

【報告論文】

ウナギ消費の計量分析 －階層ベイズ・トービットモデルによる接近－

柴田 浩文*・竹下 広宣**・栗原 伸一***

- | | |
|-----------------|-------------|
| 1. はじめに | 5. データと分析手法 |
| 2. 研究の目的 | 6. 分析結果と考察 |
| 3. 先行研究 | 7. おわりに |
| 4. 近年のウナギをめぐる情勢 | |

Quantitative Analysis of Eel Consumption: Approach by Hierarchical Bayesian Tobit Model

Hirofumi Shibata, Hironobu Takeshita, Shinichi Kurihara

1. はじめに

近年、日本人が好んで消費してきたウナギは絶滅の危機に瀕している。2007年にヨーロッパウナギがワシントン条約¹⁾に基づき国際取引の制限がされると、2008年にはヨーロッパウナギ、2014年にはニホンウナギがそれぞれ国際自然保護連合（International Union for Conservation of Nature and Natural Resources : IUCN）²⁾によってレッドリストに登録された。その後、2015年に持続可能な開発目標（Sustainable Development Goals : SDGs）が国連総会で採択された。この目標では、持続可能な消費と生産パターンの確保が掲げられており、ウナギ資源の持続可能性についても検討する必要性が生じてきた。そのような中で、2019年8月にはニホンウナギを含むウナギ類の持続可能な取引の確保に関する決定案がワシントン条約第18回締約国会議で採択された。この決定案では、ヨーロッ

* 千葉大学大学院園芸学研究科（しばた ひろふみ）・** 名古屋大学大学院生命農学研究科（たけした ひろのぶ）・*** 千葉大学大学院園芸学研究科（くりはら しんいち）

Key Words : 1) ウナギ消費、2) 持続可能性、3) 階層ベイズ・トービットモデル

1) Eel Consumption、2) Sustainability、3) Bayesian Hierarchical Tobit Model

パウナギ以外のウナギ類が生息する国において、①資源を共有する関係国・地域と協力し、共通管理目標の設定や、生物学的情報の理解改善の実施、②資源状況のモニタリング制度の導入、③貿易時におけるトレーサビリティの改善、④条約事務局への報告といった内容を実施することが推奨されている（水産庁2020）。ニホンウナギを持続的に利用していくため、2012年9月に中国・台湾・韓国とともにウナギの国際的資源保護・管理に係る非公式協議を初めて実施した。その後、2014年9月の第7回会議において、養殖池への種苗の池入れ量制限や保存管理措置の適切な実施を確保するための養鰻管理団体の設立、法的拘束力のある枠組み設立の検討を主な内容とした共同声明が発表された。この声明を受けて、「一般社団法人全日本持続的養鰻機構」や「持続可能な養鰻同盟（Alliance for Sustainable Eel aquaculture : ASEA）」が設立され、民間での資源管理対策が促進されるようになった。また、その後も協議は継続的に実施され、2020年5月から6月に実施された第13回会議では、ウナギ類に関する域内外の状況や協議参加国の保存管理措置について情報共有を実施している。しかし、第7回協議以降は、中国が不参加となっており、未だに法的枠組みの設立には至っていない。

2. 研究の目的

近年のウナギ資源は、枯渇状況にあり、様々な資源管理対策が国および民間団体によって検討されている。しかし、その管理対策は、法的な拘束力を持っていないため、依然として絶滅の危険性を抱えている。そのような中で、ウナギが絶滅してしまうと日本の食文化の1つが失われてしまう懸念がある。ウナギを食文化として持続的に保護していくためには、将来に残すべきか判断する遺贈価値を検討する必要がある。ただし、ウナギに対して関心が低い消費者や地域は、遺贈価値を有していないと考えられる。そのため、ウナギの食文化保護を効果的に推進・展開していくには、遺贈価値を有している可能性がある関心の高い消費者の特徴や地域を捉えることが重要である。特に、食文化は、地域の風土や文化によってもたらされるため（山下1992）、消費習慣が形成されている地域を把握することで、ウナギ食文化の成立に関わる共通の要因を探索することが可能となる。このことは、ウナギの遺贈価値を判断する上で、有益な情報に繋がるであろう。しかし、林（2011）によると、2000年代以降のウナギの消費は、標準化され、地域差がほぼなくなっていることを指摘している。つまり、地域によっては、ウナギ食文化が既に消失している可能性もある。そこで本研究では、地域差を考慮することができる階層ベイズモデルを援用し、ウナギの消費者評価を計量的に明らかにする。

本論文は以下のように構成されている。次節では、ウナギおよび水産物に対する先行研

究動向について整理する。4節では、近年のウナギ情勢について整理する。5節では、分析データと手法について説明し、6節で、推定結果と考察について述べる。7節は、まとめである。

3. 先行研究

我が国における近年のウナギ研究を整理すると、資源の持続可能性について検討した研究報告が多くある。神頭（2015）は、ニホンウナギのシラスウナギ総採捕量について経年的な推定値を算出し、資源全体の長期的変動について検討した。これより、ニホンウナギのシラスウナギ量は、資源の減少に伴い、2006年以降に大幅に減少したと推計された。海部ら（2018）は、ウナギ資源の持続的利用に向けた方針についてまとめおり、淡水生態系の保全と回復が重要であること指摘した。これより、ウナギ種の資源評価に利用可能なデータは限定的であり、より効率的な評価手法を選択する必要があることがわかった。齊藤・杉山（2019）は、インドネシアで現地調査を行い、日本輸出向けのビカーラ種のウナギが乱獲されていることを報告した。その背景には、ビカーラ種におけるウナギ漁獲量の信憑性のある統計データが存在しないため、資源量を把握することができず、資源管理や漁業規制ができていない点が挙げられる。これらのように、統計データの未整備は、ウナギ資源枯渇を引き起こす要因になる可能性があり、持続的に利用していくためにも、早急な整備が必要である。

上述のような研究報告がある一方で、出村（2008、2012）は、過去のウナギ情勢について考察した。しかし、出村論文以降、ウナギ養殖業における池入数量の管理基準が厳格に規定されており、ウナギを取り巻く情勢が変化してきている。さらに、近年の動向について報告した研究は存在しないため、次節で整理を行う。また、ウナギに対する計量的な分析を行った研究は存在しないが、水産物消費の分析を行っている研究はある。それらは、マーケティングに焦点を当てた分析（有路2011a、2011b、2013、松井ら2017）であり、遺贈に焦点を当てるものではない。あるいは、完全養殖技術の確立した水産物を対象とする研究（清水2006）であり、完全養殖技術未確立の財を対象とした研究ではない。完全養殖技術を確立していない財の家庭内消費は、地域によってほぼ消失している可能性があり、その点について分析を進める研究である点が独自性である。さらに、ウナギの消費要因を計量的に分析した事例は存在しないため、その点に関して新規性がある。

4. 近年のウナギをめぐる情勢

2015年から2018年における日本のウナギ供給量について見ていくと（表1）、漁業生産

表1 ウナギ供給量推移 (2015～2018 年) 単位:t

年度	漁業生産量	養殖生産量	輸入量	合計
2015	70	20,119	31,156	51,345
2016	71	18,907	31,470	50,448
2017	71	20,979	32,274	53,324
2018	68	15,104	33,236	48,408

資料：農林水産省「農業・養殖漁業統計年報」および財務省「貿易統計」

表2 地域別養殖生産量 (2015 年～2018 年) 単位:t

地域	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
全国	19,913	18,941	20,922	15,104
東海	7,294	6,702	7,797	5,118
近畿	0	0	0	5
中国	0	0	4	8
四国	803	664	1,022	710
九州	11,702	11,516	12,004	9,175

資料：日本養鰻漁業協同組合連合会

注：期間中の北海道・東北地域、南関東地域、北関東・甲信地域・北陸地域の生産量は 0t である。

量は70 t 前後で推移している。2015年に20,119 t あった養殖生産量は、2018年には15,104 t へと減少した。国内生産量が減少したことを受けて、輸入量は、2015年に31,156 t であったのが、2018年には33,236 t へと若干の増加傾向にある。供給量全体としては、50,000 t 前後を推移している。養殖に用いられるニホンウナギのシラスは、池入上限が21.7 t (その他の種のウナギ池入上限は3.5 t) に設定されており³⁾、国内採捕量の不足分を輸入で補っている。シラスウナギの国内採捕量は、2015年には15.3 t であったが、2019年には3.7 t へと大幅に減少した。その一方で、輸入量は、2015年の3 t から2019年には11.5 t へと増加している。池入量全体は、2015年の18.3 t から2019年の15.2 t へと減少しており、シラスウナギ資源量の枯渇が懸念される。これらのことから、我が国のウナギ供給は、大部分を養殖が占めている一方で、その養殖生産量は、シラスウナギの漁獲量と同様に減少している。そして、その減少分を輸入に頼って、全体の供給量を維持している状況である。

養殖生産量について見ていくと (表2)、全国的な傾向として、2015年から2017年は、約20,000 t の生産量であった。しかし、シラスウナギ資源の枯渇に伴い、2018年には約15,000 t に減少しており、今後もその生産量が減少することが予想される。地域別に見ていくと、東海地域や九州地域の生産量が多い。また、他の養殖地域を見ても、近年のうなぎ養殖生産は、西日本を中心に行われているといえる。

消費動向について見ていくと (図1)、全国では、一人当たり家庭内ウナギ消費量は

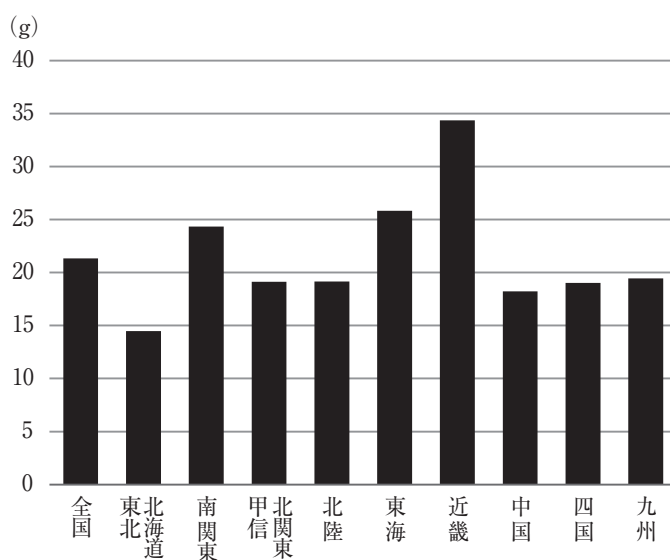


図1 1人あたりウナギ消費量 (2015～2019年の平均)

資料：総務省「家計調査年報」および「小売物価統計」

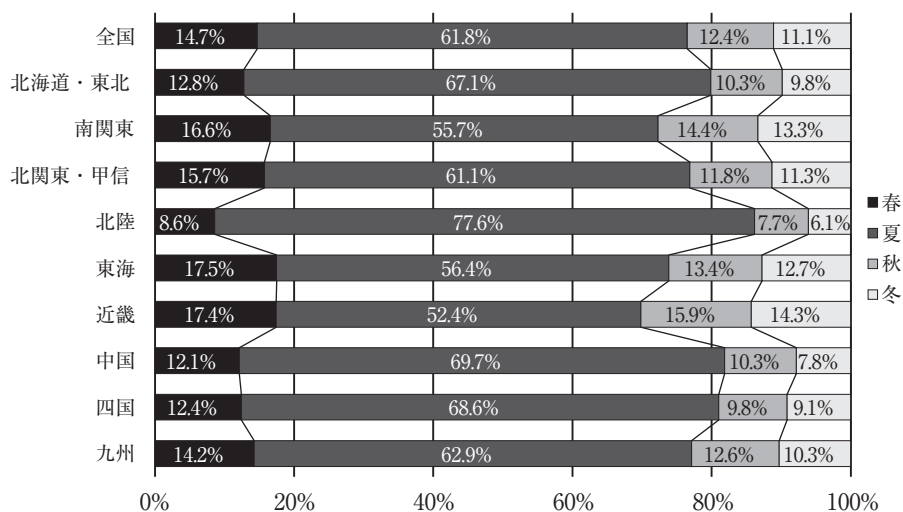


図2 ウナギ消費の季節性 (2015～2019年の平均)

資料：総務省「家計調査年報」および「小売物価統計」

21.3 g となっている。地域傾向として、南関東地域（24.3 g）、東海地域（25.8 g）、近畿地域（34.4 g）の消費量が多い。

最後に、季節性について見ていく。図2は、各地域における季節ごとの消費割合を示したものである。全国的な傾向として、夏季になるほど消費量が増加する一方で、それ以外

の季節の消費量は少ない。特に、北陸地域の消費量が大幅に増加している。また、中国地域、四国地域においてもその消費量が若干増加している。つまり、これらの地域（特に北陸地域）は夏季にウナギを多く消費する可能性が示唆される。ただし、消費量の多い東海地域や近畿地域では、夏季の消費割合が他の地域と比較して少ない。つまり、これらの地域では、通年にわたって消費されているため、食習慣が形成されている可能性がある。

5. データと分析手法

(1) データ

分析に用いるデータは、政府統計データ⁴⁾より、総務省統計局の「家計調査年報（品目分類）」と「小売物価統計調査（動向編）」の都道府県庁所在市別データ（47市）を使用する。期間は、近年の消費動向について把握したいと考えるため、2015年から2019年までの5年間の月次データ（計60期）である。消費量⁵⁾は、世帯員数で除して1人当たりに換算し、価格および消費支出は、2015年度基準消費者物価指数（総合）でデフレートした⁶⁾。

(2) 推定モデル

分析データにゼロ消費が含まれているため、本研究で推定する計量モデルは、以下のようなトービットモデルになる。

$$DC_{it} = \begin{cases} DC_{it}^* & \text{if } (DC_{it}^* > 0) \\ 0 & \text{if } (DC_{it}^* \leq 0) \end{cases} \quad (1)$$

$$DC_{it}^* = \alpha_i + \beta_{price_i} Price_{it} + \beta_{income_i} Income_{it} + \beta_{age_i} Age_{it} + D_{summer} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{it} \sim Normal(0, \sigma_\varepsilon) \quad (3)$$

DC_{it} は、各都市 i 、期間 t における1人当たり家庭内消費量 (g) であり、 DC_{it}^* はその潜在変数である。 $\beta_{price_i} Price_{it}$ は、各都市 i 、期間 t の100g当たりの平均蒲焼価格を示す。 $\beta_{income_i} Income_{it}$ は、各都市 i 、期間 t における消費支出⁷⁾を示す。 $\beta_{age_i} Age_{it}$ は、各都市 i 、期間 t における世帯主の年齢を示す。図2よりウナギは、夏に消費されることが多いことから夏ダミーを投入した。そして、上記(2)式に、地域ごとに由来する差異（変量効果）を、全国共通の影響（固定効果）と分けてモデルに組み込むことができる階層ベイズモデル^{8) 9) 10)}を適用した。変量効果に組み込む地域分類は、気候や文化・風土など地域特性によって食嗜好の地域差が形成されるため（山下1992）、地域間の結び付きが近い9地域（北海道・東北、南関東、北関東・甲信、北陸、東海、近畿、中国、四国、

九州)とした。この変量効果を推定することで地域差の確認ができる。なお、この分類は、モデル適合指標である偏差情報基準 (Deviation Information Criterion: DIC) が最も低くなっている。各パラメータの事前分布は、特に仮定を設けず、固定効果のパラメータ (係数) の事前分布には標準偏差を100とした正規分布を設定した。変量効果の事前分布 (超事前分布) は、事前分布の範囲が未知であることや、主観的な事前分布は結果の再現性が保証されないため、どのような値でも取れるような幅広い分布である逆ガンマ分布 (形状0.01、尺度0.01) を設定した。

推定は、統計ソフトStata15で実行し、パラメータのサンプリングは、階層性を含めた複雑なモデルを効率よくサンプリングするため、ランダムウォーク型メトロポリス・ヘイスティング (Random Walk Metropolis-Hastings: M-H) ・アルゴリズム (Markov chain Monte Carlo: MCMCサンプリング) を採用した。なお、MCMCシミュレーションは、最初の10,000回をBurn-in期間とし、その後、収束させるために約5万回のサンプリングを実施した¹¹⁾。

6. 推定結果と考察

モデルに含まれる説明変数の定義は表3、記述統計量は表4に示す。推定結果を見ていくと (表5)、データの当てはまりの良さを示すDIC (値が小さいほど当てはまりが良い) は、17,313である。地域差を考慮しないモデルのDICは17,478となり (表6)、地域差を考慮することでモデルが改善されている。特に、地域差を考慮することで消費支出や世帯主

表3 分析に用いる変数の説明

変数名	定義
ウナギ消費量	数値データ、ウナギ蒲焼消費量(g/人)
ウナギ蒲焼価格	数値データ、ウナギ蒲焼価格 (円/100g)
消費支出	数値データ、世帯消費支出 (万円/月)
世帯主年齢	数値データ、世帯主の年齢 (歳)
夏ダミー	6~8月の場合=1、それ以外=0

表4 説明変数の記述統計量 (n=2,819)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ウナギ消費量 (g/人)	5.3	7.4	0.0	69.8
ウナギ蒲焼価格 (円/100g)	1,224.2	165.7	709.2	2,068.5
消費支出 (万円/月)	28.9	3.8	18.4	47.3
世帯主年齢 (歳)	58.9	2.2	50.8	67.6

注: 2019年7月の金沢市のデータは欠損値が含まれるため、除外している。

表5 階層ベイズ・トービット回帰推定結果

		事後分布		95%ベイズ信用区間	
		平均	モンテカルロ 標準誤差	2.5%	97.5%
大域的 パラメータ	固定効果				
	ウナギ蒲焼価格 (円/100g)	-0.006	8.E-05	-0.007	-0.005
	消費支出 (万円/月)	0.095	0.001	0.037	0.153
	世帯主年齢 (歳)	0.280	0.002	0.172	0.388
	夏タミー	10.634	0.005	10.155	11.107
	切片	-8.481	0.099	-15.858	-2.161
局所的 パラメータ	効果変量				
	地域差の分散	2.278	0.075	0.713	6.546
	残差 (都市差) の分散	31.975	0.019	29.997	33.365
	北海道・東北地域	-1.530	0.047	-2.641	-0.390
	南関東地域	0.468	0.043	-0.683	1.682
	北関東・甲信地域	-0.474	0.045	-1.624	0.688
	北陸地域	-0.813	0.043	-1.994	0.361
	東海地域	1.145	0.042	0.019	2.336
	近畿地域	2.602	0.048	1.502	3.861
	中国地域	-0.501	0.045	-1.641	0.644
	四国地域	0.033	0.045	-1.123	1.246
	九州地域	-0.825	0.046	-1.905	0.323
モデル 評価	標本サイズ		2,819		
	打ち切られた標本サイズ		93		
	MCMC 回数 (Burn-in 除く)		49,997		
	Burn-in 回数		10,000		
	偏差情報量基準 (DIC)		17,313		
	受容率		0.378		
効率 0.014~0.731 (平均 0.108)					

注：1) 今回採用した階層ベイズモデルなどの高次元モデルにおいて、データの当てはまりの良さは、一般的な判断指標である対数周辺尤度 (Logmarginallikelihood) の精度が低くなる可能性があるため、偏差情報基準 (DIC) で判断する。これは、MCMC によって得られる確率標本で推定でき、DIC が小さいモデルを優先的に選択する。

2) 受容率は、推定されたパラメータ値のうち、メトロポリス・ヘイスティング法で受容された比率で、0.1 未満または 1 に近い値は収束上の問題が示唆される。

3) 効率は、受容率と自己相関の混合の質の指標で、0.1 以上であれば良好、0.01 以下であればサンプラーの問題が示唆される。

4) ベイズ推定は、95%ベイズ信用区間の符号一致より係数が有意であると読み替えることができる。

表6 ベイズ・トービット回帰推定結果

		事後分布		95%ベイズ信用区間	
		平均	モンテカルロ 標準誤差	2.5%	97.5%
係数	ウナギ蒲焼価格 (円/100g)	-0.007	2.E-05	-0.008	-0.005
	消費支出 (万円/月)	0.107	0.001	0.051	0.164
	世帯主年齢 (歳)	0.379	0.002	0.277	0.472
	夏ダミー	10.633	0.010	10.152	11.123
	切片	-14.629	0.101	-20.622	-7.948
	残差 (都市差) の分散	33.188	0.018	31.480	34.980
モデル 評価	標本サイズ		2,819		
	打ち切られた標本サイズ		93		
	MCMC 回数 (Burn-in 除く)		10,000		
	Burn-in 回数		2,500		
	偏差情報量基準 (DIC)		17,443		
	受容率		0.3711		
	効率	0.040~0.253 (平均 0.103)			

年齢のパラメータがコントロールされ、より頑強な結果を得ることができた。パラメータ収束評価指数である受容率（0.1未満または1に近い値は収束上の問題あり）は、0.378であり、良好に収束している。受容率と自己相関の混合の質の指数である効率（0.1以上で良好、0.01以下で問題あり）は、0.014~0.731（平均0.108）となり、良好である。なお、ベイズ推定では、OLSなど通常の統計分析とは異なり、推定結果を判断する指標である p 値が推定されない。そのため、95%ベイズ信用区間の符号の一致を確認することで、推定結果の影響について考察する。

本推定結果の大域的パラメータである固定効果の係数を見ていくと、ウナギ蒲焼価格（係数の平均値-0.006）は、消費量を減少させる要因となっている。その一方で、夏ダミー（10.634）や世帯主の年齢（0.280）、消費支出（0.095）は、消費量を増加させる要因となっている。夏季に消費量が増える要因として、7月、8月の「土用の丑の日」にウナギを食べる習慣が全国的に形成されていることやビタミンB群などの栄養価が多く含まれているため、夏バテ防止に有効であると考えられている可能性が示唆される。マグロ類の消費要因を推定した有路（2011a）の先行研究では、年齢と所得要因が大きく影響しており、ウナギを事例とした本研究においても同様の結果が得られた。

次に、地域差（9ブロック）と各都市の差の大きさを表す変量効果の分散を見ていく。

地域差（9ブロック）は、2.278、残差（各都市の差）は、31.975となり、ウナギに対す

る消費要因は、地域差よりも各都市差の違いが大きいことがうかがえる。今後、より正確な推定を行うためには、都市間の地理的なバラツキを確保した意識調査によって得られたデータを分析することが必要である。

最後に、グループごとのデータを局所的に説明するパラメータである地域別の係数を見ていくと、ウナギ消費は近畿地域（2.602）や東海地域（1.145）が多い一方で、北海道・東北地域（-1.530）が少ないことがわかった。これより、北海道・東北地域では、既にウナギの食文化が消失している可能性がある。

7. おわりに

本研究では、資源枯渇が問題となっているウナギの家庭内消費要因を明らかにするため、その地域差を変量効果に組み込んだ、階層ベイズ・トービットモデルを推定した。その結果以下の知見が明らかになった。

- ① 6月から8月の夏季シーズンや高齢者、高所得者は消費の増加要因となる。
- ② 高価格であることは消費の減少要因となる。
- ③ 近畿地域や東海地域の消費が多い一方で、北海道・東北地方で少ない。
- ④ 地域性を考慮した分析モデルを援用することで、モデルが改善され、高精度の消費者評価を得ることができる。

最後に、今後の課題を述べていく。本研究で使用したデータは、家庭内消費の把握に留まっている点で限界があることに留意が必要である。今後、ウナギ消費を詳細に捉えるためには、意識調査などにより得られたデータを利用して、外食の影響についても合わせて検討しなければならない。また、個票データやホーム・スキャン・データなどを用いて消費者の嗜好性をより詳細に把握することも必要であろう。また、2000年代の水産物の購入（ウナギも含まれる）は、食生活の変化や生産・流通などの技術進歩によって標準化され、地域差が少なくなっている（林2011）。しかし、本研究の結果は先行研究とは異なり、2015年以降のウナギ家庭内消費に地域差があることがわかった。今後、この変化要因について探索することが必要である。

注

- 1) ワシントン条約は絶滅のおそれのある野生動植物の保護を目的として1972年国際人間環境会議にて勧告され、1975年に発行した。この条約は法的拘束力を持つ。
- 2) 国際自然保護連合（IUCN）は絶滅のおそれのある野生生物への警告を行う。しかし、この警告に法的拘束力はない。この組織は、非政府組織ながら国家、政府機関が多数加入している。
- 3) 日本以外の国、地域におけるニホンウナギの池入上限（2016年漁期）は、中国が36 t、韓国が11.1 t、

- 台湾が10 tである。また、その他の種のウナギの池入上限（2016年漁期）は、中国が32 t、韓国が13.1 t、台湾が10 tとなっている。
- 4) 氏家（2016）は、近年、国内の食料消費分析において、政府統計データによるアプローチが手薄になっていることを指摘しており、本研究の意義の1つとなっている。
 - 5) 消費量は、「小売物価統計」のg当たりウナギ蒲焼価格を「家計調査年報」の支出金額で除したものである。
 - 6) 若林（2010）を参考に家計調査データの処理を行った。
 - 7) 有路（2013）は、消費支出総計を所得の代理変数として扱っており、本研究もそれになっている。
 - 8) 本研究のように地域差（階層）があると想定される場合、階層性を考慮しないで分析を行うと、その結果は、全国の影響と地域特有の影響が混在してしまい、分析精度が低下する。また、階層性を持つデータは、「サンプルの独立性仮定」を満たしておらず、通常の回帰分析では標準誤差を小さく見積もってしまう問題もある。これらの問題は、階層性を考慮したモデルを用いることで回避できる。
 - 9) 階層ベイズモデルのような複雑なモデルを従来の統計学で用いられている最尤法で推定すると、積分計算が複雑になるため、推定値が安定しないことや、分散が不偏推定量ではないといった問題がある。ベイズ推定は、このような問題を回避できる点で利点がある。
 - 10) ベイズ推定の利点として、注9以外にも、適切な事前分布を使用できる場合、小標本でも高精度の推定が可能であることや各変数効果 u_j の値（局所的パラメータ）を知ることができる点がある。
 - 11) 収束していないMCMCサンプルを用いて分析を進めた場合、分析結果は、信頼性を持たない点に留意が必要である。

参考文献

- 有路昌彦（2011a）「マクロ類消費先行の加齢効果と所得効果に関する定量分析」『日本水産学会誌』第77巻2号、pp.199-204。
- 有路昌彦（2011b）「マクロ類消費選好の地域格差に関する定量分析」『国際漁業研究』第10巻、pp.27-41。
- 有路昌彦（2013）「我が国の水産物消費の減少要因に関する定量分析－LA/AIDSによる家計消費分析－」『日本水産学会誌』第79巻4号、pp.711-717。
- 出村雅晴（2008）「ウナギをめぐる情勢変化とわが国への影響」『農中総研 調査と情報』第5号、pp.6-7。
- 出村雅晴（2012）「ウナギをめぐる最近の情勢」『農林金融』第65巻8号、pp.506-511。
- 水産庁（2020）「ウナギをめぐる状況と対策について」2020年3月、<http://www.jfa.maff.go.jp/-/j/saibai/attach/pdf/unagi-146.pdf>。
- 林紀代美（2011）「2000年代の水産物購入にみる食の平均化と地域差」『E-journal GEO』第6巻1号、pp.1-15。
- 海部健三・水産庁・環境省自然環境局野生生物課・望岡典隆・パルシステム生活協同組合連合会・山岡未季・黒田啓行・吉田丈人（2018）「日本におけるニホンウナギの保全と持続的利用に向けた取り組みの現状と今後の課題」『日本生態学会誌』第68巻、pp.43-57。

- 神頭一郎 (2015)「関連情報の解析によるニホンウナギのシラスウナギ総採捕量に関する考察」『水産海洋研究』第79巻4号、pp.287-296。
- 松井隆宏・中島亨・阪井祐太郎、八木信行 (2017)「水産物の流通・消費形態と価格伝達に関する実証分析－マグロ類に注目して－」『日本水産学会誌』第83巻5号、pp.795-801。
- 齊藤功高・杉山富士雄 (2019)「ニホンウナギの保全と持続的利用」『生活科学研究』第41巻、pp.83-88。
- 清水幾太郎 (2006)「サケマス類の代替補完関係に関する定量分析」『さけ・ます資源管理センター研究報告』第8号、pp.27-35。
- 氏家清和 (2016)「食品表示と消費者行動をめぐる実証的研究の動向」『農業経済研究』第88巻2号、pp.156-171。
- 若林勝史 (2010)「ナチュラルチーズ消費における習慣形成効果 動学的需要関数分析によるアプローチ」『農業経済研究』第82巻1号、pp.1-10。
- 山下宗利 (1992)「わが国における食文化の地域性とその変容」『佐賀大学教育学部研究論文集』第39巻、pp.115-133。

Abstract

Eel resources have been depleting in recent years. If eels become extinct, one of Japan's food cultures would be lost. To effectively promote and develop the preservation of eel food culture, it is important to capture the characteristics of consumers and regions that may have a bequest value. Since food culture is brought by local climate and culture, it is possible to search for common factors involved in establishing eel eating culture by understanding the regions where consumption habits are forming. These factors will lead to useful information in determining the value of eel bequests. To clarify the above objectively, we estimated a hierarchical Bayesian Tobit model that can consider regional consumption fluctuations. As a result, the summer season and elderly and high-income earners are factors that increase consumption. On the other hand, high eel prices were found to reduce consumption. Furthermore, it was revealed that consumption is high in the Kinki and Tokai region, while it is low in the Hokkaido and Tohoku regions.