學事務的時刻，作為我的代理人打理一切。而後者更是在工作上給予我無限的支持，協助分擔水試所研究計畫的執行，讓我在工作上無後顧之憂，他們對於本篇論文的完成功不可沒。而水試所吳繼倫組長除了在工作上給予協助之外，更以直屬長官的身分，時時關心研究進度，不斷鞭策我加緊研究的腳步，即便說是共同指導亦當之無愧。同時，也感謝實驗室張光瑢、成家貞二位助理、眾學弟妹及農委會水產試驗所海洋漁業組同仁在就學期間的協助。還有摯友彥皓和昕怡，在最後關鍵時刻給予我的最關鍵的協助。

最後感謝我的家人、愛妻小郁及熙熙、溱溱和還未出生的老三，在我工作與課業二頭燒的同時，成為我最大精神支柱，得以完成這對我來說不可能的任務。

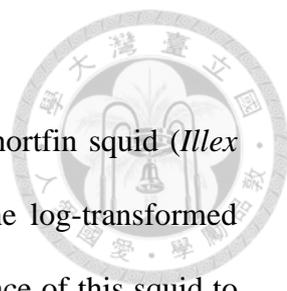
## 中文摘要



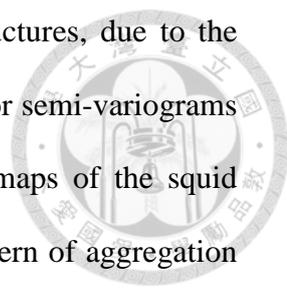
本研究以 1986 年至 2013 年間，臺灣魷釣漁船在西南大西洋進行阿根廷魷 (*Illex argentinus*) 漁業之經  $\log$  轉換之單位努力漁獲量 ( $\log U$ ) 為指標，從時間與空間二個維度探討阿根廷魷資源量變化與環境因子間之關聯。研究結果顯示， $\log U$  沒有年度間的相互作用，而與巴塔哥尼亞陸棚南方 2 月、3 月及 4 月的近表層水溫（在 5 m 深度）呈負相關 ( $r$  值依序為 -0.573、-0.596 及 -0.573， $P$  值均小於 0.05)，同時也與前一年巴塔哥尼亞陸棚 3 月的近表層水溫有負相關。 $\log U$  也與漁季二年前 11 月和 12 月的南極震盪 (Antarctic oscillation, AAO) 有負相關 ( $r$  值依序為 -0.478 及 -0.564， $P$  值均小於 0.05)，並與漁季二年前 3 月和 5 月的 AAO 有正相關 ( $r$  值依序為 0.565 及 0.436， $P$  值均小於 0.05)。以泛線性模式所構建的經驗模式將漁季二年前 11 月和 3 月的 AAO，以及前一年與當年 3 月巴塔哥尼亞陸棚南方之近表層水溫被納入為預測因子，模式決定係數為 0.83。漁季前一年及漁季中阿根廷魷棲息環境的低水溫，為阿根廷魷高資源豐度的重要條件。由於阿根廷魷無重疊年級群，AAO 無法直接影響二年後的阿根廷魷資源量，因此某些生物或非生物的關聯可能存在於阿根廷魷資源量與大氣環流的變動之間。在空間維度方面，半變異數分析顯示阿根廷魷在西南大西洋的分布，因豐度的不同，而存有不同的空間結構。除了 2010 年外，球形模式可解釋大多數阿根廷魷魚度的年度空間分布樣態。以克利金法 (Kriging) 估計阿根廷魷之資源分布顯示高豐度位置系沿南緯 40 度至 50 度間之 200 m 等深線分布。在高資源豐度的年度，例如 1999 和 2007 年，豐度的橢圓等值線從 200 m 等深線向大陸斜坡延伸。而低豐度的年度，例如 2004 年，阿根廷魷資源呈現散亂斑塊分布。以克利金法估計之阿根廷魷總生物量顯示，在西南大西洋漁場中，阿根廷魷系群的開發率在 2 到 34% 之間，其系群仍屬於健康的狀況。本研究表明經驗模式與地學統計方法可有效應用於阿根廷魷資源量之預測、年度空間分布之描述及總資源量之估算，而本研究發展之模式所產生的參數可估算阿根廷魷每年的總生物量與來年可能的資源趨勢。

關鍵字：阿根廷魷，南極震盪指數，經驗模式，地學統計，半變異圖

## ABSTRACT



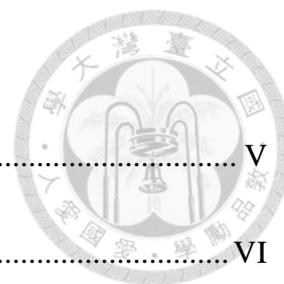
With data from Taiwanese jiggers that targeted the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the southwest Atlantic between 1986 and 2013, the log-transformed catch per unit of effort ( $\log U$ ) was used as an index of the abundance of this squid to explore squid recruitment fluctuation in response to environmental conditions in temporal and spatial scales. The results indicated that the  $\log U$  exhibited no inter-annual interaction. The  $\log U$  were negatively correlated with subsurface seawater temperature (at 5-m depth) in the southern Patagonian Shelf in February, March and April ( $r = -0.573, -0.596$  and  $-0.573$ , respectively; all P values were less than 0.05). The  $\log U$  also negatively correlated with subsurface seawater temperature in the Patagonian Shelf in previous March. The  $\log U$  was also correlated with the Antarctic Oscillation (AAO), negatively correlated in November and December of the previous 2 years ( $r = -0.478$ , and  $-0.564$ , respectively; all P values were less than 0.05), and positively correlated in March and May of the previous 2 years ( $r = 0.565$  and  $0.436$ , respectively; all P values were less than 0.05). GLM analysis selected AAOs in November and March of the previous two years and subsurface seawater temperature in March of the current and previous year, in which coefficient of multiple determination was 0.83. A low seawater temperature in the Argentine shortfin squid habitat in previous 1 year and in fishing season was important conditions of high resource abundance. Because the Argentina shortfin squid was no overlapping groups, AAO can't directly affect the amount of resources of the Argentine shortfin squid after two years, therefore associated with certain biological or non-biological variation may exist between the Argentina shortfin squid resources and atmospheric circulation. In terms of spatial dimensions, semi-variance analysis showed that the distribution of the Argentine



shortfin squid in the Southwest Atlantic had different spatial structures, due to the different of abundance. In all years except 2010, spherical model for semi-variograms extracted the most spatial information from annual distribution maps of the squid abundance. The Kriging interpolation map exhibited a general pattern of aggregation of the squid along the 200-m depth from 40°S to as far as 50°S. The shape of abundance isopleth lines was elliptical, that extended its long axis further from the 200-m isobath toward shelf side in high abundance years, such as 1999 and 2007. Scattered patches of low values were observed in the very low-abundance year of 2004. In Kriging method to estimate the total biomass of the Argentine shortfin squid showed that the exploitation rate of the Argentine short squid in the Southwest Atlantic fishing ground was between 2-34%, which was still a healthy stock status. This study shows that empirical models and geostatistical procedures can be applied to predict the Argentine shortfin squid resource, describe the annual spatial distribution, and estimate the total biomass. The models and parameters can estimate the total biomass of the Argentine shortfin squid and possible annual resource trends in next year.

Keywords: *Illex argentinus*, Antarctic Oscillation index, empirical model, geostatistical, semi-variogram

# 目錄



中文摘要 .....	V
ABSTRACT.....	VI
目錄 .....	VIII
LIST OF TABLES .....	XII
LIST OF FIGURES .....	XIII
Chapter 1 前言 .....	1
1.1 頭足類 .....	1
1.1.1 頭足類概論 .....	1
1.1.2 頭足類漁業 .....	1
1.2 阿根廷魷及其漁業 .....	2
1.2.1 阿根廷魷 .....	2
1.2.2 全球阿根廷魷漁業 .....	4
1.2.3 臺灣的阿根廷魷漁業 .....	5
1.3 阿根廷魷資源評估 .....	5
1.3.1 與條鰭魚類在資源評估上的差異 .....	5
1.3.2 環境狀態與資源補充 .....	6
1.3.3 空間分布與資源補充 .....	8
1.3.4 現行資源評估與管理方法 .....	8



1.3.5	經驗模式 .....	9
1.3.6	空間結構分析 .....	10
1.4	研究目的 .....	11
Chapter 2	材料與方法 .....	13
2.1	漁獲資料 .....	13
2.2	環境資料 .....	14
2.3	生物及環境因子相關分析 .....	15
2.4	時間經驗模式 .....	15
2.4.1	泛線性模式 .....	15
2.4.2	因子穩定度分析 .....	16
2.4.3	模式預測模擬 .....	16
2.5	空間結構分析 .....	16
2.5.1	地學統計技術(geostatistical techniques) .....	17
2.5.2	克利金法(Kriging)與總生物量(total biomass)估算 .....	18
2.5.3	系群豐度與水溫之交叉變異數(Cross-variogram).....	18
Chapter 3	結果 .....	20
3.1	系群豐度變化 .....	20
3.2	環境因子 .....	20
3.2.1	CPUE 與環境因子相關分析 .....	20



3.2.2	AAO 與 CPUE .....	21
3.3	時間維度之經驗模式 .....	21
3.3.1	泛線性模式 .....	21
3.3.2	因子穩定度分析 .....	22
3.3.3	模式預測模擬 .....	22
3.4	空間結構分析 .....	22
3.4.1	CPUE 半變異數分析 .....	22
3.4.2	海水溫度與資源量之交叉變異圖(cross-variogram) .....	23
3.4.3	克利金法與總生物量估算 .....	23
Chapter 4	討論 .....	25
4.1	前一年資源豐度之影響 .....	25
4.2	環境因子 .....	26
4.2.1	水溫因子 .....	26
4.2.2	大氣驅動力之影響 .....	27
4.3	時間維度的經驗模式 .....	29
4.4	空間結構分析 .....	30
4.5	總生物量的估計 .....	31
4.6	臺灣阿根廷魷漁業管理模式之探討 .....	33
Chapter 5	結論 .....	34

Reference ..... 35



# LIST OF TABLES



Table 1. The coefficient of correlation ( $r$ ) between the log-transformed catch per unit of effort ( $\log U$ ) of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the southwest Atlantic during 1986–2010 .....45

Table 2. List of coefficients of generalized linear models used for analyses of the influence of environmental factors on catch per unit of effort (CPUE) for the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the southwest Atlantic.....46

Table 3. List of environmental variables in the predictive generalized linear models used in analyses of the influence of environmental factors on catch per unit of effort for the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the southwest Atlantic.....47

Table 4. Parameters and goodness of fit for variogram model estimation for the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the Southwest Atlantic.....48

Table 5. Cross-validation of Kriging estimate, average CPUE (U) and integrated annual biomass of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the Southwest Atlantic squid jigging ground .....49

# LIST OF FIGURES



Fig. 1: The world fishery catch of un-cephalopods and cephalopods since 1950 .....50

Fig. 2: The world fishery catch of cephalopods with different orders since 1950 .....51

Fig. 3: The world fishery catch of shortfin squids since 1950 .....52

Fig. 4: Annual catch of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the southwest Atlantic .....53

Fig. 5: Map of the study area of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the southwest Atlantic .....54

Fig. 6: Calculated of the temperature in the 2 reference locations.....55

Fig. 7: The semi-variogram.....56

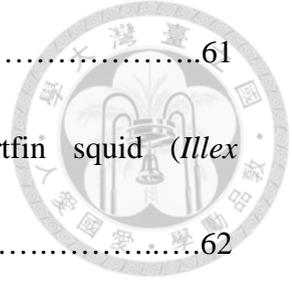
Fig. 8: The Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) annual abundance index of the Taiwanese jiggers in the Southwest Atlantic .....57

Fig. 9: Lagged autocorrelation functions (ACFs) for annual log-transformed catch per unit of effort ( $\log U$ ) of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) caught in the southwest Atlantic .....58

Fig. 10: Monthly box-and-whisker plot of CPUE of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) caught in the southwest Atlantic .....59

Fig. 11: Bivariate plot of abundance index and *in situ* seawater temperature.....60

Fig. 12: The time series of CPUE(Log $U$ ) with AAO.....	61
Fig. 13: Annual abundance trends for the Argentine shortfin squid ( <i>Illex argentinus</i> ) .....	62
Fig. 14: The generalized linear model estimated the annual log-transformed annual catch per unit effort (log $U$ ).....	63
Fig. 15: Semi-variogram models for annual abundance index distributions with various abundance levels .....	64
Fig. 16: Cross-variography for variables of abundance and subsurface water temperature.....	65
Fig. 17. Cross-validation of kriging results, as shown by linear correlations between observation and estimation values .....	66
Fig. 18: Contour maps of the Argentine shortfin squid ( <i>Illex argentinus</i> ) annual abundance index .....	67
Fig. 19: The schematic of AAO impacted on log $U$ .....	68



# Chapter 1 前言



## 1.1 頭足類

### 1.1.1 頭足類概論

頭足類為頭足綱的軟體動物，全世界約有 700 至 1,000 個現存種，所有的頭足類皆棲息於海洋中，幾乎沒有棲息於淡水(Jereb and Roper, 2005)。頭足類最顯著的特徵就是他們的腕由頭部延展而出。另一方面，除了少數物種外，不像其他軟體動物，頭足類不再有具保護作用的外部硬殼。一般而言，頭足類可歸類為 3 個分類單元，各具獨特的形態:1)鸚鵡螺，仍有外殼的最老分類單元; 2)烏賊及魷魚，其具有四對腕足加上一對觸腕;以及 3)章魚，僅有四對腕足(Hanlon and Messenger, 1996)。擺脫堅硬外殼的適應輻射，頭足類通常有非常好的機動性，因而成為成功的掠食者。此外，頭足類高度發達的神經系統因其敏銳與複雜度而廣為人知，其中樞神經系統大體上是一緊密的神經元團形成的大腦，連接到一系列的周邊神經節(Boyle and Rodhouse, 2005)。此系統使得頭足類被認為是海洋無脊椎動物中最具智力者(Hanlon and Messenger, 1996)。頭足類另一特徵是它們能快速變換體色，藉由神經系統直接控制數種不同的色素細胞，它們能夠在一相對短的時間內變換顏色，用以展示、模仿及與其他個體溝通。頭足類的高智力與多樣的生物特性，長久以來即吸引了眾多生物學家的重視。

頭足類亦為重要的漁業資源。例如在臺灣，漁民會在近海捕撈如鎖管、烏賊及章魚等頭足類生物。臺灣的遠洋漁船也在西北太平洋、東南太平洋及西南大西洋捕撈魷魚，其中以在西南大西洋捕撈的阿根廷魷(*Illex argentinus*)，其年漁獲量最高，而在臺灣遠洋漁業中佔有相當比重。

### 1.1.2 頭足類漁業

由 FAO 所統計的全球總漁獲顯示自從 1990 年代起，非頭足類的漁獲量，穩定的維持在約每年 8,000 萬噸上下，然而，頭足類漁獲在此同時卻持續增加(Fig. 1, FAO, 2015)。針對此一現象，Pauly *et al.* (1998)認為此一現象反映了漁獲努力量由傳統物種向非傳統的物種轉移，將其稱為「向食物網底層捕撈」(fishing down the food web)的過程。而 Caddy 與 Rodhouse (1998)則認為隨著底棲魚種數量的減少，頭足類被捕食者捕食的機會減少，致使其族群量增加。而漁獲量的增加提升了頭足類漁業管理研究的重要性。就主要的漁獲物種來看，在 FAO 漁獲資料統計系統中，將頭足類漁獲分為魷類(omastrephid)、槍烏賊(loliginid)、烏賊(cuttlefish)及章魚(octopus)等四類。其中魷類為全球頭足類漁獲量最大量者，自 1991 年之後佔所有頭足類漁獲量 40% 以上(Fig. 2, FAO, 2015)。有商業性漁捕的魷類物種為日本魷(*Todarodes pacificus*)，阿根廷魷及美洲大赤魷(*Dosidicus gigas*) (Fig. 3, FAO, 2015)。其中日本魷及阿根廷魷自 1980 年代以來即有高的漁獲量，1981 年到 2013 年間，日本魷平均年漁獲量在 40 萬噸，而阿根廷魷則為 50 萬噸，美洲大赤魷漁獲量自 1990 年代後逐漸增加，2013 年並為全世界魷漁業漁獲量最大者，1981 年到 2013 年間，美洲大赤魷平均年漁獲量在 32 萬噸，。

捕撈魷魚的主要方法為滾鉤擬餌釣(jigging)及拖網漁法(trawling)。魷釣漁船使用擬餌釣捕魷魚。在夜晚藉由強力白熾燈的協助，吸引具趨光性的魷魚聚集後，以自動魷釣機下鉤及起鉤進行漁撈作業(Boyle and Rodhouse, 2005)。而底拖漁船所漁獲之魷類則多為針對其他魚種捕撈時的混獲(bycatch)(Boyle and Rodhouse, 2005)。

## 1.2 阿根廷魷及其漁業

### 1.2.1 阿根廷魷

西南大西洋阿根廷魷分布於巴塔哥尼亞陸棚及大陸斜坡(南緯 22~55 度)(Beddington *et al.*, 1990; Laptikhovskiy *et al.*, 2001)。每年 1 月及 2 月時可於南緯 45 至 46 度之間發現阿根廷魷群集，此時，族群逐漸向南朝福克蘭群島洄游，並在洄

游途中迅速成長(Basson *et al.*, 1996)。在福克蘭群島保育區(Falkland Island Conservation Zone, FICZ)，漁獲量於每年3至5月間達到峰值(Basson *et al.*, 1996; Beddington *et al.*, 1990)。至漁季末期，魷魚群開始向北進行繁殖洄游，然後約在7月及8月間繁殖及死亡(Arkhipkin, 1993; Basson *et al.*, 1996)。

由形態測量及喙部特徵可以就阿根廷魷在西南大西洋存在的系群進行更精確的鑑別(Martinez *et al.*, 2002)。先前研究顯示，阿根廷魷的系群結構非常複雜，由產卵時間與地點的不同、攝食場、及成熟體型不同，將其區分為以下幾個系群：1)較少量的夏季繁殖群(summer spawning group, SSS); 2)較多量的冬季陸棚繁殖群(winter spawning shelf group)，由伯那西斯-北巴塔哥尼亞族群(Bonaerensis-north Patagonian stock, BNPS)構成; 3)冬季繁殖大陸斜坡群，由南巴塔哥尼亞族群(South Patagonian stock, SPS)構成(Laptikhovsky *et al.*, 2001; Middleton and Arkhipkin, 2001); 4)及一較小的春季繁殖群(spring spawning stock SpSS)，其中SpSS被認為是由BNPS族群延伸而出(Laptikhovsky *et al.*, 2001)。BNPS與SPS合而成為最主要的被漁獲族群。

阿根廷魷具有約一年短壽命，而一生僅繁殖一次(semelparous)(Hatanaka, 1986; Rodhouse and Hatfield, 1990)。仔魷棲息於巴西洋流(Brazil Current)中，稚魷(外套長[mantle length, ML] < 160 mm)則於巴西洋流與福克蘭(馬那維斯)洋流(Falkland (Malvinas) Current)的亞熱帶匯合區中出現。稚魷於南巴塔哥尼亞陸棚的福克蘭(馬那維斯)洋流中覓食成長(Sacau *et al.*, 2005)。他們進入阿根廷沿岸的淺海區，而大於180 mm時，個體開始定著於海底，而為一底棲生物。此時阿根廷魷呈現每日垂直移動，於夜間上浮至水層上部25至40 m水深處，以亞南極區之大型浮游動物(subantarctic macrozooplankton)為主食，並在日間回到海底(Jereb and Roper, 2010)。主要的BNPS於每年1至2月重量小於300 g時，由位於阿根廷北部，烏拉圭及巴西近海的繁殖場(spawning grounds)洄游到巴塔哥尼亞陸棚南部及福克蘭群島陸棚南部的覓食場(feeding grounds)(Beddington *et al.*, 1990)。每年3至5月可在福克蘭群島水域發現高密度魷群(體重約500 g)(Beddington *et al.*, 1990)。而至5到6月間，當亞成體(ML > 230 mm)開始性成熟時，發生繁殖洄游，此外，亦曾在該海域觀察



到外套長 250-350 mm 的成體(Parfeniuk *et al.*, 1992)。7 至 8 月，魷群產卵並在產卵後死亡。從仔魷的出現時間及平衡石生長增量的逆推估算，認為阿根廷魷全年均有產卵 (Rodhouse and Hatfield, 1990; Rodhouse *et al.*, 1995)。由於 BNPS 的生活史中稚魷與亞成魷發生的時間及位置與臺灣魷釣漁船的作業時間及位置相同，可推測臺灣魷釣漁船可能以 BNPS 作為主要漁獲目標(Chen *et al.*, 2007a; Sacau *et al.*, 2005)。

### 1.2.2 全球阿根廷魷漁業

阿根廷魷漁業是目前全球頭足類漁業中最重要之漁業資源之一，年產量最高可超過 1,000,000 噸，近二十年平均則接近 500,000 噸。來自日本、韓國、葡萄牙、西班牙、臺灣、智利、福克蘭、法國、義大利、波蘭、英國、中國、巴西、柬埔寨及宏都拉斯的漁船均在從事阿根廷魷的捕撈(Chen and Chiu, 2009; Chen *et al.*, 2007a; Jereb and Roper, 2010)。各國船隊在西南大西洋南巴西到阿根廷沿岸及福克蘭群島海域施行魷釣及底拖網作業。參與阿根廷魷漁業歷史最久的國家為日本、韓國、葡萄牙、西班牙及臺灣(Jereb and Roper, 2010)。漁獲噸數最高的五個國家，由高至低為日本、韓國、中國、阿根廷及臺灣(丘，2012)。

最初阿根廷魷之漁獲為 阿根廷無鬚鱈(*Merluccius hubbsi*)拖網漁業之混獲，而在 1966 年始探測到在西南大西洋有豐富的阿根廷魷資源，即至 1973 年才開始有針對阿根廷魷進行的拖網漁業(Jereb and Roper, 2010)。1990 年起，在南大西洋漁業委員會(the South Atlantic Fisheries Commission)的協助下，阿根廷與英國開始合作進行阿根廷魷之漁業管理(Jereb and Roper, 2010)，1993 年起，阿根廷開始核發阿根廷魷漁業執照(Agnew *et al.*, 2005)。一般而言，亞洲國家船隊使用釣具漁法，而歐洲及南美國家使用拖網漁法(Jereb and Roper, 2010)，其中多數漁獲是由魷釣漁船所捕獲(Barton, 2002)。漁期則跨越南半球的夏天及秋天，前一年 11 月到當年的 7 月為主要漁期(丘，2012)。



### 1.2.3 臺灣的阿根廷魷漁業

1983年，臺灣拖網漁船「千富3號」前往西南大西洋首試阿根廷魷漁撈作業(丘等, 2012)。1984年，即有8艘魷釣漁船前往開發福克蘭漁場獲得成功(施, 2012)。4年之內，臺灣在該海域作業的魷釣船數目增加到134艘，每艘作業漁船噸數在700噸以上(施, 2012)。過去10年(2006-2015年)，在西南大西洋作業的船隻數維持在100艘左右。臺灣船隊的年產量約在10,000至270,000噸間，最高產量在2007年。平均年漁獲量為160,000噸，佔世界產量的30% (Fig. 4)(Chen *et al.*, 2007a)。

在國內，民國76年成立「臺灣區遠洋魷漁船魚類輸出業同業公會」，整合漁船主而為業者與政府間之橋梁，成立之時魷釣漁船數達142艘，目前則為103艘(施, 2012)。臺灣遠洋魷釣漁船以高雄前鎮漁港為基地。在漁季末期(每年7月左右)，由於資源量降低及阿根廷魷體型較小，部分魷釣漁船返回臺灣整補及更換漁具後，前往西北太平洋從事秋刀魚之捕撈(同樣以燈光誘集)。10月之後，魷釣漁船重回基地港，並為從11月開始的西南大西洋魷漁季做準備。從事阿根廷魷捕撈的台灣漁船須領有漁業署核發的漁業執照，船隻噸數約在800噸上下，每艘漁船配備的自動魷釣機數目在50組上下，年間變動不大，其中79艘兼營秋刀魚棒受網漁業。

我國阿根廷魷漁業的年產量呈現波動現象(Fig. 4)，過去30年產量峰值發生在1993，1999及2007年。於2007年產量到達歷史最高點，總量高於263,000噸。產量最低值發生在2004年，總量僅8,921噸。高值與低值的差距將近30倍，顯示出阿根廷魷資源量劇烈波動的不穩定特性。

## 1.3 阿根廷魷資源評估

### 1.3.1 與條鰭魚類在資源評估上的差異



漁業資源評估的目的在提供目標魚種族群資源量資料，讓漁業管理者可以設定合適的漁獲努力水準(Boyle and Rodhouse, 2005)。針對條鰭魚類，多年來研究人員已發展出許多的資源評估方法，如系群-添入量模式(stock-recruitment models)、系群分析、耗竭法(depletion estimates)以及產量-單位添入量模式(yield-per-recruit models)等(Pierce and Guerra, 1994)。雖然這些方法也被用於頭足類族群量估計，然而，許多學者認為條鰭魚類的資源評估方法並不適用於頭足類(Pierce and Boyle, 2003; Pierce and Guerra, 1994)。有兩個主要原因，第一，研究顯示在某一特定年度裡的魷魚資源量，與其後數年的漁業產量為弱相關 (Beddington *et al.*, 1990)，因此條鰭魚類中由不同年級群所呈現的系群及添入量關係並不存在。這是由於魷魚多半為一年生物種，且繁殖後即死亡，幾無像條鰭魚類有年級群的重疊，因此理論上無法基於前代(系群)的資訊來評估下一代(添入群)的潛在添入強度與豐度(Rodhouse, 2001)。第二，由於每一年的族群資源量幾乎全由新添入之個體組成，因此影響魷魚添入成功與否的環境效應可能強烈左右魷魚資源豐度，也因此，其資源可能由於過度捕撈而顯得脆弱(Beddington *et al.*, 1990; Bellido *et al.*, 2001)。由於魷魚資源豐度通常顯示出高的添入變異性，採用條鰭魚類理論的模式就不適合用來評估魷魚資源量。例如，現今的阿根廷魷魚資源評估採取耗竭法，利用基於捕撈致死(fishing mortality)造成的資源豐度下降率資訊，回推計算漁季開始時的資源豐度(Pierce and Guerra, 1994; Young *et al.*, 2004)。雖然上述方法為應用條鰭魚類資源評估方法至魷魚業管理的最佳範例之一(Pierce and Guerra, 1994)，但因為環境波動、長距離洄游，以及單次繁殖之成功與否之影響，阿根廷魷魚資源仍呈現年間的巨幅波動。

### 1.3.2 環境狀態與資源補充

由於環境狀態可影響魷魚資源量之添入，已有一些研究建議將環境因子納入魷魚資源評估方法中(Georgakarakos *et al.*, 2002; Pierce and Boyle, 2003)。Rodhouse (2001) 指出由綜觀海洋學資料推導而得的環境變異，可部分地解釋魷魚物種的資源添入變異性，而其可預測添入量多寡的特性，也能讓管理者與漁業從業人員進行經營規畫。目前最常用來評估魷魚豐度的海洋環境因子為海水溫度(Agnew *et*

*al.*, 2002; Caballero-Alfonso *et al.*, 2010; Igarashi *et al.*, 2015; Robin and Denis, 1999)。

已有許多研究顯示海洋表面溫度(sea surface temperature, SST)或近表層水溫(海水表層 5 m 處水溫)和阿根廷魷的豐度有相關性。Waluda *et al.* (1999) 指出在北巴塔哥尼亞陸棚阿根廷魷孵化區在 6 到 7 月間(阿根廷魷孵化期)的 SST 與來年阿根廷魷之資源量有負相關,可能具備預測阿根廷魷的資源添入量的潛力。Chen *et al.* (2007a) 亦指出前一年在北巴塔哥尼亞陸棚的低近水層水溫,是當年高漁獲量的一個關鍵因素,而漁季中漁場 4 月的低溫,會致使阿根廷魷延長在覓食場的停留時間而增加了漁船的漁獲量。Middleton 與 Arkhipkin (2001) 則指出阿根廷魷年間分布的變化與由 SST 所反映的海洋環境變化有關。而在分布上高的阿根廷魷漁獲位置出現在 SST 7 度到 15 度間之海域(Portela *et al.*, 2005)。而在生活史早期階段,目前推定可能的孵化區裡,巴西與福克蘭洋流之間交互作用的年際變異性亦顯示出對於阿根廷魷的資源量有顯著影響,而適合孵化後仔魷生存的 SST 海域面積比例為關鍵因素(Waluda *et al.*, 2001a)。以上研究均說明了海洋環境因子與阿根廷魷的資源量息息相關。

大氣驅動力(atmospheric forcing)為另一個可能影響魷魚豐度的環境因子,因為大氣驅動力影響了諸如海平面高度、由風所驅動的海洋循環、湧升流及水溫等對魷魚生活史有影響的環境變數(Waluda *et al.*, 2004),而海洋中的區域性大氣循環模式的變動指數可作為一環境變數因子(Polanco *et al.*, 2011)。在西北大西洋,北大西洋震盪(North Atlantic oscillation (NAO))指數已證實與紐芬蘭魷(*I. illecebrosus*)、長鰭槍烏賊(*Loligo pealeii*)及真章魚(*Octopus vulgaris*)等頭足類的資源豐度有關(Dawe *et al.*, 2000; Dawe *et al.*, 2007; Polanco *et al.*, 2011)。此指數可能與其他環境變數有關且可能影響局部海域頭足類的豐度(Polanco *et al.*, 2011)。研究顯示 NAO 會影響紐芬蘭魷與福氏槍鎖管(*L. forbesi*)在當漁業年度中之豐度(Dawe *et al.*, 2000; Dawe *et al.*, 2007; Pierce and Boyle, 2003),而 NAO 對於章魚的單位努力漁獲量(catch per unit effort, CPUE)不但有影響且呈現月延遲效應(Polanco *et al.*, 2011)。Caballero-Alfonso *et al.* (2010) 提出 Canary 島上真章魚的豐度直接受 NAO 的季節

變化影響而間接受 SST 影響。Waluda *et al.* (1999) 提出由太平洋南方震盪指數 (southern oscillation index, SOI) 所反映的聖嬰現象 (El Niño) 所造成的 SST 異常，會影響阿根廷魷之資源量。此海表面溫度異常藉由南極之環極波 (Antarctic circumpolar wave) 環繞全球傳播，並在一段時間的延遲後影響阿根廷魷的豐度 (Waluda *et al.*, 2004)。但是此一聖嬰南方震盪現象 (El Niño Southern oscillation, ENSO) 與阿根廷魷資源豐度間的關連尚未有所定論 (Chen *et al.*, 2007a)。另一方面，針對阿根廷魷生活的西南大西洋而言，如欲討論大氣循環模的變動指數對其資源量的影響，如同在北大西洋 紐芬蘭魷的研究，或許應以南大西洋區域性的大氣波動指標作為環境因子，較能直接找到其間的關聯。

### 1.3.3 空間分布與資源補充

除了在時間尺度上的影響外，許多近來的研究顯示海洋環境因子也在阿根廷魷的空間分布上扮演重要角色，而導因於洋流變化所造成的福克蘭海域水溫變化，可能是影響阿根廷魷資源分布及資源量的因素之一 (Agnew *et al.*, 2002; Chen *et al.*, 2007a; Chen *et al.*, 2007b; Middleton and Arkhipkin, 2001; Portela *et al.*, 2005)。Chen *et al.* (2007a) 指出阿根廷魷聚集在巴西及福克蘭洋流匯合區的冷水側中，福克蘭洋流的強度與空間組態對於阿根廷魷的聚集程度帶來影響，可能導致族群資源豐度改變。而溫暖海水造成洋流的變遷，並將仔魷帶往不適生存的大洋區，也會影響阿根廷魷之資源量 (Bostanci, 2002)。

### 1.3.4 現行資源評估與管理方法

目前，阿根廷魷資源管理系以達成親代在漁季中 40% 逃逸比例 (proportional escapement) 為目標 (Beddington *et al.*, 1990)，主要管理手段是對於漁獲努力量的約束 (effort limitation)。在漁季一開始，先假設自然死亡率及漁船效率 (vessel efficiencies)，並用以決定可達成比例逃逸的漁獲努力量水準 (Beddington *et al.*, 1990)，此為一典型的耗竭法 (depletion estimates) 之運用。目前系由阿根廷與英國政府執行管理工作並評估關閉漁場之時間，然而目前的結果顯示前一年預估的繁殖親魚資

源量與隨後漁季的添入量並無一致的關係(Boyle and Rodhouse, 2005)，反映出其資源量的變化受環境等非生物因子的影響。



此外，耗竭資源模型須要有即時且完整的漁獲資料做為基礎，以在漁季中估計初始的資源量，並做為進行目標管理的實施手段(Beddington *et al.*, 1990)。此一嚴苛的資料要求，限制了耗竭資源模型在漁業管理的應用，畢竟在許多漁業中，完整而精確的漁獲資料收集是相當困難的一環節。另一方面，耗竭資源模型僅能估計當漁季的資源量，並無法預測未來的資源情形，而漁季之間阿根廷魷資源受環境影響產生的變動，以及漁船效率的提升等因素，將會增加此種評估方法的不確定性(Beddington *et al.*, 1990)。因此，如何能在漁季開始前評估阿根廷魷可能資源量，並據此擬定管理策略，為阿根廷魷資源管理的重要工作之一，而發展可以預測阿根廷魷資源量的數理模式，則為首要工作。

根據 Bellido *et al.* (2001) 的研究指出，由於魷類資源豐度與環境因子之間顯著的關係，環境因子可作為一參數來估計魷魚資源，因此連結魷類豐度及環境參數的經驗模式，開始被嘗試用來進行資源量的預測(Pierce and Boyle, 2003)。另一方面，空間統計工具及地理資訊系統 (Geographical Information System, GIS) 技術已臻成熟，地理資訊系統可將漁業活動的空間分布及高解析度遙測海洋環境資訊(如 SST)相聯結，藉由分析資源空間與時間分布，即可了解魷類資源豐度及海洋環境因子之間的關係(Agnew *et al.*, 2002; Portela *et al.*, 2005; Waluda *et al.*, 2001a; Waluda *et al.*, 2001b)，也俱備了解析阿根廷魷資源結構的能力。此種環境及地理因素與阿根廷魷豐度間的關係將可成為預測阿根廷魷漁業資源豐度及漁業管理用途的基礎(Portela *et al.*, 2005)。

### 1.3.5 經驗模式

不同於以邏輯或數學假設為基礎的理論模型，經驗模式是由觀察、實驗或經驗衍生而來，通常使用迴歸來建立經驗模式。Pierce and Boyle (2003) 以 SST、海床水溫(sea bottom temperature, SBT)、海洋表面鹽度、海床鹽度及 NAO 等因子(包

含遞延一年之效應)，建立了一個可解釋 *L. forbesi* 資源變動的迴歸模型，其決定係數(coefficient of determination,  $R^2$ )在不同地區均超過 0.80。Robin and Denis (1999) 也以前一年 3 月漁場的 SST 為環境因子，建立了可解釋英吉利海峽鎖管資源變動的迴歸模型，其決定係數為 0.78。因此，迴歸模式能在魷類資源模式建構與預報上發揮作用。然而此一資源與環境因子間的關係可能並非線性，因此簡單線性迴歸無法完全滿足資源評估的要求(Bellido *et al.*, 2001; Polanco *et al.*, 2011)。近來，對於不同的魷類資源，研究人員開始使用非線性迴歸關係，如泛線性模式 (generalized linear model, GLM) 及泛加成模式 (generalized additive model, GAM) 來研究魷類資源變動與環境因子間的關係(Bellido *et al.*, 2001; Guisan *et al.*, 2002; Portela *et al.*, 2005; Sacau *et al.*, 2005; Sanchez *et al.*, 2008)。此外，使用時間序列資料來預測未來趨勢變動的自迴歸結合移動平均模型 (Autoregressive Integrated Moving Average model, ARIMA)，也曾被嘗試用於魷魚之資源預測 (Georgakarakos *et al.*, 2002; Pierce and Boyle, 2003)。

### 1.3.6 空間結構分析

如前所述，解釋阿根廷魷豐度在時間序列上的變異性，可以藉重它們生活史中局部與區域性環境因子，以經驗模式來完成 (Chen *et al.*, 2007b; Waluda *et al.*, 2001a; Waluda *et al.*, 2001b; Waluda *et al.*, 1999)，然而這些經驗模式並沒有針對阿根廷魷族群結構考慮其空間動態的變化。如前所述，阿根廷魷聚集在巴西及福克蘭洋流匯合區的冷水側中，福克蘭洋流的強度與空間組態對於阿根廷魷的聚集程度帶來影響，可能導致族群資源豐度改變 (Chen *et al.*, 2007b)，因此了解其漁場內資源的空間散布結構，在阿根廷魷的管理上有其重要性。族群中個體在空間中分布的相依性為其物種之先天生物特質，但在大部分生態學研究中仍難以描述 (Ciannelli *et al.*, 2004)。然而，對於了解族群中資源分布與其環境之關係，空間資訊相當關鍵，尤其對於具洄游性的魷魚而言，其在不同生活史階段中，可能改變其群集分布位置 (Agostini *et al.*, 2008; Ciannelli *et al.*, 2008; Petitgas, 1993; Petitgas, 2001)。與過往不包括任何空間資訊的典型統計估計不同，地學統計技術 (geostatistical techniques) 以空間為維度處理族群位置資料 (Petitgas, 1993)。因魷魚

為短壽命物種(約 1 年),其更替(turnover)系統可能更傾向於自我維持(self-sustained)且悖離穩定狀態(steady state),在這種情況下,生物體的空間相依性變成解答根本族群結構及年間豐度變化謎題的可能線索,而對於量化資源之空間分布模式與有效地做出估計及預測而言,地理統計學亦為一有效的技術(Faraj and Bez, 2007; Isaaks and Srivastava, 1989; Mello and Rose, 2005)。

## 1.4 研究目的

在西南大西洋,每年的阿根廷魷系群添入量呈現劇烈變化。雖然許多以魚類族群為基礎發展良好的資源評估方法已被提出來用於評估在巴塔哥尼亞陸棚和福克蘭群島陸棚附近阿根廷魷的資源量(Basson *et al.*, 1996; Waluda *et al.*, 2008),以作為其系群動態解析及提出漁業管理建議。然而,由於阿根廷魷的生理和生活史與魚類不同,使漁業生態學家提出其他資源評估方法進行魷類資源評估工作(Pierce and Guerra, 1994; Pierce and Boyle, 2003)。有鑑於魷類一生只繁殖一次,且為壽命約一年的物種,因此並沒有多重系群(multiple cohorts)存在,以做為資源結構上的緩衝,使其系群之資源量難以達到一個穩定的狀態,因此分析魷類系群變化的隱藏特性,將有助於解決商業捕撈之魷類系群,是否應施加保護的問題(Boyle and Rodhouse, 2005)。

根據臺灣在西南大西洋魷釣漁船的漁獲資料顯示,年與年之間的阿根廷魷資源顯現高變動特性,而且該變異性可能受海洋環境影響(Chen *et al.*, 2007a; Chen *et al.*, 2007b; Waluda *et al.*, 2001a; Waluda *et al.*, 2001a; Waluda *et al.*, 1999)。本研究的主要目的在於找出阿根廷魷豐度與環境因子在時間及空間尺度上的關係。嘗試利用臺灣魷釣漁船所收集之漁撈日誌資料,分析影響阿根廷魷資源變動的主要因子,並建立一可以預估阿根廷魷來年資源量的模式。

在環境因子的選擇上,除了目前已知與由於資源量有顯著關係的海水溫度(例如 SST 與 SBT)外,由於許多研究均顯示大氣驅動力亦與魷類資源變動有關,因此本研究亦將用以作為建立經驗模式所選用的環境因子之一。南極震盪(Antarctic



Oscillation, AAO) 指數反映了南半球中、高緯度大規模的大氣團變動，其測量值為在南緯 40 度與 65 度間的平均海平面氣壓差，其所能反映的氣候變遷效應與在北半球的 NAO 相似(Gong and Wang, 1999)。研究顯示其對於南半球的降雨量、風場、海冰及 SST 的波動均有影響(Silvestri and Vera, 2003; Turner et al., 2007; Justino and Peltier, 2008; Vasconcellos and Cavalcanti, 2010)。本研究首先將其納入為環境因子之一，以探討 AAO 對阿根廷魷的豐度變動可能的影響。另一方面，由於經驗模型所反映的是資源變化的相對趨勢，並非針對阿根廷魷整體資源量進行評估，而空間結構分析的結果，可用以評估資源總量，因此本研究亦從空間維度出發，藉由解析阿根廷魷資源空間分佈結構，推算可能總體資源量，並與實際漁獲量比較，解析漁業利用對資源的影響，評估資源健康程度。

雖然目前以耗竭法對阿根廷魷進行評估與資源管裡的成果，被視為漁業管理成功的典範之一，然而耗竭法欠缺對阿根廷魷資源趨勢進行預測的能力，在現下因全球暖化而造成氣候變遷加劇的環境下，年間的環境變動將更勝以往。而阿根廷魷資源量又受環境影響顯著，因此在漁季之前，收集環境因子資訊並使用模式預測資源狀態，在漁季開始前提供資源趨勢之預測以制定適當策略，對於此一漁業管理有所助益(Agnew et al., 2002)。而建立一合適的預測模式，為現階段在阿根廷魷管理上重要的工作項目之一。本研究所得結果將有助於阿根廷魷資源趨勢之預測，以期使管理者更精確掌握資源變化，以利阿根廷魷資源之管理。

## Chapter 2 材料與方法



### 2.1 漁獲資料

本研究之漁獲資料來源為行政院農業委員會漁業署所回收之西南大西洋魷釣漁船漁撈日誌資料，資料收集期間為 1986 至 2013 年。每筆漁獲資料包含作業日期、作業地點之經緯度及每日之漁獲量(以公斤計算)。由於每艘船在作業時係先選定作業位置，並將船隻以傘錨穩定在定點作業，故漁船回報之作業地點與實際漁獲地點差異不大，可為確認漁獲地點之依據。本研究以南緯 34 度至 55 度，西經 50 度至 70 度為研究範圍，此一範圍涵蓋臺灣魷釣漁船在西南大西洋的作業範圍，並包含了阿根廷魷的主要分布範圍(Fig. 5)。阿根廷魷漁場範圍則以 1986 年至 2013 年所有臺灣魷釣漁船曾經作業的海域，由於半度方格( $0.5 \times 0.5$  degree)為漁業資源中研究中最常採用之空間尺度(Feng *et al.*, 2015)，故本研究亦以半度方格為單位，半度方格中之漁獲為在此半度方格中各魷釣漁船之漁獲量加以平均而得。

目前在西南大西洋進行阿根廷魷漁業之臺灣魷釣漁船數目約在 100 艘左右，船隻噸數約在 800 噸上下，每艘漁船配備 50 組到 60 具自動魷釣磯。CPUE 的計算以每船每天所漁獲阿根廷魷之噸數(t)來代表，其單位為噸每船-天( $t \cdot v \cdot d^{-1}$ )。CPUE 並以相對漁獲能力法(relative fishing power method)進行標準化，其原理為成對的漁船兩兩比較單位漁獲量來進行，其中包含二個步驟：1) 計算每一對作業漁船的 CPUE 比例，稱為區域馬力因子(local power factor); 2) 計算區域馬力因子對某一標準作業漁船的 CPUE 比例，稱為全域馬力因子(global power factor)，此即為最後用來校正 CPUE 之加權指數(同 standardization coefficients) (Chen and Chiu, 2009)。在每一個漁季(漁業年)，所有漁船每天的 CPUE 經平均後為年 CPUE，以為系群豐富度之指標。同樣的，每個月的 CPUE 則以將該月份之每船 CPUE 平均而得。

在進行空間分析時，為反映漁場沿巴塔哥尼亞陸棚所呈現的不連續性特性，又將漁場分為北、中、南三區。三區的分界分別在南緯 44 度與 49 度。資源的

分布亦以半度方格為單位，並以該半度方格內所有 CPUE 平均後為指標。年別系群豐度特性則依據年別系群指標(CPUE)區分為高、中、低 3 種不同系群豐度年，並比較其間之不同。



本研究以 CPUE 為資源量豐度指標。為符合常態分佈，CPUE 取自然對數( $\log U$ )後進行後續經驗模式及地學統計分析。

## 2.2 環境資料

本研究使用之環境資料包含，近表層水溫、SBT、SOI 與南極震盪指數(AAO)。近表層水溫及 SBT 自 International Research Institute for Climate and Society (IRI) website <http://iridl.ldeo.columbia.edu/SOURCES/CARTON-GIESE/SODA/.v2p0p2-4/> 下載；本項資料經 Simple Ocean Data Assimilation (SODA)重新解析為半度方格解析度(Carton and Giese, 2008)。涵蓋時間期間為 1984 年至 2007 年。SOI 與 AAO 自 NOAA Climate Prediction Center website (SOI:<http://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices/soi>; AAO index: [http://www.cpc.noaa.gov/products/precip/CWlink/daily\\_ao\\_index/aao/monthly.aao.index.b79.current.ascii.table](http://www.cpc.noaa.gov/products/precip/CWlink/daily_ao_index/aao/monthly.aao.index.b79.current.ascii.table))下載，此 2 項資料涵蓋時間期間為 1984 年至 2013 年。

近表層水溫與 SBT 取南方與北方 2 個參考點，以反映阿根廷魷在巴塔哥尼亞陸棚漁場之環境變化。其中南方參考點(南緯 50 度、西經 60 度)為阿根廷魷在巴塔哥尼亞陸棚的主要漁獲區域，可反映阿根廷魷主要覓食與成長聚集地區之水溫 (Arkhipkin and Middleton, 2002; Chen *et al.*, 2007a; Haimovici *et al.*, 1998; Sacau *et al.*, 2005; Waluda *et al.*, 2004)。北方參考點(南緯 36 度、西經 53 度)為阿根廷魷可能孵化後仔魷生活範圍(Waluda *et al.*, 2001a)，阿根廷魷仔魷於每年 7 月至 12 月會在此海域出現(Haimovici *et al.*, 1998)。2 個參考點之月平均海水溫度由周圍 4 個半度方格水溫平均而得(Fig. 6)。在進行空間統計分析時，則採用由魷釣漁船在作業時測得的現場(*in situ*)近表層水溫進行分析。



## 2.3 生物及環境因子相關分析

本研究以時間延遲自相關分析檢測前一年的阿根廷魷資源量是否會影響來年的資源豐度(Pierce and Boyle, 2003)。以皮特森(Peterson's)相關分析檢定各項環境因子與阿根廷魷資源指標( $\log U$ )的關係。以所選用之各項環境因子不同月份之年別時序資料，分別與阿根廷魷資源量豐度指標之年別時序資料進行相關分析，找出對於阿根廷魷資源量有影響之環境因子及其有影響之月份。由於環境因子對阿根廷魷資源量的影響可能存在有時間的延遲效應(time lags)(Chen *et al.*, 2007a; Waluda *et al.*, 1999)，因此在進行相關分析時， $\log U$  分別與漁季當年度、漁季前一年度(lag 1)及漁季前二年度(lag 2)之各項環境因子月份之年別資料進行迴歸分析。而由於漁季是從前一年 11 月份開始，因此一個完整的漁季定義為前一年 11 月至漁季當年的 10 月為止。

## 2.4 時間經驗模式

### 2.4.1 泛線性模式

泛線性模式(GLM)分析用於建立  $\log U$  與環境因子的經驗模式。選擇各項環境因子中(包含無時間延遲及有時間延遲)，在進行相關分析時與  $\log U$  顯著關係之月份來進行 GLM 的套適。GLM 以下列方程式表示之：

$$\log U_t = \text{intercept} + E_{1,t,j} + E_{2,t,j} + \dots + E_{i,t,j} + \varepsilon; \varepsilon \sim N(0, \sigma^2),$$
$$(\log U \sim N(\mu, \sigma^2));$$

其中  $\log U_t$  為經自然對數轉換的第  $t$  年 CPUE。 $E_{i,t,j}$  為第  $i$  項環境因子月份在第  $t$  年的值， $j$  為延遲之年數，分別為 0, 1, 2。

逆向逐步迴歸 (backward stepwise procedure) 被用來進行 GLM 分析中適合環境因子的選擇，並以顯著性 ( $P$ -value)、多重決定係數 (coefficient of multiple

determination,  $R^2$ )與 Akaike's information criterion (AIC)等 3 項指標為判別方式。在進行逐步迴歸時，如果某一因子加入模式後，其  $P$ -values 小於  $< 0.15$  則會被維持在模式中，如果  $P$ -values  $\geq 0.15$  則會被移除。為避免過度套適(over-fitting)或過於複雜的模式，僅有當因子加入後可以提高超過 0.05 多重決定係數( $R^2$ )的因子才會留下(Pierce and Boyle, 2003)。以 AIC 值選擇模式時，係以 AIC 值最小的模式為最佳模式，而最終模式的選擇則綜合前述 3 項指標加以判定。變異膨脹因子(variance inflation factor, VIF)檢定用於檢驗共線性。所選因子如其 VIF 值  $> 2$  時，會自模式中排除。本研究以 R 統計軟體(vers. 3.1.1; R Core Team, 2014)進行經驗模式分析，並使用 rms package (Harrell, 2014)。

#### 2.4.2 因子穩定度分析

為瞭解 GLM 所選因子的穩定度，以逐步累加資料重複進行 GLM 分析的方式來驗證。先以 1986 至 1998 年的資料計算求得基本 GLM，此後以每次累加一年資料的方式重新進行 GLM 分析(直至 2007 年為止)，並觀察期間各項因子被納入 GLM 中的情形，如某因子不因資料之時間長短，持續的被納為 GLM 之因子，可說明該因子對於資源量具有穩定的影響。

#### 2.4.3 模式預測模擬

為了解以 GLM 建立之模式預測之準確性，本研究並進行模式之預測模擬。以 1986 年至 2004 年之年別時序資料資料進行 GLM 模式係數之套適，並以求得之模式係數進行 2005 年  $\log U$  之預測，比較其與實際觀測值之差異。其後再以 1986 年至 2005 年之資料重複前述步驟，及至 2007 年為止，共進行 3 年之預測模擬。

### 2.5 空間結構分析



### 2.5.1 地學統計技術(geostatistical techniques)

地學統計技術(geostatistical techniques)為處理空間資料的方法之一，用以探討資料點在空間上的相關程度，而可運用在分析地質、大氣、水文等空間資料(許，2004)。而以地學統計技術所得之資料在空間上的自相關模式，則可作為進一步以內插法推估空間中任一位置資料預測值之參數。建構資料在空間上的自相關模式的第一步為以半變異函數(semi-variogram function)描述空間結構(Agostini *et al.*, 2008)，Matheron (1965) 定義半變異函數如下：

$$\gamma(h) = (1/2N(h) * \text{SUM} ((Z(v_i+h) - Z(v_i))^2) \text{ for } i = 1, N(h)$$

其中  $\gamma(h)$  為不同距離  $h$  之半變異值， $Z(v_i)$  代表在  $i$  位置之測量值， $Z(v_i+h)$  為距離  $i$  點距離為  $h$  之另一空間測量值， $N(h)$  為距離為  $h$  之所有資料配對數。經計算不同距離之半變異值，則可繪得半變異圖(semi-variograms)(Fig. 7)。在繪得半變異圖後，即可以統計模式去套適半變異圖，求得理論變異圖(theoretical variogram)，最常用以套適半變異圖之模式為指數模式(exponential model)、球形模式(spherical model)、高斯模式(Gaussian model)、線性模式(linear model) 與倍率模式(power model) (許，2004; Ciannelli *et al.*, 2008)。模式套適後，即可得到 4 個參數(Fig. 7)。包括: 1) 碎塊效應(nugger effect,  $C_0$ )，代表極小空間中資料的巨幅變異；2) 基元值(Sill)， $\gamma(h)$  值近似至基元值後，在此範圍外資料之間無相關性；3) 距離(Length,  $\phi$ )，表示到達基元值之距離，其所代表的意義是資料空間的相關性，亦即影響範圍；4) Scale，Sill 扣除  $C_0$  即為 scale，反映在其逼近基元值(Sill)前之最大可解釋變異(雷等，2007；Ciannelli *et al.*, 2008)。

本研究以半度方格為單位進行地學統計資料分析，每一半度方格中的各漁船年度 CPUE 加以平均後，做為該半度方格內之系群豐度指標。相對於半變異函數之各項參數， $Z(v_i)$  代表阿根廷魷在  $i$  半度方格中的資源指標( $\log(U+1)$ )。為處理無漁獲之資料點無法取對數問題，將所有資料加上一小數值後再取自然對數，在本研究中為 1。 $Z(v_i+h)$  為與  $i$  半度方格距離  $h$  的半度方格之資源豐度。 $N(h)$  為距離

為  $h$  之所有資料配對數。本研究中之  $h$  係以經緯度 1 度方格位置之歐氏距離 (Euclidean distance) 來計算， $h$  為  $(x_1 - x_2)^2 + (y_1 - y_2)^2$  之開根號，其中  $x$  與  $y$  分別為經度向及緯度向增加 1 度之距離，亦即 1 個  $h$  單位之距離為 136.3 km (在南緯 45°S 處)。由於本研究之資料係以半度方格為計算單位，因此距離之增加係以  $0.5h$  之間隔增加，最多增加 10 個數值 ( $5h$ )。半變異數之計算以 Variowin ver. 2.2 軟體為之 (Pannatier 1996)，而指示性適合度 (indicative goodness of fit, IGF) 作為選擇每年最佳半變異模式之依據。

為解析不同資源豐度下的空間結構，本研究選擇高、低及中等資源豐度年來進行空間結構分析，並以年別 CPUE 資料之盒鬚圖 (Box-and-whisker plot) 尋找離群值及非離群值以為代表。

### 2.5.2 克利金法 (Kriging) 與總生物量 (total biomass) 估算

在經由半變異數函數分析取得最佳半變異模式之函數參數值後，即使用克利金法 (Kriging) 求得各半度方格之資源豐度估值，並利用 SURFER 軟體 (SURFER for Windows ver. 6.0) 產生等值線圖以將估值視覺化。所有半度方格均包含於真實漁場範圍內 (Fig. 5)，並以積分推估阿根廷魷之年總生物量 (total biomass,  $B$ )。阿根廷魷之利用率 (exploitation rate,  $E$ ) 定義為年漁獲量 (annual catch,  $C$ ) 與估計之年總生物量 ( $B$ ) 之百分比，亦即  $E = C/B \times 100\%$ 。由於阿根廷魷之管理目標為維持高於 40% 的逃逸率，因此推估利用率可以做為漁業調節的有效指標。

此外，本研究以對於資料變異的決定係數 (coefficient of determination,  $R^2$ ) 來說明模式在變異數分析的適合度，而以迴歸分析評斷克利金法所估得的資源豐度估值是否具參考性，而觀察值與估值顯著的正相關表示有效的系群豐度估計。

### 2.5.3 系群豐度與水溫之交叉變異數 (Cross-variogram)

交叉變異數 (Cross-variogram) 用來解析阿根廷魷資源指標與水溫之空間關係。

其估計方式與阿根廷魷資源之空間差遲自相關分析相似，其函數如下：

$$\gamma(h) = (1/2N(h)) * \text{SUM} ((Z(v_i+h) - Z(v_i)) * (T(v_i+h) - T(v_i))) \text{ for } i = 1, N(h)$$

其中  $Z(v_i)$  代表阿根廷魷在  $i$  半度方格中的系群豐度，而  $T(v_i)$  代表作業時紀錄 (*in situ*) 之近表層水溫。



## Chapter 3 結果



### 3.1 系群豐度變化

1986 至 2013 年之間每年平均 CPUE 範圍為 2.2 到 27 噸每船-天( $t \cdot v \cdot d^{-1}$ )，平均值為  $11.4 t \cdot v \cdot d^{-1}$ ，年間 CPUE 顯著地波動達 10 倍以上。CPUE 於 1999 與 2008 年達到高峰，然而在兩個峰值之後都快速減少(Fig. 8)。log $U$  的時間延遲自相關分析顯示年與年間無顯著關聯性，顯示阿根廷魷之漁獲量沒有年間之交互作用(Fig. 9)。1986 至 2013 年間平均每月 CPUE 顯示整個漁季自前一年 11 月至當年 9 月，而主要的捕撈期間為 1 至 6 月(Fig. 10)。9 月有少量漁獲而 10 月則完全沒有。7 月之後每月單位努力漁獲量相對較低，因此後續本研究就 log $U$  和環境變數的相關分析中，針對當下漁季的環境因子分析，僅採用前一年 11 月到本年 6 月的資料進行分析。

盒鬚圖揭示在某些特定年為離群值(Fig. 8)，其中 1999 與 2007 年為高離群值年度，做為代表特高系群豐度年份，2004 年為低離群值年度，用於反映特低系群豐度年份。近 3 年中，2010 年歸類成中等至低系群豐度，2011 與 2012 年視為普通年。

### 3.2 環境因子

#### 3.2.1 CPUE 與環境因子相關分析

年度 CPUE(log $U$ )與漁季前二年、前一年及當年度之各項環境因子相關分析顯示，log $U$  與漁季當年度南方參考點 2 月到 4 月的近表層水溫為負相關(Table 1)。log $U$  與漁季當年度 12 月 AAO 呈正相關。將 log $U$  與前一年各月份環境因子(lag 1)進行相關分析，結果顯示 log $U$  與漁季前一年 3 月南方及北方參考點的近表層水溫皆呈負相關(Table 1)。將 log $U$  與前二年各月份環境因子(lag 2)進行相關分析，

結果顯示  $\log U$  和各月份 近表層水溫 沒有顯著相關，亦與各月份 SOI 沒有顯著相關，但卻顯著地受前二年 11 月、12 月、3 月及 5 月的 AAO 影響。其中  $\log U$  與漁季前二年 11 月與 12 月的 AAO 有負相關，而在 3 月及 5 月為正相關(Table 1)。此外， $\log U$  與漁季當年、前一年及前二年各月之 SBT 皆沒有顯著相關。

作業漁場之 近表層水溫 平均值，按照先前地學統計分析所採用年份排列(1999、2004、2007、2010、2011、2012)，依序為  $9.04 \pm 1.59$  ( $^{\circ}\text{C}$ )， $13.36 \pm 1.23$ 、 $9.53 \pm 1.52$ 、 $10.24 \pm 1.29$ 、 $11.31 \pm 1.57$  及  $11.13 \pm 1.74$ (Fig. 11)。年內變異值為約  $1.5$   $^{\circ}\text{C}$ ，然而年間平均 近表層水溫 呈現顯著差異。年平均 近表層水溫 與  $\log U$  的變異圖顯示出適合的水溫在  $9 - 10^{\circ}\text{C}$  (1999 與 2007 年)，在 2004 年是相對高溫的  $13.4$   $^{\circ}\text{C}$ ，資源量也來到極低點。線性迴歸分析顯示在所研究的年份內，阿根廷統之年均 CPUE 與作業漁場 近表層水溫 有負相關。

### 3.2.2 AAO 與 CPUE

$\log U$  顯著地受前二年 11 月、12 月、3 月及 5 月的 AAO 影響，其年間時序變化與  $\log U$  之時序變化圖相當吻合，其中 11 月與 12 月呈現反向變動，而 3 月及 5 月呈現同向變動，而以 2004 年之變動最為顯著(Fig. 12)。

## 3.3 時間維度之經驗模式

### 3.3.1 泛線性模式

以 GLM 建立資源指標  $\log U$  及環境因子的經驗模式，並以逆向逐步回歸程序選擇適合變數，套適結果將前 2 年(lag2)11 月與 3 月的 AAO、當漁季 3 月與前一年 3 月南方參考點 近表層水溫 等 4 個變數列為模式因子，決定係數( $R^2$ )為 0.833 (Table 2, Fig. 13)。VIF 檢定結果顯示此 4 個變數未顯現出多重共線性。雖然以 AIC 為依據時，GLM 將前 2 年 12 月 AAO 列入模式因子，且此 5 個變數的模型之

AIC 值優於 4 個變數模型，但 5 變數模型並未能使決定係數( $R^2$ )增加超過 0.05，且前 2 年 12 月 AAO 變數在模式中並不顯著。加入前 1 年的  $\log U$  值進入模式無法提升決定係數，亦不顯著( $P = 0.324$ )，代表年延遲之自相關並不存在。



### 3.3.2 因子穩定度分析

逐步累加資料之 GLM 分析結果顯示，在 1998 至 2007 年間，前二年 11 月與 3 月 AAO 此二個環境因子，隨著資料的累加，均被選為 GLM 模式因子。而 10 次的累加中有 9 次將前 1 年 3 月南方參考點 近表層水溫 選入 GLM 模式中。漁季當年南方參考點 3 月的 近表層水溫 在 2004 與 2007 年兩年的累加中被納入模式中 (Table 3)。

### 3.3.3 模式預測模擬

以 1986 年到 2004 年資料所建立的 GLM 模式，進行預測模擬，結果顯示所得 2005 年至 2007 年模擬結果，阿根廷魷資源豐度為上升趨勢，與實際觀測之趨勢相同。雖然預測值與觀測值有所誤差，然觀測值皆在預測結果 95% 信賴區間內 (Fig. 14)。

## 3.4 空間結構分析

### 3.4.1 CPUE 半變異數分析

CPUE 之半變異數分析指出，在西南大西洋，阿根廷魷資源之分布有特定空間結構，而且與不同的系群豐度水準有關 (Fig. 15)。依據適合度與決定係數( $R^2$ )判定，本研究顯示除了 2010 年，對於其他年份，球形模式 (spherical model) 解釋了西南大西洋阿根廷魷豐度年度分布樣式的大部分空間資訊 (Table 4)。而高資源豐度的 1999 年需採用雙重函數 (球形模式加上線性結構) 來解釋，此複合模式達到最高水準



的空間差遲自相關( $R^2=0.969$ )。在解釋2010年的空間關係時,指數模式(exponential model)更優於球形模式。半變異數模式僅能於2004與2012的資料中抽取少數空間資訊,分別為68.1%與53.5%。

碎塊效應相對於基元值之百分比落在7.4%至41.2%的範圍間,說明在該年中涵蓋整個漁場有一合適的分析解析度,其中半變異圖並未因分析干擾而在原點處顯示出任何明顯的不連續。2012年可見一異常高的百分比值41.2%,而2012年的資料中亦含有最多的離群值。

除了1999年的多重結構,影響距離(L)在1.93(2011年)至2.99(2012年)間變化,指出西南大西洋阿根廷魷魚場的空間影響之範圍半徑約在2.5度上下。

### 3.4.2 海水溫度與資源量之交叉變異圖(cross-variogram)

使用交叉變異圖分析阿根廷魷魚系群豐度與海水溫度的空間相關性(Fig. 16)。在高豐度年份(1999與2007年),交叉變異圖之 $\gamma(h)$ 值顯示了水溫與空間影響範圍的正相關增加趨勢,指出1999與2007年及平常年度(2012年),系群豐度與溫度間的正向交互作用。然而在低豐度年(2004與2010年)及平常年度(2011年),非常短的空間影響範圍顯示無交互作用或弱交互作用。

### 3.4.3 克利金法與總生物量估算

交叉驗證分析支持球形及指數模式的有效性,說明所得參數可以用於克利金法估算(Fig. 17)。各年份觀察值與估計值之間的迴歸分析均顯示顯著的線性關係,決定係數範圍為0.811至0.981,代表克利金法的估值成功地闡述觀察資料並且達成一平滑效果(Fig. 18)。一般而言,沿著200 m等深線,由南緯40度往南最遠達南緯50度,顯示高資源分布之豐度。而在高豐度年份,如1999及2007年,橢圓等值線由200 m等深線向大陸棚側延伸更遠。在非常低豐度的2004年,可觀察到低資源分布中分散的高值區塊。



利用積分估計阿根廷魷的相對性年度總生物量(Table 5)。結果顯示在 2007 年的阿根廷魷總生物量最高(1,093,013 噸)，其次為 1999 年 (780,474 噸)。在平常年中，阿根廷魷總生物量的範圍為 225,776 至 400,679 噸。在 2004 年，則為一非常低的總生物量(109,815 噸)。即便如此，所有研究的年度中，阿根廷魷的利用率均低於 60%，因而符合阿根廷魷漁業管理所定 40% 逃逸率目標。

## Chapter 4 討論



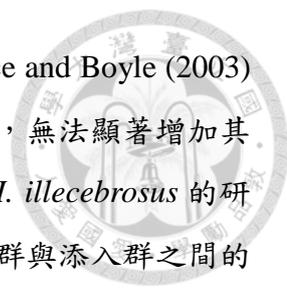
本研究利用臺灣在西南大西洋之魷釣漁船作業資料，以時間與空間維度(dimensions)進行阿根廷魷資源解析，以了解其資源變動(fluctuation)狀態。在時間維度方面，研究結果顯示阿根廷魷之資源波動與海洋環境之波動有關，其中近表層水溫(在 5 m 水深)，與區域性大氣驅動力(以 AAO 為指標)可為影響阿根廷魷資源豐度的重要指標。CPUE 與主要漁期(每年 2 月到 4 月)，及前一年 3 月巴塔哥尼亞陸棚之南方漁場近表層水溫有明顯負相關。同時，CPUE 亦受漁季前二年之 AAO 影響。本研究建立一包含 4 個環境因子的預測模式，對於阿根廷魷 CPUE 之年間變化有 83.3% 的解釋能力。在因子穩定度分析中，逐步加入 1998 至 2007 年的漁獲資料，並未改變 GLM 套適時的因子選擇結果，說明本研究建立之模式不會隨時間而改變。

在空間維度，空間統計分析用於模擬阿根廷魷在西南大西洋魷釣漁場的空間結構。本研究利用阿根廷魷的空間分布結構估計其年度補充量。半變異圖建構揭示球形函數在大多數情況下可以描述西南大西洋漁場阿根廷魷的群豐度結構。在本研究分析之年度中，線性迴歸確認年度阿根廷魷豐度與近表層水溫有負相關。沿著 200 m 等深線由南緯 40 度往南到南緯 50 度，以克利金法估計之資源量顯示此區為阿根廷魷高豐度區域。在高豐度年份，如 1999 及 2007 年，橢圓等值線由 200 m 等深線向大陸棚延伸更遠距離，在低豐度年，如 2004 年，則可觀察到低值散布區塊。克利金法所估得阿根廷魷總生物量確認在西南大西洋漁場，其族群狀態仍屬健康。地學統計程序能有效勾勒出資源的年度空間分布樣式，而空間模式所得到的參數對於估計已知漁場中阿根廷魷的總生物量有用而且有參考價值。

以下就本研究所得之各項結果進行詳細討論。

### 4.1 前一年資源豐度之影響

在本研究中，年 CPUE 的時間延遲自相關分析，及後續之 GLM 結果均指出



當年度之 CPUE 與前一年度 CPUE 並無顯著相關(Fig. 9)。Pierce and Boyle (2003) 針對大西洋 *L. forbesi* 的研究指出加入前一年的單位努力卸魚量，無法顯著增加其迴歸模式的解釋能力。Dawe *et al.* (2000) 也指出其在大西洋 *L. illecebrosus* 的研究顯示漁獲量並無顯著的自相關。這些研究均表明在魷類其系群與添入群之間的關係十分微弱。魷類是一生繁殖一次的物種，在一次生殖週期後即死亡。因此除了產卵群規模外，沒有其他生物資訊可作為評估潛在的添入群強度與下一代資源量的參考 (Rodhouse, 2001)。Beddington *et al.* (1990) 分析系群和添入群的關係，亦說明某一年的魷魚產量與隨後一年的系群豐度相關性並不強。由於族群由稚魷期(亦即沒有可採捕之魷魚)到成魷出現(開始商業採捕)僅僅數月，致使以前一年之資源量進行採樣與來年之資源預測更形困難(Bostanci, 2002)。而最近的研究表明，環境因子可能是影響魷魚資源分布和豐度的關鍵因素 (Pecl and Jackson, 2008; Pierce *et al.*, 2008; Waluda *et al.*, 1999)。

## 4.2 環境因子

### 4.2.1 水溫因子

最常在分析中用來反映阿根廷魷豐度的環境因子，為經由遙測所得之 SST(Chen *et al.*, 2007a; Chen *et al.*, 2007b; Waluda *et al.*, 2001a; Waluda *et al.*, 2001b; Waluda *et al.*, 1999; Wu *et al.*, 2009)。先前研究認為，阿根廷魷的豐度受到產卵場、孵化地區及覓食棲地的 SST 影響(Agnew *et al.*, 2002; Bazzino *et al.*, 2005; Chen *et al.*, 2007a; Chen *et al.*, 2007b; Fang *et al.*, 2013; Middleton and Arkhipkin, 2001; Waluda *et al.*, 2001a)。SST 反映了海洋環境狀態，例如受巴西及福克蘭洋流匯合區影響之鋒面位置。這些因素可能直接(例如影響有利的棲地的範圍)或間接(例如影響營養階層關係)影響幼體存活(Middleton and Arkhipkin, 2001)。此外，Forsythe (1993) 的研究指出，在頭足類生活史的早期指數成長期間，提高 1°C 的水溫，將使個體重量增加 2 倍，而提高 2°C 的水溫，將使個體重量增加 5 倍，此一結果說明了溫度差異具備劇烈影響魷類成長樣態，及族群結構的潛力。



在本研究中，阿根廷魷 CPUE 與其主要覓食場及育成場(南巴塔哥尼亞陸棚)在主要漁季(2 至 4 月)的近表層水溫呈負相關(Table 1)。此結果表明，對阿根廷魷而言，在覓食場及育成場中較低的近表層水溫為造成高系群豐度之重要因素。阿根廷魷聚集在沿著巴西及福克蘭洋流匯合帶的低溫海水側(Chen *et al.*, 2005)，並在巴塔哥尼亞及福克蘭群島陸棚覓食成長，在此處沿著洋流匯流邊界的低溫海水可能造就一高生產力區域(Chen *et al.*, 2007a)。在 4 月或 5 月之後阿根廷魷開始遷徙至產卵場前，其在此地區快速成長並進入亞成熟階段(Arkhipkin, 1993; Arkhipkin, 2000)。Chen *et al.* (2007b) 指出 1999 年在該海域 4 月份的低溫，阻礙了阿根廷魷的成長，致使其停留在該海域，並延後北返之生殖洄游，因此造成 1999 年之高 CPUE。另一方面，因為在海水溫度較低的年度，魷類的成長會慢於溫暖年度，且較冷的溫度下，未成熟及成熟個體會較溫暖水溫環境為大，並影響族群結構(Pecl and Jackson, 2008)，因此高 CPUE 亦可能起因於低溫年份時阿根廷魷的大尺寸，惟此部分尚需收集阿根廷魷外套長資料加以驗證。

Waluda *et al.* (1999) 指出北巴塔哥尼亞陸棚阿根廷魷孵化區 7 月的 SST 與來年阿根廷魷漁獲量有負相關，說明 SST 對於阿根廷魷豐度可能具有延遲效應，然本研究中前一年北方參考點 SST 的 7 月與 CPUE 並無顯著相關。相對的，本研究顯示阿根廷魷系群豐度與前一年 3 月南北二參考點的近表層水溫有顯著負相關(Table 1)，此一結果勾勒出另一可能假說。南北二參考點的低近表層水溫，反映出阿根廷魷在生命週期中面對的一普遍低溫的生存環境，如前所述，此一低溫環境會使阿根廷魷成長趨緩並成長成較大個體，由於孕卵數(fecundity)與個體外套長及重量之間有正相關(Haimovici *et al.*, 1998)，故前一年生存環境海水低溫所造成的大個體的成長所導致孕卵數的增加，將可能影響來年的資源豐度，並呈現水溫對阿根廷魷資源影響的延遲效應。

#### 4.2.2 大氣驅動力之影響

大氣驅動力也可能造成魷魚豐度的變異。本研究的結果顯示 AAO 影響阿根廷魷 CPUE 且該效應有 2 年的延遲(Table 1)。因為阿根廷魷的生活史僅有一年，

環境因子會在一個生活史周期內影響其豐度，或者藉由影響添入量將該效應傳遞至接下來的生活史周期(Waluda *et al.*, 1999; Waluda *et al.*, 2004)。本研究中 AAO 影響的兩年延遲指出，AAO 可能並非直接影響阿根廷魷的豐度，而此一大氣循環模式與阿根廷魷族群波動之間可能存在生物性或非生物性連結。在 Canary 群島對真章魚(*O. vulgaris*)的研究認為其漁獲量的波動為 SST 波動的結果，但真章魚漁獲量波動與其他受 NAO 影響且延遲數個月的未知環境因素有著協同作用(Caballero-Alfonso *et al.*, 2010; Polanco *et al.*, 2011)。Waluda *et al.* (1999; 2004)指出 SOI 與太平洋與大西洋之間的海洋表面溫度異常間有一遠端連繫(teleconnection)，因而 SOI 對於福克蘭群島附近的阿根廷魷漁獲量有一時間延遲效應。這些結果指出大氣驅動力對於頭足類資源量的影響，往往並非直接作用，而有可能具有其他環境上的潛在連結，因而延遲了其對頭足類資源的影響時間。

在西南大西洋，Gherardi *et al.* (2010) 指出 AAO 與南緯 20 度及 35 度之間南巴西廣域海洋生態系的 SST 異常有正相關，該處即為目前推測之阿根廷魷孵化場，且於每年 7 月至 12 月間在該處曾發現仔魷(Haimovici *et al.*, 1998)。AAO 與 SST 的相關性在延遲 15~24 個月後變得更強，而最強相關性出現在延遲 24 個月時(Gherardi *et al.*, 2010)。此一相關性指出前兩年 11 月時較低的 AAO，將使其後二年阿根廷魷之可能孵化場處於較低之 SST 環境，而因為北巴塔哥尼亞陸棚孵化場在孵化期間的 SST 與下一漁季的阿根廷魷漁獲量為負相關 (Waluda *et al.*, 1999)，因此前兩年 11 月較低的 AAO 將可能會使二年後之漁季有高阿根廷魷漁獲量出現 (Fig. 19)。

另一方面，AAO 除對 SST 有影響外，其他環境因子，例如海洋生產力、洋流變異性以及中尺度海洋環境變動，都可能對於阿根廷魷的添入量有重要影響 (Waluda *et al.*, 2004)。AAO 會影響南美洲東南部的降雨量(Silvestri and Vera, 2003; Vasconcellos and Cavalcanti, 2010)，而降雨量變化，進一步影響河川水流量及淡水輸入海洋的總量，並影響海洋環境的食物鏈及群聚結構 (Lloret *et al.*, 2004)。阿根廷魷在食物鏈上屬中層掠食者，其與巴塔哥尼亞陸棚之阿根廷無鬚鱈及阿根廷鳳尾魚 (*Engraulis anchoita*)有複雜的捕食關係(Jereb and Roper, 2010)。阿根廷無須鱈

和阿根廷魷在巴塔哥尼亞陸棚互為捕食者、獵物及競爭者，其主要的競爭獵物即為阿根廷鳳尾魚 (Jereb and Roper, 2010)。AAO 所造成降雨量變化，在當下可能會影響阿根廷無鬚鱈與阿根廷鳳尾魚資源量，造成群聚結構的改變，而反映在往後數年阿根廷魷資源豐度上，此部分之關聯有待進一步研究。

此外，AAO 亦反映了區域大氣循環模式，如同在南太平洋的 SOI，AAO 可能影響西南大西洋的洋流流場，因而以多於一年的時間延遲，影響阿根廷魷的棲地環境。然而仍需有更多資料，以清楚解析大氣及海洋生態系中，大規模而複雜的交互作用。

### 4.3 時間維度的經驗模式

由於海洋環境的波動，魷類資源量在年內及年間均會快速變化，此一變化造成添入量及漁獲量的高度變異，族群崩潰的風險亦因此增加，此一不穩定的特性使資源管理者及魷漁業者在經營與管理時面對極大之不確定性 (Pecl and Jackson, 2008)。例如 1989 年為低親代資源量的一年，因而造成 1990 年的低添入量，然而在 1987 年，其親代資源量略高於 1989 年，其後的 1988 年卻有極高的添入量，說明了親代資源量與來年資源添入量的不確定性 (Boyle and Rodhouse, 2005)。因此，在漁季開始前，使用環境因子為變數所做的系群豐度預測，乃是能讓管理者在制定決策時更加精確的重要手段。近表層水溫、SST 以及 SOI 已被當作重要環境因子來預測阿根廷魷之系群豐度，但其模式解釋率仍低。Sacau *et al.* (2005) 以 SST 及經緯度等因子所發展多個 GAM 模式，對阿根廷魷資源變動的解釋率在 30% 到 50% 之間。Waluda *et al.* (2001a) 以阿根廷魷孵化場最適 SST 面積比例發展之線性模式，解釋了 51% 的資源量變化。Waluda *et al.* (1999) 以前一年北巴塔哥尼亞陸棚 7 月 SST 發展之線性模式，解釋了 41.3% 的資源量變化。本研究結果指出評估環境因子與阿根廷魷系群豐度之間的關係時，亦可考慮區域之大氣驅動力，及其對大氣循環的影響，以提升模式的解釋能力。本研究發展的 4 參數模式解釋了 83% 系群豐度的變動 (Table 2)，較前人的研究有所提升。其中 2 個因子為不同月份之 AAO，說明了 AAO 對於阿根廷魷資源量的影響。如僅以前二年 11 月及 3 月之

AAO 為因子進行 GLM 套適， $R^2$  為 0.601，仍較前人研究為高，由於 AAO 因子有 2 年的延遲效應，此模式較 Waluda *et al.* (1999; 2001a) 所提出基於 SST 所得之預測模式，最早或可在漁季前 2 年即預測阿根廷魷資源變化趨勢，對於阿根廷魷漁業的管理，可為一有效應用。

另一方面，在進行 GLM 模式套適時，往往會因為不同的資料長度，而有不同的套式結果。本研究採用之因子穩定度分析，為本研究首創，而在長達 10 年持續加入年度資源豐度資料的 GLM 分析中，前二年 11 月與 3 月 AAO 及前 1 年 3 月南方參考點 近表層水溫均被納入為最終模式因子，說明本研究建立之經驗模式為一穩定模式，不會因資料時間不同而有所變動，亦增加了模式的可應用性。

#### 4.4 空間結構分析

在高資源豐度的 1999 及 2007 年，並未如預期地觀察到半變異模式呈現相似的參數(nugget (Co), scale (S) 及 Length (L))值，然而高資源豐度年仍具有相似的空間樣式(pattern)。例如在 1999 年，線性模式首先被確認並延伸到廣布的捕撈水域，中等到高密度的阿根廷魷族群廣泛地出現於南部地區(Fig. 15)，其中地區效應造成高年度產量(Chen *et al.* 2007b)。同樣的，另一高資源豐度年(2007 年)造成最高產量時，在 3 個次地區觀察到最高半變異數(Table 5; Fig. 15)。相反地，由低豐度的 2004 年所代表，在一相對低值的情況下，阿根廷魷豐度的球形結構仍得以維持。較低的近表層水溫對阿根廷魷的高豐度有決定性影響。如前所述，阿根廷魷聚集在沿著巴西與福克蘭洋流匯聚的冷水側(Chen *et al.* 2005)，且在巴塔哥尼亞陸棚及福克蘭群島陸棚附近搜尋食物，在該處沿著洋流匯流邊界的冷海水可能造成高生產力區域(Chen *et al.* 2007a)，增加了阿根廷魷的聚集。

應用耗竭法管理阿根廷魷漁業，為魷魚漁業管理措施的一個重要實例(Pierce and Guerra, 1994)。阿根廷魷 豐度展現顯著的年際波動，其可能受環境狀況、長距離洄游，及為專屬經濟區所設計之管理措施所影響。此外，因阿根廷魷為短生命物種，具資源高度變異，且對於環境狀況變化迅速反應的生活史特性，因此，

近來的研究聚焦於 阿根廷魷 豐度與環境因子之間的關係(Waluda *et al.*, 1999; Waluda *et al.*, 2001a; Waluda *et al.*, 2004)。海洋環境如 SST，海洋生產力、洋流及中尺度海洋環境變化被認定為阿根廷魷添入過程中的關鍵因素(Waluda *et al.*, 2004)。這些因素反映於空間動態中，在本研究所提出的模式裡，不僅包括時間上的近海水表面溫度變化，還包括空間資訊以估計阿根廷魷豐度的變異性。

## 4.5 總生物量的估計

使用參數化的克利金法所估計的阿根廷魷半度方格之系群豐度估計值，與觀察值具高度一致性。由克利金法所獲得的阿根廷魷資源分布圖顯示其為有高豐度之核心及低值空洞的斑塊狀排列，說明阿根廷魷資源分布為非均勻的。在每一斑塊內的魷魚豐度平均值在空間之分布，與間隔距離有關而非特定地理位置。克利金法推估的資源量結果顯示，最高與最低豐度年份之間年度阿根廷魷生物量差別達到 10 倍(Table 5)。對於阿根廷魷漁業，目前以 40% 逃逸率為管理目標，而穩定的逃逸比率表示穩定的利用率(*exploitation rate*)(Beddington *et al.*, 1990)。考慮實際漁獲量與估計的總生物量，西南大西洋阿根廷魷的利用率為 2.1% 至 33.7%，說明目前阿根廷魷的族群狀態仍屬健康。

利用率不僅和總生物量大小有關，還受諸如海水溫度，及漁撈努力的配置等因子影響。許多近來的研究顯示，海洋環境因子在阿根廷魷的空間分布扮演重要角色(Chen *et al.*, 2007b; Piatkowski *et al.*, 2001; Waluda *et al.*, 2001a; Waluda *et al.*, 2001b)。阿根廷魷在沿著巴西洋流及福克蘭洋流匯合處的冷水區域聚集(Chen *et al.*, 2005)，而 2004 年高達 13.36°C 的平均近表層水溫，相較於 1999 及 2007 年之適宜海水溫度 9 - 10°C 而言，對於阿根廷魷是非常不利的環境。此不利條件，不但減少生物量，而且還影響聚集樣式(Fig. 15)。當豐度水準偏低，例如在 2004 年顯示的低 CPUE (Fig. 10)，在適合的地點佈放適當的漁獲努力量，對於船長來說是嚴峻的挑戰，因為船隊並未縮減年度總漁獲努力量，因此魷魚群分布地點，及魷釣漁船作業地點間的不一致降低了捕撈效能，造成了 2004 年的低開發率。數種特徵也相應地說明 2004 年的低開發率：1) 漁船間漁獲率的變異係數(77.3%)相當高；2)

半變異圖從日誌資料集中萃取出較少空間資訊；3)在本研究期間，2004 年估計的總生物量為最低。



本研究亦將阿根廷魷族群的評估結果，與其他物種研究結果做比較，特別是針對逃逸或利用率的管理法規。然而，在許多以魷魚為標的物種的漁業中，除了西北太平洋的赤魷(Cao *et al.*, 2015)，並未對魷魚進行例行的族群系群評估(Rodhouse *et al.*, 2014)。阿根廷魷此一商業性捕撈的物種是由短生命、快速生長的物種組成，而常使用耗竭法以為調節年度漁撈作業中漁獲努力量的控制措施(Beddington *et al.*, 1990)。對於福克蘭群島保育區內的阿根廷魷族群，由於每年持續的進行漁業執照的控管，其資源量仍屬豐富(Falkland Islands Government, 2014)。本研究為首次使用地學統計分析方法以協助阿根廷魷資源評估。本研究的估計顯示西南大西洋漁場各年度阿根廷魷的年度開發率小於 50 %，因此至少在福克蘭群島保育區，這些結果對現有的管理政策給予一有價值的科學支持。

遙測 SST 廣泛地作為一海洋環境因子，以解釋魷類豐度的變異性 (Agnew *et al.*, 2000; Agnew *et al.*, 2002; Waluda *et al.*, 2001b; Chen *et al.*, 2007a; Chen *et al.*, 2007b)。SST 所反映的海水溫度為一顯明的環境因子，其影響短生命物種如魷類的添入、豐度及年度添入的分布模式(Agnew *et al.*, 2000)。就阿根廷魷而言，Waluda *et al.* (1999, 2001a)表明北巴塔哥尼亞陸棚可能孵化區的 SST 與來年的資源量有負相關，而適合的 SST 在 16 - 18°C 的範圍內。Wu *et al.*(2009)指出在西南大西洋漁場中對阿根廷魷的適合 SST 為 7 - 15°C。而以泛加成模式用於描述阿根廷魷的資源豐度變異時，SST 被選入為最適預測模型的因子之一(Sacau *et al.*, 2005)。這些研究支持本研究的結果，即阿根廷魷系群豐度與漁場海水溫度之間存在顯著相關(Fig. 10 及 13)。儘管如此，從未有研究將近表層水溫與空間關係共同考慮。在本研究中，針對高魷魚豐度的最適近表層水溫度為 9 - 10°C，而更高溫度會減少魷魚豐度(Fig. 10)。交叉變異圖分析進一步闡明此模式，說明在高系群豐度年份(1999 及 2007 年; Fig. 13)，至少在自變異圖範圍內，豐度與溫度有正相關。然而，在普通及低豐度年份(2004, 2010 及 2011 年)，觀察到難解或負相關。交叉變異圖揭示了混合模式，說明使用近表層海水溫度或漁場現地海水溫度作為指標性變數，

以預測阿根廷魷系群豐度可能有其限制條件。就阿根廷魷資源來說，使用溫度作為預測因子而忽略空間因素，可能並不足以充分說明其豐度變異，尤其是在高系群豐度年份。



#### 4.6 臺灣阿根廷魷漁業管理模式之探討

目前臺灣對於前往西南大西洋進行魷釣漁業之漁船，係採針對漁船發給漁業執照方式進行管理，作業漁船除在公海進行漁撈外，亦會採與福克蘭政府付費入漁方式進行，這部分之作業則需遵行福克蘭政府的管理要求，除需取得作業執照外，亦需即時回報漁獲量，以提供福克蘭政府進行資源量的估算。然而，臺灣核可前往西南大西洋作業漁船之數量時，並無管控機制，因此其投入之漁獲努力量並未隨資源量的變動而進行調整，換言之，當資源量足夠時，各作業漁船之豐收實屬可期，但當資源量不足時，漁業經營者之虧損亦無可避免。

而之所以未能就前往作業之漁船數量加以調整，主因即在於目前阿根廷魷的資源評估採耗竭法進行，因此未能在漁季前即設定如容許總漁獲量(Total allowable catch, TAC)等資源量參考值(Barton, 2002)，進而如鮪魚等條鰭魚類之管理，在漁季開始前進行漁獲努力量之調整。因此就漁業經營者而言，每年前往西南大西洋作業如同賭博一般，無論如何皆需前往作業以放手一搏。本研究之結果，或可改善此一狀況。除以經驗模式在漁季前先行就來年資源趨勢進行預估外，空間分析所推得之總資源量及親魚逃逸率，亦可用來評估來年資源量變化之可能趨勢。在漁季開始前由漁政管理機關將阿根廷魷來年資源評估結果提交業者參考，並由業者依評估結果決定是否前往作業。

## Chapter 5 結論



本研究中，使用時間及空間維度用來了解環境因子與阿根廷魷資源量波動的關係。本研究的結果表明，區域性大氣驅動力對阿根廷魷資源量之變動有顯著相關，因此在評估環境因子與阿根廷魷資源量的關係時，除常用的 SST 外，亦應將大氣驅動力納入考量，此一結果符合本研究之假設。而本研究發展的包含 4 參數的 GLM 經驗模型可解釋 83% 的阿根廷魷豐度波動，相較於過去的研究，解釋率提高許多，而模擬預測的結果與實際觀測值有相同趨勢，亦增加模式的可性度。另一方面，目前學者提出的預測模式，可提前 8 個月預測阿根廷魷的資源趨勢，本研究提出以 AAO 為環境因子進行預測，最早或可在漁季前 2 年即預測阿根廷魷資源變化趨勢，對於阿根廷魷漁業的管理，可為一有效應用。此外，本研究也首次嘗試採用地學統計分析技術進行阿根廷魷的族群資源量評估。在西南大西洋漁場的阿根廷魷，其分布既非均勻也非隨機模式，而具有不同程度的空間差遲自相關。因為克利金法所得之估值與來自漁場的實際觀察高度相關，故使用空間分析所獲得的參數以克利金法量化年度空間結構有其價值。所研究年度的魷魚總生物質量估計至少為年度漁獲量的兩倍以上，顯示在目前的漁場開發與管理機制下，阿根廷魷仍處於健康狀態。

## Reference

- 
- 丘臺生、陳志忻、黃文彬 (2012) 遠洋魷魚及秋刀魚漁業之過去貢獻與未來策略。  
臺灣遠洋漁業產業鏈之貢獻與發展策略研討會。高雄，臺灣：59-74。
- 施教民 (2012) 遠洋魷魚及秋刀魚漁業對周邊產業鏈之影響及未來之展望。臺灣  
遠洋漁業產業鏈之貢獻與發展策略研討會。高雄，臺灣：73-81。
- 許添容 (2004) 臺灣地區鄉鎮市區生育率的空間與群集研究。國立政治大學統計  
研究所碩士論文。68 pp。
- 雷祖強、周天穎、鄭丁元 (2007) 應用半變異元模式於 QuickBird 影像中植生類別  
分類特性之研究。航測及遙測學刊，12(1)：1-16。
- Agnew, D. J., S. Hill, and J. R. Beddington, (2000) Predicting the recruitment strength  
of an annual squid stock: *Loligo gahi* around the Falkland Islands. *Can. J. Fish.  
Aquat. Sci.*, 57, 2479-2487.
- Agnew, D. J., J. R. Beddington and S. L. Hill, (2002) The potential use of  
environmental information to manage squid stocks. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 59:  
1851-1857.
- Agnew, D. J., S. L. Hill, F. R. Beddington, L. V. Purchase, and R. C. Wakeford. (2005)  
Sustainability and management of southwest Atlantic squid fisheries. *Bull. Mar.  
Sci.*, 76(2): 579–594.
- Agostini, V. N., A. N. Hendrix, A. B. Hollowed, C. D. Wilson, S. D. Pierce and R. C.  
Francis, (2008) Climate–ocean variability and Pacific hake: A geostatistical  
modeling approach. *J. Mar. Syst.*, 71: 237-248.
- Arkhipkin, A., (1993) Age, growth, stock structure and migratory rate of pre-spawning  
short-finned squid *Illex argentinus* based on statolith ageing investigations. *Fish.*

*Res.*, 16: 313-338.

Arkhipkin, A. I., (2000) Intrapopulation structure of winter-spawned Argentine shortfin squid, *Illex argentinus* (Cephalopoda, Ommastrephidae), during its feeding period over the Patagonian Shelf. *Fish. Bull.*, 98: 1-13.

Arkhipkin, A. I. and D. A. J. Middleton, (2002) Inverse patterns in abundance of *Illex argentinus* and *Loligo gahi* in Falkland waters: possible interspecific competition between squid? *Fish. Res.*, 59: 181-196.

Barton, J., (2002) Fisheries and fisheries management in Falkland Islands Conservation Zones. *Aquatic Conserv: Mar. Freshw. Ecosyst.* 12: 127–135.

Basson, M., J. R. Beddington, J. A. Crombie, S. J. Holden, L. V. Purchase and G. A. Tingley, (1996) Assessment and management techniques for migratory annual squid stocks: the *Illex argentinus* fishery in the Southwest Atlantic as an example. *Fish. Res.*, 28: 3-27.

Bazzino, G., R. A. Quiñones and W. Norbis, (2005) Environmental associations of shortfin squid *Illex argentinus* (Cephalopoda: Ommastrephidae) in the Northern Patagonian Shelf. *Fish. Res.*, 76: 401-416.

Beddington, J. R., A. A. Rosenberg, J. A. Crombie and G. P. Kirkwood, (1990) Stock assessment and the provision of management advice for the short fin squid fishery in Falkland islands waters. *Fish. Res.*, 8: 351-365.

Bellido, J. M., G. J. Pierce and J. Wang, (2001) Modelling intra-annual variation in abundance of squid *Loligo forbesi* in Scottish waters using generalized additive models. *Fish. Res.*, 52: 23-39.

Bostanci, A., (2002) No more surprises from evanescent squid. *Science*, 296: 1000-1001.

Boyle, P., and P. Rodhouse, (2005) Cephalopods: ecology and fisheries, 1st ed., 452 p.



Blackwell Science, London.

Caballero-Alfonso, A. M., U. Ganzedo, A. Trujillo-Santana, J. Polanco, A. Santana del Pino, G. Ibarra-Berastegi and J. J. Castro-Hernández, (2010) The role of climatic variability on the short-term fluctuations of octopus captures at the Canary Islands. *Fish. Res.*, 102: 258-265.

Caddy, J. F. and P. G. Rodhouse, (1998) Cephalopod and groundfish landings: evidence for ecological change in global fisheries. *Rev. Fish Biol. Fisher.*, 8: 431-444.

Cao, J., X. Chen, and S. Tian, (2015) A Bayesian hierarchical DeLury model for stock assessment of the west winter-spring cohort of neon flying squid (*Ommastrephes bartramii*) in the northwest Pacific Ocean. *Bull. Mar. Sci.*, 9(1): 1-13.

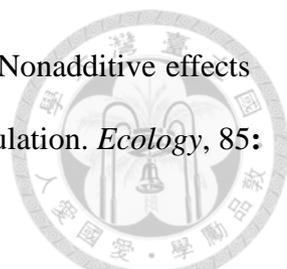
Carton, J. A. and B. S. Giese, (2008) A Reanalysis of Ocean Climate Using Simple Ocean Data Assimilation (SODA). *Mon. Weather Rev.*, 136: 2999-3017.

Chen, C.-S. and T.-S. Chiu, (2009) Standardising the CPUE for the *Illex argentinus* fishery in the Southwest Atlantic. *Fisheries Sci.*, 75: 265-272.

Chen, C.-S., T.-S. Chiu and W.-B. Haung, (2007a) The spatial and temporal distribution patterns of the argentine short- finned squid, *Illex argentinus*, abundances in the Southwest Atlantic and the effects of environmental Influences. *Zool. Stud.*, 46: 111-122.

Chen, C.-S., W.-B. Haung and T.-S. Chiu, (2007b) Different spatiotemporal distribution of Argentine short-finned squid (*Illex argentinus*) In the southwest Atlantic during high-abundance year and its relationship to sea water temperature changes. *Zool. Stud.*, 46: 362-374.

Chen, X. J., B. L. Liu and Y. Z. Wang, (2005) Study on the distribution of production of *Illex argentinus* and its relationship with sea surface temperature in the southwest Atlantic Ocean in 2000. *J. Zhanjiang Ocean Univ.*, 25: 29-34.

- 
- Ciannelli, L., K.-S. Chan, K. M. Bailey and N. C. Stenseth, (2004) Nonadditive effects of the environment on the survival of a large marine fish population. *Ecology*, 85: 3418-3427.
- Ciannelli, L., P. Fauchald, K. S. Chan, V. N. Agostini and G. E. Dingsør, (2008) Spatial fisheries ecology: Recent progress and future prospects. *J. Mar. Syst.*, 71: 223-236.
- Dawe, E. G., E. B. Colbourne and K. F. Drinkwater, (2000) Environmental effects on recruitment of short-finned squid (*Illex illecebrosus*). *ICES J. Mar. Sci.*, 57: 1002-1013.
- Dawe, E. G., L. C. Hendrickson, E. B. Colbourne, K. F. Drinkwater and M. A. Showell, (2007) Ocean climate effects on the relative abundance of short-finned (*Illex illecebrosus*) and long-finned (*Loligo pealeii*) squid in the northwest Atlantic Ocean. *Fish. Oceanogr.*, 16: 303-316.
- Falkland Islands Government, (2014) Fisheries Department Fisheries Statistics, volume 18, 2013: Stanley, Falklands Islands.
- Fang Z., X. J. Chen, J. H. Li, and H. J. Lu, (2013) Distribution of fishing ground of *Illex argentinus* and its relationship with sea surface temperature in the waters of Exclusive Economic Zone of Argentina. *J. Shanghai Ocean Univ.* 22:134-140.
- FAO, 2015. FAO Global Capture Production database updated to 2013 – Summary information.
- Faraj, A. and N. Bez, (2007) Spatial considerations for the Dakhla stock of *Octopus vulgaris*: indicators, patterns, and fisheries interactions. *ICES J. Mar. Sci.*, 64: 1820-1828.
- Feng, Y. J, X. Y. Fang, X. J. Chen, and Z. Q. Wu, (2012) Spatial interpolation and uncertainty of neon flying squid (*Ommastrephes bartramii*) resources in the

Northwest Pacific Ocean. *Resour. Sci.*, 37:2299-2308.

Forsythe, J. W., (1993) A working hypothesis on how seasonal temperature change may impact the field growth of young cephalopods. In Recent advances in cephalopod fisheries biology (T. Okutani, R. K. O'Dor, and T. Kubodera, eds.), p. 133–143. Tokai Univ. Press, Tokyo.

Georgakarakos, S., J. Haralabous, V. Valavanis, C. Arvanitidis, D. Koutsoubas and A. Kapantagakos, (2002) Loliginid and ommastrephid stock prediction in Greek waters using time series analysis techniques. *Bull. Mar. Sci.*, 71: 269-287.

Gherardi, D. F. M., E. D. T. Paes, H. C. Sorares, L. P. Pezz and M. T. Kayano, (2010) Differences between spatial pattern of climate variability and large marine ecosystems in the western South Atlantic. *Pan-Am. J. Aquat. Sci.*, 5: 3110-3319.

Guisan, A., J. T. C. Edwards and T. Hastie, (2002) Generalized linear and generalized additive models in studies of species distributions: setting the scene. *Ecol. Model.*, 157: 89-100.

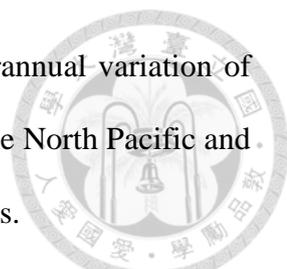
Haimovici, M., N. E. Brunetti, P. G. Rodhouse, J. Csirke and R. H. Leta, (1998) *Illex argentinus*. In Squid recruitment dynamics: the genus *Illex* as a model, the commercial *Illex* species and influences on variability (P. G. Rodhouse, E. G. Dawe, and R. K. O'Dor, eds.), p. 27–58. FAO Fish. Tech. Pap. 376. FAO, Rome.

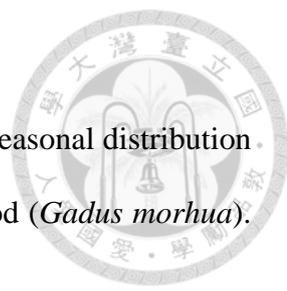
Hanlon, R. T., and J. B. Messenger, (1996) *Cephalopod Behaviour*, 1st ed., 232 p. Cambridge University Press, New York.

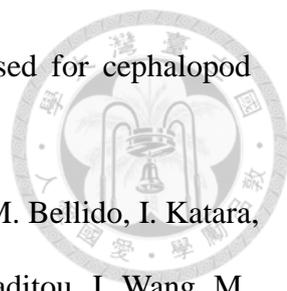
Harrell, F. E., Jr., (2014) rms: regression modeling strategies. R package, vers. 4.2-0. [Available from website, accessed September 2014.]

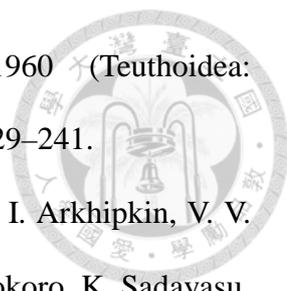
Hatanaka, H., (1986) Growth and lifespan of short-finned squid *Illex argentinus* in waters off Argentina. *B. Jpn. Soc. Sci. Fish.*, 52, 11–17.

Igarashi, H., T. Ichii, M. Sakai, Y. Ishikawa, T. Toyoda, S. Masuda, N. Sugiura, K.

- 
- Mahapatra and T. Awaji, (2015) Possible link between interannual variation of neon flying squid (*Ommastrephes bartramii*) abundance in the North Pacific and the climate phase shift in 1998/1999. *Prog. Oceanogr.* In press.
- Isaaks, E. H. and R. M. Srivastava, (1989) *Applied Geostatistics*. Oxford Univ. Press, New York, 561 pp.
- Jereb, P., and C. F. E. Roper (eds.), (2005) *Cephalopods of the world. An annotated and illustrated catalogue of cephalopod species known to date. Vol: 1. Chambered Nautilus and Sepioids*. FAO Species Catalogue for Fishery Purposes no. 4, vol. 1, 262 p. FAO, Rome.
- Jereb, P., and C. F. E. Roper (eds.), (2010) *Cephalopods of the world. An annotated and illustrated catalogue of cephalopod species known to date. Vol: 2. Myopsid and oegopsid squids*. FAO Species Catalogue for Fishery Purposes no. 4, vol. 2, 605 p. FAO, Rome.
- Laptikhovskiy, V. V., A. V. Remeslo, C. M. Nigmatullin and I. A. Polishchuk, (2001) Recruitment strength forecasting of the shortfin squid *Illex argentinus* (Cephalopoda: Ommastrephidae) using satellite SST data, and some consideration of the species' population structure. *ICES CM* 2001, K:15: 9.
- Lloret, J., I. Palomera, J. Salat and I. Sole, (2004) Impact of freshwater input and wind on landings of anchovy (*Engraulis encrasicolus*) and sardine (*Sardina pilchardus*) in shelf waters surrounding the Ebre (Ebro) River delta (north-western Mediterranean). *Fish. Oceanogr.*, 13: 102-110.
- Martinez, P., A. Sanjuan, and A. Guerra, (2002) Identification of *Illex coindetii*, *I. illecebrosus* and *I. argentinus* (Cephalopoda: Ommastrephidae) throughout the Atlantic Ocean; by body and beak characters. *Mar. Biol.*, 141, 131–143.
- Matheron, G., (1965) *La Theorie des Variables Regionalisces et ses. Applications*.

- 
- Masson et. Cie, Editeurs, Paris.
- Mello, L. G. and G. A. Rose, (2005) Using geostatistics to quantify seasonal distribution and aggregation patterns of fishes: an example of Atlantic cod (*Gadus morhua*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 62: 659-670.
- Middleton, D. A. J. and A. I. Arkhipkin, (2001) Environmental effects on the distribution and migrations of the squid *Illex argentinus* (Ommasterphidae) in Falkland islands waters. ICES CM 2001/K:20: 30.
- Pannatier, Y., (1996) VARIOWIN - Software for Spatial Data Analysis in 2D. Springer Verlag, 91 pp.
- Parfeniuk, A. V., Y. M. Froerman, and A. N. Golub, (1992) Particularidades de la distribución de los juveniles del calamar (*Illex argentinus*) en el área de la depresión argentina. *Frente Marít*, 12, 105–111.
- Pauly, D., V. Christensen, J. Dalsgaard, R. Froese and F. T. Jr., (1998) Fishing down marine food webs. *Science*, 279: 860-863.
- Pecl, G. T. and G. D. Jackson, (2008) The potential impacts of climate change on inshore squid: biology, ecology and fisheries. *Rev. Fish Biol. Fish.*, 18: 373-385.
- Petitgas, P., (1993) Geostatistics for fish stock assessment: a review and an acoustic application. *ICES J. Mar. Sci.*, 50: 285-298.
- Petitgas, P., (2001) Geostatistics in fisheries survey design and stock assessment: models, variances and applications. *FISH and FISHERIES*, 2: 231-249.
- Piatkowski, U., G. J. Pierce and M. M. d. Cunha, (2001) Impact of cephalopods in the food chain and their interaction with the environment and fisheries: an overview. *Fish. Res.*, 52: 5-10.
- Pierce, G. J. and P. R. Boyle, (2003) Empirical modeling of interannual trends in abundance of squid (*Loligo forbesi*) in Scottish waters. *Fish. Res.*, 59: 305-326.

- 
- Pierce, G. J. and A. Guerra, (1994) Stock assessment methods used for cephalopod fisheries. *Fish. Res.*, 21: 255-285.
- Pierce, G. J., V. D. Valavanis, A. Guerra, P. Jereb, L. Orsi-Relini, J. M. Bellido, I. Katara, U. Piatkowski, J. Pereira, E. Balguerias, I. Sobrino, E. Lefkaditou, J. Wang, M. Santurtun, P. R. Boyle, L. C. Hastie, C. D. MacLeod, J. M. Smith, M. Viana, A. F. González and A. F. Zuur, (2008) A review of cephalopod–environment interactions in European Seas. *Hydrobiologia*, 612: 49-70.
- Polanco, J., U. Ganzedo, J. Sáenz, A. M. Caballero-Alfonso and J. J. Castro-Hernández, (2011) Wavelet analysis of correlation among Canary Islands octopus captures per unit effort, sea-surface temperatures and the North Atlantic Oscillation. *Fish. Res.*, 107: 177-183.
- Portela, J., M. Sacau, J. Wang, G. J. Pierce, M. B. Santos and X. Cardoso, (2005) Analysis of the variability in the abundance of shortfin squid *Illex argentinus* in the southwest fisheries during the period 1999-2004. ICES CM 2005, O:16.
- R Core Team. (2014) R: a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. [Available from website, accessed August 2014.]
- Robin, J. P. and V. Denis, (1999) Squid stock fluctuations and water temperature: temporal analysis of English Channel Loliginidae. *J. Appl. Ecol.*, 36: 101-110.
- Rodhouse, P. G., (2001) Managing and forecasting squid fisheries in variable environments. *Fish. Res.*, 54: 3-8.
- Rodhouse, P. G., J. Barton, E. M. C. Hatfield, and C. Symon, (1995) *Illex argentinus*: life cycle, population structure, and fishery. *ICES Mar. Sci. Symp.*, **199**, 425–432.
- Rodhouse, P. G. and E. M. C. Hatfield, (1990) Dynamics of growth and maturation in

- 
- the cephalopod *Illex argentinus* de Castellanos, 1960 (Teuthoidea: Ommastrephidae). *Phil. Trans. R. Soc. London Ser. B*, **329**, 229–241.
- Rodhouse, P. G. K., G. J. Pierce, O. C. Nichols, W. H. H. Sauer, A. I. Arkhipkin, V. V. Laptikhovsky, M. R. Lipinski, J. E. Ramos, M. Gras, H. Kidokoro, K. Sadayasu, J. Pereira, E. Lefkaditou, C. Pita, M. Gasalla, M. Haimovici, M. Sakai, and N. Downey, (2014) Environmental Effects on Cephalopod Population Dynamics: Implications for Management of Fisheries. *Adv. Mar. Biol.*, **67**, 99-233.
- Sacau, M., G. J. Pierce, J. Wang, A. I. Arkhipkin, J. Portela, P. Brickle, M. B. Santos, A. F. Zuur and X. Cardoso, (2005) The spatio-temporal pattern of Argentine shortfin squid *Illex argentinus* abundance in the southwest Atlantic. *Aquat. Living Resour.*, **18**: 361-372.
- Sanchez, P., M. Demestre, L. Recasens, F. Maynou and P. Martin, (2008) Combining GIS and GAMs to identify potential habitats of squid *Loligo vulgaris* in the Northwestern Mediterranean. *Hydrobiologia*, **612**: 91-98.
- Silvestri, G. E. and C. S. Vera, (2003) Antarctic Oscillation signal on precipitation anomalies over southeastern South America. *Geo. Res. Lett.*, **30**.
- Vasconcellos, F. C. and I. F. A. Cavalcanti, (2010) Extreme precipitation over Southeastern Brazil in the austral summer and relations with the Southern Hemisphere annular mode. *Atmos. Sci. Lett.*, **11**: 21-26.
- Waluda, C. M., H. J. Griffiths, and P. G. Rodhouse, (2008) Remotely sensed spatial dynamics of the *Illex argentinus* fishery, Southwest Atlantic. *Fish. Res.*, **91**, 196–202.
- Waluda, C. M., P. G. Rodhouse, G. P. Podesta, P. N. Trathan and G. J. Pierce, (2001a) Surface oceanography of the inferred hatching grounds of *Illex argentinus* (Cephalopoda: Ommastrephidae) and influences on recruitment variability. *Mar.*

*Biol.*, 139: 671-679.

Waluda, C. M., P. G. Rodhouse, P. N. Trathan and G. J. Pierce, (2001b) Remotely sensed mesoscale oceanography and the distribution of *Illex argentinus* in the South Atlantic. *Fish. Oceanogr.*, 10: 207-216.

Waluda, C. M., P. N. Trathan and P. G. Rodhouse, (1999) Influence of oceanographic variability on recruitment in the *Illex argentinus* (Cephalopoda: Ommastrephidae) fishery in the south Atlantic. *Mar. Ecol-Prog. Ser.*, 183: 159-167.

Waluda, C. M., P. N. Trathan and P. G. Rodhouse, (2004) Synchronicity in southern hemisphere squid stocks and the influence of the Southern Oscillation and Trans Polar Index. *Fish. Oceanogr.*, 13: 255-266.

Wu, Y. M., S. L. Yang, J. H. Shen, W. F. Zhou, J. Zhang, (2009) Fishing grounds characteristics of *Illex argentinus* in southwest Atlantic. *Chin. J. Appl. Ecol.*, 20(6): 1445-1451.

Young, I. A. G., G. J. Pierce, H. I. Daly, M. B. Santos, L. N. Key, N. Bailey, J. P. Robin, A. J. Bishop, G. Stowasser, M. Nyegaard, S. K. Cho, M. Rasero and J. M. F. Pereira, (2004) Application of depletion methods to estimate stock size in the squid *Loligo forbesi* in Scottish waters (UK). *Fish. Res.*, 69: 211-227.



## TABLES

Table 1. The coefficient of correlation ( $r$ ) between the log-transformed catch per unit of effort ( $\log U$ ) of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the southwest Atlantic during 1986–2010 and the environmental variables in the same fishing season and with time lags of the previous 1 and 2 years. Variables with  $P$ -values  $<0.05$  are shown, including subsurface seawater temperature on the northern and southern Patagonian shelf and Antarctic Oscillation (AAO) indices. Note that N\_5m and S\_5m stand for the subsurface seawater temperature at a depth of 5 m at the northern (36°S, 53°W) and southern (50°S, 60°W) Patagonian shelf, respectively. The fishing season lasts from the November of the previous year to the June of the current fishing season.



Environmental factors	Previous 2 years			Previous 1 year			Fishing season		
	Month	$r$	$P$	Month	$r$	$P$	Month	$r$	$P$
N_5m	–	–	–	March	–0.452	0.030	–	–	–
S_5m	–	–	–	March	–0.477	0.021	February	–0.573	0.005
	–	–	–	–	–	–	March	–0.596	0.003
	–	–	–	–	–	–	April	–0.573	0.005
AAO	November	–0.478	0.016	–	–	–	December	0.401	0.047
	December	–0.564	0.003	–	–	–	–	–	–
	March	0.565	0.003	–	–	–	–	–	–
	May	0.436	0.030	–	–	–	–	–	–

Table 2. List of coefficients of generalized linear models used for analyses of the influence of environmental factors on catch per unit of effort (CPUE) for the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the southwest Atlantic, *P*-values, coefficients of multiple determination ( $R^2$ ), and Akaike's information criteria (AIC) that resulted from backward stepwise procedure for predicting the squid's abundance. The dependent variable is the log-transformed annual CPUE ( $\log U$ ) from 1986 through 2007. Note that PPANov, PPAMar, and PPADec represent 2-year-lagged Antarctic Oscillation indices in November, March, and December, respectively, before the fishing season; S\_5m\_Mar and PS\_5m\_Mar stand for subsurface seawater temperatures at a depth of 5 m at the southern Patagonian shelf in the concurrent and previous March, respectively; and PN\_5m\_Mar represents the subsurface seawater temperatures at a depth of 5 m at the northern Patagonian shelf in the previous March.

Model	Intercept	Environmental variables						$R^2$ (%)	AIC
		S_5m _ Mar	PPANov	PPAMar	PS_5m _ Mar	PPADec	PN_5m _ Mar		
1	12.186	-0.278 (0.003)						35.6	27.61
2	12.010	-0.265 (0.006)	-0.295 (0.001)					63.7	16.97
3	11.336	-0.202 (0.002)	-0.249 (0.001)	0.309 (0.006)				76.4	9.548
4	12.975	-0.176 (0.003)	-0.273 (0.000)	0.302 (0.003)	-0.176 (0.017)			83.3	3.927
5	12.799	-0.154 (0.007)	-0.213 (0.005)	0.332 (0.001)	-0.178 (0.012)	-0.083 (0.127)		85.6	2.617
6	12.019	-0.163 (0.007)	-0.216 (0.006)	0.354 (0.002)	-0.175 (0.016)	-0.086 (0.126)	0.038 (0.524)	86.0	4.001



Table 3. List of environmental variables in the predictive generalized linear models used in analyses of the influence of environmental factors on catch per unit of effort for the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the southwest Atlantic, when progressive analysis was performed with data from 1998 through 2007. The shading in a cell denotes that a variable was included in the model with either positive (+) or negative (-) loading. All coefficients in models were significant at  $P$ -value  $<0.05$ . Note that PPANov, PPADec, and PPAMar represent 2-year-lagged Antarctic Oscillation indices in November, December, and March, respectively, before the fishing season; PS\_5m\_Mar and S\_5m\_Mar represent subsurface seawater temperatures at a depth of 5 m at the southern Patagonian shelf in the previous and concurrent March, respectively; and  $R^2$  represents the coefficient of multiple determination.

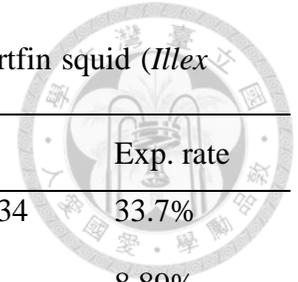
Year	Environmental variables					$R^2$ (%)
	PPANov	PPADec	PPAMar	PS_5m_Mar	S_5m_Mar	
1998	-		+	-		91.3
1999	-		+	-		93.9
2000	-		+	-		90.2
2001	-		+	-		90.6
2002	-		+	-		90
2003	-		+	-		87
2004	-		+		-	84.5
2005	-		+	-		78.7
2006	-	+	+	-		82.2
2007	-		+	-	-	83

Table 4. Parameters and goodness of fit for variogram model estimation for the Argentine shortfin squid (*Illex argentines*) in the Southwest Atlantic.

Year	Model	Parameters				Goodness of fit
		Nugget	Scale	Length	%	$R^2$
1999	Linear + Spherical	0.05 (Slope)				
		0.240	0.176	1.716	96.2	0.969
2004	Spherical	0.130	0.297	2.075	68.1	0.690
2007	Spherical	0.16	1.766	2.805	87.6	0.879
2010	Exponential	0.036	0.304	2.703	84.3	0.844
2011	Spherical	0.059	0.739	1.930	88.0	0.881
2012	Spherical	0.154	0.220	2.993	53.5	0.707

Table 5. Cross-validation of Kriging estimate, average CPUE (U) and integrated annual biomass of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the Southwest Atlantic squid jigging ground.

Year	Model	Cross-validation			Avg. U	Std	Biomass	Catch	Exp. rate	
		a	b	$R^2$						
1999	Linear	+	0.861	0.657	0.817	4.768	2.605	780,474	263,434	33.7%
	Spherical									
2004	Spherical		0.319	0.664	0.885	0.928	0.399	109,815	9,767	8.89%
2007	Spherical		0.292	0.887	0.981	6.387	3.860	1,093,013	284,562	26.0%
2010	Exponential		0.307	0.764	0.952	1.352	0.426	225,776	30,543	13.5%
2011	Spherical		0.195	0.901	0.990	2.040	1.248	258,932	69,577	26.9%
2012	Spherical		1.065	0.511	0.811	2.887	0.416	400,697	83,949	2.10%



# FIGURES

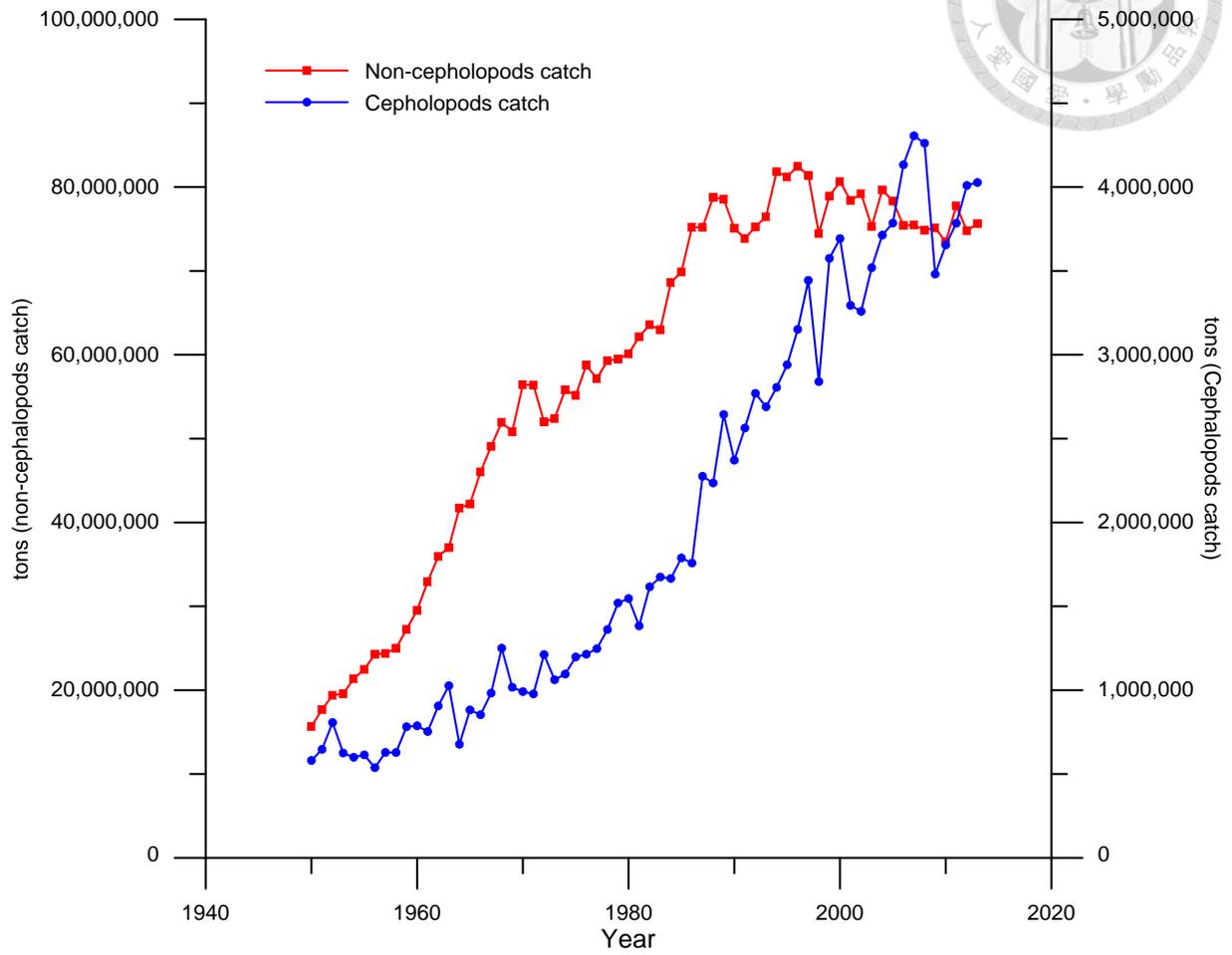


Fig. 1: The world fishery catch of non-cephalopods and cephalopods since 1950.

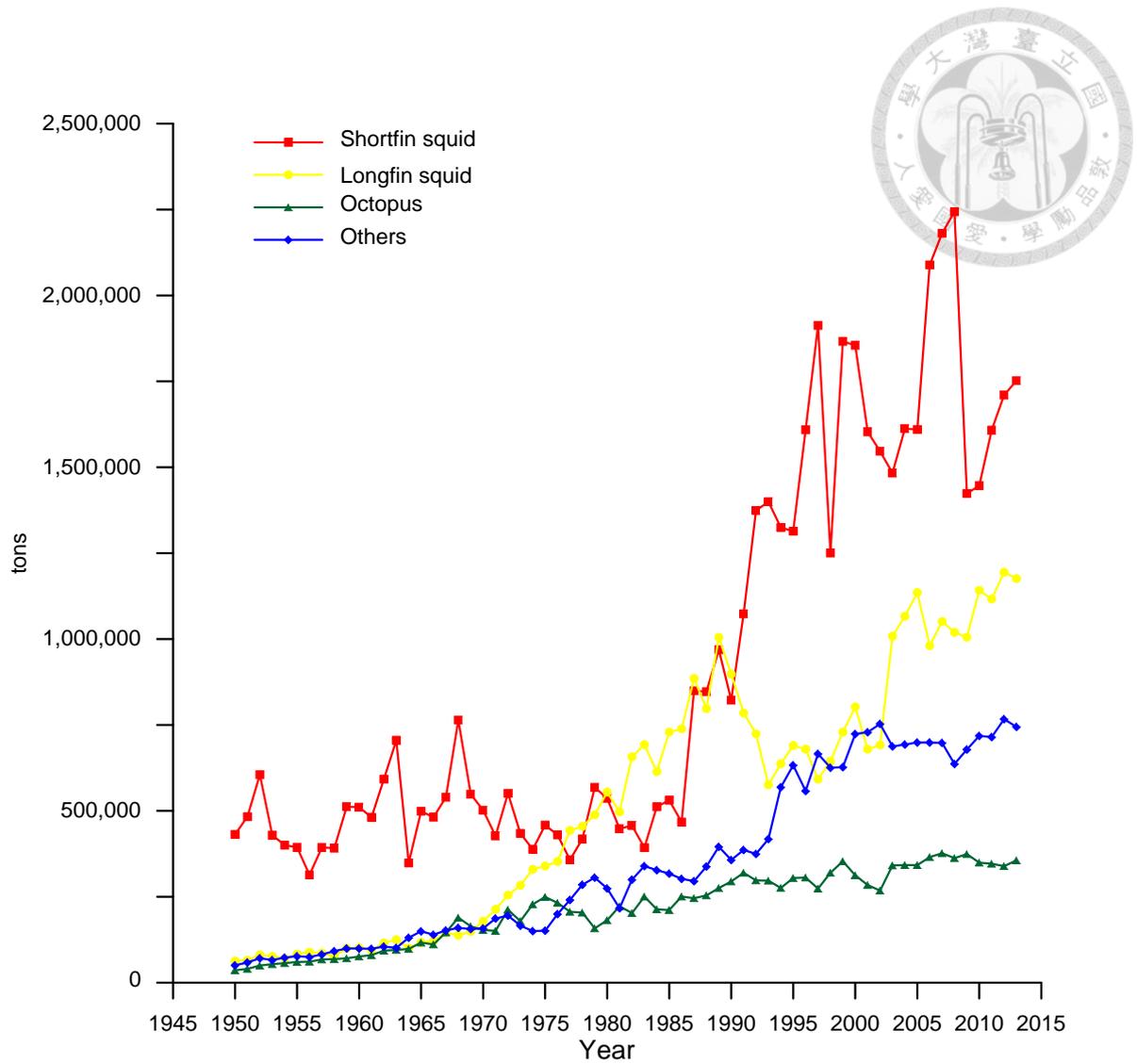


Fig. 2: The world fishery catch of cephalopods with different orders since 1950.

The ommastrephid is the biggest catch of cephalopods around the world, included more than 40% of cephalopods catch since 1991.

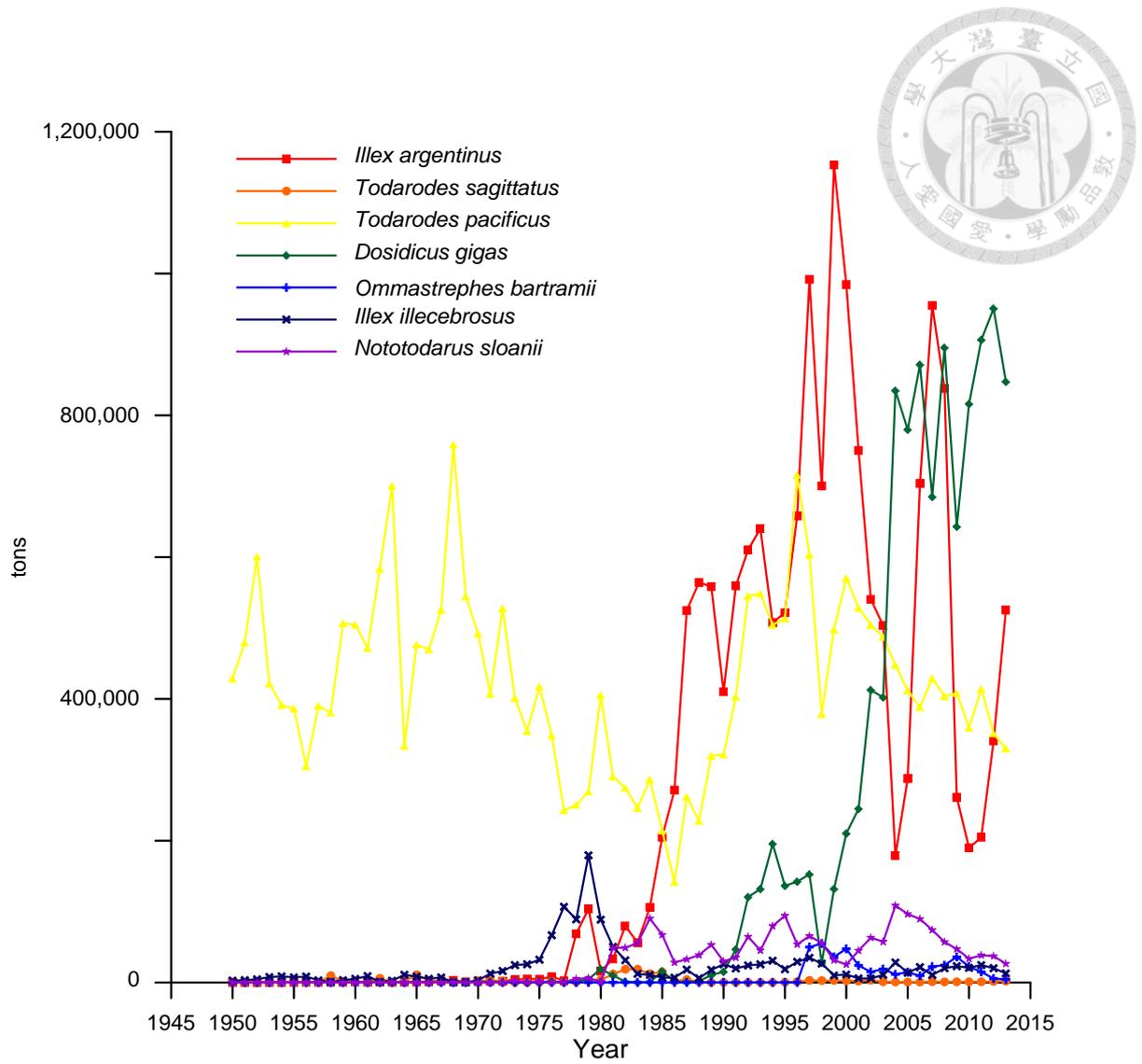


Fig. 3: The world fishery catch of shortfin squid since 1950.

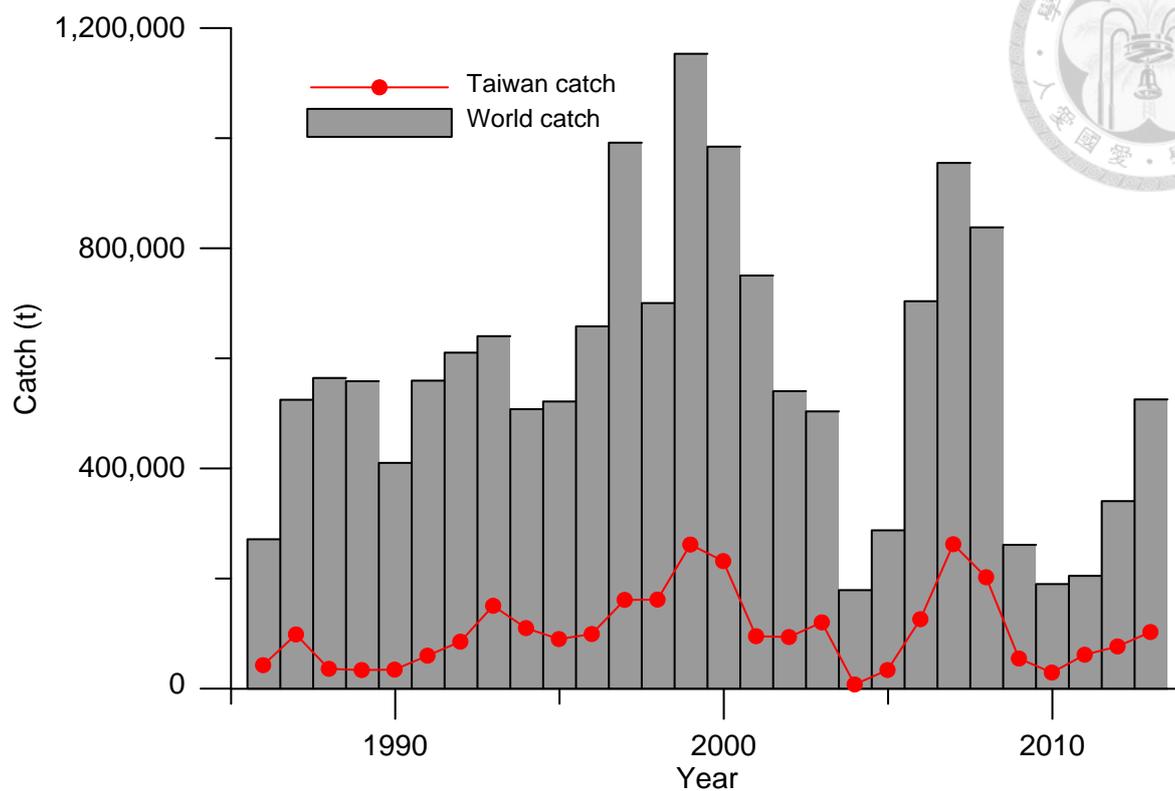


Fig. 4: Annual catch (in metric tons [t]) of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*), based on data from catch logs of Taiwanese jiggers that operated in the southwest Atlantic from 1986 through 2013.

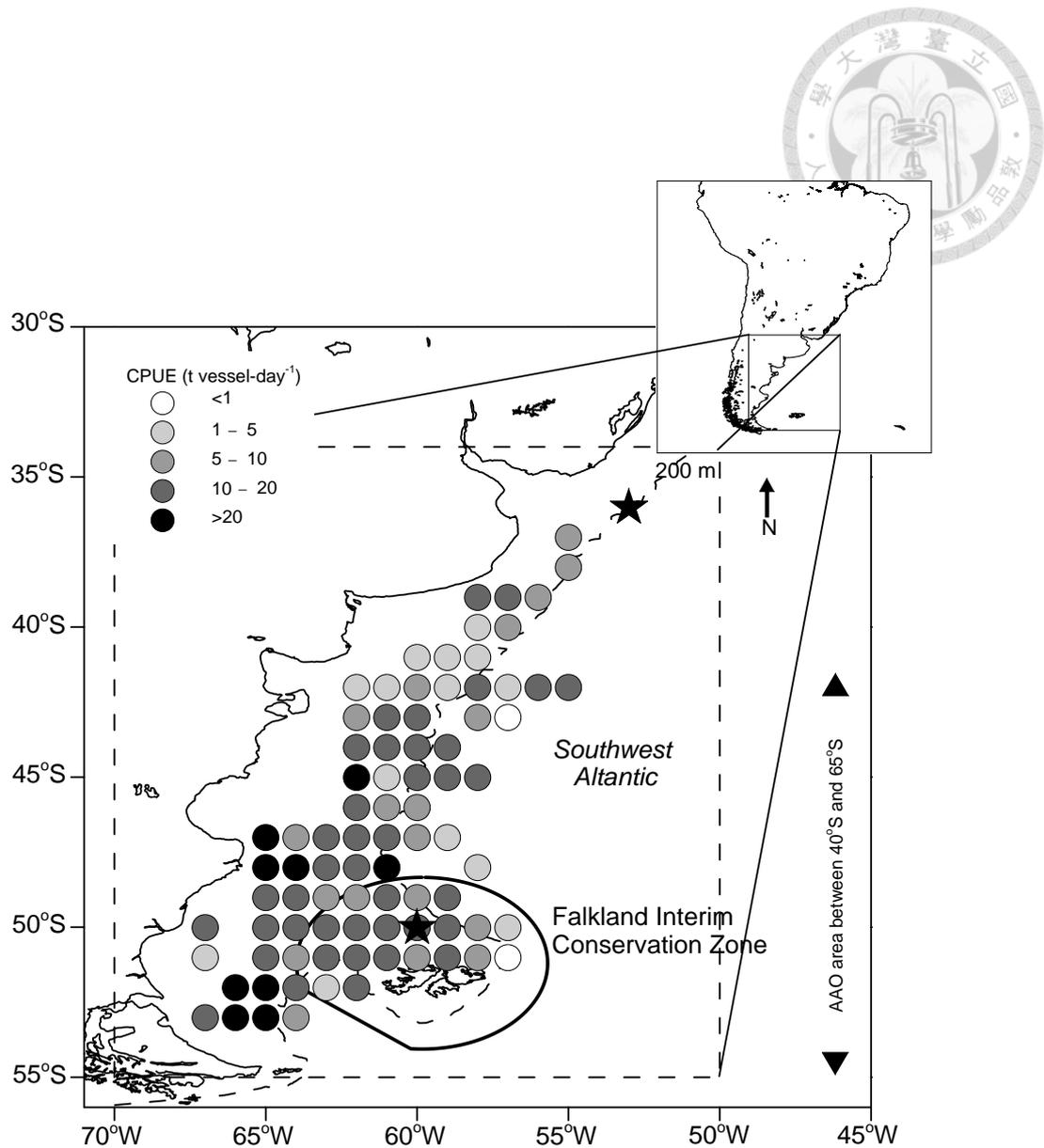


Fig. 5: Map of the study area (34–55°S, 50–70°W) and spatial distribution of annual mean catch per unit of effort (CPUE), measured in metric tons (t) per vessel per day, of Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) from 1986 through 2010 in the southwest Atlantic. The dashed line indicates the 200-m isobath, and the 2 black stars indicate the 2 locations on the Patagonian shelf where subsurface seawater temperatures were taken: 36°S, 53°W (north) and 50°S, 60°W (south). The area of the Antarctic Oscillation (AAO) is shown between 40°S and 65°S.

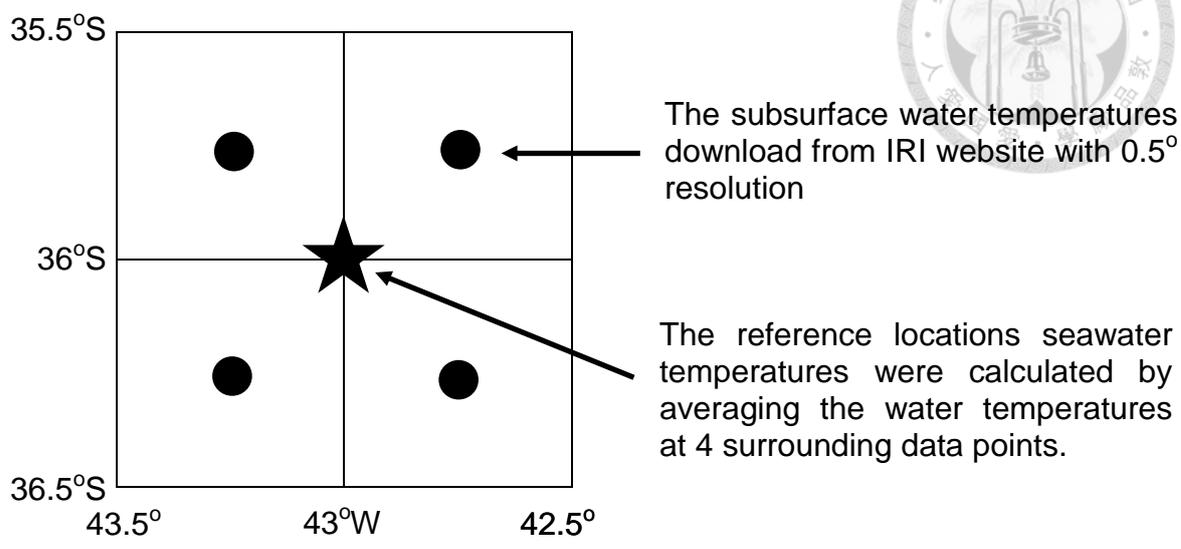


Fig. 6: Monthly subsurface water temperatures at the 2 reference locations were calculated by averaging the water temperatures, from the IRI database, at 4 surrounding data points.

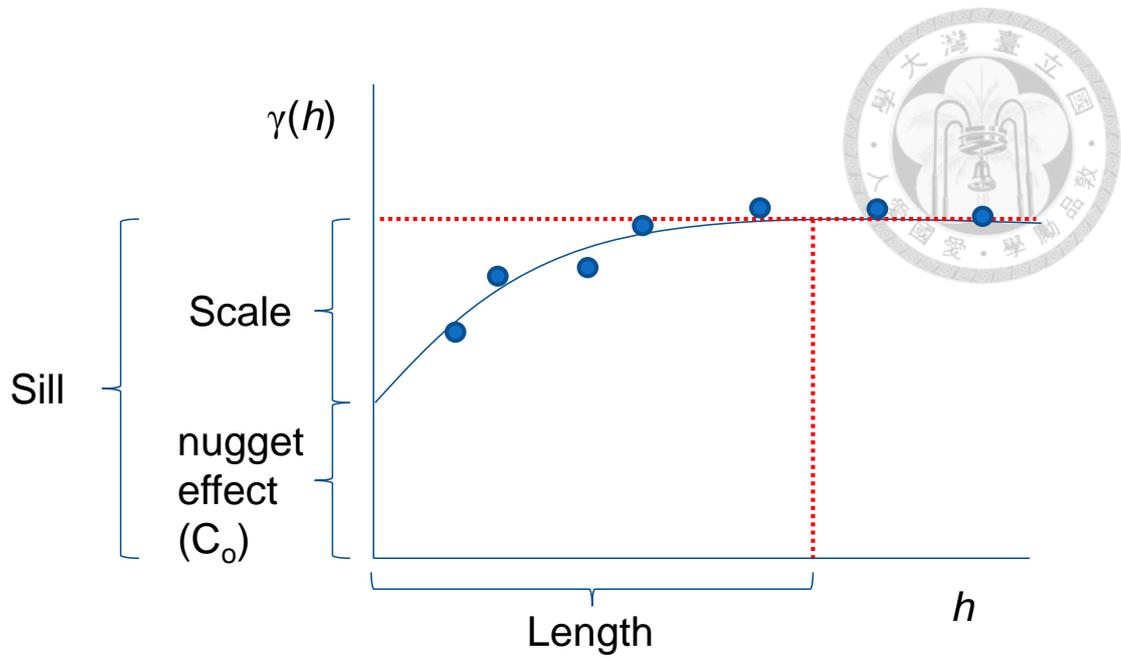


Fig. 7: The semi-variance between data points is a function of distance and can be fitted as some regression functions (solid line).

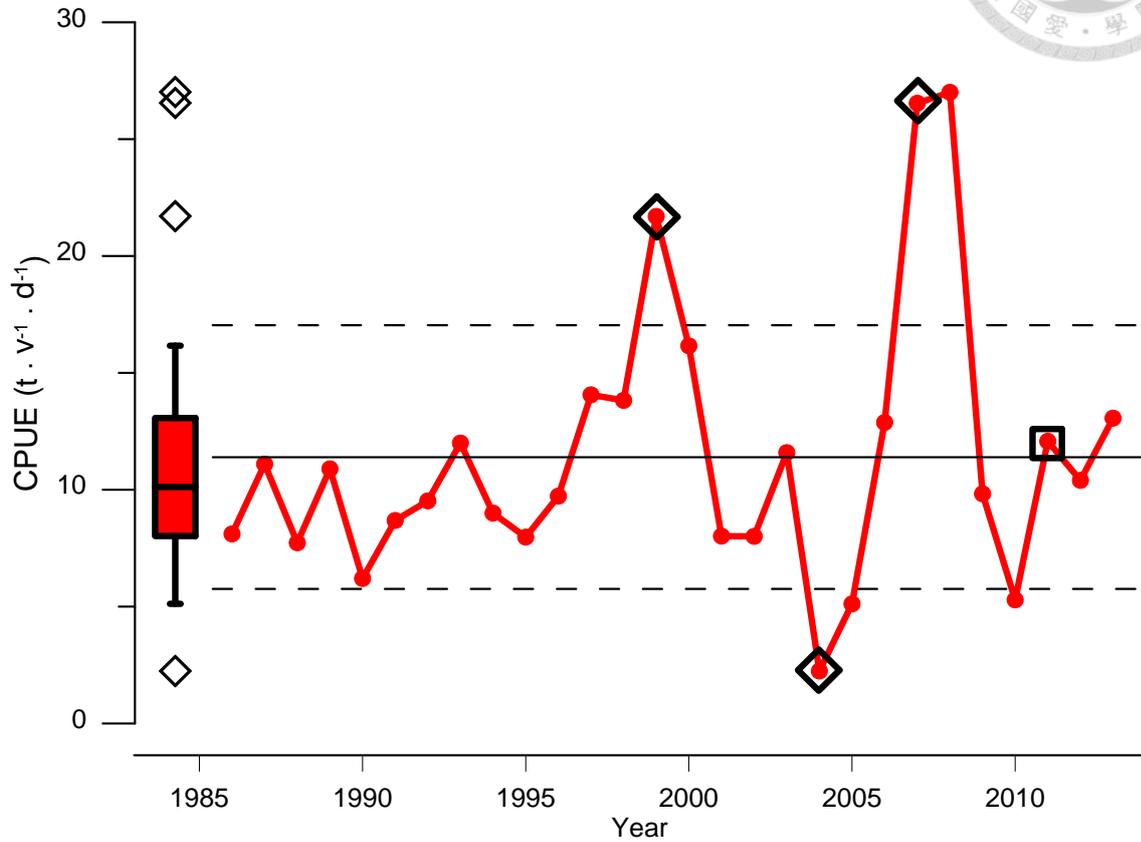


Fig. 8: The Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) annual abundance index (in tons  $v \cdot d^{-1}$ ) of the Taiwanese jiggers in the Southwest Atlantic waters. Box-and-whiskers plot summarized data across the whole range, and dash lines indicate 95% confident intervals. Four outliers are found with 1999, 2004, 2007 and 2008. Six years of 1999, 2004, 2007, 2010, 2011 and 2012 are selected to illustrate spatial patterns at abundance levels of high, ordinary and low.

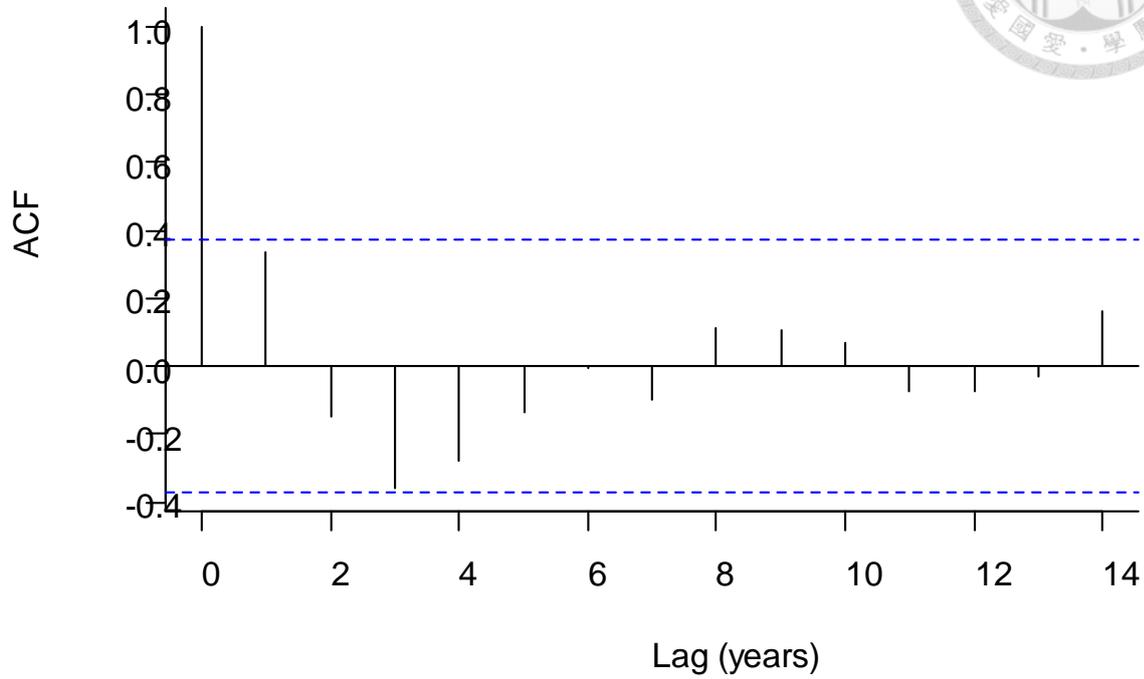


Fig. 9: Lagged autocorrelation functions (ACFs) for annual log-transformed catch per unit of effort of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) caught by Taiwanese jiggers from 1986 through 2013 in the southwest Atlantic. There was no statistical significance between all the time lags. The dashed lines indicate the 95% confidence intervals.

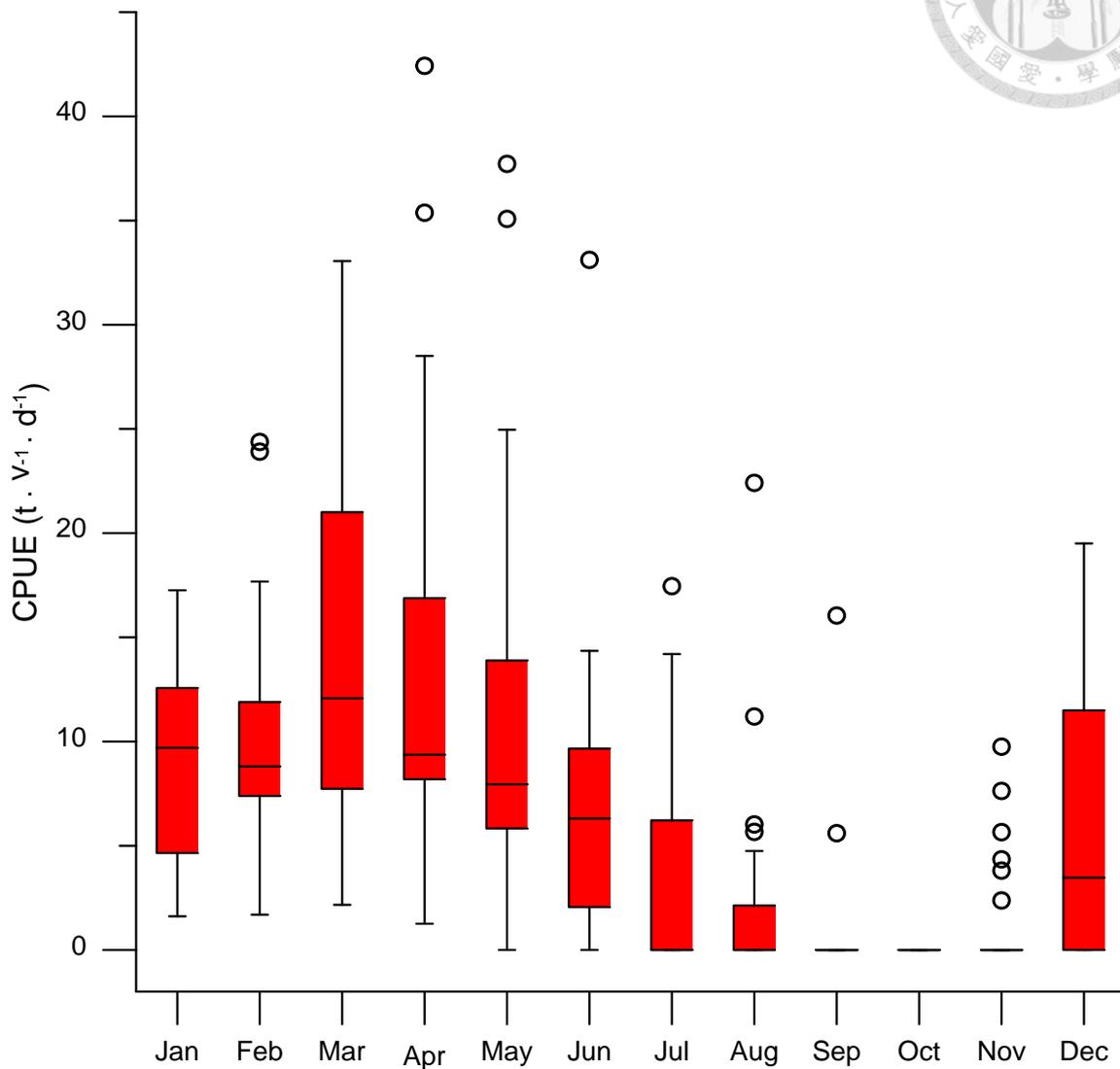


Fig. 10: Monthly box-and-whisker plot of CPUE, measured in metric tons per vessel per day( $t \cdot v^{-1} \cdot d^{-1}$ ), of the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) caught by Taiwanese jiggers from 1986 through 2013 in the southwest Atlantic. Open circles indicate outliers detected for specific years. The fishing season began in November and was most active from January through June.

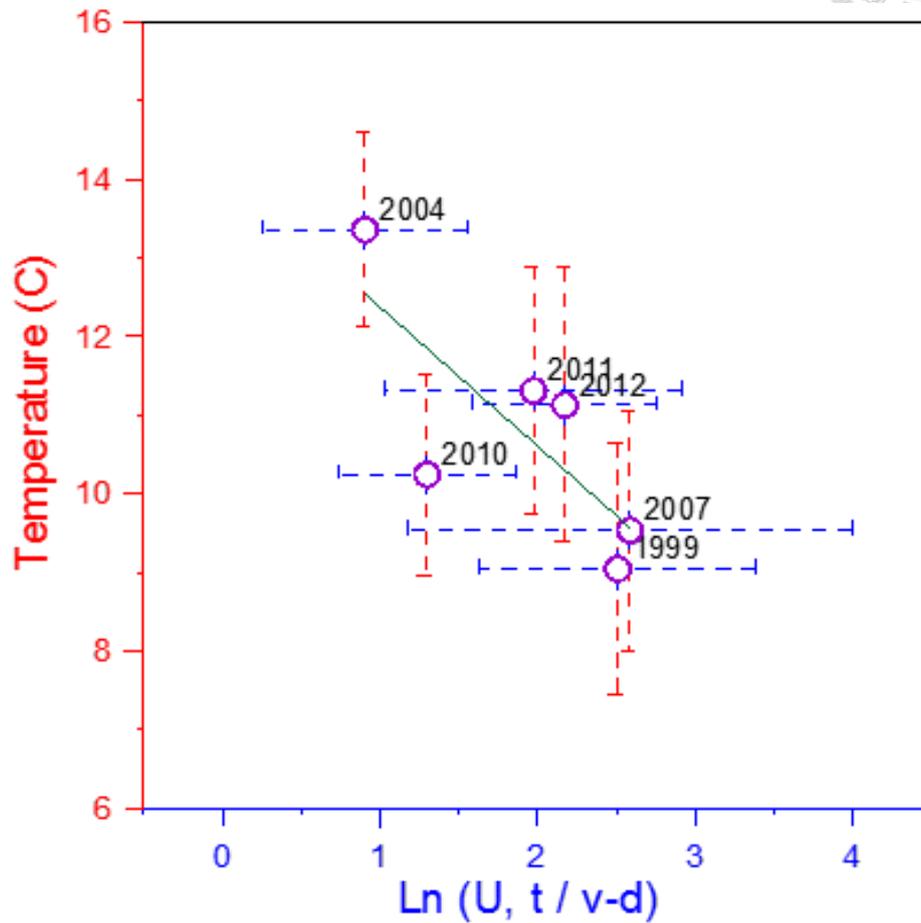


Fig. 11: Bivariate plot of abundance index and *in situ* seawater temperature.

Negative correlation is evidenced by linear regression analysis, that shows a high temperature in 2004 corresponds to low abundance, and low temperatures in 1999 and 2007 follow high abundance. Dashed line indicates the range of standard deviation.

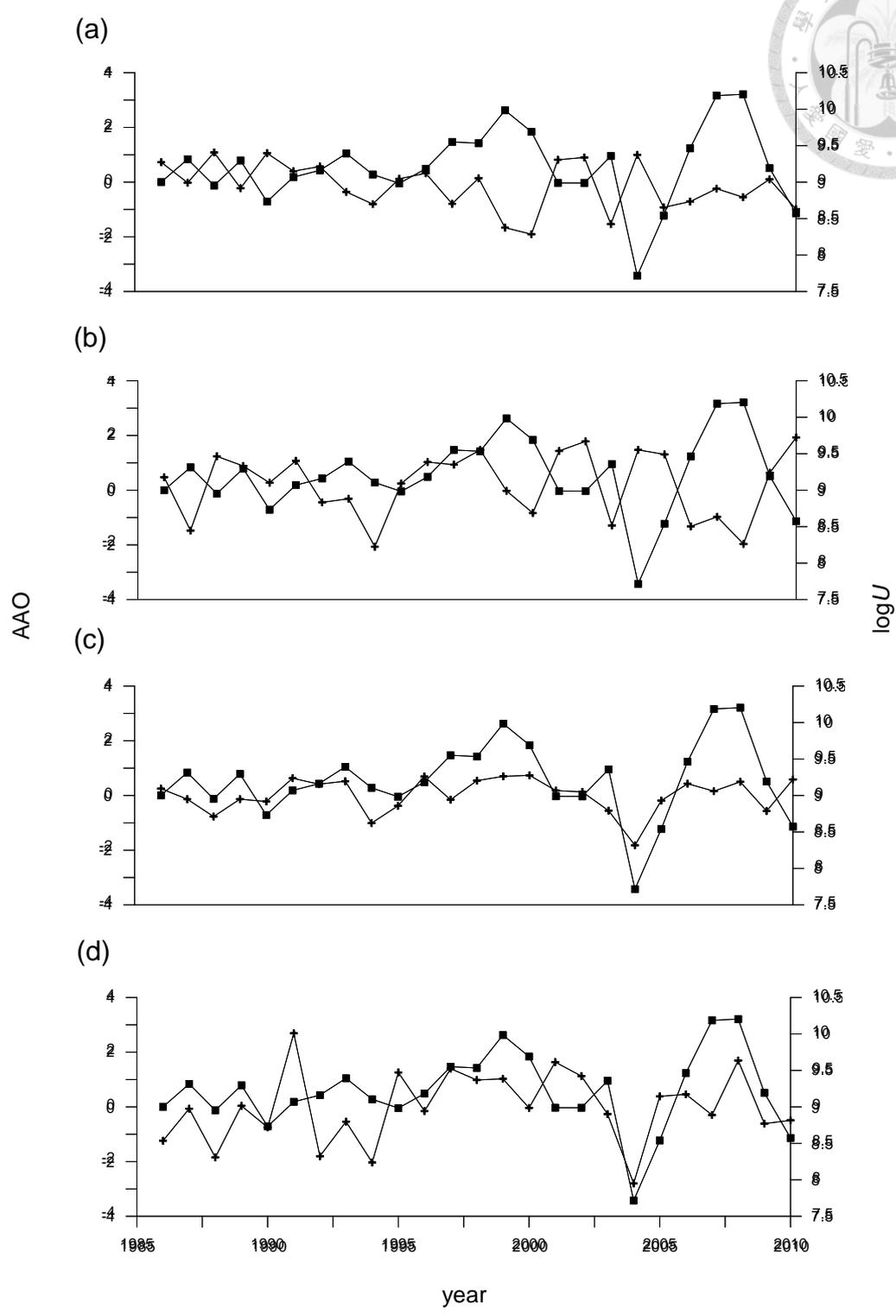
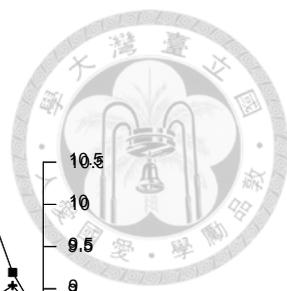


Fig. 12: The time series of CPUE(logU) with AAO in previous two years in (a) November, (b) December, (c) March and (d) May. ■: logU; + : AAO.

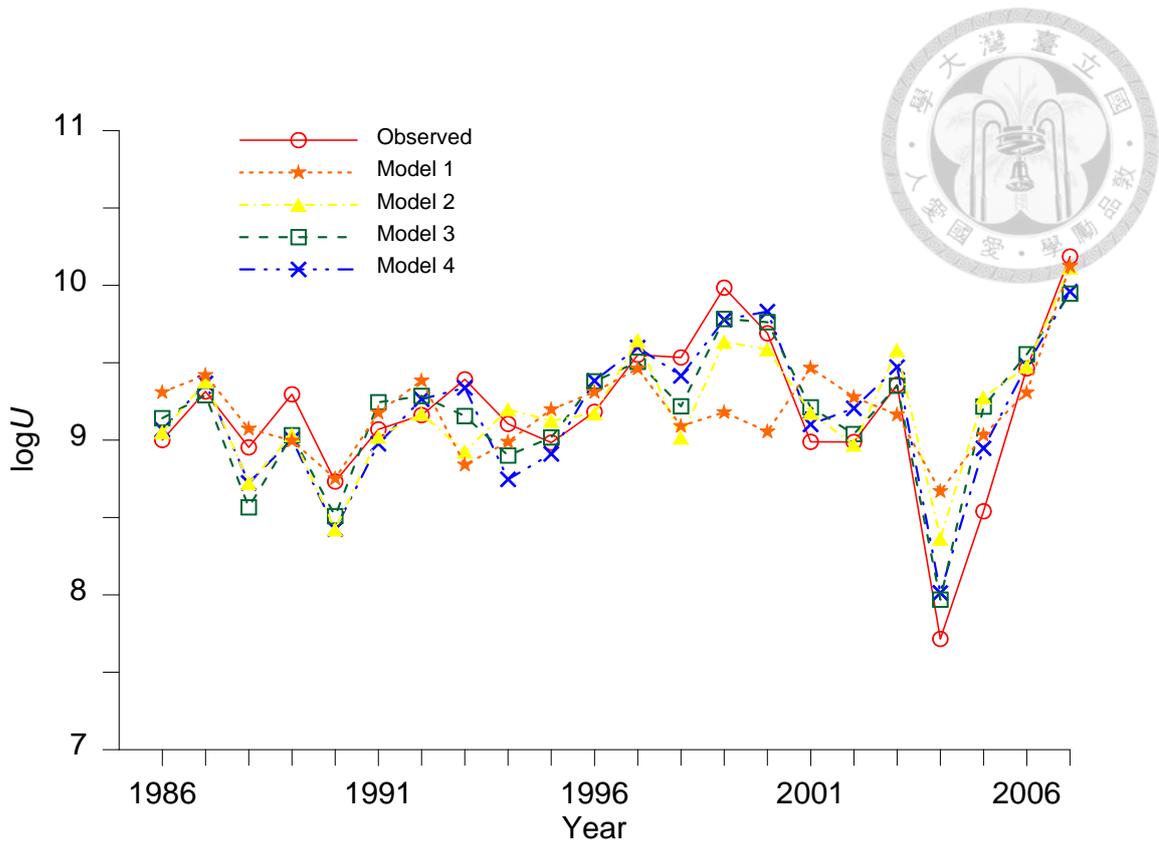


Fig. 13: Annual abundance trends for the Argentine shortfin squid (*Illex argentinus*) in the southwest Atlantic Ocean during 1986–2007 based on observed log-transformed catch per unit of effort ( $\log U$ ) and estimated  $\log U$  values determined from generalized linear models 1–4, as shown in Table 2.

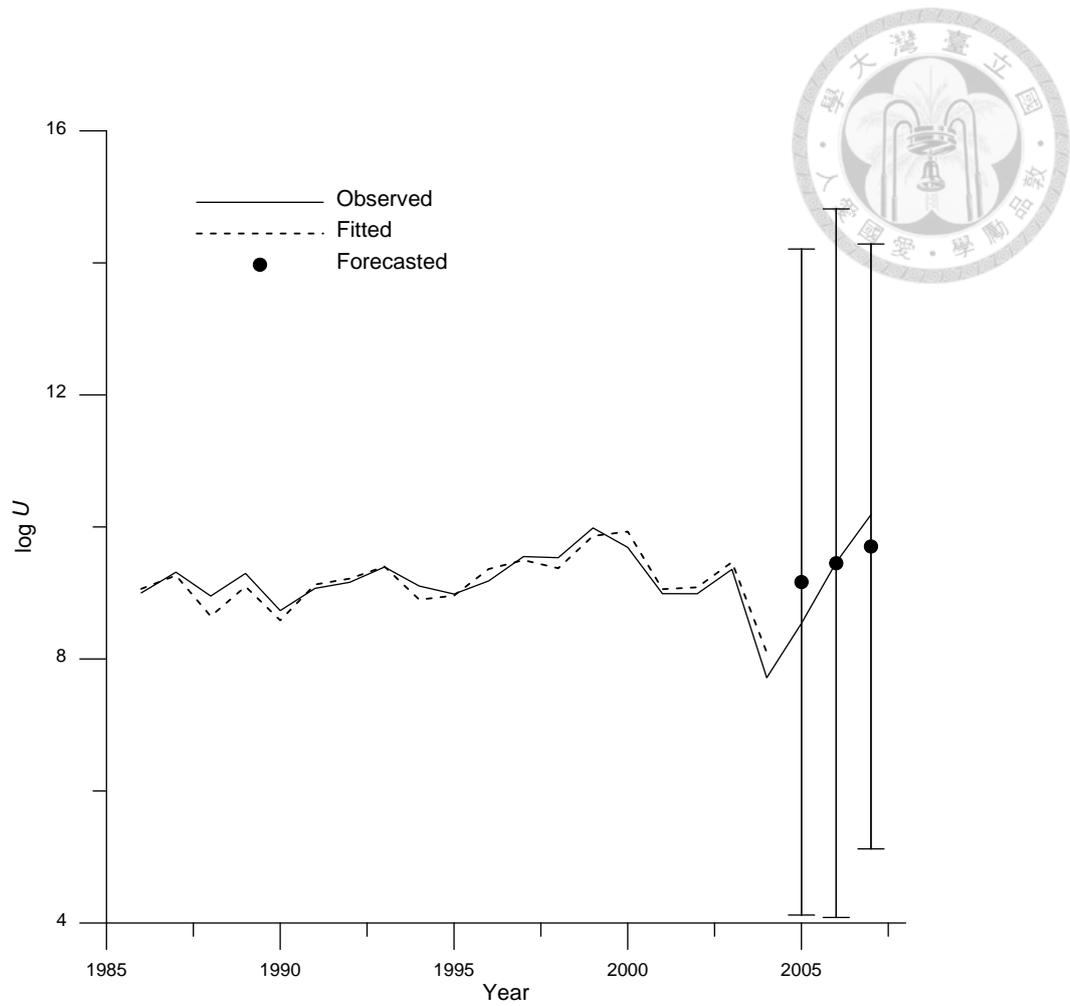


Fig. 14. The generalized linear model estimated the annual log-transformed annual catch per unit effort ( $\log U$ ) (dotted line) based on data form 1986 through 2004 and forecasted (spot) to the  $\log U$  of 2005, 2006 and 2007.

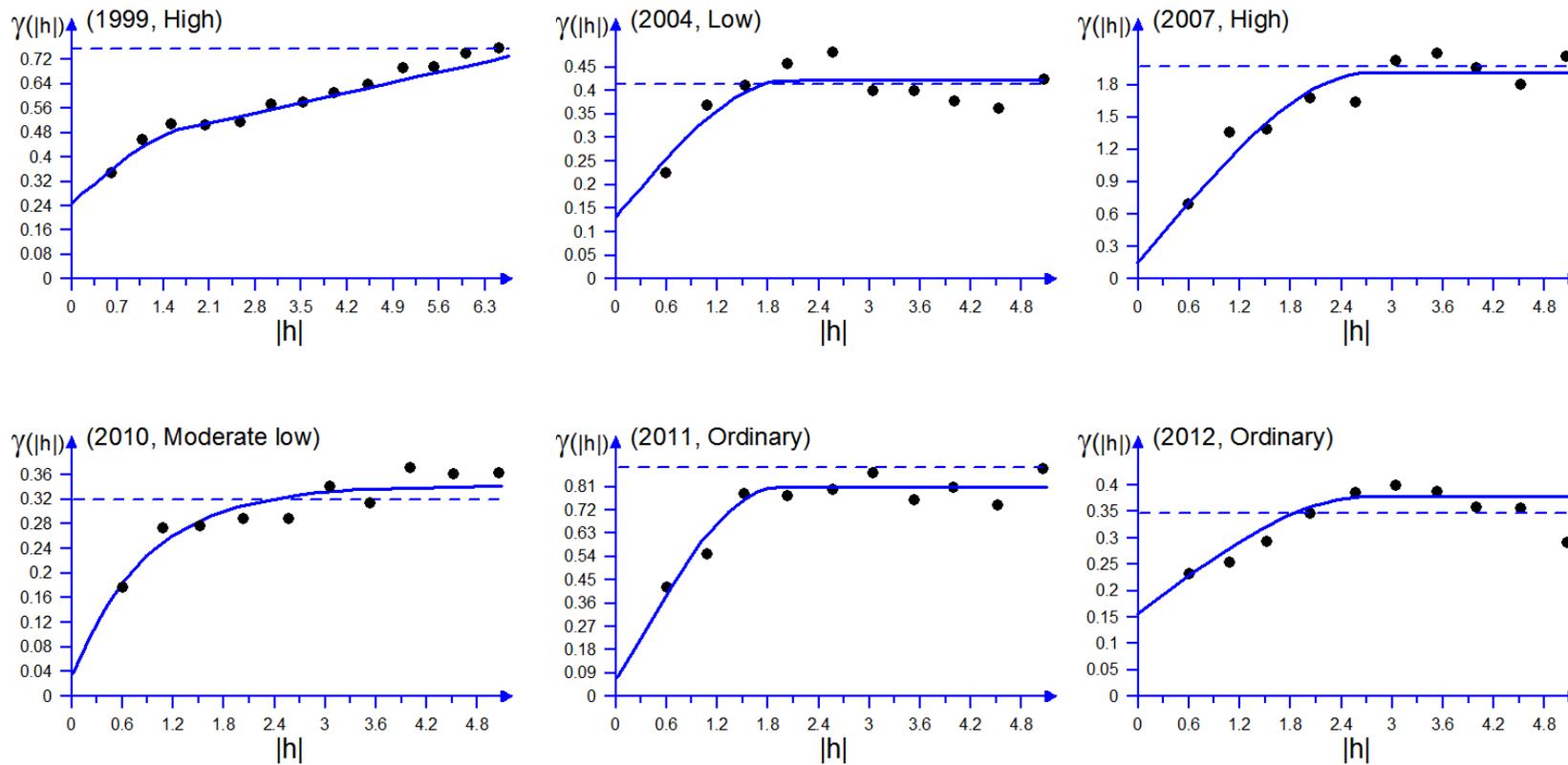
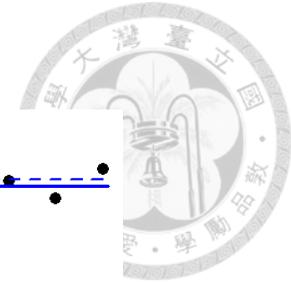
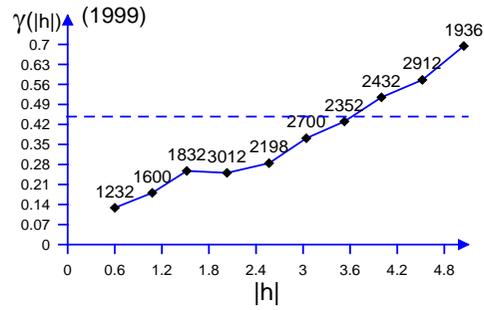
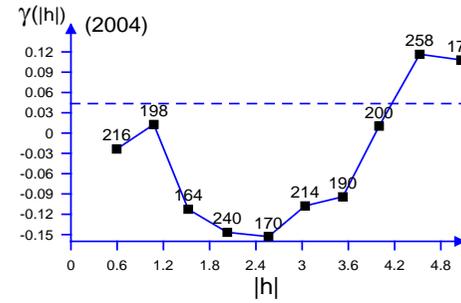


Fig. 15: Semivariogram models for annual abundance index distributions with various abundance levels - 1999 (high), 2004 (low), 2007 (high), 2010 (moderate low), 2011 (ordinary) and 2012 (ordinary).

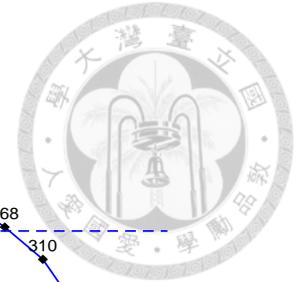
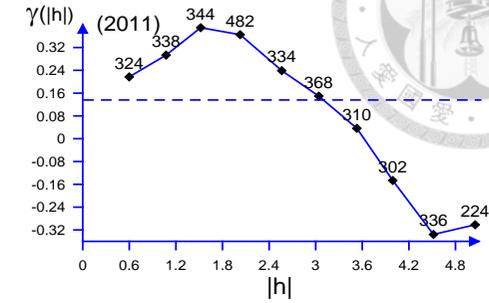
High -



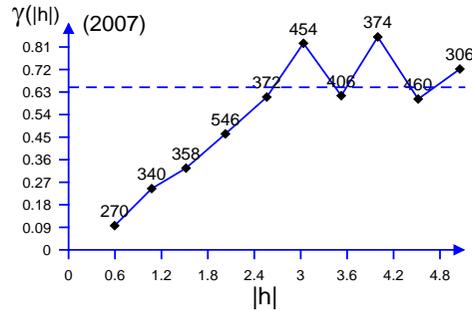
Low -



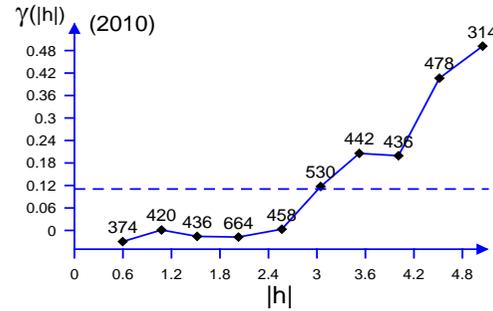
Ordinary -



High -



Moderate low -



Ordinary -

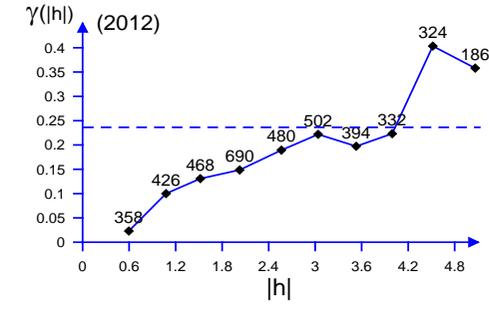


Fig. 16: Cross-variography for variables of abundance and water temperature, as shown by various abundance levels - 1999 (high), 2004 (low), 2007 (high), 2010 (moderate low), 2011 (ordinary) and 2012 (ordinary).

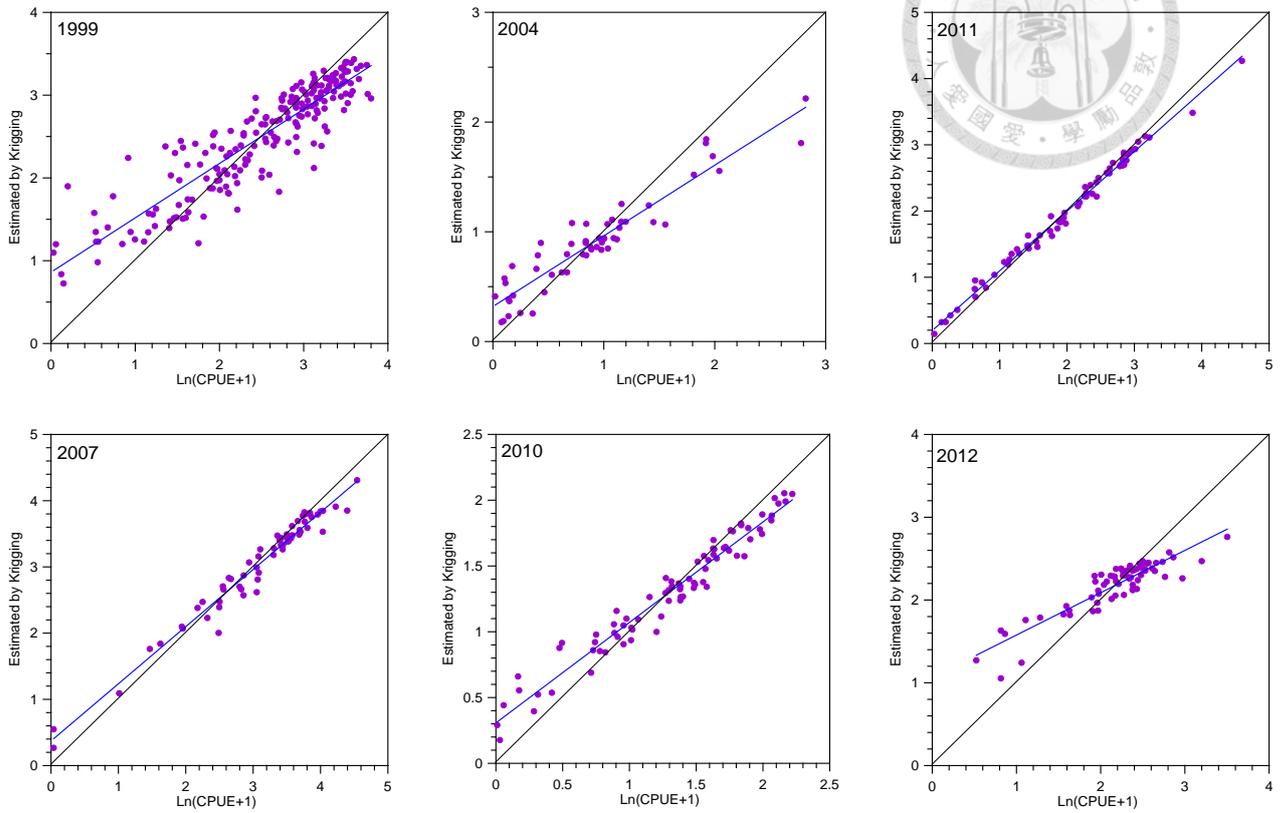


Fig. 17. Cross-validation of kriging results, as shown by linear correlations between observation and estimation values.

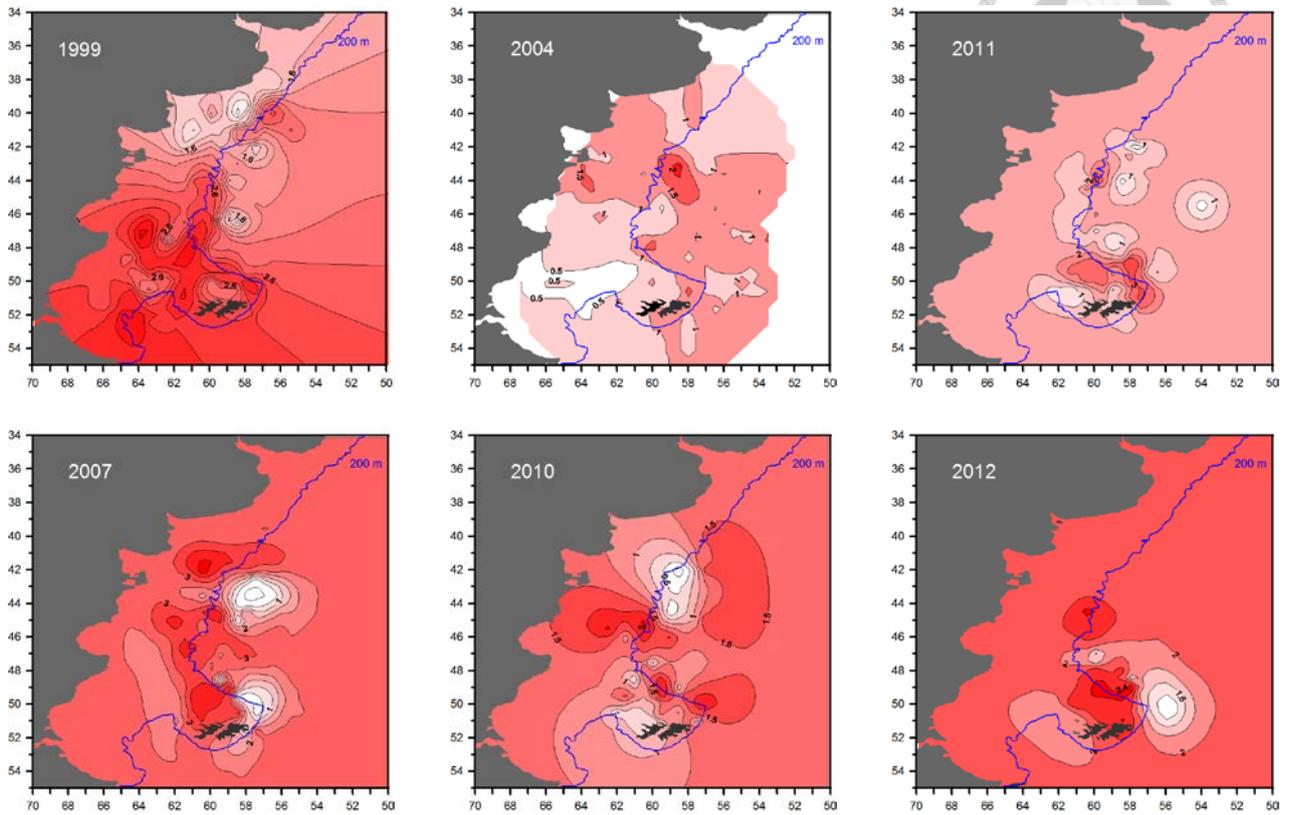


Fig. 18: Contour maps of the annual abundance index ( $\log(\text{CPUE} + 1)$ ), intrapolations were made by software SURFER's gridding method of Kriging, incorporated with annual parameters of the variogram model (see Table 4).

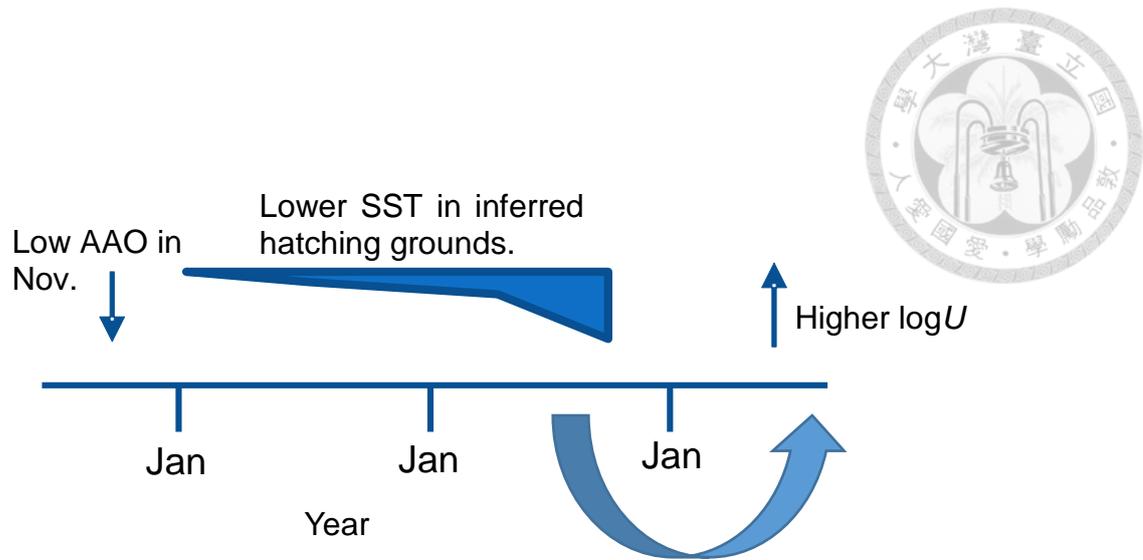


Fig. 19: The schematic of AAO impacted on  $\log U$ .