

京都府機船底曳網漁業の経営改善策とその効果の試算
Management Improvement of the Danish Seine Fishery in Kyoto Prefecture
and Determining its Impact

望月政志

(京都府農林水産技術センター海洋センター)

Masashi MOCHIZUKI

(Fisheries Technology Department; Kyoto Prefectural Agriculture, Forestry and
Fisheries Technology Center)

E-mail : mocchy@mcn.ne.jp

【要約】

本論文は、京都府機船底曳網漁業の曳網回数増加による経営改善策とその効果について検討することを目的に、2010～2013年の個別経営データを用いたパネルデータ分析を行い、漁業所得最大化となる月別最適曳網回数について試算した。その結果、次のようなことが明らかとなった。底曳網漁業経営体の所得向上策として、曳網回数の増加は効果的であったが、春・秋漁期については曳網回数を増やすことは得策ではなく、むしろそれらの漁期においては曳網回数を削減することが有効であった。また、曳網回数の最適化だけでは漁家経済余剰の赤字が黒字に転じず、底曳網漁業の乗組員が受け取る給与についても減少することが明らかとなった。したがって、曳網回数の最適化だけでなく、春・秋漁期の曳網回数の削減により余った時間を底曳網漁業以外の別の漁業に活用するといった複合経営への展開を検討していくことも重要と考えられる。

【キーワード】

京都府機船底曳網漁業、経営改善、漁業所得最大化、最適曳網回数、パネルデータ分析

【abstract】

This study investigated the improvement in the management of Danish Seine Fishery in the Kyoto Prefecture by optimizing the number of hauls in order to gauge its impact with respect to income. The optimum number of hauls per month that maximize fishery income was calculated using the panel data analysis and individual management data of fishery for the period between 2010 and 2013. The results revealed that, although increasing the number of hauls effectively improved the income of the fishery management body, it was inadvisable to increase them in the spring and fall seasons. Moreover, reducing the number of hauls in those seasons was more effective in

improving income. It was further revealed that the deficit of the fishery household economy was not only converted into surplus by optimizing the number of hauls, but the fishery crews' salaries also witnessed a decrease. Therefore, it is important to consider the optimization of the number of hauls in addition to the development of multiple fisheries management, such as utilizing the remaining time for another fishery by reducing the number of non-optimal hauls in the spring and fall seasons.

1. はじめに

日本海の底曳網漁業の経営は厳しい状況にある。加藤(2006)は日本海の沖合底曳網漁業の経営悪化の理由として、200 カイリ排他的経済水域導入以降の漁場競合の激化による漁獲量の低迷と低価格輸入魚の影響、バブル崩壊以降の需要の低迷などの経営環境の変化を挙げている。このような経営環境の悪化は、漁船規模の大きな沖合底曳網漁業だけに限った問題ではなく、20 トン未満の漁船規模の小さな底曳網漁業においても同様である。

漁船規模が 20 トン未満の京都府機船底曳網漁業（以下、京都府底曳網漁業と略す）⁽¹⁾では、漁獲量の低迷による経営悪化から脱却するため、1980 年代以降からズワイガニやアカガレイの資源管理に力を入れてきた。その結果、広範囲の保護区設置によるズワイガニの漁獲量の増加やアジア初の MSC 認証取得⁽²⁾など、資源管理の先進的事例として注目を浴びてきた。しかしながら、漁家経営は地域によって格差が生じており、特に経営状況の厳しい地域では漁家経済余剰が赤字となっており、早急な経営改善が求められている（望月・倉田(2010)）。そのため、京都府漁業協同組合（以下、京都府漁協と略す）、京都府底曳網漁業連合会および行政が一体となり、経営改善に向けた新たな取り組みが試みられつつある⁽³⁾。

その代表的なものの一つに、2014 年に策定された京都府の「浜の活力再生プラン」がある⁽⁴⁾。同プランの主な取り組みには、産地市場のセリ開始時刻変更や省エネ対策としての漁船の低速航行などがある。そのうちのセリ開始時刻変更については、経営の厳しい A 地域の経営体を対象にした経営改善策である。A 地域の経営体が出荷している産地市場のセリ開始時刻（通常、午前 9 時開始）を午後からに遅らせることで出港から帰港するまでの操業時間を長くし、網を曳く回数（曳網回数）を増やして漁獲金額の増加を図ろうというのが狙いである。しかし、安易な曳網回数の増加は、経営資源の過剰投入となり、かえって漁業所得の最大化を妨げる恐れがある。そのため、漁業者が同プランを効果的・効率的に実施していくためには、漁業所得が最大となるような最適曳網回数を明らかにする必要がある。

そこで本論文では、京都府底曳網漁業の経営改善策とその効果について検討することを目的に、漁業所得の最大化となる A 地域の月別最適曳網回数および曳網回数の最適化によ

る漁業所得の増加額や乗組員の受取給与の増加額について試算した。分析方法は、漁業収益あるいは各種費用に対する曳網回数との関係を表すモデル式について、A 地域の個別経営データを用いたパネルデータ分析により推定し、その結果を基に漁業所得が最大となる各月の曳網回数の組み合わせを試算した。また、現状における京都府底曳網漁業全体の経営状況を把握するため、A 地域以外の地域（B 地域）の損益についても明らかにした。なお、A 地域と B 地域の区分は、望月・倉田(2010)と同様に各経営体が所在する地域別とした。

分析では、京都府底曳網漁業の全 11 経営体中 9 経営体（A 地域 4 経営体、B 地域 5 経営体）から入手した青色申告決算書（平成 22～25 年分）、経営体別の 2010 年 1 月～2013 年 12 月における京都府漁協購買伝票（以下、漁協購買伝票と略す）、操業日誌（出漁回数、曳網回数など記載）、京都府漁協統計資料（以下、漁協統計資料と略す）の経営体別月別漁獲量・漁獲金額のほか、経営体に対する聞き取り調査（2014 年 6～8 月実施）から得られた青色申告決算書記載事項に関連する補足情報（給与計算方法、漁労状況、家計費および同一家計の構成員など）を用いた。

2. 京都府底曳網漁業の概要

底曳網漁船の登録隻数は 1970 年に 32 隻（32 経営体）であったが、2015 年時点では 11 隻（11 経営体）となっている。京都府底曳網漁業の生産額は、京都府全体の総漁業生産額の約 13%を占め、定置網漁業に次いで生産規模が大きい（京都府水産事務所(2014)）。

底曳網漁業の漁期は、9 月 1 日から翌年 5 月 31 日となっており（6 月 1 日～8 月 31 日は禁漁期）、季節ごとに春漁期（3 月 21 日～5 月 31 日）、秋漁期（9 月 1 日～11 月 5 日）、

表 1 京都府底曳網漁業の漁期、漁獲対象魚種および漁場の水深

漁期	期間	主な漁獲対象魚種	主な漁場の水深
春漁期	3月21日～5月31日	アカガレイ	220～230m
		ハタハタ、ソウハチ	170～200m
		ニギス、タイ類	150m前後
秋漁期	9月1日～11月5日	ソウハチ、ヒレグロ	170～200m
		ニギス、ヤナギムシカレイ	150m前後
		アンコウ、タイ類	100～150m
冬漁期	11月6日～3月20日	ズワイガニ	230～350m
		アカガレイ、ハタハタ	200m前後
		ソウハチ、ヒレグロ	150m前後

出所：京都府農林水産技術センター海洋センターのホームページより筆者作成。

URL：<http://www.pref.kyoto.jp/kaiyo2/zuwai/gyogyou-top.html>（最終アクセス日：2017 年 1 月 24 日）

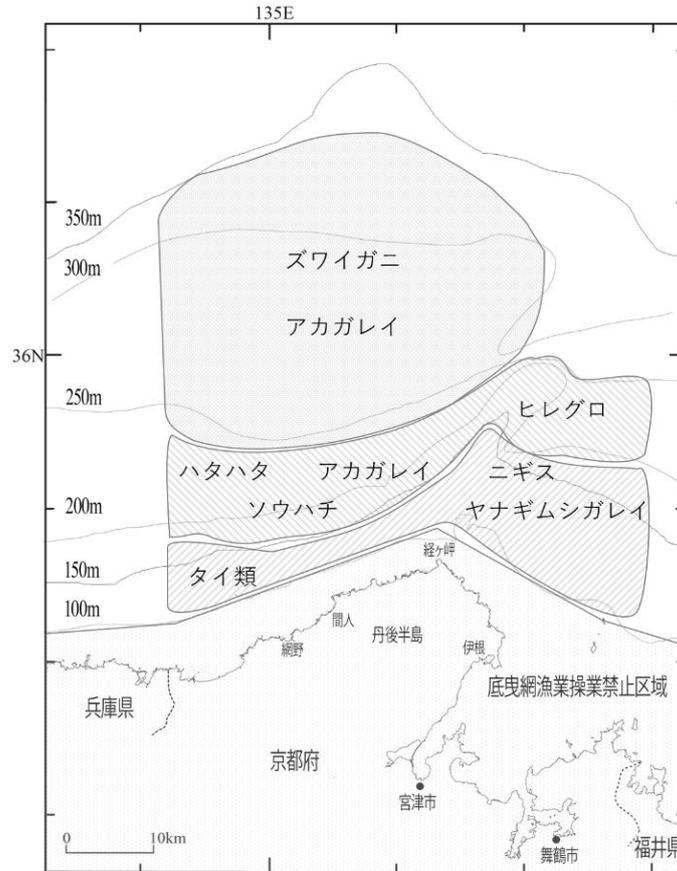


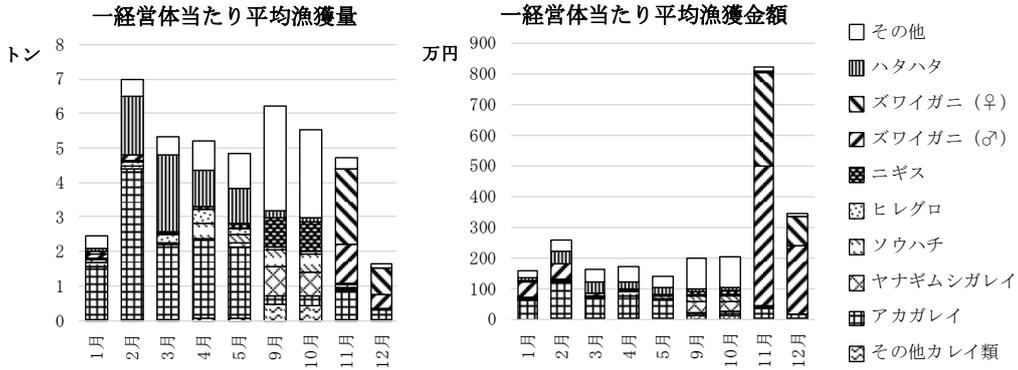
図1 京都府沖合における漁獲対象魚種別の底曳網漁場図

出所：京都府農林水産技術センター海洋センターのホームページから筆者作成。

URL：<http://www.pref.kyoto.jp/kaiyo2/zuwai/gyogyou-top.html> (最終アクセス日：2017年1月24日)

冬漁期（11月6日～3月20日）と呼ばれている。漁期により主な漁獲対象魚種が異なり、それにより操業する主な漁場の水深も変化する（表1）。春漁期は、アカガレイ（水深：220～230m）、ハタハタ、ソウハチ（同：170～200m）、ニギス、タイ類（同：150m前後）、秋漁期はソウハチ、ヒレグロ（同：170～200m）、ニギス、ヤナギムシガレイ（同：150m前後）、アンコウ、タイ類（同：100～150m）、冬漁期はズワイガニ（同：230～350m）、アカガレイ、ハタハタ（同：200m前後）、ソウハチ、ヒレグロ（同：150m前後）となっている。また、事例地では、ズワイガニを狙って漁をすることをカニ曳、ズワイガニ以外の魚類を狙って漁をすることを魚曳と呼んでいることから、漁期を大きく二つに分ける場合は、「カニ曳の時期」と「魚曳の時期」というように区別されている。使用する網は、網目の大きさやロープの長さ、形状などの異なる網が数種類あり、対象魚種の種類や大きさに応じて使い分けられている。

A地域



B地域

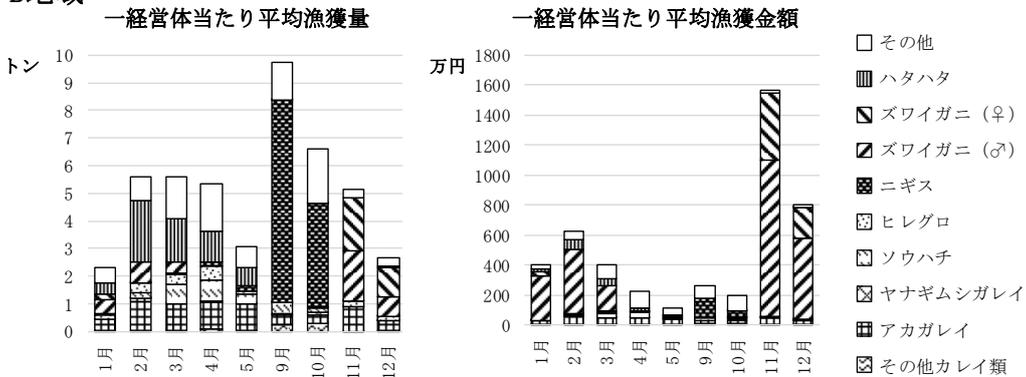


図2 一経営体当たり平均漁獲量と漁獲金額 (2010～2013年の4ヵ年平均)

出所：漁協統計資料

京都府沖合における漁獲対象魚種別の底曳網漁場図を図1に示した。ズワイガニやアカガレイの漁場は、他の魚種に比べて陸地から遠く離れた海域に位置する。一経営体当たり平均漁獲量と漁獲金額(2010～2013年の4ヵ年平均)を図2に示した。A地域の漁獲量は、2月、9月、10月の順に多く、12月、1月は少なかった。B地域の漁獲量は、9月、10月、3月の順に多く12月、1月は少なかった。両地域の漁獲金額は、11月、12月、2月の順に大きかった。漁獲金額の大きい11～12月は両地域ともにズワイガニ漁の最盛期となっている。1月以降になるとA地域では、ズワイガニの漁場が遠く海況も荒れるため、ズワイガニに比べて比較的安定して漁獲量が見込めるアカガレイへと徐々に主な漁獲対象魚種を移行し、2月にアカガレイの漁獲量がピークとなる。一方、ズワイガニ漁場に近いB地域は、禁漁となる3月20日までズワイガニ漁が行われる。また、両地域とも2月以降からハタハタが多く獲れるようになる。A地域ではニギスを主に狙うことは少ないが、B地域では9～10月の主な漁獲対象魚種として漁獲されている。

3. 経営状況

青色申告決算書および聞き取り調査結果、漁協購買伝票、漁協統計資料から算出した地域別の一経営体当たり平均の経営状況（2010～2013年の4ヵ年平均）を表2に示した。漁業収益はA地域が2,800万円、B地域が4,823万円で、地域間の差額は2,023万円であった。漁業費用はA地域が2,968万円、B地域が4,265万円で、地域間の差額は1,297万円であった。漁業収益から漁業費用を差し引いた漁業所得は、A地域がマイナス168万円、B地域が558万円であった。このように、B地域はある程度の漁業所得を確保しているが、A地域は減価償却費を十分に賄えるだけの漁業所得を得られておらず赤字経営となっている⁽⁵⁾。A地域の漁家所得は、192万円の漁業外所得を得たことで24万円にとどまった。一方、B地域の漁家所得は、281万円の漁業外所得を得たことで839万円となった。ただし、漁業外収益の内訳を見ると、漁獲共済等の保険収入が大きく占めていた。漁家経済余剰は、A地域がマイナス546万円、B地域が162万円となっており、B地域では次期以降に投

表2 地域別の一経営体当たり平均の経営状況（2010～2013年の4ヵ年平均）

単位：万円

		計算式	A地域	B地域	
漁業収益	底曳網漁業分	①	2,566	4,807	
	その他漁業分	②	234	16	
	小計	③=①+②	2,800	4,823	
漁業費用	変動費	④	1,500	2,562	
	固定費	減価償却費以外の費用	⑤	1,187	1,401
		減価償却費	⑥	281	302
	小計	⑦=④+⑤+⑥	2,968	4,265	
漁業所得	⑧=③-⑦	-168	558		
漁業外収益	⑨	310	313		
(うち、漁獲共済等の保険収入)	⑩	(97)	(273)		
漁業外費用	⑪	118	32		
漁業外所得	⑫=⑨-⑪	192	281		
漁家所得	⑬=⑧+⑫	24	839		
必要とする家計費	⑭	570	677		
漁家経済余剰	⑮=⑬-⑭	-546	162		

出所：青色申告決算書および聞き取り調査結果、漁協購買伝票、漁協統計資料より筆者作成。

注1：変動費には、次のような費用が含まれる。漁船燃油代、氷代、箱代（容器代）、販売手数料、乗組員の歩合給、その他費用（修繕費、荷造運賃、水道光熱費、外注工賃、上架料、資材費、消耗品費、雑給など）。

注2：減価償却費以外の固定費には、次のような費用が含まれる。租税公課、旅費交通費、通信費、広告宣伝費、接待交際費、損害保険料、福利厚生費、地代家賃、会費・組合費、負担金、乗組員の最低保障賃金、退職金など。なお、両地域とも減価償却費以外の費用に占める人件費（乗組員の最低保障賃金、福利厚生費）の割合は約73%であった。退職金はA地域では支払われておらず、B地域では約1万円であった。貸倒金は両地域とも発生していなかった。

資等に回せる余力を残しているのに対し、A 地域ではそうになっていないことがうかがえる。また、総務省統計局「家計調査報告（家計収支編）－平成 25 年（2013 年）平均速報結果の概況－」によると世帯主の年間実収入⁽⁶⁾は、30～39 歳で 574 万円、40～49 歳で 680 万円、50～59 歳で 716 万円、60 歳以上で 489 万円となっていることから、B 地域の漁家所得は、日本の平均水準以上の所得を得ていることがわかった⁽⁷⁾。

これらの結果から、望月・倉田(2010)が調査した時と同様、現状においても地域格差が続いていることが明らかとなった。また、両地域とも、漁獲共済等の保険収入が漁業外収益に大きく占めていることから、漁家経営の安定化にとって保険収入の存在は大きいといえるだろう。

4. モデルの推定

4-1. 定義式

京都府底曳網漁業では、前述した通り漁獲対象魚種や使用する漁網の違いから季節ごとに収益性が異なることが予想される。そのため、漁業所得の最大化を求めるためには、季節ごと（ここでは月別で）の漁業所得の最大化問題を解く必要がある。本論文では、当該漁業における一経営体の月別漁業所得 (I_t) を以下のように定義する。

$$I_t = Y_t - (Fuel_t + Container_t + Ice_t + Pay_t + Others_t + 0.045Y_t) - G_t \quad (1)$$

ここで、 Y_t 、 $Fuel_t$ 、 $Container_t$ 、 Ice_t 、 Pay_t 、 $Others_t$ は、各月の漁獲金額、燃油代、箱代、氷代、歩合給⁽⁸⁾、その他費用を表している。0.045 Y_t は、漁協に支払われる販売手数料を表しており、漁獲金額に販売手数料率（4.5%）を乗じたものである。 G_t は固定費を表しており、曳網回数の増減に関係なく定数と仮定する。

次に、 Y_t 、 $Fuel_t$ 、 $Container_t$ 、 Ice_t 、 $Others_t$ について、曳網回数 X_t の関数として捉えらるると、

$$Y_t = Y_t(X_t) \quad (2)$$

$$Fuel_t = Fuel_t(X_t) \quad (3)$$

$$Container_t = Container_t(X_t) \quad (4)$$

$$Ice_t = Ice_t(X_t) \quad (5)$$

$$Others_t = Others_t(X_t) \quad (6)$$

と表すことができる。なお、本分析では曳網回数に着目していることと、漁獲量は曳網回数に左右されると考えられることから曳網回数を漁獲量の代理変数とみなし、一般的に漁獲量に左右されると考えられる $Container_t$ や Ice_t について曳網回数の関数とした。 $Others_t$ については、聞き取り調査から漁具に関する修繕費や資材費の割合が高いことが分かっていることから、漁具の減耗に深くかかわる使用頻度を表す説明変数として曳網回数を用いた。

また、A 地域での聞き取り調査によると、歩合給 ($Pay_t \geq 0$) は、漁獲金額に 0.9 を乗じた値から漁協経費と呼ばれる燃油代、箱代、氷代、販売手数料の費用を差し引いた金額 (Z_t : 歩合給基準値) を基に算定されている。したがって、歩合給、歩合給基準値、漁協経費および曳網回数との関係について、

$$Pay_t = Pay_t(Z_t(X_t)) \quad (7)$$

$$\begin{aligned} Z_t = Z_t(X_t) &= 0.9 Y_t(X_t) - Fuel_t(X_t) - Container_t(X_t) - Ice_t(X_t) - 0.045 Y_t(X_t) \\ &= 0.855 Y_t(X_t) - Fuel_t(X_t) - Container_t(X_t) - Ice_t(X_t) \end{aligned} \quad (8)$$

と表すことができる。

(1) ~ (8) 式より、漁業者の月別漁業所得の最大化問題は、

$$\begin{aligned} \max_{X_t} I_t = I_t(X_t) &= 0.955 Y_t(X_t) - Fuel_t(X_t) - Container_t(X_t) \\ &\quad - Ice_t(X_t) - Pay_t(Z_t(X_t)) - Others_t(X_t) - G_t \end{aligned} \quad (9)$$

となる。したがって、月別漁業所得が最大となる一階の条件は、

$$\begin{aligned} \frac{dI_t}{dX_t} &= 0.955 \frac{dY_t(X_t)}{dX_t} - \frac{dFuel_t(X_t)}{dX_t} - \frac{dContainer_t(X_t)}{dX_t} - \frac{dIce_t(X_t)}{dX_t} \\ &\quad - \frac{dPay_t(Z_t(X_t))}{dZ_t} \cdot \frac{dZ_t(X_t)}{dX_t} - \frac{dOthers_t(X_t)}{dX_t} = 0 \end{aligned} \quad (10)$$

となり⁹⁾、最大化可能な条件である $d^2 I_t / dX_t^2 < 0$ となるとき、(10) 式の条件を満たす各月の曳網回数の組み合わせが年間の漁業所得が最大となる曳網回数といえる。

なお、(1) 式は定義式であるため、この式をそのまま推定することはできない。そのため、(2) ~ (7) 式を推定し、推定した式を用いて (10) 式を導くとする。また、(2) ~ (7) 式を推定する場合、一本一本別々に推定する方法と同時推定する方法がある。どちらの推定方法を用いるかは誤差項間の相関の扱い方による。一本一本別々に推定する場合は、これらの式の誤差項間に相関がないという仮定を置くことになるが、それぞれの式によって異なるモデルが妥当する場合を検討することができるという利点がある。一方、誤差項間に相関があることを考慮する場合は、同時推定を行うことになる。パネルデータの式が複数あり、それらの誤差項が相関している、というモデルのパネルデータ同時推定を行う場合、Blackwell III(2005)が示した固定効果モデルによる推定方法と Biörn(2004)が示した変量効果モデルによる推定方法がある。ただし、これらの方法を採用して同時推定した場合、すべての式が固定効果モデルかランダム効果モデルのどちらかに統一されるため、式によって異なるモデルが妥当する可能性が無視されてしまう。そこで、本分析では推定方法が複雑でないこと、また、それぞれの式によって異なるモデルが妥当する場合を考慮して、(2) ~ (7) 式に関する推定式について一本一本別々に推定を行い、その結果を用いて年間の漁業所得が最大となる曳網回数について試算した。

4-2. 推定式

(1) 漁獲金額

一般的に、漁業生産関数は、 $Y = f(L, K, S)$ のように表される。ここで、 Y は産出変数、 L は労働投入量、 K は資本投入量、 S は水産資源ストックを示す。漁業生産関数の推定では、 $Y = aL^\alpha K^\beta S^\gamma$ のコブ・ダグラス型生産関数を用いて定式化することが多いことから(牧野・坂本(2001)、阪井ら(2012))、本分析においてもコブ・ダグラス型生産関数を用いた⁽¹⁰⁾。ただし、①前述したように底曳網漁業で漁獲される魚種は複数種存在するため水産資源ストックを表す変数を一意に決定することが困難であること、②分析に用いるデータの期間が4年間と短期であり、各魚種とも資源変動に大きな変化が無いと考えられること、③資本を表す変数として漁船トン数を用いる場合が多いが、分析対象のA地域の漁船規模はすべて14トン級であり、分析期間中に規模を拡大していないことから、 K 、 S を説明変数から省き、労働投入量に相当する曳航回数のみ関数とした⁽¹¹⁾。また、漁業生産関数に用いる被説明変数は漁獲量であることが一般的であるが、当該漁業で漁獲される魚種は一種類ではなく、形や大きさ、重量の異なるズワイガニやカレイ類、ハタハタなど複数の魚種が入り混じって漁獲され、その漁獲される魚種の構成具合によって一網ごとの漁獲量にバラつきが生じる。さらに価格と重量の異なる魚種が混在するため、漁獲物の価格は魚種構成比の違いにより大きく変化し、同じ重量でも質的価値が異なるといった問題がある。そのため、本分析では魚価の変数を無視することになるが、牧野・坂本(2001)と同様に漁獲量ではなく漁獲金額を被説明変数に用いた。

したがって、本論文では $Y = aX^\alpha$ の生産金額関数を仮定し、 Y を月別漁獲金額、 X を月別曳網回数とし、対数変換した(11)式を推定式とした。

$$\text{Ln}Y_{it} = a + \alpha \text{Ln}X_{it} + \sum_{m=1}^8 \beta_m D_m + (\eta_i + \varepsilon_{it}) \quad (11)$$

ここで、 Y_{it} は t 期における i 経営体の漁獲金額、 a は定数項、 X_{it} は t 期における i 経営体の曳網回数、 α と β_m はパラメータ、 i は第1~ N 経営体、 D_m は月ダミー(9月を基準とする1~5月、10~12月のダミー)、 m は操業月を表し、 η_i は観察不可能な経営体間の異質性、 ε_{it} は攪乱項を表している。

(2) 費用

Fuel、*Container*、*Ice*、*Others*に関する費用(*Cost*)については月別曳網回数(X)、*Pay*については月別歩合給基準値(Z)に比例すると仮定する。また、前述したように季節により漁獲対象魚種や漁場が異なるため、使用する燃油、箱、氷などの費用の使い方についても異なる可能性があることから各月の季節効果を表すダミー変数を用い、推定式を以下の線形関数とした。

$$\text{Cost}_{kit} = b_k + \gamma_k X_{it} + \sum_{m=1}^8 \delta_{km} D_m + (\eta_{ki} + \varepsilon_{kit}) \quad (12)$$

$$Pay_{it} = c + \rho Z_{it} + \sum_{m=1}^8 \theta_m D_m + (\eta_i + \varepsilon_{it}) \quad (13)$$

$$\text{ただし、} Z_{it} = 0.855Y_{it} - Fuel_{it} - Container_{it} - Ice_{it} \quad (14)$$

(12)式は*Fuel*、*Container*、*Ice*、*Others*のそれぞれの費用の推定式、(13)式は*Pay*の推定式とし、*Z*は(14)式にて算出した値を用いた。添え字の*k*は*Fuel*、*Container*、*Ice*、*Others*を表す。*Cost_{kit}*は*t*期における*i*経営体の費用*k*を表し、*Pay_{it}*は*t*期における*i*経営体の歩合給を表す。*b_k*と*c*は定数項、*X_{it}*は*t*期における*i*経営体の曳網回数、 γ_k 、 δ_{km} 、 ρ 、 θ_m はパラメータ、*i*が第1～*N*経営体を表す。*D_m*は月ダミー(9月を基準とする1～5月、10～12月のダミー)、*m*は操業月を表し、 η_{ki} と η_i は観察不可能な経営体間の異質性、 ε_{kit} と ε_{it} は攪乱項を表している。*Z_{it}*は*t*期における*i*経営体の月別歩合給基準値を表し、*Y_{it}*は*t*期における*i*経営体の漁獲金額を表し、*Fuel_{it}*、*Container_{it}*、*Ice_{it}*は*t*期における*i*経営体の燃油代、箱代、氷代を表している。

4-3. 使用するデータ

推定には、A地域の4経営体の2010年1月～2013年12月にかけての月次パネルデータ(非バランスパネルデータ⁽¹²⁾)を用いた。推定の際に使用する各変数の定義とデータのソースを表3に、各変数の記述統計を表4に示した。

各経営体の月別漁獲金額については漁協統計資料から、月別曳網回数については操業日誌から、月別漁船燃油代、月別箱代、月別氷代については漁協購買伝票から抽出したデータを用いた。月別歩合給については、雇用乗組員の年間述べ従事月数(青色申告決算書記

表3 変数の定義とデータのソース

変数名	定義	ソース
<i>Y</i>	月別漁獲金額(円)	・漁協統計資料
<i>Ln Y</i>	月別漁獲金額(円)の対数値	
<i>X</i>	月別曳網回数(回)	・操業日誌
<i>Ln X</i>	月別曳網回数(回)の対数値	
<i>Fuel</i>	月別漁船燃油代(円)	・漁協購買伝票
<i>Container</i>	月別箱代(円)	・漁協購買伝票
<i>Ice</i>	月別氷代(円)	・漁協購買伝票
<i>Pay</i>	月別歩合給(円):雇用乗組員の年間述べ従事月数(青色申告決算書記載)に最低保障月給(聞き取り調査で確認した金額)を乗じた値を年間給与賃金(青色申告決算書記載)から減じて導出した値を年間歩合給とし、年間歩合給を各月の歩合給基準値(<i>Z</i>)で按分した値を月別歩合給とした。	・青色申告決算書 ・聞き取り調査結果
<i>Others</i>	月別その他費用(円):青色申告決算書および漁協購買伝票より、年間の荷造運賃、水道光熱費、外注工賃、上架料、資材費、消耗品費、修繕費、その他漁業費用を合計した値を月別曳網回数にて按分した値を月別その他費用とした。	・青色申告決算書 ・漁協購買伝票 ・操業日誌 ・聞き取り調査結果
<i>Z</i>	歩合給基準値: $Z=0.855Y - Fuel - Container - Ice$	・青色申告決算書 ・漁協購買伝票 ・漁協統計資料 ・聞き取り調査結果

表 4 記述統計

変数名	観測数	平均	最小	最大	標準偏差
<i>Y</i>	141	2,911,753	180,390	13,100,000	2,397,421
<i>LnY</i>	141 (140)	14.6160 (14.6263)	12.1029 (12.1029)	16.3863 (16.3863)	0.7407 (0.7331)
<i>X</i>	141	47	3	85	17
<i>LnX</i>	141	3.7504	1.0986	4.4427	0.5369
<i>Fuel</i>	141 (139)	425,477 (429,743)	47,338 (47,338)	813,065 (813,065)	150,386 (147,044)
<i>Container</i>	141	139,130	126	519,099	91,663
<i>Ice</i>	141	53,208	4,704	179,340	32,494
<i>Pay</i>	141	300,967	297	2,486,239	378,563
<i>Others</i>	141	826,483	23,184	2,087,685	458,982
<i>Z</i>	141	1,871,734	4,822	10,200,000	1,964,366

注：括弧内の数値は外れ値を除外した場合。

載)に最低保障月給(聞き取り調査で確認した金額)を乗じ、その値を年間給与賃金(青色申告決算書記載)から減じた値を年間歩合給とし、年間歩合給を各月の歩合給基準値(*Z*)で按分した値を月別歩合給とした。歩合給基準値については、前述の(14)式に基づき、月別漁獲金額、月別燃油代、月別箱代、月別氷代のデータおよび月別販売手数料より算出した値を用いた。月別その他費用については、荷造運賃、水道光熱費、外注工賃、上架料、資材費、消耗品費、修繕費、その他漁業費用等が含まれ、青色申告決算書、漁協購買伝票、操業日誌、および聞き取り調査結果のデータを用いた⁽¹³⁾。なお、各変数について4年間のデータを連結して月別にSmirnov-Grubbsの外れ値検定(両側検定、有意水準5%)を行った結果、*LnY*にて1個、*Fuel*にて2個の外れ値が検出された⁽¹⁴⁾。本分析では外れ値を含む変数を扱う際は、外れ値を除外した場合とそうでない場合の両方について分析した。

以下の推定および検定では、統計解析ソフト「Stata13」(StataCorp社)を使用して分析した。

4-4. パネルデータ分析による推定結果

(1) パネル単位根検定

パネルデータにて非定常の時系列データを用いて推定を行った場合、見せかけの回帰(spurious regression)⁽¹⁵⁾が起こることが知られている(Phillips and Moon(1999)、Phillips and Moon(2000))⁽¹⁶⁾。そこで、推定の前に分析で用いる各変数についてパネル単位根検定を行った。パネル単位根検定には、Levin and Lin(1993)を拡張したLLCテスト(Levin *et al*(2002))やIPSテスト(Im, Pesaran and Shin(2003))、Maddala and Wu(1999)およびChoi(2001)がFisher(1932)の理論に基づいて開発したFisher-ADF(Augmented Dickey-Fuller)テストのほか、Hadriテスト(Hadri(2000))などいくつ

表5 パネル単位根検定

Fisher-ADF Chi-square (Ho: All panels contain unit roots) (Ha: At least one panel is stationary)	Time Trend		No Time Trend	
	Statistics	<i>p</i> 値	Statistics	<i>p</i> 値
<i>Y</i>	89.6219 ***	0.000	73.8263 ***	0.000
<i>LnY</i>	88.8180 *** (86.4578) ***	0.000 (0.000)	74.0650 *** (72.0626) ***	0.000 (0.000)
<i>X</i>	71.1370 ***	0.000	50.6817 ***	0.000
<i>LnX</i>	70.5466 ***	0.000	52.5825 ***	0.000
<i>Fuel</i>	94.1641 *** (94.2053) ***	0.000 (0.000)	77.6056 *** (78.9391) ***	0.000 (0.000)
<i>Ice</i>	158.728 ***	0.000	129.223 ***	0.000
<i>Container</i>	106.132 ***	0.000	87.3390 ***	0.000
<i>Pay</i>	77.3043 ***	0.000	63.3970 ***	0.000
<i>Others</i>	50.3661 ***	0.000	42.4924 ***	0.000
<i>Z</i>	82.9156 ***	0.000	67.3579 ***	0.000

注1：括弧内の数値は外れ値を除外した場合。

注2：***印は、1%水準で有意であることを示す。

かの手法が提案されている⁽¹⁷⁾。このうち、IPSテストと Fisher-ADF テストについては、非バランスパネルデータを扱うことができ、Fisher-ADF テストにおいては Gap (間隔)のあるデータについて扱うことができる。本分析では、使用するデータが間隔のある非バランスパネルデータとなっていることから、Fisher-ADF テストを使用し、その結果を表5に示した。トレンドの有無に関係なく、すべての変数(レベル水準および対数変換した値)において1%有意水準にて帰無仮説(すべてのパネルについて単位根がある)が棄却され、定常性が確認できた。したがって、本分析では見せかけの回帰の問題は回避されるとし、表3の変数を用いてパネルデータ分析を行った。

(2) 生産金額関数の推定結果

前述の(11)式の生産金額関数について推定した結果を表6に示した⁽¹⁸⁾。F検定、Breusch-Pagan 検定および Hausman 検定⁽¹⁹⁾の結果から、外れ値を含む場合とそうでない場合も固定効果モデルが採択された⁽²⁰⁾。固定効果モデルの推定結果を見ると、外れ値を含む場合では、曳網回数(LnX)、定数項および1、2、11、12月ダミー(D1、D2、D11、D12)が1%水準にて有意であった。外れ値を除外した場合では、曳網回数(LnX)、定数項および2、11、12月ダミー(D2、D11、D12)が1%水準にて、1月ダミー(D1)が5%水準にて有意であった。有意な変数の係数の大きさについて外れ値を含む場合とそうでない場合を比較すると、外れ値を含む場合の1月ダミーは19%ほど大きく推定されたが、曳網回数、定数項、2月ダミー、11月ダミーおよび12月ダミーについては、それぞれ0%、マイナス1%、9%、4%、7%と大差なかった。11~2月の月ダミーが有意かつ正となった理由とし

て、相対的に価格の高いアカガレイやズワイガニがこの時期に多く獲れることから主要な漁獲魚種の違いによる生産性の高さが月ダミーに表れたと考えられる。

表 6 生産金額関数の推定結果

[外れ値を含む場合]

説明変数	固定効果モデル				変量効果モデル			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	z値	p値
LnX	0.6747	0.0728	9.27	0.000 ***	0.6631	0.094	7.05	0.000 ***
D1	0.4132	0.1500	2.75	0.007 ***	0.3985	0.195	2.05	0.041 **
D2	0.8051	0.1317	6.11	0.000 ***	0.7960	0.171	4.65	0.000 ***
D3	0.2077	0.1273	1.63	0.105	0.2004	0.165	1.21	0.225
D4	0.1834	0.1244	1.47	0.143	0.1949	0.162	1.21	0.228
D5	-0.0830	0.1246	-0.67	0.506	-0.0899	0.162	-0.56	0.578
D10	0.1676	0.1201	1.40	0.165	0.1648	0.156	1.06	0.291
D11	1.6424	0.1201	13.68	0.000 ***	1.6396	0.156	10.51	0.000 ***
D12	1.0268	0.1309	7.85	0.000 ***	1.0180	0.170	5.99	0.000 ***
定数項	11.5904	0.3215	36.05	0.000 ***	11.6388	0.415	28.01	0.000 ***
Number of observation				141				141
Number of groups				4				4
R ² : within				0.78				0.78
between				0.00				0.00
overall				0.67				0.67
F test that all u _i =0:	F(3, 128)= 31.11 (Prob>F= 0.000)							
Breusch and Pagan	chibar2(01)= 0.00 (Prob>chibar2= 1.000)							
Lagrangian multiplier test								
Hausman specification test	chi2(3)= 55.24 (Prob>chi2= 0.000)							

[外れ値を除外した場合]

説明変数	固定効果モデル				変量効果モデル			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	z値	p値
LnX	0.6765	0.0702	9.64	0.000 ***	0.6658	0.091	7.33	0.000 ***
D1	0.3458	0.1460	2.37	0.019 **	0.3139	0.190	1.65	0.098 *
D2	0.7368	0.1286	5.73	0.000 ***	0.7101	0.167	4.25	0.000 ***
D3	0.1392	0.1244	1.12	0.265	0.1141	0.162	0.70	0.481
D4	0.1140	0.1217	0.94	0.351	0.1080	0.158	0.68	0.495
D5	-0.1533	0.1219	-1.26	0.211	-0.1772	0.159	-1.12	0.264
D10	0.0984	0.1176	0.84	0.404	0.0774	0.153	0.51	0.613
D11	1.5732	0.1176	13.38	0.000 ***	1.5522	0.153	10.14	0.000 ***
D12	0.9586	0.1278	7.50	0.000 ***	0.9321	0.166	5.61	0.000 ***
定数項	11.6548	0.3104	37.55	0.000 ***	11.7153	0.402	29.15	0.000 ***
Number of observation				140				140
Number of groups				4				4
R ² : within				0.80				0.80
between				0.00				0.00
overall				0.69				0.69
F test that all u _i =0:	F(3, 127)= 31.20 (Prob>F= 0.000)							
Breusch and Pagan	chibar2(01)= 0.00 (Prob>chibar2= 1.000)							
Lagrangian multiplier test								
Hausman specification test	chi2(3)= 55.16 (Prob>chi2= 0.000)							

注：***、**、*印は、それぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

(3) 燃油代の推定結果

被説明変数を燃油代 (*Fuel*) とする前述の (12) 式の推定式について推定した結果を表 7 に示した。F 検定、Breusch-Pagan 検定、Hausman 検定の結果、外れ値を含む場合とそうでない場合も固定効果モデルが採択された。固定効果モデルの推定結果を見ると、外れ値を含む場合では、曳網回数 (*X*)、定数項が 1%水準にて、1 月ダミー (*D1*) が 10%水準

表 7 燃油代の推定結果

[外れ値を含む場合]

説明変数	固定効果モデル				変量効果モデル			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	z値	p値
<i>X</i>	6,126.21	684.68	8.95	0.000 ***	5,917.46	769.64	7.69	0.000 ***
<i>D1</i>	-77,248.74	41,600.28	-1.86	0.066 *	-86,290.24	47,153.80	-1.83	0.067 *
<i>D2</i>	7,788.80	39,233.41	0.20	0.843	-208.95	44,516.64	0.00	0.996
<i>D3</i>	-15,295.03	37,058.48	-0.41	0.680	-22,262.07	42,095.95	-0.53	0.597
<i>D4</i>	30,735.49	33,790.67	0.91	0.365	30,540.90	38,468.62	0.79	0.427
<i>D5</i>	-42,897.86	32,138.58	-1.33	0.184	-42,577.74	36,700.52	-1.16	0.246
<i>D10</i>	-35,814.74	31,059.47	-1.15	0.251	-39,063.42	35,436.23	-1.10	0.270
<i>D11</i>	69,551.62	30,708.91	2.26	0.025 **	66,629.12	35,048.04	1.90	0.057 *
<i>D12</i>	30,280.09	38,498.40	0.79	0.433	22,621.56	43,698.29	0.52	0.605
定数項	140,888.10	53,230.45	2.65	0.009 ***	154,981.70	60,001.89	2.58	0.010 **
Number of observation	141				141			
Number of groups	4				4			
R ² : within	0.70				0.70			
between	0.00				0.00			
overall	0.63				0.63			
F test that all $u_{ij}=0$:	F(3, 128) = 14.40 (Prob>F=0.000)							
Breusch and Pagan	chibar2(01) = 0.00 (Prob>chibar2 = 1.000)							
Lagrangian multiplier test								
Hausman specification test	chi2(3) = 33.05 (Prob>chi2 = 0.000)							

[外れ値を除外した場合]

説明変数	固定効果モデル				変量効果モデル			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	z値	p値
<i>X</i>	5,829.54	675.34	8.63	0.000 ***	5,662.76	759.13	7.46	0.000 ***
<i>D1</i>	-90,097.97	40,805.29	-2.21	0.029 **	-97,321.92	46,329.19	-2.10	0.036 **
<i>D2</i>	17,208.99	38,528.38	0.45	0.656	14,349.14	43,922.56	0.33	0.744
<i>D3</i>	-25,196.18	36,297.39	-0.69	0.489	-30,762.69	41,318.59	-0.74	0.457
<i>D4</i>	23,752.32	33,039.51	0.72	0.474	24,524.58	37,714.18	0.65	0.516
<i>D5</i>	-47,307.61	31,378.06	-1.51	0.134	-46,700.68	35,950.23	-1.30	0.194
<i>D10</i>	-40,431.59	30,330.43	-1.33	0.185	-43,027.21	34,711.51	-1.24	0.215
<i>D11</i>	65,398.13	29,981.12	2.18	0.031 **	63,063.12	34,325.94	1.84	0.066 *
<i>D12</i>	19,396.28	37,727.29	0.51	0.608	13,277.29	42,906.51	0.31	0.757
定数項	162,458.50	52,400.46	3.10	0.002 ***	173,240.40	59,111.63	2.93	0.003 ***
Number of observation	139				139			
Number of groups	4				4			
R ² : within	0.70				0.70			
between	0.01				0.02			
overall	0.63				0.63			
F test that all $u_{ij}=0$:	F(3, 126) = 14.59 (Prob>F=0.000)							
Breusch and Pagan	chibar2(01) = 0.00 (Prob>chibar2 = 1.000)							
Lagrangian multiplier test								
Hausman specification test	chi2(3) = 33.26 (Prob>chi2 = 0.000)							

注：***、**、*印は、それぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

にて、11月ダミー ($D11$) が5%水準にて有意であった。外れ値を除外した場合には、曳網回数 (X)、定数項が1%水準にて、1、11月ダミー ($D1$ 、 $D11$) が5%水準にて有意であった。有意な変数の係数について外れ値を含む場合とそうでない場合を比較すると、外れ値を含む場合の曳網回数、1月ダミーおよび11月ダミーについてはそれぞれ5%、14%、6%ほど大きく、定数項については13%ほど小さく推定された。11月ダミーが有意かつ正となった理由として、11月はズワイガニの解禁月であり、天候に恵まれる日が多く続くため、遠くにあるズワイガニ漁場への出漁が集中し、他の月に比べて燃油消費量が増える傾向にあるためだと考えられる。一方、1月は漁期中で最も天候が厳しい日が続くことから近場での漁場が選択されやすいため、1月ダミーが有意かつ負となった理由と考えられる。

(4) 箱代の推定結果

被説明変数を箱代 (*Container*) とする前述の (12) 式の推定式について推定した結果を表8に示した。F検定、Breusch-Pagan検定、Hausman検定の結果、固定効果モデルが採択された。固定効果モデルの推定結果を見ると、曳網回数 (X)、2、3月ダミー ($D2$ 、 $D3$) が1%水準にて、4、11月ダミー ($D4$ 、 $D11$) が5%水準にて有意であった。これらの月ダミーが有意かつ正となった理由として、次のようなことが考えられる。使用する箱の種類や規格は箱詰めする魚種や魚体サイズにより異なり、漁獲物を入れる箱の使用量は漁獲量に大きく左右される。2~4月はハタハタやアカガレイ、11月はアカガレイやズワイガニの漁獲量が多いことから、これらの魚種のサイズと漁獲量の変動が要因となって月ダミーに表れたと考えられる。

表8 箱代の推定結果

説明変数	固定効果モデル				変量効果モデル			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	z値	p値
X	1,627.08	444.88	3.66	0.000 ***	1,331.45	631.81	2.11	0.035 **
$D1$	32,110.58	27,030.68	1.19	0.237	19,306.29	38,709.76	0.50	0.618
$D2$	171,681.70	25,492.75	6.73	0.000 ***	160,355.50	36,544.85	4.39	0.000 ***
$D3$	73,165.97	24,079.54	3.04	0.003 ***	63,299.47	34,557.64	1.83	0.067 *
$D4$	52,811.30	21,956.22	2.41	0.018 **	48,526.02	31,579.87	1.54	0.124
$D5$	31,594.71	20,882.73	1.51	0.133	27,970.62	30,128.39	0.93	0.353
$D10$	-3,108.07	20,181.56	-0.15	0.878	-7,708.75	29,090.50	-0.26	0.791
$D11$	52,172.55	19,953.77	2.61	0.010 **	48,033.79	28,771.83	1.67	0.095 *
$D12$	-24,463.70	25,015.17	-0.98	0.330	-35,309.47	35,873.04	-0.98	0.325
定数項	19,682.46	34,587.63	0.57	0.570	40,472.82	49,257.09	0.82	0.411
Number of observation				141				141
Number of groups				4				4
R ² : within				0.52				0.52
between				0.05				0.05
overall				0.33				0.33
F test that all $u_i=0$:				F(3, 128)=48.42 (Prob>F=0.000)				
Breusch and Pagan								chibar2(01)=0.00 (Prob>chibar2=1.000)
Lagrangian multiplier test								
Hausman specification test								chi2(3)=69.63 (Prob>chi2=0.000)

注：***、**、*印は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

表9 氷代の推定結果

説明変数	固定効果モデル				変量効果モデル			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	z値	p値
<i>X</i>	319.31	128.72	2.48	0.014 **	252.55	156.05	1.62	0.106
<i>D1</i>	-68,012.02	7,820.69	-8.70	0.000 ***	-70,903.62	9,561.08	-7.42	0.000 ***
<i>D2</i>	-45,684.33	7,375.72	-6.19	0.000 ***	-48,242.13	9,026.36	-5.34	0.000 ***
<i>D3</i>	-59,866.19	6,966.84	-8.59	0.000 ***	-62,094.35	8,535.53	-7.27	0.000 ***
<i>D4</i>	-52,181.62	6,352.51	-8.21	0.000 ***	-53,140.78	7,800.04	-6.81	0.000 ***
<i>D5</i>	-53,297.03	6,041.92	-8.82	0.000 ***	-54,024.08	7,441.54	-7.26	0.000 ***
<i>D10</i>	-36,778.69	5,839.06	-6.30	0.000 ***	-37,817.67	7,185.18	-5.26	0.000 ***
<i>D11</i>	-64,546.12	5,773.15	-11.18	0.000 ***	-65,480.78	7,106.47	-9.21	0.000 ***
<i>D12</i>	-87,951.21	7,237.55	-12.15	0.000 ***	-90,400.52	8,860.43	-10.20	0.000 ***
定数項	90,216.35	10,007.11	9.02	0.000 ***	94,901.48	12,166.21	7.80	0.000 ***
Number of observation				141				141
Number of groups				4				4
R ² : within				0.77				0.76
between				0.08				0.08
overall				0.68				0.68
F test that all $u_i=0$:	F(3, 128)=23.71 (Prob>F=0.000)							
Breusch and Pagan	chibar2(01)=0.00 (Prob>chibar2=1.000)							
Lagrangian multiplier test								
Hausman specification test	chi2(3)=46.80 (Prob>chi2=0.000)							

注：***、**印は、それぞれ1%、5%水準で有意であることを示す。

(5) 氷代の推定結果

被説明変数を氷代 (*Ice*) とする前述の (12) 式の推定式について推定した結果を表9に示した。F検定、Breusch-Pagan検定、Hausman検定の結果、固定効果モデルが採択された。固定効果モデルの推定結果では、曳網回数 (*X*) が5%水準にて、すべての月ダミー (*D1*~*5*、*D10*~*12*)、定数項が1%水準にて有意であった。漁獲物の鮮度を維持するために必要な氷の使用量は気温と漁獲量に左右されると考えられることから、月ダミーが有意かつ負となった理由として、次のようなことが考えられる。月ダミーの基準月とした9月は漁期中最も気温が高い時期であり、氷の量を最も必要とする時期である。一方、厳寒期の12月と1月は漁獲量が少なく、必要とする氷の使用量が少ない時期である。また、2月以降の漁期は漁獲量が増えるが、9月に比べると気温が低い時期である。このような気温と漁獲量の季節変動の影響が月ダミーに表れたと考えられる。

(6) その他費用の推定結果

被説明変数をその他費用 (*Others*) とする前述の (12) 式の推定式について推定した結果を表10に示した。F検定、Breusch-Pagan検定、Hausman検定の結果、固定効果モデルが採択された。固定効果モデルの推定結果では、曳網回数 (*X*) は1%水準にて有意であったが、すべての月ダミーと定数項については有意ではなかった。月ダミーが有意な結果とならなかったことから、その他費用では季節要因による影響は小さいものと推察される。

(7) 歩合給の推定結果

被説明変数を歩合給 (*Pay*) とする前述の (13) 式の推定式について推定した結果を表

表 10 その他費用の推定結果

説明変数	固定効果モデル				変量効果モデル			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	z値	p値
<i>X</i>	17,322.42	1,970.29	8.79	0.000 ***	16,728.18	2,938.47	5.69	0.000 ***
<i>D1</i>	-29,219.72	119,712.20	-0.24	0.808	-54,957.76	180,033.00	-0.31	0.760
<i>D2</i>	-23,526.27	112,901.10	-0.21	0.835	-46,293.11	169,964.40	-0.27	0.785
<i>D3</i>	-20,265.11	106,642.40	-0.19	0.850	-40,097.89	160,722.20	-0.25	0.803
<i>D4</i>	-34,247.81	97,238.70	-0.35	0.725	-38,601.11	146,873.10	-0.26	0.793
<i>D5</i>	-46,845.13	92,484.51	-0.51	0.613	-59,439.46	140,122.50	-0.42	0.671
<i>D10</i>	2,315.28	89,379.19	0.03	0.979	-6,932.59	135,295.40	-0.05	0.959
<i>D11</i>	-9,599.95	88,370.37	-0.11	0.914	-17,919.31	133,813.30	-0.13	0.893
<i>D12</i>	-24,178.59	110,786.00	-0.22	0.828	-45,979.79	166,839.90	-0.28	0.783
定数項	32,478.55	153,180.10	0.21	0.832	74,343.44	229,087.00	0.32	0.746
Number of observation				141				141
Number of groups				4				4
R ² : within				0.64				0.64
between				0.00				0.00
overall				0.42				0.42
F test that all u _i =0:	F(3, 128)= 57.78 (Prob>F= 0.000)							
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test	chibar2(01)= 0.00 (Prob>chibar2= 1.000)							
Hausman specification test	chi2(3)= 75.36 (Prob>chi2= 0.000)							

注：***印は、1%水準で有意であることを示す。

表 11 歩合給の推定結果

説明変数	固定効果モデル				変量効果モデル			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	z値	p値
<i>Z</i>	0.23653	0.02	15.64	0.000 ***	0.26542	0.01	20.06	0.000 ***
<i>D1</i>	-19,125.49	41,966.06	-0.46	0.649	-21,811.83	45,502.60	-0.48	0.632
<i>D2</i>	-75,251.09	43,525.92	-1.73	0.086 *	-97,474.22	46,610.07	-2.09	0.037 **
<i>D3</i>	-10,914.93	41,942.53	-0.26	0.795	-10,799.23	45,486.00	-0.24	0.812
<i>D4</i>	-7,658.56	42,652.68	-0.18	0.858	-10,259.75	46,237.87	-0.22	0.824
<i>D5</i>	11,703.38	43,500.09	0.27	0.788	9,562.94	47,146.00	0.20	0.839
<i>D10</i>	-23,101.89	42,040.67	-0.55	0.584	-28,587.34	45,555.25	-0.63	0.530
<i>D11</i>	-447,660.80	95,306.79	-4.70	0.000 ***	-611,148.10	87,588.61	-6.98	0.000 ***
<i>D12</i>	-148,995.80	49,173.34	-3.03	0.003 ***	-198,029.60	50,724.44	-3.90	0.000 ***
定数項	-59,830.19	32,859.60	-1.82	0.071 *	-85,868.76	34,465.70	-2.49	0.013 **
Number of observation				141				141
Number of groups				4				4
R ² : within				0.89				0.89
between				0.94				0.94
overall				0.89				0.89
F test that all u _i =0:	F(3, 128)= 8.69 (Prob>F= 0.000)							
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test	chibar2(01)= 0.00 (Prob>chibar2= 1.000)							
Hausman specification test	chi2(3)= 22.17 (Prob>chi2= 0.001)							

注：***、**、*印は、それぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

11 に示した。F 検定、Breush-Pagan 検定、Hausman 検定の結果、固定効果モデルが採択された。固定効果モデルの推定結果では、月別歩合給基準値 (*Z*)、11、12 月ダミー (*D11*、*D12*) が 1%水準にて、2 月ダミー (*D2*) と定数項が 10%水準にて有意となった。これらの月ダミーが有意かつ負となった理由として、次のようなことが考えられる。11~12 月は

表 12 ブートストラップ標準誤差と通常推定による標準誤差および有意水準

説明変数	生産金額		燃油代		箱代	氷代	その他費用	歩合給
	外れ値含む	外れ値除外	外れ値含む	外れ値除外				
LnX	0.0728 *** 0.1255 ***	0.0702 *** 0.1242 ***						
X			684.68 *** 743.76 ***	675.34 *** 731.89 ***	444.88 *** 547.16 ***	128.72 ** 173.89 *	1,970.29 *** 2,511.74 ***	
Z								0.02 *** 0.05 ***
D1	0.1500 *** 0.1389 ***	0.1460 ** 0.1455 **	41,600.28 * 55,917.74	40,805.29 ** 57,318.41	27,030.68 36,972.87	7,820.69 *** 7,432.77 ***	119,712.20 173,783.70	41,966.06 12,059.64
D2	0.1317 *** 0.0901 ***	0.1286 *** 0.0907 ***	39,233.41 43,836.67	38,528.38 39,441.63	25,492.75 *** 53,923.54 ***	7,375.72 *** 10,640.78 ***	112,901.10 123,588.90	43,525.92 * 28,375.06 ***
D3	0.1273 0.1304	0.1244 0.1381	37,058.48 56,340.97	36,297.39 56,311.90	24,079.54 *** 35,199.96 **	6,966.84 *** 7,298.84 ***	106,642.40 112,457.10	41,942.53 14,233.43
D4	0.1244 0.0347 ***	0.1217 0.0566 **	33,790.67 29,755.56	33,039.51 31,386.62	21,956.22 ** 15,362.07 ***	6,352.51 *** 5,302.80 ***	97,238.70 79,929.32	42,652.68 7,913.65
D5	0.1246 0.1663	0.1219 0.1601	32,138.58 49,724.17	31,378.06 50,100.16	20,882.73 20,327.74	6,041.92 *** 4,025.22 ***	92,484.51 83,641.58	43,500.09 15,033.25
D10	0.1201 0.0994 *	0.1176 0.0867	31,059.47 43,202.79	30,330.43 43,205.68	20,181.56 12,110.31	5,839.06 *** 3,677.61 ***	89,379.19 41,846.59	42,040.67 13,368.99 *
D11	0.1201 *** 0.1070 ***	0.1176 *** 0.0618 ***	30,708.91 ** 30,072.64 **	29,981.12 ** 30,690.84 **	19,953.77 ** 7,794.63 ***	5,773.15 *** 3,536.54 ***	88,370.37 53,045.53	95,306.79 *** 217,768.50 **
D12	0.1309 *** 0.1420 ***	0.1278 *** 0.1250 ***	38,498.40 49,688.09	37,727.29 50,748.13	25,015.17 10,403.77 **	7,237.55 *** 4,583.00 ***	110,786.00 120,459.10	49,173.34 *** 68,320.90 **
定数項	0.3215 *** 0.4558 ***	0.3104 *** 0.4637 ***	53,230.45 *** 52,276.61 ***	52,400.46 *** 52,698.62 ***	34,587.63 22,013.50	10,007.11 *** 8,612.29 ***	153,180.10 252,993.20	32,859.60 * 33,563.55 *

注 1：上段は通常推定による標準誤差、下段はブートストラップ標準誤差。

注 2：***、**、*印は、それぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

魚価単価の高いズワイガニ漁が最盛期のため、一年間で最も漁獲金額の大きい時期であり、2月是比较的単価の高いアカガレイが多く獲れ、11～12月に次いで漁獲金額の大きい時期である。このような歩合給を左右する漁獲金額の変動が月ダミーに表れたと考えられる。

(8) ブートストラップ法による推定結果

次に上述の推定結果の頑健性について評価するため、ブートストラップ法⁽²¹⁾を用いた固定効果モデルを推定し、表 6～11 の固定効果モデルの結果と比較した。ブートストラップ反復回数は 10,000 回とした。推定結果については、ブートストラップ法で推定された係数と表 6～11 の固定効果モデルの係数に差異がないことから、ここではブートストラップ法で推定した標準誤差（ブートストラップ標準誤差）と表 6～11 の固定効果モデルの標準誤差（通常推定による標準誤差）および有意水準について整理し、表 12 に示した。氷代とその他費用については、ブートストラップ法の推定結果と同じ変数が有意となっていることから頑健性を持つと考えられる。生産金額、燃油代、箱代、歩合給の推定結果については、ブートストラップ法と通常推定とでは有意となる月ダミーが一部異なっていた。

5. 最適曳網回数とその効果の試算

5-1. 最適曳網回数

前述のパネルデータ分析の結果から導出したそれぞれの推定式を用いて、A 地域の平均的な漁家経営体にとっての漁業所得が最大となる月別の最適曳網回数について試算した。

前述の (10) 式より、月別漁業所得が最大となる一階の条件は、

$$\frac{dI_t}{dX_t} \approx V = \frac{I_t((X+1)_t) - I_t(X_t)}{(X+1)_t - X_t} = 0 \quad (15)$$

と近似的に置き換えることができる。V はある曳網回数 X から 1 曳網増加した時の月別漁業所得 I_t の増加分を表している。ただし、実際には、時間的な制約はもちろんのこと波風等の海況による制約があるため、無制限に曳網回数を増やすことができない。事例地では、肉体的な疲労による事故防止のため連続で 2 回出漁したら 1 回休漁にするという自主制限はあるものの、それ以外の制限は課されておらず、海況の許す限り出漁し操業している。したがって、過去の曳網回数の実績値がその時々投入可能な曳網回数の上限値であったと考えられる。

そこで、表 13 の月別曳網回数の実績値 (2010~2013 年の 4 ヶ年平均) を投入可能な曳網回数の上限値として、(15) 式の条件を満たす月別最適曳網回数について推定方法別に試算し、その結果を表 14 に示した。表 14 の月別最適曳網回数と表 13 の月別曳網回数の実績値を比較すると、推定方法や外れ値の扱いの違いに関係なく、11~2 月の実績値は最適曳網回数となっているのに対し、3~5 月、9~10 月の曳網回数は最適曳網回数を大幅に超える結果となった。つまり、ズワイガニやアカガレイを主体とする冬漁期 (ただし、3 月を除く) における漁業者のこれまでの行動は効率的であったと評価できるが、他の漁期については現状の曳網回数が過剰投入となっていることから非効率的であり、漁業所得の向上のためにはそのような過剰な曳網回数を削減することが有効といえる。

表 13 A 地域の一経営体当たり月別曳網回数の実績値 (2010~2013 年の 4 ヶ年平均)

単位：回

	1月	2月	3月	4月	5月	9月	10月	11月	12月
4ヶ年平均	29	35	39	49	56	71	55	58	35

出所：操業日誌より筆者作成。

表 14 月別最適曳網回数 (一経営体当たり)

単位：回

推定方法	外れ値の扱い	1月	2月	3月	4月	5月	9月	10月	11月	12月
通常推定	含む	29	35	18	17	14	9	15	58	35
	除外	29	35	17	17	17	9	12	58	35
ブートストラップ法	含む	29	35	18	24	14	9	23	58	35
	除外	29	35	17	25	17	12	18	58	35

注：月別曳網回数の実績値 (4 ヶ年平均) を投入可能な曳網回数の上限値として試算。

5-2. セリ開始時刻変更後の最適曳網回数とその効果

次に、「浜の活力再生プラン」にあげているセリ開始時刻変更による曳網回数の増加を図った場合の最適曳網回数を試算し、曳網回数の最適化による漁業所得や乗組員の受取給与に対する効果について検討した。

まず、前述の月別最適曳網回数の結果を踏まえ、過剰投入となっている3～5月、9～10月の月別曳網回数を表14の月別最適曳網回数へと削減し、11～2月についてのみセリ開始時刻変更による曳網回数の増加を図ったとして月別最適曳網回数の試算を行った。11～2月のセリ開始時刻を現状の午前9時から午後1時に変更することで、帰港時刻が延期可能となり、少なくとも一出漁当たり2曳網の増加が実際の操業実態から見込める。そのため、11～2月に投入可能な曳網回数の上限值については、A地域の一出漁当たり月別曳網回数の実績値（2010～2013年の4ヵ年平均）に2曳網を加え、月別出漁回数の実績値（2010～2013年の4ヵ年平均）を乗じた値とした。その上限値と（15）式の条件から11～2月の月別最適曳網回数を試算し、セリ開始時刻変更後の月別最適曳網回数について表15に示した。表15と前述の表14の月別最適曳網回数を比較すると、セリ開始時刻変更後の月別最適曳網回数はいずれの推定方法においても1月に7回、2月に5回、11月に8回、12月に5回の増加となった。

次に現状の曳網回数（表13）からセリ開始時刻変更後の最適曳網回数（表15）へと曳網回数の最適化を図った場合の漁業所得および乗組員の受取給与の増加額について、パネルデータ分析の結果から導出した推定式を用いて試算し、表16に示した。一経営体当たり漁業所得の増加額は、通常推定（外れ値含む）の結果が年間で209.6万円、その他の推定結果が174.8～187.2万円となっており、通常推定（外れ値含む）の結果がやや大きいものの概ね近い値となった。また、乗組員一人当たり受取給与の増加額については、いずれの推定方法も大差なく、年間で8.3～9.9万円の減額が見込まれた。季節別の効果について見ると、春・秋漁期に相当する3～5月、9～10月の合計（曳網回数の削減による効果）は、一経営体当たり漁業所得で90.4～126.8万円の増加が見込まれ、乗組員一人当たり受

表15 セリ開始時刻変更後の月別最適曳網回数（一経営体当たり）

		単位：回									
推定方法	外れ値の扱い	1月	2月	3月	4月	5月	9月	10月	11月	12月	
通常推定	含む	36	40	18	17	14	9	15	66	50	
	除外	36	40	17	17	17	9	12	66	50	
ブートストラップ法	含む	36	40	18	24	14	9	23	66	50	
	除外	36	40	17	25	17	12	18	66	50	

注：一出漁当たり月別曳網回数の実績値（2010～2013年の4ヵ年平均）に2曳網を加え、その値に月別出漁回数の実績値（2010～2013年の4ヵ年平均）を乗じた値を投入可能な曳網回数の上限值として試算。

表 16 曳網回数の最適化による漁業所得および乗組員の受取給与の増加額

単位：万円

	推定方法	外れ値の 扱い	1月	2月	3月	4月	5月	9月	10月	11月	12月	合計		
												11~2月	3~5、 9~10月	年間
一経営体当たり 漁業所得の増加額	通常推定	含む	2.3	7.1	10.2	17.8	23.9	52.0	23.0	40.5	32.8	82.8	126.8	209.6
		除外	2.6	7.4	6.7	12.7	17.6	40.4	15.3	41.0	33.5	84.4	92.8	177.2
	ブートストラップ法	含む	2.3	7.1	10.2	7.1	23.9	52.0	11.3	40.5	32.8	82.8	104.4	187.2
		除外	2.6	7.4	6.7	6.4	17.6	40.8	18.9	41.0	33.5	84.4	90.4	174.8
乗組員一人当たり 受取給与の増加額	通常推定	含む	0.9	1.0	-1.6	-2.3	-3.0	-8.1	-2.9	3.6	3.9	9.4	-17.9	-8.5
		除外	0.9	1.0	-2.0	-2.7	-3.1	-8.2	-3.5	3.6	3.9	9.5	-19.5	-9.9
	ブートストラップ法	含む	0.9	1.0	-1.6	-2.3	-3.0	-8.1	-2.8	3.6	3.9	9.4	-17.7	-8.3
		除外	0.9	1.0	-2.0	-2.2	-3.1	-7.6	-3.5	3.6	3.9	9.5	-18.4	-8.8

注：乗組員一人当たり受取給与の増加額は、推定式より試算した歩合給を平均乗組員数で除した値より算出した。なお、合計は、端数処理のため各月の合計額と合わないことがある。

取給与で 17.7~19.5 万円の減額が見込まれた。冬漁期に相当する 11~2 月の合計（曳網回数の増加による効果）は、一経営体当たり漁業所得は 82.8~84.4 万円、乗組員一人当たり受取給与は 9.4~9.5 万円の増加が見込まれた。また、前述の表 2 で示したように現状の A 地域の漁業所得はマイナス 168 万円、漁家経済余剰がマイナス 546 万円であることから、曳網回数の最適化により漁業所得の黒字化を見込めたとしても、漁家経済余剰は赤字から脱することはできないことが示唆された。

6. まとめ

本論文は、京都府底曳網漁業の 2010~2013 年の地域別の一経営体当たり平均の経営状況について分析した結果、A、B 地域ともに望月・倉田(2010)が分析した 2003~2005 年当時と比べて経営状態が厳しくなっていること、特に A 地域の漁家経済余剰においては 546 万円の大幅な赤字となり、先細り経営となっていることが明らかとなった。

また、京都府底曳網漁業の経営改善策とその効果について検討することを目的に、漁業所得の最大化となる A 地域の月別最適曳網回数および曳網回数の最適化による漁業所得の増加額や乗組員の受取給与の増加額について試算した。その結果、A 地域の曳網回数（2010~2013 年の 4 ヶ年平均）は、最適曳網回数に比べると過剰投入であったことが明らかとなった。過剰投入であった月は 3~5 月、9~10 月であり、春・秋漁期（魚曳の時期）に集中していた。経営体への聞き取り調査では、「魚曳の時期は出漁しても売上げが少なく利益の出ない日もある。けれども雇い主の責任として乗組員の生活のために赤字であっても出漁し、乗組員に給料を支払うべきと考えている」という主旨の証言が得られた。この言葉は、京都府底曳網漁業の過剰投入となっている現状を言い表しているといっても過言ではないだろう。一方、アカガレイやズワイガニの漁獲量の多い 11~2 月については、

セリ開始時刻を変更して曳網回数を増やすことで 82.8～84.4 万円の漁業所得の増加が見込まれた。また、すべての月にて曳網回数を最適化した場合、一経営体当たり 174.8～209.6 万円の漁業所得の増加が見込めた。ただし、曳網回数を最適化しても、A 地域の漁家経済余剰は赤字から脱せず、乗組員一人当たり受取給与は年間で 8.3～9.9 万円の減額となることが予測されたことに留意すべきである。

以上のことから、A 地域の底曳網漁業の所得向上策として、セリ開始時刻変更による曳網回数の増加は効果的であるが、春・秋漁期については曳網回数を増やすことは得策ではなく、むしろそれらの漁期においては曳網回数を削減することが有効であった。また、曳網回数の最適化だけでなく、曳網回数の削減により余った時間を底曳網漁業以外の別の漁業に活用するといった複合経営への展開を検討していくことも重要と考えられる。さらに、乗組員の収入安定化のため、底曳網漁業の乗組員を雇えるような複合経営の展開、あるいは底曳網漁業以外からの収入機会を乗組員が得られるように支援することも重要である。

最後に、本論文の残された課題について述べる。分析モデルでは短期を想定していることから資源量を一定と仮定したが、長期的には資源量が変動することで最適曳網回数の値も変化すると考えられる。しかし、多種多様な魚種を漁獲していることからそれらの資源水準を把握してモデルに組み込むことは困難であるため、本論文ではその点について十分な検証を行えなかった。また、推定方法では、パネルデータ同時推定を行わず、誤差項間に相関がないと仮定を置いたことで推定結果の有意性にバイアスがかかる可能性がある。本論文はこのような課題が残されてはいるものの、早急な経営改善を必要としている京都府底曳網漁業に対し、具体的な経営改善策を提示したことは有意義であるといえるだろう。また、魚曳の時期は出漁すればするほど儲からないという京都府底曳網漁業の現状を計量経済学的手法により実証し、安易な漁獲努力の投入は漁家経営に負の効果を生じさせること、また、底曳網漁業だけの漁家経営には限界があり、複合経営の必要性があることを示したことは、京都府底曳網漁業の水産施策だけでなく他の漁業の経営を考える上でも有益な情報となるだろう。

注

- (1) 京都府底曳網漁業は、18～19 トン級の沖合底曳網漁業と 14 トン級の小型底曳網漁業を指す。2014 年時点において、小型底曳網漁船 8 隻（8 経営体）、沖合底曳網漁船 3 隻（3 経営体）で構成されている。
- (2) 2008 年 9 月に京都府機船底曳網漁業連合会によるズワイガニ漁とアカカレイ漁はアジア初の MSC 認証取得漁業に認定された。2015 年 2 月時点では、アカガレイ漁のみの取得となっている。
- (3) 例えば、新たな取り組みとして、ズワイガニのブランド化のための特許庁の地域団体商標の取得（2012 年）やアカガレイの活魚出荷（2015 年度漁期から開始）などがある。

- (4) 詳しくは、水産庁ホームページ「京都府の浜の活力再生プラン」の京都府（底引き網漁業）を参照されたい。URL: <http://www.jfa.maff.go.jp/j/bousai/kyouto.html>（最終アクセス日：2015年2月3日）。
- (5) 使用しているデータの整合性がとれないため単純な比較はできないが、両地域とも望月・倉田(2010)が分析した時期（2003～2005年）に比べて漁業所得が大幅に減っていることから、経営が厳しくなっていることがわかる。
- (6) 年間実収入は、世帯主の年齢階級別家計収支（二人以上の世帯のうち勤労者世帯）にある1ヵ月間の実収入の値より算出した値である。
- (7) 京都府底曳網漁業の経営主の年齢構成（2016年8月末時点）は、30～39歳が1人、50～59歳が2人、60歳以上が8人となっている。
- (8) 京都府底曳網漁業における乗組員の給与は、基本給に相当する最低保障の月給額が決められてはいるものの、基本的には漁獲金額と箱代、氷代等の経費に応じた歩合給制度で決められている。
- (9) 本来なら曳網回数が非負の整数値を取るのだから、厳密には微分して最適解を求めるのではなく、制約付き整数計画問題と見なすべきであるが、ここでは曳網回数の最大値が十分に大きいことから近似的に最適解を解いても問題はないとし、連続変数とみなして最大化問題を解いた。
- (10) 本来であれば、制約の強いコブ・ダグラス型より一般的なトランスログ型が使用されるが（Del Hoyo *et al*(2004)、Sharma and Leung (1998)、多重共線性の問題等によりコブ・ダグラス型を使用されることも多い（牧野・坂本(2001)、阪井ら(2012)）。なお、後述するように本分析では変数の数が曳網回数だけの1変数のため、トランスログ型を想定してもコブ・ダグラス型と同じになる。
- (11) 牧野・坂本(2001)では、ズワイガニの生産関数の推定において、①ズワイガニには三種類の銘柄（雄ガニ、水ガニ、雌ガニ）が存在し、同じ重量でも経済価値が異なること、②それぞれの銘柄別の労働投入量の同定が困難なこと、③資源管理施策が漁獲量に対してだけでなく、高価格の雄ガニの増加による質的効果によって漁獲金額が増えていることを理由に、漁獲金額を用いたコブ・ダグラス型生産関数の推定を行っている。また、漁船規模に変化がないことから、資本投入量 K についても省かれている。
- (12) 京都府底曳網漁業では、6～8月にかけての3ヵ月間は禁漁期間であるため操業していない。また、解禁中であっても一部の経営体では1～2ヵ月早く操業を早期終了することがあるため、観測データが3つ欠損した。したがって、141（＝4経営体×4年間×9ヵ月－3データ）の観測データとなる非バランスパネルデータとなった。
- (13) 青色申告決算書記載の年間費用の中から変動費用に相当する荷造運賃、水道光熱費、外注工賃、上架料、資材費、消耗品費、修繕費、その他漁業費用、燃油代、箱代、氷代、販売手数料等の合計した値を抽出し、そこから漁協購買伝票で抽出した年間漁船燃油代、年間

箱代、年間氷代および年間販売手数料を減じた値を月別曳網回数にて按分し、その他月別費用とした。青色申告決算書では、各経営体共通の費用科目が必ずしも明確に設定されておらず、経営体間で費用科目名と内容が統一されていなかった。そのため、聞き取り調査で青色申告決算書記載の費用科目名と内容を確認し、ここで挙げた費用が含まれている費用科目名を合計して抽出した。

- (14) ここでは季節変動を考慮して月別に外れ値検定を行った。
- (15) 本来は全く関係ない2つの時系列データを用いて回帰分析を行っても、高い決定係数とt値が得られてしまうことがある (Granger and Newbold(1974))。このような状況を見せかけの回帰と呼ぶ。
- (16) 非定常パネルデータの研究が本格的に行われるようになってきたのは1990年代後半に入ってからである。非定常パネル分析のサーベイ論文については、Banerjee (1999)、Baltagi and Kao (2000)、Breitung and Pesaran (2008)、早川ら(2008)を参照されたい。
- (17) 各検定の概要については、内山(2007)、北村(2005)を参照されたい。
- (18) 統計解析ソフト「Stata」(StataCorp 社)では、パネルデータ分析の決定係数は三種類 (within、between、overall) 算出される。within はすべての変数に関して個体内偏差 (時点ごとの観察値から個体内平均を引き算した値) を求めて回帰分析した within 推定の決定係数、between は被説明変数や説明変数の個体内平均値を使用して回帰分析した between 推定の決定係数、overall はパネルデータをそのまま最小二乗法による回帰分析した pooled 推定の決定係数を表している (三輪(2013))。
- (19) 本分析では一部の Hausman 検定の結果において、Hausman 検定統計量の値が負となる場合があった。このような Hausman 検定統計量の値が負となる場合の対処策として、本分析で使用した統計解析ソフト「Stata13」(StataCorp 社)では、オプション機能の sigmamore コマンドが用意されている。そこで、本分析では、そのオプション機能を用いた Hausman 検定を行った。なお、本分析にて Hausman 検定統計量の値が負になった原因として、サンプル数が少ないことが一般的に考えられるが、大サンプルでも Hausman 検定統計量の値が負となりえることが Schreiber(2008)によって理論的に示され、シミュレーションによっても確認されている。
- (20) パネルデータ分析では、最小二乗法モデル、固定効果モデル、変量効果モデルの推定モデルの選択については、Hausman 検定、F 検定、Breush-Pagan 検定が用いられる。詳しくは、筒井ら(2007)を参照されたい。
- (21) ブートストラップ法では標本集団を母集団とみなし、標本集団から無作為抽出した標本 (ブートストラップ標本) を使って推定量を反復計算して、推定量の標本分布を得る。得られた標本分布を用いて推定量の標準誤差や信頼区間を求める。反復計算の回数 (ブートストラップ反復回数) は多いほど有意な差が出やすく、一般的に 1,000~10,000 回の範囲内で設定される。また、母集団の分布形の仮定を置くパラメトリックなブートストラップ

法と分布形を未知とするノンパラメトリックなブートストラップ法がある。本分析では、ノンパラメトリックなブートストラップ法を用いた。ブートストラップ法の詳細については、Efron and Tibshirani (1993)、汪・田栗(2003)を参照されたい。

参考文献

- [1] Baltagi B. H. and C. Kao. (2000) “Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey,” in B. Baltagi (ed.) *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Vol.15 of *Advances in Econometrics*, Amsterdam: JAI Press, 7-52.
- [2] Banerjee A. (1999) “Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 607-629.
- [3] Biørn E. (2004) “Regression Systems for Unbalanced Panel Data: A Stepwise Maximum Likelihood Procedure,” *Journal of Econometrics*, 122, 281-291.
- [4] Blackwell III, J. Lloyd. (2005) “Estimation and Testing of Fixed-Effect Panel-Data Systems,” *The Stata Journal*, 5(2), 202-207.
- [5] Breitung J. and M. H. Pesaran. (2008) “Unit Roots and Cointegration in Panels,” in L. Matyas and P. Sevestre (eds.), *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*: Springer, Chapter 9, 279-322.
- [6] Choi I. (2001) “Unit Root Tests for Panel Data,” *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- [7] Del Hoyo J. J. G., Espino D. C. and Toribio R. J. (2004) “Determination of technical efficiency of fisheries by stochastic frontier models: a case on the Gulf of Cadiz (Spain),” *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil*, 61(3), 416-421.
- [8] Efron B. and Tibshirani, R.J. (1993) *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall.
- [9] Fisher R. (1932) *Statistical Methods for Research Workers*, 4th Edition. Edinburgh: Oliver & Boyd.
- [10] Granger C. W. J. and P. Newbold. (1974) “Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, 14, 111-120.
- [11] Hadri K. (2000) “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data,” *Econometric Journal*, 3, 148-161.
- [12] Im K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin. (2003) “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- [13] Levin A. and C.F. Lin. (1993) “Unit Root Tests in Panel Data: New Results,” *Discussion Paper No.93-56*, Department of Economics, University of California at San Diego.
- [14] Levin A., C.F. Lin and C.S.J Chu. (2002) “Unit Root tests in Panel Data: Asymptotic

- and Finite-Sample Properties,” *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- [15] Maddala G. S. and S Wu. (1999) “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.
- [16] Phillips, P. C. B. and H. R. Moon. (1999) “Linear Regression Limit theory for Nonstationary Panel data,” *Econometrica*, 67(5), 1057-1111.
- [17] Phillips P. C. B. and H. R. Moon. (2000) “Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments,” *Econometric Reviews*, 19(3), 263-286.
- [18] Schreiber S. (2008) “The Hausman Test Statistic can be Negative even Asymptotically,” *Journal of Economics and Statistics*, 228(4), 394-405.
- [19] Sharma K. R. and Leung P. (1998) “Technical efficiency of the longline fishery in Hawaii: an application of a stochastic production frontier,” *Marine Resource Economics*, 13(4), 259-274.
- [20] 内山勝久(2007)「二酸化炭素排出と環境クズネツ曲線—ダイナミック・パネルデータ推定による検証—」、『経済経営研究』第27巻第3号、日本政策投資銀行設備投資研究所、pp. i -64。
- [21] 加藤辰夫(2006)『環日本海の漁業と地域産業—沖合底びき網漁業の経営と流通—』、成山堂書店。
- [22] 北村行伸(2005)『パネルデータ分析』、岩波書店。
- [23] 京都府水産事務所(2014)『京都の水産』、京都府水産事務所。
- [24] 阪井裕太郎・森賢・八木信行(2012)「日本漁業の効率性に関する経済分析—北海道沖合底曳網漁業を事例に—」、『国際漁業研究』第11巻、pp.101-119。
- [25] 筒井淳也・平井裕久・秋吉美都・水落正明・坂本和靖・福田亘孝(2007)『Stataで計量経済学入門』、ミネルヴァ書房。
- [26] 早川和彦・千木良弘朗・山本拓(2008)「非定常な動学的パネル分析」、『経済研究』第59巻第2号、pp.126-138。
- [27] 牧野光琢・坂本亘(2001)「京都府沖合海域における資源管理型漁業の実証分析」、『環境科学学会誌』第14巻第1号、pp.15-25。
- [28] 三輪哲(2013)「パネルデータ分析の基礎と応用」、『理論と方法』第28巻第2号、pp. 355-366。
- [29] 望月政志・倉田亨(2010)「持続可能な漁家経営と地域格差—京都府機船底曳網漁業を事例として—」、『漁業経済研究』第54巻第3号、pp.57-76。
- [30] 汪金芳・田栗正章(2003)「第一部 ブートストラップ法入門」、汪金芳・田栗正章・手塚集・樺島祥介・上田修功『計算統計Ⅰ：統計科学のフロンティア11』、岩波書店、pp. 1-64。

京都府機船底曳網漁業の経営改善策とその効果の試算

【謝辞】 京都府機船底曳網漁業の漁業者の皆様、京都府漁業協同組合の西川順之輔組合長、濱中貴志組織部次長、および職員の皆様には、聞き取り調査等において大変お世話になりました。また、京都大学大学院農学研究科の福井清一教授、小田滋晃教授、栗山浩一教授、近畿大学農学部が多田稔教授、および2名の匿名査読者、編集委員からは本論文に対して多くの貴重なコメントを頂きました。ここに記し、謝意を表します。

【付記】 本論文は、2015年に京都大学大学院農学研究科に提出した博士学位論文『我が国の水産資源管理と地域漁業に関する経営・経済学的研究』の一部を加筆修正したものである。また、京都府農林水産技術センター海洋センターの平成26～28年度 底曳網資源管理型漁業推進事業「底曳網漁業の経営改善に関する研究」の調査・研究活動の成果の一部である。ただし、本論文に記された内容や意見は筆者個人に属するものであり、所属機関の公式見解を示すものではない。