

伊勢湾・三河湾におけるスナメリの個体数と分布

小川奈津子^{1†}, 吉田英可², 中村 玄³, 加藤秀弘³

Abundance and distribution of finless porpoises in Ise Bay and Mikawa Bay, central Japan

Natsuko OGAWA^{1†}, Hideyoshi YOSHIDA², Gen NAKAMURA³ and Hidehiro KATO³

スナメリ (*Neophocaena asiaeorientalis*) の個体数推定を目的に、伊勢湾・三河湾を対象に、航空目視調査を行った。調査年は2002, 2003, 2014年であった。調査線を海岸線に対してほぼ直角に設置した。2002年は90本 (計1,869 km)、2003年は60本 (計1,244 km)、2014年は26本 (計614.4 km) の調査線を飛行した。2002年は225頭の発見があり、個体数は2,776頭 ($CV=24.9\%$)、密度は $1.09 \text{ ind}\cdot\text{km}^{-2}$ と推定された。2003年は216頭の発見があり、個体数は3,176頭 ($CV=19.7\%$)、密度は $1.25 \text{ ind}\cdot\text{km}^{-2}$ と推定された。2014年は178頭の発見があり、個体数は3,920頭 ($CV=21.9\%$)、密度は $1.41 \text{ ind}\cdot\text{km}^{-2}$ と推定された。2002年から2014年にかけて、個体数推定値に統計的に有意な変化は認められなかった。

We carried out aerial surveys to obtain information on the distribution and abundance of the finless porpoises *Neophocaena asiaeorientalis* in Ise Bay and Mikawa Bay, central Japan. We flew seven times in 2002, 2003 and 2014. Transects were set in an east–west direction. We covered 90 transects (1,869 km in total length) in 2002, 60 transects (1,244 km) in 2003 and 26 transects (614.4 km) in 2014. In 2002, a total of 225 individuals were seen along those transects. Porpoise abundance was estimated at 2,776 individuals ($CV=24.9\%$) with the density of $1.09 \text{ individuals}\cdot\text{km}^{-2}$. In 2003, a total of 216 individuals were seen. Abundance was estimated at 3,176 individuals ($CV=19.7\%$) with the density of $1.25 \text{ individuals}\cdot\text{km}^{-2}$. In 2014, a total of 178 individuals were seen. Abundance was estimated at 3,920 individuals ($CV=21.9\%$) with the density of $1.41 \text{ individuals}\cdot\text{km}^{-2}$. No significant differences were detected in abundance among the three years.

Key words: finless porpoise, aerial survey, line transect

はじめに

スナメリは、ネズミイルカ科に属する体長2 m程度の小型歯鯨である。本種はバルシャ湾を西限としてインド洋、太平洋西部の沿岸域に生息しており、日本は分布域の東端に位置している (Kasuya, 1999)。近年、台湾海峡付近を境に2種に分かれるとの報告がなされ (Jefferson and Wang, 2011)、

それにもとづく日本沿岸には *Neophocaena asiaeorientalis* が分布していることとなる。本種は日本では、仙台湾から東京湾、伊勢湾・三河湾、瀬戸内海から響灘、大村湾、有明海・橘湾の5海域に主に生息していることが報告されている (Shirakihara et al., 1992)。現在、本種は我が国ではシロナガスクジラ、ホッキョククジラおよびコククジラと共に水産資源保護法によって保護されており、一切の採捕が禁止されている。

日本沿岸の本種は頭骨の形態やmtDNA塩基配列の比較等により、5つの分布域でそれぞれ異なる系群に分化しているものと考えられている (Yoshida et al., 1995, 2001)。スナメリ資源を適切に管理していくには、系群ごとに個体数を推定し、その動向を把握する必要がある。伊勢湾・三河湾は名古屋周辺の間人活動が活発な地域に面している。名古屋港のホームページによると、名古屋港は総取扱貨物量が平成14年から14年連続で日本一である (<http://www.port-of-nagoya.jp/gaiyou.html>, 2016年10月19日)。スナメリ

2016年9月13日受付, 2016年12月5日受理

¹ 東京海洋大学大学院, 〒108-8477 東京都港区港南4-5-7
Tokyo University of Marine Science and Technology, 4-5-7 Minato-ku,
Tokyo 108-8477, Japan

² 国立研究開発法人水産研究・教育機構国際水産資源研究所,
〒236-8648 神奈川県横浜市金沢区福浦2-12-4
National Research Institute of Far Seas Fisheries, Japan Fisheries
Research and Education Agency, 2-12-4 Fukuura, Kanazawa-ku, Yoko-
hama-shi, Kanagawa 236-8648, Japan

³ 東京海洋大学学術研究院, 〒108-8477 東京都港区港南4-5-7
Tokyo University of Marine Science and Technology, 4-5-7 Minato-ku,
Tokyo 108-8477, Japan

† d122021@edu.kaiyodai.ac.jp

は沿岸性が強く、人間活動の影響を受けやすいため、本海域での個体数の動向の調査研究が必要である。しかし、伊勢湾・三河湾系群の本種の個体数推定値は、宮下ら(2003)が1991–1995年に行った船舶目視調査によるものと、吉岡(2001)が2000年に行った航空目視調査によるものの2件の報告があるのみであった。本研究では吉岡(2001)とほぼ同様の海域を対象に、ほぼ同じ方法で、2002–2014年にスナメリの目視調査を行い、個体数を推定した。

材料と方法

2002, 2003, 2014年に行った航空目視調査で得られたデータを使用した。調査はライントランセクト法(Buckland et al., 2001)に基づき計画、実施された。基本的な調査方法は、Yoshida et al. (1998)に従った。吉岡(2001)もこの方法に従って調査を実施している。対象海域は本種の分布域の伊勢湾、三河湾および湾口部の遠州灘とした(Fig. 1)。本種は岸から水深50 m以浅の海域で主に発見されている(Shirakihara et al., 1992)。そこで、水深50 m以浅域をカバーするよう調査範囲を設定した。飛行機の航続時間は限られ

ているため全域を一度に飛行することはできない。そこで、調査範囲を分けた。2002, 2003年は2つに、2014年は安全性の向上のため一回の飛行時間がさらに短縮されたことから、その時間内で飛行できるよう3つに分けて調査を行った。ただし、調査範囲はすべての年ではほぼ同じで、本種の分布域全体をカバーした。

調査線の配置を以下のように定めた。過去に行われたスナメリに対する目視調査の結果、本種の岸寄りの分布が予想された(Kasuya and Kureha, 1979)。そこで、岸に対し可能な限り直角に調査線を設置することとした。伊勢湾は南北に細長い形をしており、また三河湾は南に向かって開いた湾口を持っている。したがって、東西方向の緯線に沿った調査線を設置することにより、岸に対し直角になる割合が高くなるものと考えた。この配置は、結果として飛行機の航行のしやすさにもつながる。調査範囲内に最低でも5本の調査線は必要とされており(Burnham et al., 1980)、10–20本程度の調査線を設置することが推奨されている(Buckland et al., 2001)。以上より、調査線は東西方向に緯度1分間隔で設置し、飛行機の航続時間も考慮して、設置

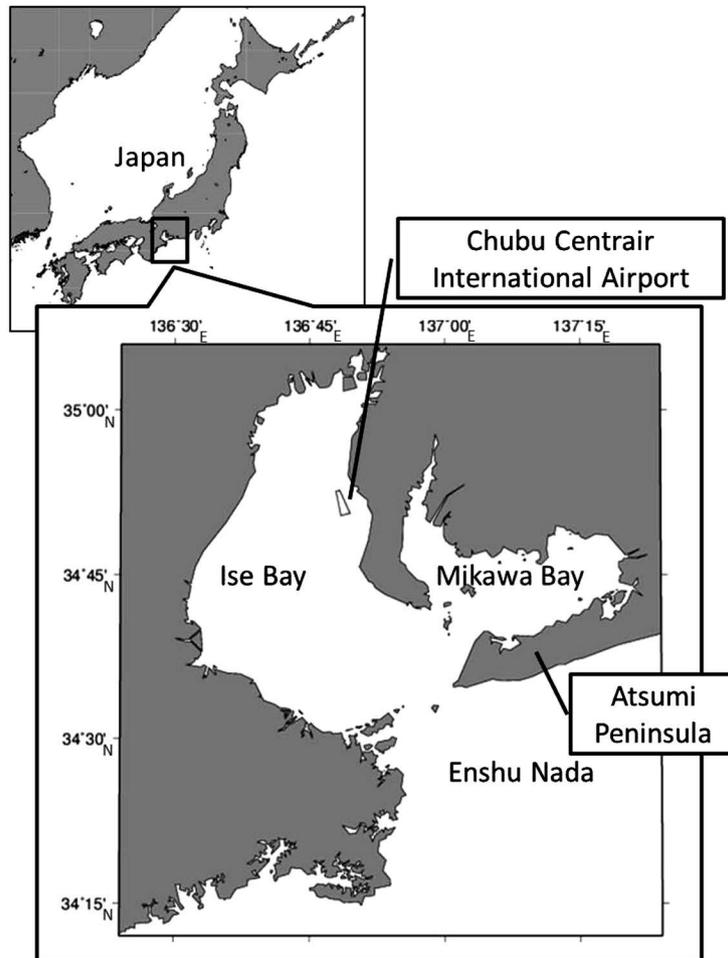


Figure 1. A map of Ise Bay and Mikawa Bay.

本数の多い伊勢湾では3本に1本、三河湾と遠州灘では2本に1本を系統抽出した。この結果、伊勢湾では11-16本、三河湾と遠州灘では6-15本の調査線が選択された。

風で海面に白波が立つとスナメリの発見が難しくなるため、調査は白波の立たないビューフォート風力階級2以下の日を選んで行った。調査中に風力階級3以上になった場合は、海況変化を記録したうえで、探索を継続した。ただし、個体数推定の際、風力階級3以上で得られたデータは二次発見（後述）として除外した。

調査には高翼で単発の4人乗り小型セスナ機（セスナC172型）を使用した。探索時の高度は500フィート（約152 m）とし、速度は80-90ノット（約148-167 km・h⁻¹）で飛行した。探索はスナメリを発見しても群れに接近しない通過方式で行った。

機内では、前部左席にパイロット、右席に記録者が座り、左右後部座席に観察者が座った。観察者は進行方向に対し真横を向き、それぞれ調査線の片側450 m以内を探索した。観察者は、天候、ビューフォート風力階級、グレア（太陽光の海面反射）の有無およびその強度と位置を、各調査線の調査開始時およびコンディション変化時に報告し、記録者は時刻とあわせ書き留めた。スナメリ発見時には時刻、群れサイズ、親子の有無、群れまでの横距離（群れと調査線との直角距離）を記録した。なお、横距離は高度と伏角から計算した。伏角をYoshida et al. (1998)と同様の方法で求めた。携帯型GPSを機内に持ち込み、時刻と位置を時間の2秒間隔で記録し、発見位置の特定や飛行ルートの再現に役立てた。調査線を飛行中に既定の環境下で観察者が発見したもの（一次発見）のみを個体数推定に用い、調査線間の移動中や、記録者またはパイロットが発見したもの（発見時は観察者へは通知しない）はそれ以外の二次発見として記録した。観察者の近くにビデオカメラを設置し、常に音声と時刻を記録し、調査後のデータ確認作業に役立てた。

対象物の分布域における分布密度の推定値 \hat{D} は、

$$\hat{D}=n/(2L\hat{\mu}) \quad (1)$$

と表せる。ここで、 n : 総発見数、 L : 総有効調査線距離（風力階級2以下で探索した総距離）、 $\hat{\mu}$: 有効探索幅推定値を指す (Buckland et al., 2001)。この時、総発見数は、

$$n=m\bar{s} \quad (2)$$

で求めた。ここで、 m : 総発見群数、 \bar{s} : 平均群れサイズを表す。分布域全体の個体数 N は、分布密度 \hat{D} に分布域の面積 A をかけて、次の式で推定した。

$$\hat{N}=A\hat{D} \quad (3)$$

発見群数の変動係数 $cv(m)$ と平均群れサイズの変動係

数 $cv(\bar{s})$ および個体数推定値の変動係数 $cv(\hat{N})$ は、

$$cv(m)=\left\{L\sum_{i=1}^k l_i(m_i/l_i - m/L)^2/(k-1)\right\}^{1/2}/m \quad (4)$$

$$cv(\bar{s})=\left\{\sum_{j=1}^m (s_j - \bar{s})^2/(m(m-1))\right\}^{1/2}/\bar{s} \quad (5)$$

$$cv(\hat{N})=\{cv(m)^2+cv(\bar{s})^2+cv(\hat{\mu})^2\}^{1/2} \quad (6)$$

となる (Buckland et al., 2001)。ここで、 m_i : 調査線 i の有効発見群数（有効探索幅推定および個体数推定に使用した発見群数）、 l_i : 調査線 i の有効調査距離、 k : 調査線の数、 s_j : j 番目の発見の群れサイズである。また、密度の変動係数 $cv(\hat{D})$ は、 $cv(\hat{N})$ と同値である。

発見数が少ない場合、個体数推定値の分布が非対称になることがわかっているため、推定値の分布が対数正規分布に従う (Buckland et al., 2001)と仮定して、95%信頼区間は以下の式で算出した。

$$95\% \text{ 信頼区間: } (\hat{N}/C, \hat{N} \cdot C) \quad (7)$$

$$C=\exp[1.96 \cdot \{ln(1+cv[\hat{N}]^2)\}^{1/2}] \quad (8)$$

本研究では、有効探索幅推定にコンピュータプログラム「DISTANCE 6.0 Release2」(Thomas et al., 2009)を用いた。モデルの主関数は uniform, half normal, hazard rate, negative exponentialの4種類、補正関数は cosine, simple polynomial, hermite polynomialの3種類があり、すべての組み合わせのうち最小AICを得たモデルを採用し (Akaike, 1973)、有効探索幅を算出した。この時、調査線上の対象物は100%発見される（発見関数 $g(0)=1$ ）と仮定した。

結果

調査を2002年11月に3日間、2003年10月に2日間、2014年7月に2日間実施した。1日あたり1回の飛行で計7回の飛行であった。2002年には1,869 kmを飛行する間に、二次発見含め174群225頭を発見した。同様に2003年には1,244 kmを飛行する間に159群216頭を発見し、2014年には614.4 kmを飛行する間に101群178頭を発見した (Table 1)。調査線およびスナメリの発見位置をFig. 2に示す。

伊勢湾には海上空港の中部国際空港がある。各年とも空港付近で発見が得られた。遠州灘では、2002年11月と2003年10月に渥美半島周辺で発見が得られたが、2014年7月にはごく湾口部で発見が得られただけであった。

個体数の推定に際し、一次発見のデータを対象に、横距離と群れサイズの関係、グレアの探索に及ぼす影響、観察者間の発見の相違の3点を検討した。

横距離と群れサイズの相関関係の有無について検討した。調査線から離れたところにいる群れは、頭数の多い大きな群れの方が発見されやすいことがわかっており (Buckland et al., 2001)、横距離と群れサイズの間に正の相関があ

Table 1. Summary of aerial sighting surveys in Ise Bay and Mikawa Bay, central Japan, from 2002–2014. *L*, *m* and *n* indicate the length of transect lines, number of detected groups and number of detected individuals, respectively.

Date	Area	<i>L</i> (km) (valid data) ^a	<i>m/n</i> (valid data) ^b
17-Nov-02	Ise Bay	298.0 (272.9)	13/17 (6/7)
	Mikawa Bay	308.2 (244.0)	53/71 (41/55)
19-Nov-02	Ise Bay	311.0 (238.7)	19/26 (12/17)
	Mikawa Bay	318.1 (79.29)	50/39 (5/6)
20-Nov-02	Ise Bay	308.6 (277.7)	14/20 (10/14)
	Mikawa Bay	325.6 (148.8)	36/41 (20/23)
Total		1,869 (1261)	174/225 (94/122)
5-Oct-03	Ise Bay	311.5 (226.3)	20/20 (12/12)
	Mikawa Bay	307.5 (182.4)	42/74 (22/39)
7-Oct-03	Ise Bay	303.8 (272.8)	35/47 (23/29)
	Mikawa Bay	320.8 (197.2)	62/75 (19/22)
Total		1,244 (878.7)	159/216 (76/102)
16–17 Jul 14	Ise Bay	258.5 (258.5)	16/19 (11/13)
	Mikawa Bay	142.7 (142.7)	92/165 (43/93)
17-Jul-14	The Sea of Enshu	213.2 (213.2)	9/19 (5/13)
Total		614.4 (614.4)	101/178 (59/119)

^a Values in parentheses were collected at Beaufort wind scale of 2 or less.

^b Values in parentheses were the detection data that we used for an estimate.

る可能性がある。正の相関があると、遠方の小さな群れの未発見により平均群れサイズが過大に見積もられ、個体数を過大推定する恐れがある。そこで、横距離と群れサイズの間には正の相関がないか調べたところ、そのような関係は認められなかった ($r=0.069$, t -test, $p>0.05$)。したがって、すべてのデータを込みに計算した。

次に、グレアの影響の有無について検討した。調査中、調査線の南側は探索時にグレアによって見にくく感じられた。そこでグレアがスナメリの見つけやすさに及ぼす影響について調べるため、調査線の北側と南側で得られた発見群数を比較した。その結果、北側での発見は265群であったのに対し、南側では118群と有意に少なく (t -test, $p<0.01$)、グレアが探索に影響を与えることが確認された。両者を込みに個体数推定を行うと過少推定となってしまう恐れがあるため、Yoshida et al. (1997, 1998) に従い、北側で得た発見のみを推定に用いた。

最後に、観察者間の発見の相違について検討した。観察者のうち一名は全調査を通じて参加したが、他の観察者は年によって異なった。どの調査も同じ方法で実施したが、観察者間で発見の相違がないか確かめるため、発見数およ

び発見頻度分布の形に違いがないか調べた。その結果、観察者の間に発見数、発見頻度分布の形共に違いは認められず (t -test, Kolmogorov–Smirnov test, $p>0.05$)、調査線北側の全発見データを合わせて使用した。

横距離の測定誤差を取り除くため、幅を20 m間隔にグループ化し発見頻度分布を作成した (Fig. 3)。発見頻度分布を見ると、横距離0–40 mでの発見は得られなかった。飛行機の機体直下は死角となり、調査線付近の探索は不可能であったためと考えられた。横距離40–80 m間の発見は80–120 m間の発見に比べ少なかった。これは、視界内に飛行機の走行用タイヤの後輪 (使用機体は機内に収納不可)があったため、探索の邪魔になった可能性が高いものと考えられた。そこで、横距離80 m未満での発見は観察範囲外として除いた。したがって本研究では、 $g(0)=1$ ではなく、 $g(80)=1$ 、つまり横距離80 mにいるスナメリは100%発見されると仮定して推定を行った。発見データのうち横距離の遠方上位5%の発見データをはずれ値として除外することが、頑健な推定値を得るために推奨されており (Buckland et al., 2001)、結果として11群の発見データを取り除いて計算を行った。

以上の発見データの精査の結果、有効探索幅推定時および個体数推定時に用いた発見数を Table 1 の括弧内に示す。3年分をあわせると計229群343頭であった。プログラム「DISTANCE 6.0 Release2」により、Uniformモデル補正関数 cosine が選ばれ、有効探索幅は90 m ($CV=5.95\%$)と推定された (Fig. 4)。なお、次点のモデルとのAICの差は0.61であった。有効探索幅推定値の差は3 mで、95%信頼区間も重なっていたため、個体数推定結果に大きな差は生じないものと考え、本モデルを採用した。

2014年の調査では、三河湾にて一群33頭からなる大群を発見した。本種の発見の多くは1群1–2頭程度であるため、この大群の存在が平均群れサイズを正の方向に偏らせてしまう恐れがある。そこで、今回はいったんこの大群を発見データから除外して三河湾の個体数推定値を求め、最終的に33頭を追加した。

伊勢湾・三河湾の個体数は、2002年が2,776頭 ($CV=24.9\%$)、2003年が3,176頭 ($CV=19.7\%$)、2014年が3,920頭 ($CV=21.9\%$)と推定された (Table 2)。すべての調査で、本系群の分布域全体をほぼカバーしているものと考えられたことから、分布域内で季節回遊があったとしても総合的には個体数推定結果に影響はないものと判断し、個体数推定値に経年変化があるか検討した。まず、縦軸を個体数推定値、横軸を年月とした図を作成した (Fig. 5)。この図に変動係数 $cv(\hat{N})$ の逆数で重みづけし、回帰直線をあてはめてその傾きを検定した。図では個体数がやや増加しているように見えたが、検定の結果、適合した回帰直線の傾きと傾き0との間に有意な差は認められなかった (t -test, $p>0.05$)。

伊勢湾・三河湾におけるスナメリの個体数と分布

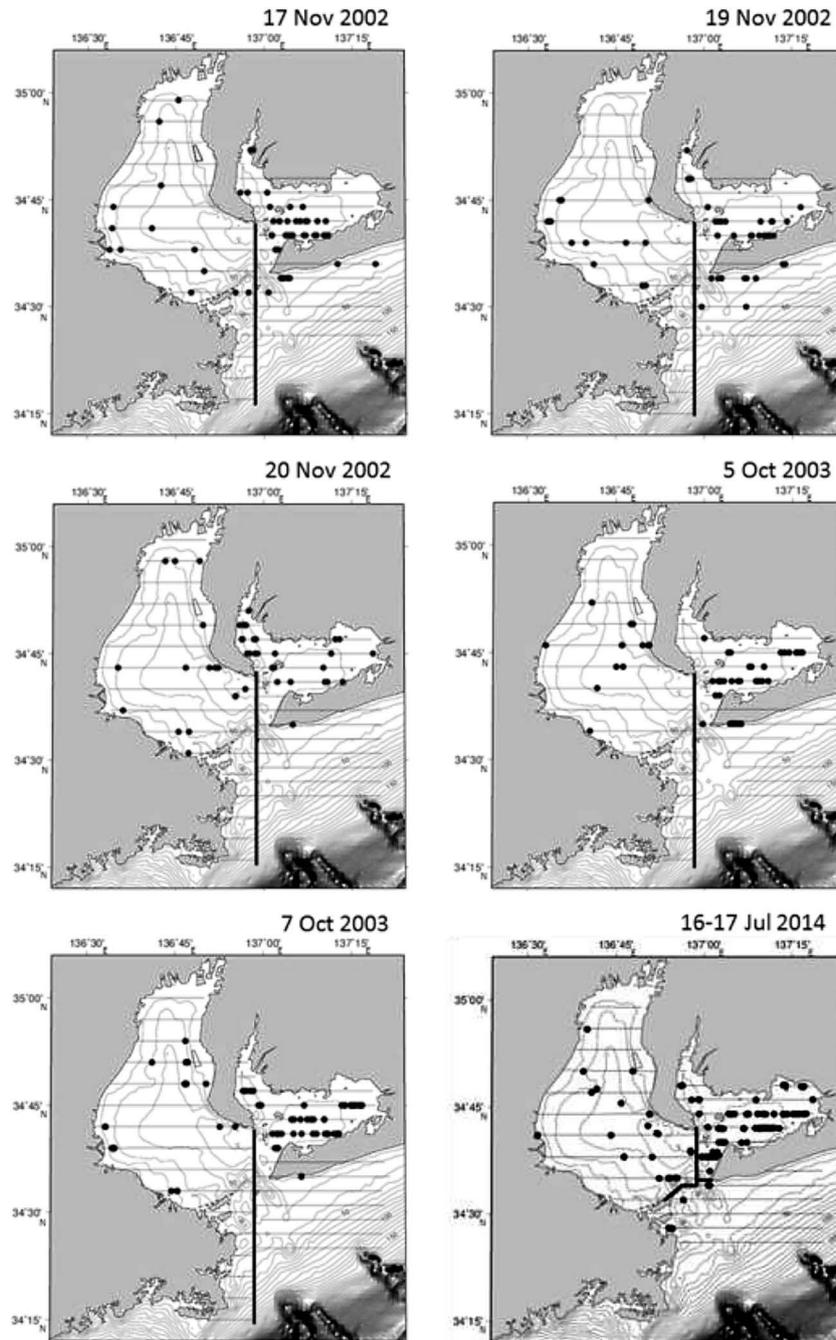


Figure 2. Transects for the aerial surveys and sighting positions of finless porpoise groups. Numerals show depth in meters (Japan Oceanographic Data Center; http://www.jodc.go.jp/jodcweb/index_j.html, October 26th, 2006).

考 察

2002年11月と2003年10月の調査では渥美半島の太平洋岸で発見があったのに対し、2014年7月では発見はごく湾口域を除いてなかった。スナメリは、伊勢湾・三河湾と遠州灘の太平洋岸の間で季節移動を行っている可能性がある。春季（2000年5月）に行われた航空目視調査の結果では、遠州灘での発見はなかった（吉岡，2001）。また周年にわ

たり、伊勢湾・三河湾で行われた船舶目視調査の結果では、両湾の間、さらには湾外への回遊が示唆されており、特に冬季に伊勢湾・三河湾から湾外に出ている可能性が高いとの報告がある（宮下ら，2003）。本調査の結果とあわせ、伊勢湾・三河湾のスナメリは秋季から冬季にかけて遠州灘へ季節的に分布域を拡大している可能性がある。

伊勢湾には、海上空港の中部国際空港がある。この空港

Table 2. Finless porpoise density (\hat{D}) and abundance (\hat{N}) in Ise Bay and Mikawa Bay, central Japan.

Year	Area	m	n	\hat{D} (individuals · km ⁻²)	\hat{N} (individuals)	CV (%)	95% CI (individuals)
2002	Ise	28	38	0.535	832	26.8	496–1,395
	Mikawa	66	84	1.98	1,944	33.6	1,024–3,689
	Total	94	122	1.09	2,776	24.9	1,718–4,486
2003	Ise	35	41	0.913	1,420	26.9	846–2,382
	Mikawa	41	61	1.79	1,756	28.1	1,022–3,017
	Total	76	102	1.25	3,176	19.7	2,168–4,652
2014	Ise	11	13	0.559	826	27.4	488–1,400
	Mikawa	43	93	4.73	2,581	29.5	1,465–4,548
	Enshu	5	13	0.677	513	67.4	155–1,700
	Total	59	119	1.41	3,920	21.9	2,566–5,990

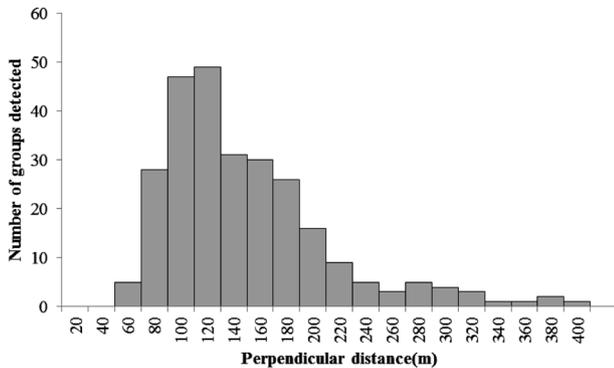


Figure 3. Distribution of perpendicular distances.

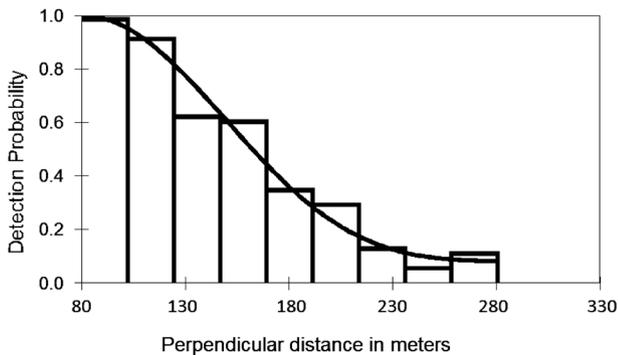


Figure 4. Distribution of perpendicular distances and detection function fitted when detectability at 80 m was assumed to be 100%.

の建設は2000年から2005年にかけて行われた。本調査中、同空港付近でも発見が得られたことから、スナメリは空港の建設および開港にともなう騒音等を、強く避けていることはないものと考えられた。瀬戸内海でも、大阪湾の関西国際空港の南方-南西域や北九州空港周辺で本種が頻繁に発見されており（近藤ら, 2010; Shirakihara et al., 2007),

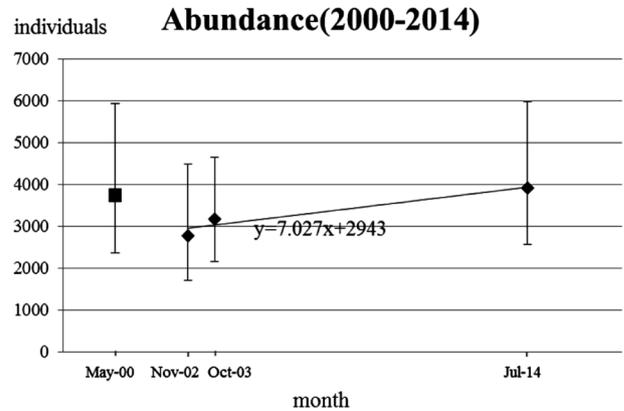


Figure 5. Abundance estimates for finless porpoises in Ise Bay and Mikawa Bay from 2002–2014. The diamonds represents the result of this study. The square represents the result of Yoshioka (2001). The line on this graph is regression line that shows the abundance of finless porpoises (y) and month of surveys (x).

埋め立てをともなう海上空港の建設は本種の出現にそれほど影響を与えていない可能性もある。

伊勢湾・三河湾系群のスナメリの個体数については、2000年に吉岡（2001）が本研究とほぼ同様の方法で、分布域全体を対象とした航空目視調査を行い、推定している。吉岡（2001）は三河湾および遠州灘を東西方向ではなく南北方向に調査しているが、本調査と同様に分布域全体を探索していることから、吉岡の推定値と本研究の結果とを比較した（Fig. 5）。2000年調査の点推定値（3,743頭）は、今回推定した3つの値のうち最少の2002年の値と、最多の2014年の値の間にあった。95%信頼区間（2,355–5,949頭）も、3年分の推定値すべてと重なっており、2000–2014年の間で個体数に有意な差は認められなかった。ただし、本研究ではグレアが探索に与える影響を考慮して調査線南側の発見を除外して計算を行ったが、吉岡（2001）は調査期間

中、グレアはごく一部の海域で視野の1/2に達することがあったが、それ以外の海域ではグレアがあったとしても視野の1/4-1/3を覆う程度であり、グレアの有無は探索に大きな影響を与えていないものと判断し、南北のデータを込みに推定を行った。したがって、2000年の推定値はやや過少推定である可能性があり、比較には注意が必要である。

本研究では調査線上（厳密には横距離80 m上）の発見確率を100%と仮定したが、実際は深く潜水している個体を見落としていると考えられ、本研究で得られた個体数推定結果も過少推定となっている可能性がある。個体数の変動傾向を調べることが目的であれば、今回と同様、調査線上の群れはすべて発見するとの仮定にもとづき個体数を推定しても、調査方法に大きな違いがなければ問題は生じないであろう。しかし、本種については混獲の発生も報告されている（Kasuya, 1999）ことから、そのような人間活動がスナメリ資源に与える影響を把握するためにはより偏りの小さい推定値を得ることが望ましい。偏りのない推定値を得るためには、調査線上の発見確率を求める必要がある。Jefferson et al. (2002) は、香港で行われた目視調査において、本種の潜水時間（Beasley and Jefferson, 2002）および使用したヘリコプターの速度から、以下の式で $g(0)=0.65$ と推定した。

$$\hat{g}(0) = \frac{st}{st+dt} + \frac{r/v}{st+dt} \quad (9)$$

st =average surface time dt =average dive time
 r =radius of search area v =aircraft survey speed

そこで、Akamatsu et al. (2002) がデータロガーを用いて中国の長江のスナメリの潜水時間を観測した結果と、本調査の飛行速度および発見データから同様に $g(0)$ を計算したところ、0.25とさらに低い値が得られた。今後、日本沿岸域のスナメリに対しても潜水時間の計測実験を行い、 $g(0)$ の推定を行う必要がある。

謝 辞

本調査は、水産庁国際資源評価等推進委託事業のもと実施された。調査員としてご参加いただいた、国際水産資源研究所の南川真吾主任研究員、鳥羽水族館の古田正美元館長、浅野四郎氏、南知多ビーチランドの長谷川修平館長、浅井康行氏、大池辰也氏、須磨海浜公園の中村清美氏に感謝申し上げます。調査の実施にご協力いただいた中日本航空株式会社の皆様に、心より御礼申し上げます。

引用文献

- Akaike, H. (1973) Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. International Symposium on Information Theory, 267-281.
 Akamatsu, T., D. Wang, K. Wang, Z. Wei, Q. Zhao and Y. Naito (2002)

- Diving behavior of freshwater finless porpoises (*Neophocaena phocaenoides*) in an oxbow of the Yangtze River, China. ICES J. Mar. Sci., **59**, 438-443.
 Beasley, I. and T. A. Jefferson (2002) Surface and dive times of finless porpoises in Hong Kong's coastal waters. Raffles Bull. Zool. Supplement, **10**, 125-129.
 Buckland, S. T., D. R. Anderson, K. P. Burnham, J. L. Laake, D. L. Borchers and L. Thomas (2001) Introduction to distance sampling: Estimating abundance of biological populations. Oxford University Press, New York, 432 pp.
 Burnham, K. P., D. R. Anderson and J. L. Laake (1980) Estimation of density from line transect sampling of biological populations. Wildlife Monographs, **72**, 202 pp.
 Jefferson, T. A., S. K. Hung, L. Law, M. Torey and N. Tregenza (2002) Distribution and abundance of finless porpoises in Hong Kong and adjacent waters of China. Raffles Bull. Zool. Supplement, **10**, 43-55.
 Jefferson, T. A. and J. Y. Wang (2011) Revision of the taxonomy of finless porpoises (genus *Neophocaena*): The existence of two species. JMATE, **4**, 3-16.
 Kasuya, T. (1999) Finless porpoise, *Neophocaena phocaenoides* (G. Cuvier 1829). In: Handbook of marine mammals vol. 6: The second book of dolphins and the porpoises, ed. S. H. Ridgway & R. Harrison, Academic Press, San Diego, CA., pp. 411-442.
 Kasuya, T. and K. Kureha (1979) The population of finless porpoise in the Inland Sea of Japan. Sci. Rep. Whales Res. Inst., **31**, 1-44.
 近藤茂則・神田育子・石田義成・鍋島靖信 (2010) 大阪湾におけるスナメリの分布と密度. 哺乳類科学, **50**, 13-20.
 宮下富夫・古田正美・長谷川修平・岡村 寛 (2003) 伊勢湾・三河湾におけるスナメリ目視調査. 月刊海洋, **35**, 581-585.
 Shirakihara, K., M. Shirakihara and Y. Yamamoto (2007) Distribution and abundance of finless porpoise in the Inland Sea of Japan. Mar. Biol., **150**, 1025-1032.
 Shirakihara, K., H. Yoshida, M. Shirakihara and A. Takemura (1992) A questionnaire survey on the distribution of the finless porpoise, *Neophocaena phocaenoides*, in Japanese waters. Mar. Mamm. Sci., **8**, 160-164.
 Thomas, L., J. L. Laake, E. Rexstad, S. Strindberg, F. F. C. Marques, S. T. Buckland, D. L. Borchers, D. R. Anderson, K. P. Burnham, M. L. Burt, S. L. Hedley, J. H. Pollard, J. R. B. Bishop and T. A. Marques (2009) Distance 6.0. Release 2. Research Unit for Wildlife Population Assessment, University of St. Andrews, UK. <http://www.ruwpa.st-and.ac.uk/distance/>
 Yoshida, H., K. Shirakihara, H. Kishino and M. Shirakihara (1997) A population size estimate of the finless porpoise, *Neophocaena phocaenoides*, from aerial sighting surveys in Ariake Sound and Tachibana Bay, Japan. Res Popul. Ecol., **39**, 239-247.
 Yoshida, H., K. Shirakihara, H. Kishino, M. Shirakihara and A. Takemura (1998) Finless porpoise abundance in Omura Bay, Japan: Estimation from aerial sighting surveys. J. Wildl. Manag., **62**, 286-291.
 Yoshida, H., K. Shirakihara, M. Shirakihara and A. Takemura (1995) Geographic variation in the skull morphology of the finless porpoise *Neophocaena phocaenoides* in Japanese waters. Fish. Sci., **61**, 555-558.
 Yoshida, H., M. Yoshioka, M. Shirakihara and S. Chow (2001) Population structure of finless porpoises (*Neophocaena Phocaenoides*) in coastal waters of Japan based on mitochondrial DNA sequences. J. Mammal., **82**, 123-130.
 吉岡 基 (2001) 第3章伊勢湾・三河湾調査. 海域自然環境保全基礎調査 海棲動物調査 (スナメリ生息調査) 報告書, 環境省自然環境局生物多様性センター, 63-103.