International Joint Research Programs Discussion Paper Series
国際共同研究推進事業
「大学における教育研究の生産性向上に関する国際共同研究」
ディスカッションペーパーシリーズ No. 9
戦略的研究プロジェクトシリーズ XI
「21 世紀知識基盤社会における大学・大学院の改革の具体的方策に関する研究」

大学教員の生産性分析：再考
-新たな計量分析の試み：欠損値補完・サンプリングバイアスの補正・“ゼロ”の意味の解釈-

Re-thinking of Productivity Analysis for Academic Profession
- Missing Value Imputation, Correction of Sampling Bias, Reinterpretation that the number of articles is “zero” -

中尾 走・村澤 昌崇

広島大学高等教育研究開発センター

大学教員の生産性分析

～新たな計量分析の試み：欠損値補完・サンプリングバイアスの補正・“ゼロ”の意味の解釈～

中尾　走
（広島大学大学院）
村澤昌崇
（広島大学高等教育研究開発センター）

１．問題の所在

本稿の目的は、わが国の研究生産性における錯綜した議論を高等教育研究における計量分析の限界点から指摘し、Zero inflated model と Hurdle model を用いて査読論文数ゼロの３つの解釈を明らかにすることである。

分析には広島大学高等教育研究開発センターが実施しているアカデミック・プロフェッションのデータを用い、〈通俗化された経験主義〉から回避するための方法として欠損値の補完とサンプリングバイアスの補正を、Zero inflated model と Hurdle model を用いてこれまで一元化されて論じられてきた査読論文数ゼロの意味についての考察をおこなう。

わが国の高等教育研究において、研究生産性への着目は古くて新しい研究課題である。古くは 1980 年代に山崎(1983)や倉田(1986)が化学や物理といった特定の専門分野における研究生産性の規定要因を分析しているが、その後は研究生産性へ焦点を当てた研究は少なくなってきた(阿曽沼 2010)。しかし近年、研究生産性へと着目した研究は再び増加している。これは、日本の科学力の低下(科学技術・学術政策研究所 2017)が端を発して、興隆してきたと言えるのではないだろうか。そのため近年の研究生産性に関する先行研究は研究生産性の低下に対する規定要因分析がその主な焦点である。先行研究では研究時間の低下や研究費の減少、競争的資金への移行、大学教員の多忙化、院生や事務等アシスタントの減少といった点に原因を見出しているが、わが国の研究生産性の低下の規定要因に関しては先行研究内においても合意形成されておらず、一致をみない(両角 2017)。そのため、昨今の大学改革への具体的な政策提言がなされることはなく、山口(2017)のいう『大学改革という病』への処方箋は未だ得られずといったところである。有本(2010)では日本の大学教員は諸外国と比べて研究志向であることを明らかにしているが、研究志向が強いのに、なぜわが国の研究力が落ちたのかという疑問に対して、先行研究では何も語られていない。このように先行研究における日本の研究生産性の低下をめぐる議論は錯綜しているのである。なぜこれらの議論は錯綜しているのか。これには主に３つの原因が考えられる。一つ

目が研究生産性へのアプローチの偏り、二つ目がデータの偏り、三つ目が方法論的誤謬である。

まず一つ目の研究生産性へのアプローチでは主に大学教員を対象としたミクロなアプローチが主流である。なおかつ被説明変数として用いられる指標は論文数や科研費取得額、科研費採択数など量的な指標への偏りがみられる。大学教員個人へのアプローチを用いた先行研究は、林ほか(2008)が行動科学的なアプローチから研究生産性と教員の研究交流や意欲、外部資金との関係について考察している以外にも、研究業績の評価制度が研究生産性に影響を与えていないことをGLMにて明らかにした村澤(2008)や1992年と2007年の大学教員の研究生産性の比較を行ったものとして大膳(2008)が挙げられる。最近では、藤村(2017)・両角(2017前掲書)が論文の数といった量的指標だけでなく、主観的評価ではあるが論文の質についても分析モデルに組み込んだ実証分析をしており、研究の量と質に影響のある変数の違いを明らかにしている。浦田(2017)は近年の大学改革の動向を踏まえ、教員の流動性や学術交流、研究費、研究時間といった要因と研究生産性についての分析している。また近年の大学改革の動向を踏まえ、主流であった大学教員といったミクロなアプローチだけではなく、大学組織やそれぞれの専門分野といったメゾレベルのアプローチを用いる研究もいくつか出てきている。研究生産性に対するガバナンスの効果を明らかにした村澤(2014)や国立大学の研究生産性に対して経済学的アプローチをした青木・木村(2016)である。また、さらにマクロな視点として国際比較から日本の学術研究に対して警鐘を鳴らすものもある(阪・伊神(2015)、豊田(2015)など)。これらの先行研究は矢継ぎ早に実施されるわが国の大学改革の動向を踏まえ、それらの要因を研究の枠組みに組み込んで分析している面もあり、貴重な先行研究ではあるが、調査時期の違いもあってか先述したように研究生産性の規定要因は一致をみない。また、先行研究における主な焦点は被説明変数が量的な指標に偏ってきたために、論文数を増やすにはどうすれば良いかといった問題へのインプリケーションがほとんどである。さらに、研究生産性とその要因とを対峙させた分析モデルがほとんどであるため、大学教員をアカデミック・プロフェッションではなく、組織人として捉えることが限界である。

二つ目に、分析で用いられるデータの偏りが挙げられる。研究生産性へのアプローチとしてもっとも用いられる大学教員へのアプローチは大学教員対象の質問紙調査を用いて行われるが、質問紙の回収率がそこまで高くない。実際に先述した先行研究において、大学教員を対象としている調査では回収率が10%台から多くても30%に留まっている。このデータを用いて分析を行う際、その欠損が生じた理由によっては、データの分析者が想定している母集団を推定できない可能性がある。ここで、欠損の発生の仕方は大きく分けて3つある。まず一つ目がランダムに生じた欠損。二つ目が観測データに依存する欠損。三つ目が欠損データに依存する欠損である。例えば、大学教員の研究生産性について論じているデータでは、①ランダムに欠損が生じた場合、②論文数の少ないと予想される研究大学

以外の教員が質問への返答を拒否した場合、③論文数の少ない教員が意図的に質問への返答を拒否した場合が考えられる。これら３つの場合を想定した時に、分析においてどのような影響が出るのか。まず、完全にランダムに欠損が生じた場合、母集団の推定にはほとんど影響が出ないことが知られている(村山 2011)。そのため、リストワイズ削除やペアワイズ削除を行って分析を行っても問題はない。しかし、リストワイズ削除では一つでも欠損があれば分析に含まれないため、サンプルサイズが少なくなるという欠点がある。次に、観測データに依存する欠損の場合、リストワイズ削除やペアワイズ削除をした上で分析を行うと大きく偏ったデータを用いて分析を行うことになる。先ほどの例でいえば、研究活動がなかなか進んでいない研究大学以外の大学に所属する大学教員のデータが少なくなる可能性がある。そのため、そのまま分析を行うと実際に想定している母集団よりも論文数が多いという結果が得られる（分析者が想定している母集団が日本の大学教員全体である場合）。次に、欠損データに依存する欠損はデータ自体が得られていないため、解決方法は今のところ定まっていない。実際に今回分析に用いた 2011 年に広島大学高等教育研究開発センターが実施したアカデミック・プロフェッションのデータでは研究大学に所属する教員が 408(38.9%)、非研究大学に所属する教員が 640(61.1%)となっており、日本の研究大学と非研究大学の比率から考えたときに、明らかに研究大学に偏ったデータの構成である。これは観測データに依存した欠損が生じていると考え、本稿では次の３つのデータセットを構成する。すなわち、①欠損値補完なし、②missForest による欠損値補完、③missForest による欠損値補完と rake によるサンプリングバイアスの補正を行ったデータの３つである。これら３つのデータに、GLM(negative binomial)を適用した分析を行う。

三つ目に方法論的誤謬がある。研究生産性の先行研究において被説明変数として用いられることの多い論文数は一般的にゼロ付近をピークとした裾野の広い右肩下がりの分布をしている。しかし、先行研究では被説明変数の分布に対する配慮が必ずしも十分ではなく、正規分布を前提とする重回帰分析を行っているものも見られる。論文数はカウントデータであるため、負の二項分布によって分析がなされてきた（山崎 1982、村澤 2008、坂無 2015）。さらに村澤・立石(2017)では、Zero-inflated Model（ゼロ過剰モデル）を用いる試みもなされており、負の二項分布に比べて適合度が高いことが明らかにされているがある。しかし、このようなゼロ過剰のカウントデータに対して Zero-inflated Model を用いた先行研究は、結果の解釈において Zero-inflated Model と似て非なる Hurdle Model 的解釈をしているものが見られる（橋野 2005、村澤・立石 2017、鈴木 2017）[1]。実際には、Zero-inflated Model は混合分布を使用しているため、ゼロから１以上への移行に焦点はない。むしろ、混合分布のどちらのゼロであるかが係数の解釈としては適切である（Bishop 2006）。ゼロから１以上への移行に焦点があるのであれば、条件付き確率分布を用いた Zero-trancated Model（ゼロ切断モデル）等が最適であり、分析ソフトや一部の専門領域では Hurdle Model と呼ばれている（西本 2004、Zuur et al. 2006）。また、論文数のゼロ

には多様な意味が包含されている可能性があり、論文数ゼロの扱いようによっては、分析結果の解釈も異なってくる。

もちろんこれらの分析手法による課題のみが錯綜した議論をつくっているわけではないが、より精度の高い分析を行うことで、この問題に対する解決の糸口になると考えられる。そこで今回は、計量分析における課題のみに焦点を当てることとする。

２．本稿での取り組み・用いるデータ

研究生産性における実証分析の分布の偏りに関して村澤・立石(2017)で詳細に記述してあるため、本稿では欠損の多いデータにおける欠損値の補完、サンプル・バイアスの補正、そして Zero inflated model と Hurdle model を用いて査読論文数ゼロを実証分析においてどのように扱っていくかという点について詳細に論じる。欠損値の補完とサンプル・バイアスの補正は回収率の低い質問紙調査で母集団をより正確に推定するための方法である。Zero inflated model と Hurdle model を用いた分析は、先行研究においてほとんど扱われることのなかった、大学教員の論文の「質」を考慮するための、計「量」分析からの一つのアプローチを示す試みである。このアプローチは、先行研究において論文数を増やすためにはどうすれば良いかといった点に収束化されてきたインプリケーションと、タイト・カップリングな高等教育組織への変貌を望む大学改革へのアンチテーゼである。

用いるデータは、2011 年 11 月に実施された Academic Profession in Asia 調査データ（以下、APA と省略）を用いる[2]。従属変数に用いるのは、過去 3 年間における査読付き論文数である。

２．１　サンプルのバイアス

分析に入る前に、本稿ではデータについて事前処理を試みた。APA データに限らず、社会調査で得られたデータは、一般的にはサンプル＝標本である。サンプルは母集団の代表なので、サンプルを統計的方法により分析することで得られた結果は、母集団全体の結果の推定値として利用される。そのためには、サンプルが母集団の特徴を正確に反映している必要がある。たとえば、母集団において女性が 50%存在する場合、サンプルに同様の割合で女性が含まれている必要がある。

しかしながら現実には、カバレッジ誤差（母集団に含まれているのに、標本に選ばれない対象者が存在することにより起因する誤差）、標本誤差（母集団すべてが調査対象ではなく、母集団の一部を標本として取り出すことにより生じる、母集団と標本との乖離）、無回答誤差（標本において、回答しない人が存在することに起因する誤差）などにより、サンプルの構成が母集団からズレてしまうことがある。そこでいくつかのサンプル・バイアスの補正が提案されており、回帰モデルの利用、重み付け法及びキャリブレーション推定、代入法、傾向スコアを利用した IPW 法、プロビット選択モデルの利用、そしてセミパラメ

トリック推定など多様な方法がある（星野 2010）。

では、いずれの方法でサンプリングのバイアスを補正するべきか。ここで、用いる調査データの実施概要を見ておく必要がある。データは、国内外の大学教員の実態を明らかにするべく実施された、Academic Profession in Asia 調査の日本調査を用いる。調査は、2011 年 9 月実施され、設置形態（国公私立）、学生規模を考慮して日本の大学全体を代表するような四年制大学 23 校が選ばれた。次に、それら大学からランダムに教員 6283 名が選定され、郵送により調査票が配布された。その結果 1045 名から回答を得た。回収率は 16.6%である。回収・未回収者は特定が可能（個人情報保護には最大限の配慮をしている）なので、“理論上”は未回収者については、性別・年齢・職階・所属大学・専門分野等の情報の特定は可能ではあるが、現段階では残念ながら未回収者についてのデータ整備が十分なされていない。そこで本稿では、重み付け法及びキャリブレーション推定の下位に位置付く事後層別法（Post-stratification）・レイキング（Raking）を用いる。

事後層別法（Post-stratification）とは、母集団の周辺分布が既知であるような共変量（補助変数:auxiliary variable）について層別し、その共変量の周辺分布が母集団の周辺分布と等しくなるように層に重み付け調整を行い、推定を行う方法である[3]。レイキングは、事後層別法を複数の共変量に対して行い、各共変量の周辺分布が母集団の周辺分布に等しくなるように重みを定め、各種の推定（一般化線型モデルの係数など）を補正する方法であり（Fricker & Anderson 2014, Lumley 2010:135-156 Levy & Lemeshow 2008:200-218、星野 2010,7 頁）、その最終目標は、推定値の質を調整・改善すること（標準誤差を小さくすること）である。

２．２　欠損値の補完

レイキングによる補正を施す前に、本稿では回答者の未回答部分すなわち欠損値の補完を行う[4]。欠損値の補完には missForest を用いる。missForest は、ランダムフォレストを用いた欠損値補完法である。被説明変数を説明変数の特性に応じて条件分岐を行って分類・分割し、原因の特定を行う分析手法である決定木分析を、元データからランダムに抽出した複数のサブ・データに適用し、結果を統合（質的データ＝分類・判別の場合は多数決、量的データ＝予測値の算出の場合は平均値）する方法である。この方法を欠損の予測の方法として応用するのが missForest である。欠損値の補完方法は多数あるが、missForest の優位性が指摘されていることから(Audigier, Husson, & Josse 2016, Li & He 2015,)、本稿でもこの方法を用いて欠損値の補完を試みた。

２．３　母集団における分布と APA データにおける分布の比較

まず、欠損値の状況について検討してみよう。表 1 に基本統計量に示した。これらを見ても解るように、性別、学位、専門分野、職階、常勤／非常勤、設置者、旧帝大のような

定性的な変数については、未回答率は極めて低い。定量的なデータのうち、年齢・高等教育機関経験数・大学レベルの偏差値を除く変数については、8%～30%の欠損率となっている。

表 1-1　分析に用いる変数の基本統計量と欠損率（離散変数）

性別		学位		専門分野		職階		常勤／非常勤		設置者		旧帝大	
男性	882	学士	40	人文科学	112	教授	449	常勤	1034	国立	512	その他	640
女性	159	修士	146	社会科学	130	准教授	278	非常勤	10	公立	87	旧帝大	408
NA	7	博士	830	理学	207	講師	76	NA	4	私立	449		
		NA	32	工学	286	助教	244						
				農学	60	NA	1						
				医学系	199								
				その他	46								
				NA	8								
NA率	0.67%	NA率	3.05%	NA率	0.76%	NA率	0.10%	NA率	0.38%	NA率	0.00%	NA率	0.00%

表 1-2　分析に用いる変数の基本統計量と欠損率（連続変数）

年齢		高等教育機関経験数		研究費（平均値による中心化／1000万）		国際学会所属数		教育活動時間（学期内）		研究活動時間（学期内）		社会貢献時間（学期内）		管理運営時間（学期内）	
平均値	50.03	平均	1.69	平均値	0	平均	2.695	平均	17.9	平均値	20.26	平均値	3.633	平均値	6.17
標準偏差	15.29	標準偏差	1.14	標準偏差	2.9	標準偏差	3.87	標準偏差	11.19	標準偏差	14.75	標準偏差	6.7	標準偏差	6.31
中央値	19	中央値	2	中央値	-0.798	中央値	2	中央値	16	中央値	18	中央値	1	中央値	5
最小値	24	最小値		最小値	-1.268	最小値	0	最小値	0	最小値	0	最小値	0	最小値	0
最大値	120	最大値	7	最大値	43.7319	最大値	70	最大値	80	最大値	100	最大値	60	最大値	60
NA	0	NA	0	NA	**82**	NA	100	NA	**78**	NA	**74**	NA	**207**	NA	**101**
NA率	0.00%	NA率	0.00%	NA率	7.82%	NA率	9.54%	NA率	7.44%	NA率	7.06%	NA率	19.75%	NA率	9.64%

教育活動時間（休暇中）		研究活動時間（休暇中）		社会貢献時間（休暇中）		管理運営時間（休暇中）		業績：書籍数		業績：論文数		業績：レフェリー論文数		大学レベル偏差値	
平均値	7.103	平均値	26.03	平均値	3.633	平均値	4.204	平均値	1.797	平均値	9.529	平均値	7.479	平均値	55.24
標準偏差	8	標準偏差	17.56	標準偏差	6.49	標準偏差	5.88	標準偏差	3.06	標準偏差	12.97	標準偏差	10.3	標準偏差	8.55
中央値	5	中央値	25	中央値	1	中央値	2	中央値	1	中央値	5	中央値	4	中央値	53.8
最小値	0	最小値	0	最小値	0	最小値	0	最小値	0	最小値	0	最小値	0	最小値	37
最大値	100	最大値	100	最大値	54	最大値	60	最大値	40	最大値	150	最大値	100	最大値	72.08
NA	**214**	NA	**215**	NA	**312**	NA	**259**	NA	**229**	NA	**149**	NA	**330**	NA	0
NA率	20.42%	NA率	20.52%	NA率	29.77%	NA率	24.71%	NA率	21.85%	NA率	14.22%	NA率	31.49%	NA率	0.00%

次に、レイキングによる補正対象として、母集団分布が既知でありかつ標本抽出時に考慮すべき変数として、教員の性別、年齢、職階、専門分野、大学の設置者、旧帝大ダミーに注目する。母集団の分布の確認には、学校教員統計 2010 年度版を用いた。表 2 を見ても解るように、学校教員統計と比較した場合、APA の原データでは、性別、専門分野、大学の設置者および旧帝大ダミーの分布にずれがあることがわかる。性別は 5%程度、専門分野については、理学が 11%、工学が 12%、保健系が 14%、設置者については国立が 13%、私立が 15%程度、旧帝大ダミーについては 28%程度の母集団分布とのずれが確認された。

表 2 アジアの大学教授職調査：基本特性別分布

性別

	男性	女性
①学校教員統計 2010年版	79.40%	20.60%
②APA2011 原データ	84.73%	15.27%

年齢

	25歳未満	25歳以上30歳未満	30〃35	35〃40	40〃45	45〃50	50〃55	55〃60	60〃65	65歳以上
①学校教員統計 2010年版	0.17%	2.61%	9.12%	14.22%	14.30%	14.34%	13.44%	12.29%	13.15%	6.36%
②APA2011 原データ	0.10%	1.86%	9.48%	13.59%	15.64%	13.59%	13.10%	12.12%	15.25%	5.28%

職階

	教授	准教授	講師	助教・助手
①学校教員統計 2010年版	40.18%	23.59%	11.28%	24.96%
②APA2011 原データ	42.90%	26.60%	7.30%	23.30%

専門分野

	人文科学	社会科学	理学	工学	農学	保健	芸術	教育	その他
①学校教員統計 2010年版	13.40%	13.76%	8.66%	15.08%	3.81%	33.03%	3.00%	6.03%	3.22%
②APA2011 原データ	10.78%	12.51%	19.92%	27.53%	5.77%	19.15%	1.15%	2.50%	0.67%

大学の設置者

	国立	公立	私立
①学校教員統計 2010年版	35.50%	7.30%	57.30%
②APA2011 原データ	48.85%	9.30%	42.84%

旧帝大

	旧帝大	その他
①学校教員統計 2010年版 旧帝大個別データ	11.28%	88.72%
②APA2011 原データ	38.93%	61.07%

２．４　研究生産性の要因分析：レイキングによる補正

missForest による欠損値補完を行ったデータ[5]を用い、以下からは研究生産性の要因分析に、事後補正を適用してみる。分析方法は負の二項分布モデルを用い[6]、以下の３パターンの分析を行った：

① :回収されたデータ（原データ）にモデルを適用
② :missForest による欠損値補完を行ったデータにモデルを適用
③ :②のデータを元にモデルを適用しさらにレイキングによる事後補正を適用

用いた変数は以下の通りである：

性別（女性ダミー）、年齢（25 歳を基準）、学位（学士を基準として修士、博士ダミー）、職階（教授を基準として准教授、講師、助教ダミー）、専門分野（その他を基準として、人文、社会、理、工、農、医のダミー）、過去３年間の研究費（単位：1000 万）、研究時間（学期内。１週間当たり平均。２乗項あり）、教育時間（学期内。１週間当たり平均）、国際学会所属数、設置者（国立を基準、公立、私立ダミー）、旧帝大ダミー、大学偏差値

分析結果は表２に示した。log(theta)が統計的に有意であることから、負の二項分布モデルが望ましいことが示されている[7]。

まず、原データと欠損値補完データとで比較してみると、有意な変数に変化のあること

がわかる。欠損値補完により、切片（+)、性別（−)、社会科学（−)、研究時間（+）教育時間（−）が統計的に有意となった。レイキングによる事後補正を施すことにより、統計的有意性については、学位の修士（＋)、博士（＋）が有意になり、職階の助教、国際学会所属数が有意ではなくなった。

値の補正については、性別の効果が−.170 の補正がなされた。性別についての標本分布は、男性が 5%過大に、女性が 5%過小に反映されているので、この傾向が原データおよび欠損値補完データの女性の効果に過小に反映されていたと思われる。補正したことにより、母集団分布を反映した本来の効果に近い値に補正されたと推測され、女性教員は業績の面で男性教員よりも厳しい状況であることがより強調された形となった。

専門分野についても値の補正が見られ、社会科学・理学・工学・農学・医学については、全て下方修正がなされた。理学・工学・農学については、標本分布が母集団分布よりも過大となっていたので、下方修正は妥当だと言えるだろう。ただし医学については、母集団分布に比して標本分布では 14%も下回っていたので、係数はむしろ上方修正されるべきだが、下方修正されている。社会科学については、標本分布と母集団分布の差はわずかに 1.25%であったが、この効果についても下方修正されている[8]。

表 3　研究生産性の要因分析

	①原データ			②欠損値補完			③レイキングによる補正			補正差
	Coef	SE	p.value	Coef	SE	p.value	Coef	SE	p.value	③-②
切片	.142	.440	.747	.826	.246	.001 ***	.977	.259	.000 ***	.151
性別（女性）	-.200	.122	.101	-.276	.086	.001 **	-.447	.111	.000 ***	-.170
年齢(25歳基準）	.000	.003	.931	.002	.002	.369	.003	.003	.371	
学位：修士v.s.学士	.448	.349	.199	.168	.179	.349	.436	.216	.043 *	.269
学位：博士v.s.学士	.730	.329	.027 *	.228	.166	.170	.493	.186	.008 **	.266
職階：准教授v.s.教授	-.012	.100	.907	-.035	.073	.629	.022	.128	.866	
職階：講師v.s.教授	.015	.164	.926	-.100	.121	.410	-.111	.168	.509	
職階：助教v.s.教授	-.281	.119	.018 *	-.298	.087	.001 ***	-.146	.128	.253	
専門:人文科学v.s.その他	.190	.250	.448	.004	.175	.981	-.114	.242	.636	
専門：社会科学v.s.その他	-.281	.256	.271	-.482	.175	.006 **	-.673	.173	.003 **	-.191
専門：理学v.s.その他	.809	.237	.001 ***	.633	.169	.000 ***	.468	.205	.000 *	-.164
専門：工学v.s.その他	.953	.234	.000 ***	.719	.166	.000 ***	.417	.204	.000 *	-.301
専門：農学v.s.その他	1.029	.262	.000 ***	.848	.194	.000 ***	.507	.254	.000 *	-.341
専門：医学v.s.その他	.931	.241	.000 ***	.717	.171	.000 ***	.603	.185	.000 ***	-.114
研究費(1000万）	.085	.014	.000 ***	.073	.009	.000 ***	.122	.029	.000 ***	.049
研究時間（学期内）	.013	.007	.055	.018	.005	.000 ***	.010	.007	.024	-.008
研究時間2乗	-.004	.009	.638	-.012	.008	.121	-.005	.008	.229	
教育時間	-.006	.004	.091	-.012	.003	.000 ***	-.015	.004	.000 ***	-.004
国際学会所属数	.078	.011	.000 ***	.067	.007	.000 ***	.060	.041	.000	-.008
公立大v.s.国立大	.083	.177	.639	.023	.139	.869	-.038	.175	.966	
私立大v.s.国立大	-.165	.126	.192	-.125	.101	.216	-.131	.119	.185	
旧帝大	.145	.129	.264	.176	.105	.093	.031	.174	.420	
偏差値(50を基準）	-.004	.005	.415	-.007	.004	.074	-.012	.008	.094	
log(theta)	1.792	.135	.000 ***	1.799	.104	.000 ***	1.741	.199	.000 ***	-.058

* p< .05, ** p< .01, *** p< .001

２．５　小括

我々の実施する調査は、どんなに緻密な設計をしても（もちろん設計の不備もあるが)、回答者に依存する形で、必ずしも望んだ形でデータを得られる訳では無い。さらに、データの作成にかける人員・物資・資金・時間が限られているので、一度で得られたデータがたとえ望ましくなくても、そのデータを活用せねばならない状況は多々生じる。そのような不完全なデータに対し、無反省な集計へと突き進むのは安易である。

本稿ではそうした問題意識のもと、不完全データを補ういくつかの方法を試みた。結果として、欠損値補完は変数の有意性に違いをもたらしたが、欠損値補完の方法は他にもあるので､今後多様な方法を適用してみる余地はあるだろう｡レイキングによる事後補正は、いくつかの変数の値を補正したが、Kish(1990)によれば、このような補正は求める統計量が異なればその影響も異なるので、さらなる検討が必要である。例えば今回の補正では、特性変数の基礎的な母集団分布情報のみによる補正であったので、今後は詳細な分類（例えば、年齢×性別、設置者×専門分野）に基づいた母集団分布情報を反映させたケースでの分析を試みるなどの課題が残されている。

本稿のようなウェイティングについては賛否両論があるが、Kish(1990)も述べているのように､ウェイティングが常に不要だという意見も､常に必要だという意見も極端であり、常にバランスが求められる、ということだろう。

３.《一元化》されてきたゼロ

本章からは、Zero inflated model と Hurdle model を用い、査読論文数ゼロを実証分析においてどのように扱っていくかという点について詳細に論じる。本章の分析においては、前節までの議論を踏まえて、missForest による欠損値補完を行なった上で、Zero inflated model と Hurdle model を用いた。[9]

３．１ 査読論文数ゼロの分析

査読論文数を被説明変数として用いるとき、論文数ゼロが最頻値となることが多い[10]。つまりデータはゼロをピークとした右肩下がりの裾野の広い分布となる。このとき、この査読論文数ゼロに含まれる意味として３つの解釈が考えられる。第一に、論文を出し続けていたが査読に通らなかったため、査読論文数がゼロとなったケース、第二に、分野的な特性としてゼロとなるケースである。哲学や数学といった論文を頻繁に出すことが困難な分野では、３年間という限られた期間において、査読論文数が極めて限られ、調査時期によってはたまたま査読論文数がゼロとなることが考えられる。そして第三の解釈として、多忙や自己都合等によって論文を書くことができなかった為、査読論文数がゼロとなったケースがある。そこで本稿では、査読論文数ゼロを Zero inflated model と Hurdle model の二つのモデルから検討する。

Zero inflated model とは、二つの確率分布から生成された混合分布によって、ゼロになる確率とゼロ以上のカウントデータになる確率を同時に推定するモデルである。つまり、査読論文数がゼロの意味を二項分布によるゼロと、ポアソン、もしくは負の二項分布によるゼロの和として考え、その和としてゼロが過剰になったと考える。多忙等によって研究活動を十分に行えていないことが原因で論文がゼロであったことを二項分布として表現し、研究はしているけれども、たまたまこの３年のうちに査読論文書けていなかったが故にゼロになったことを、ポアソンもしくは負の二項分布として推定するのである。今回は、査読つき論文がゼロかゼロ以上になる確率を二項分布、そしてそこから論文数が 1、2、3・・・n と増えていく確率をポアソン分布、もしくは負の二項分布として推定を行う。これを示す数式は以下の通りとなる。

$f(y)=p+(1-p)q(0 \mid m, \theta)$ ・・・$y = 0$ の場合

$f(y)=(1-p)q(y \mid m, \theta)$ ・・・・$y = 1,2,3$・・・n の場合

この数式において、

① p は研究活動をしておらず、査読論文数がゼロになる確率

② q は査読論文数のカウントデータの確率分布（パラメータが m と θ）

③ m, θ は推定するパラメータ[11]

④ (1-p)q(0 | m, θ)は研究活動をしているが、査読論文数がゼロになる確率

⑤ (1-p)q(y | m, θ)は研究活動をしており、査読論文が一以上になる同時確率

を示す。

次に Hurdle model とはゼロかゼロ以上の値をとるかといった確率を二項分布、そして１以上の値をとる場合をゼロになる確率を除いた条件付き確率分布によって推定する。今回の例では、査読付き論文数がゼロか１以上になる確率を二項分布によって推定し、査読付き論文数が１以上の場合を査読付き論文数がゼロになる確率を除いた場合のポアソン分布もしくは負の二項分布として推定した。査読誌に論文を掲載できるか否かは、査読の通過というハードルがある。しかし、そのハードルを越えるとあとは論文を投稿する頻度の問題になるので、３年間という限られた時間内でどれだけの頻度で論文を書き、査読に通ったかどうかという確率分布となる。Hurdle model の数式は以下の通りである。

$$f(y)= p \quad \cdot\cdot\cdot y = 0 \text{ の場合}$$

$$f(y)= \frac{(1-p)q\ (y|m,\theta)}{1-q(0|m,\theta)} \quad \cdot\cdot y = 1,2,3\cdot\cdot\cdot n \text{ の場合}$$

この数式において、

① p は査読というハードルを超えることができずに査読論文数がゼロになる確率

② q は査読論文数のカウントデータの確率分布（パラメータが m と θ）

③ m, θ は推定するパラメータ[12]

④ (1-p)q(y | m, θ)は査読というハードルを超えることができ、論文数が１以上になる同時確率

⑤ 1-q(0 | m, θ)はカウントデータにおける査読論文数がゼロになる確率

を示す。ここで、y>1 の場合における数式は、②、③を同時に満たす条件付き確率である。

今回は Zero inflated model と同様に Hurdle model においても二項分布とポアソン分布もしくは負の二項分布という二種類の組み合わせで分析を行った。つまり、上記の数式では p で表された確率分布が二項分布、そして q で表される確率分布がポアソン分布もしくは負の二項分布となる[13]。これらの分析結果を表 4・表 5 に示す。

表 4　Zero inflated model

		ZIP						ZINB					
		binomial			pois			binomial			negbin		
		Coef	SE	p.value	Coef	SE	p.value	Coef	SE	p.value	Coef	SE	p.value
	切片	-14.21	1390	.992	.108	.086	.209	-24.459	2677	.993	.162	.143	.259
個人要因													
	男性(v.s.女性)	-.710	.552	.199	.177	.047	.000***	.801	1.354	.555	.217	.076	.004**
	年齢	-.007	.021	.735	.006	.001	.000***	-.028	.082	.732	.003	.003	.265
	博士	-1.482	.524	.005**	.315	.051	.000***	2.64	2.031	.193	.330	.077	.000***
	准教授(v.s.教授)	.792	.442	.074	.104	.030	.000***	19.663	2677	.994	.102	.057	.076
	講師(v.s.教授)	.745	1.163	.522	.062	.056	.269	20.085	2677	.994	.162	.103	.115
	教育時間(学期中・単位：時間/１週間)	.019	.017	.254	-.081	.001	.000***	.076	.043	.075	-.008	.003	.001**
	研究時間(学期中・単位：時間/１週間)	-.0009	.016	.953	.008	.001	.000***	-.031	.053	.558	.008	.002	.000***
	管理運営時間(学期中・単位：時間/１週間)	-.026	.047	.579	.006	.002	.009**	.449	.271	.097	.007	.004	.098
	研究費(単位：1000万円)	-.393	.325	.228	.049	.002	.000***	-.832	1.144	.467	.098	.012	.000***
専門分野													
	理(v.s.人文・社会)	13.21	1390	.992	.893	.057	.000***	-1.95	2.324	.403	.752	.089	.000***
	工・農(v.s.人文・社会)	13.33	1390	.992	1.103	.053	.000***	1.15	1.292	.374	.967	.082	.000***
	医歯薬(v.s.人文・社会)	12.46	1390	.993	.867	.057	.000***	-10.759	209	.959	.734	.088	.000***
機関要因													
	国立(v.s.私立)	-1.005	.501	.045*	.269	.031	.000***	-1.601	1.433	.264	.249	.057	.000***
	公立(v.s.私立)	-.046	.727	.949	.076	.059	.195	-12.727	703	.986	.010	.099	.916
	log(theta)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	.991	.068	.000***
	loglikelihood	-3232						-2634					
	AIC	5329.4						6524.3					
	n	1024						1024					

＊p<.05, ＊＊p<.01, ＊＊＊p<.001

表 5　Hurdle model

		Hurdle(pois)						Hurdle(negbin)					
		binomial			pois			binomial			negbin		
		Coef	SE	p.value	Coef	SE	p.value	Coef	SE	p.value	Coef	SE	p.value
	切片	.823	.618	.183	.125	.093	.176	.823	.618	.183	-.012	.168	.943
個人要因													
	男性(v.s.女性)	-.056	.315	.858	.206	.049	.000***	-.056	.315	.858	.253	.088	.004**
	年齢	.019	.128	.131	.006	.001	.000***	.019	.013	.131	.002	.003	.490
	博士	.470	.286	.100	.360	.054	.000***	.470	.286	.100	.354	.092	.000***
	准教授(v.s.教授)	-.354	.281	.209	.109	.030	.000***	-.354	.281	.209	.115	.064	.070
	講師(v.s.教授)	-.333	.415	.423	.080	.058	.165	-.332	.415	.423	.173	.115	.133
	教育時間(学期中・単位：時間/１週間)	-.007	.011	.558	-.009	.001	.000***	-.007	.011	.558	-.010	.003	.000***
	研究時間(学期中・単位：時間/１週間)	.009	.011	.402	.008	.001	.000***	.009	.011	.402	.009	.002	.000***
	管理運営時間(学期中・単位：時間/１週間)	.013	.023	.569	.006	.002	.009**	.013	.023	.569	.008	.005	.102
	研究費(単位：1000万円)	.442	.277	.109	.049	.002	.000***	.443	.277	.109	.101	.013	.000***
専門分野													
	理(v.s.人文・社会)	.933	.435	.031*	.825	.063	.000***	.934	.435	.032*	.881	.104	.000***
	工・農(v.s.人文・社会)	.762	.345	.027*	1.034	.060	.000***	.762	.345	.027*	1.103	.097	.000***
	医歯薬(v.s.人文・社会)	1.071	.445	.016*	.802	.063	.000***	1.071	.445	.016*	.850	.104	.000***
機関要因													
	国立(v.s.私立)	1.001	.339	.003**	.265	.032	.000***	1.001	.339	.003**	.239	.063	.000***
	公立(v.s.私立)	-.083	.362	.818	.094	.061	.123	-.083	.362	.818	.055	.117	.635
	log(theta)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	.835	.085	.000***
	loglikelihood	-3263						-2650					
	AIC	6518.7						5315.5					
	n	1024						1024					

＊p<.05, ＊＊p<.01, ＊＊＊p<.001

表 4、5 の分析結果において共通しているのは、Zero inflated model も Hurdle model も分布としては負の二項分布を仮定した方がモデルの適合度が良いという点である（AIC の比較から）。つまり、大学教員の査読論文数は平均に比べてだいぶ分散が大きく、ポアソン分布では説明できないことをあらわしている。そのため負の二項分布の分析結果のみを今回は解釈する。まず Zero inflated model では二項分布のパートは有意水準を満たすものがなかった。これはつまり、多忙等諸事情により研究自体が進んでおらず、その結果として査読論文がゼロであることと、研究はしているがたまたまこの三年間は論文数がゼロであったことが、今回用いた説明変数では判断が難しいということである。

負の二項分布のパート(表 4)を見ると査読論文数がゼロになりにくいのは、男性で博士学位を取得し、教育時間が短く、研究時間の長い大学教員であるということがわかる。また、専門分野は理、工、農、医歯薬などの自然科学分野を専門としており、国立大学の大学教員は査読論文数がゼロになりにくいということがわかる。

次に、表 5 の Hurdle model の分析結果を検討してみよう。Hurdle model では、二項分布のパートにおいて有意水準を満たすものがいくつかある。専門分野が理、工、農、医歯薬などの自然科学分野の大学教員と国立大学の所属する大学教員は、人文・社会科学系に比べて査読というハードルを越えやすいということを表している。そして負の二項分布のパートでは、個人要因については、男性、博士取得者、教育時間、研究時間、研究費が、専門分野については、理・工・農・医歯薬が、機関要因としては、国立大学に所属している教員が、査読というハードルを一度越えれば、その後は書く頻度によって、査読論文数が増えることを表している[14]。

では Zero inflated model と Hurdle model の分析結果を踏まえて、何が言えるだろうか。まずこれらの分析結果から言えることを二つに分けてみよう。第一点は、査読論文数がゼロになる理由について、第二点は、査読論文数が 1 以上になる理由についてである。まず、査読論文数がゼロになる理由については 3 つの理由が考えられた。第一として、多忙等によってそもそも研究活動が不十分なためにゼロになるケース、第二として、3 年間で査読論文数を書くことが（たまたま）できなかったがためにゼロになるケース、第三に、研究はしているが査読というハードルを越えることができなかったためにゼロになるケースである。

まず、多忙等によって研究活動が不十分なために査読論文数がゼロになるケースと 3 年間で査読論文数を書くことが（たまたま）できなかったがために、ゼロになるケースの違いについては今回の分析結果からは明らかにできなかった。これは今後の課題である。

次に査読というハードルを超えることが困難なために査読論文数がゼロとなるのは人文・社会科学系を専門としている大学教員である。また、大学の設置者別に見ると国立大学の教員よりは私立大学の教員である。研究時間を長くすることや、博士学位を取得することは査読というハードルを超えるという上ではほとんど関係なく、自分が何を専門とし

て研究をするかで決まっているのである。これは査読というハードルがそれぞれの専門分野において異なる基準であるということを示唆するものである。

３．２　考察：《一元化》されたゼロが切り取ってこなかった現実

これまでの先行研究では論文数という量的指標において論文の増加や減少に対する規定要因分析が行われてきたが、論文数ゼロという最頻値に対するアプローチはほとんど行われてこなかった。本稿では、Hurdle model において査読論文がゼロではなくなるためには研究時間や研究費を増やすことではなく、自分が何を専門分野としているかによって決まるものであるということを明らかにした。しかし、査読論文を１からさらに増やすためには研究費や研究時間が必要となってくる。このことが導き出す示唆は、分野間で査読というハードルの性質が異なっており、分野横断的に査読論文数という一つの基準によって教員を評価することは容易ではない、ということではないか。特に、近年の大学改革では、世界的な大学ランキングの影響により、ランキング向上のために必要な SCI、SSCI に掲載された学術誌等の査読論文業績数等の数値目標が設定され、一律教員が評価される傾向にある。だが、本分析結果からもわかるように、同じ数値であってもその内実は、必ずしも“等価ではない”。そうすると、同一の基準で一律に教員を評価する行為については、より慎重に臨まなければならないのではないだろうか。

４．結論と今後の課題

本稿はアカデミック・プロフェッションのデータを使って、高等教育研究における〈通俗化された経験主義〉から脱却する方法として、欠損値の補完とサンプリングバイアスの補正を紹介し、バイアスのあるデータをより有効に活用する方法を模索した。さらに、Zero inflated model や Hurdle model を用い、これまで一元化されて扱われてきた査読論文数ゼロの意味において３つの解釈ができることを示した。言い換えれば、本研究では、研究生産性に関する諸研究の錯綜した議論の統合を目指し、手始めとして、まずは計量分析の不十分さの指摘から着手した。その結果、中村(2007)が指摘するように、高等教育研究において方法論的な軸を明確にすることで初めて切り取れる現実もあるのであれば、その一例が、本稿で用いた欠損値補完やサンプリングバイアスの補正、そして Zero inflated model や Hurdle model を適用して得られた結果であることを示した。例えば、欠損値の補完に関しては、マルチレベル分析やパネルデータ分析など、分析方法が進化しながらもほとんどの先行研究においてセンシティブに扱われてこなかった[15]。しかし、今回の分析結果では、欠損値補完により分析結果が異なる可能性のあることを示し、こうした補正が行われない場合には、分析者の想定する母集団について適切な分析ができていない可能性を示唆した。そして、Zero inflated model や Hurdle model を用いた分析結果では、効率性や卓

越性重視の大学運営が用いる客観的数値情報に対し、それら数値の背後にある多様な意味の存在を“客観的に”実証した。この実証結果は、政府や大学の経営陣が目を背けてきた現実を指し示し、数値の多寡のみに依存する大学経営に警鐘を鳴らすものである、と言えよう。誤解を恐れずに言えば、村澤・立石(2017)が指摘しているように、この 10 年間で高等教育研究の計量分析がほとんど進展していないのであれば、わが国の高等教育研究は巨人の肩の上に乗りながらも〈通俗化された経験主義〉によって、見える世界を自ら矮小化していたのではないだろうか。

ただし、課題も山積している。今回の実証分析において、大学教員の論文数は所属する大学に依存することも考えられ、大学間差を分析のモデルに組み込んだ分析も必要である。先行研究においても大学間差をモデルに組み込んだ高等教育研究は数少なく、高等教育研究の領域における今後の課題であろう。そのためには、調査をする段階から所属大学がわかるような設計をするなど工夫が必要である。さらには横断的データによる分析であるため、変化を捉えること(野村 2017)は出来ていない。また、欠損値の補完においても査読論文数という今回設定した被説明変数ではセミパラメトリックな欠損値補完方法として逆確率重み付け法や二重頑健推定法を用いた方が良いという可能性も考えられる(逸見 2014)。また、査読論文数“ゼロ”の解釈についても、多様な解釈の仕方があり、回帰分析による結論は選択肢の一つに過ぎない。本稿でのこれらの取り組みは、あくまで分析の可能性を提案したに過ぎないと、捉えて頂きたい。

【謝辞】

有本章兵庫大学教授には、本稿の執筆にあたって APA データを使用することをご快諾いただいた。ここに記して感謝申し上げる次第である。

脚注

1 実際には、Hurdle model 的な解釈をしているのは、村澤・立石(2017)、鈴木(2017)の２つの論文であり、橋野(2005)は係数の解釈を片方しかしていないという違いがある。

2 対象は、大学の機能別分類（研究大学／非研究大学)、設置形態（国立・公立・私立)、学生規模を考慮して、日本の四年制大学を 23 校選び、対象となった大学の教員 6,283 名を対象にアンケートを行った。その結果 1048 名から回答を得た。回収率は 16.8%である。

3 単純な事後層化ウェイティングは次の通り。例えば、母集団における男女比が 5:5 であるとしよう。標本調査を行い、男女比が 7:3 となったことが確認されたとする。この標本で、授業満足度（1:不満、2:どちらでもない、3:満足）を集計した結果、次のようになった。

男：1，1，1，1，2，2，3：　男平均　＝1.57
女：2，2，3　　：　女平均　＝2.33
　　全体平均＝1.80

全体平均が 1.80 となっているが、この調査において、男性が本来の分布よりも偏って多い割合で抽出されてしまったため、この全体平均が男性の性質をより強く反映した統計量となってしまった危険性がある。そこで、男性には 5/7、女性には 5/3（母集団における割合／標本集団における割合）のウェイトをかける。

$$(1\times5/7+1\times5/7+\cdots..+2\times5/3+3\times5/3)/10 = 1.952$$

以上のように、母集団に比して標本では男性割合が高いために全体平均が過度に下方に抑えられていたが、ウェイトがけにより補正されたことになる。具体例については、石井・野崎(2014)を参照。

4 本稿では分析に R を用いる。R を用いてレイキング処理をする場合、library(survey)の rake 関数を用いるが、ライブラリ survey の関係上、欠損値がある状態では関数 svyglm(svyglm.nb)が機能しない。ライブラリ survey 内には、関数 estWeights により欠損値を予測した上で関数 svyglm を適用する方法があるが、続く本文でも述べるように、方法的な優位性から、本稿では下処理として missForest による欠損値補完を行っている。

5 missForest はランダム性を内包しているので、同一のデータを用いても結果が異なる。そこで、20 回試行し、欠損値補完精度の評価指標である NRMSE と PFC の平均・分散を検討した。NRMSE（normalized mean squared error）は、連続データに関する欠損値補完の精度についての全体評価指標、PFC(proportion of falsely classified entries)は、離散データに関する欠損値補完の全体評価指標である。共に 0～1 の値を取り、0 に近ければ補完が成功しており、1 に近ければ補完の精度が低いことを意味する。NRMSE は、厳密には、1 に近い場合は、欠損値補完が平均値に置き変えられた場合に等しいことを意味する（わざわざ missForest をする意味が無い）。PFC は、質的データの欠損値を、missForest により予測モデルを構成して推定・補完したデータ（＝新）と、元のデータ（＝旧）を比較し、新旧のカテゴリの不一致の割合を示す。この数値が高いことは、予測の精度が低いことを意味する。詳しくは Misztal(2013), Stkhoven, & Buhlmann(2011)、戸田・角田(2017)を参照。

補完に使うデータセットの変数一覧は以下の通りである：性別（男／女）、年齢（歳：連続量）、学位（博士／修士／学士）、専門分野（人文／社会／理／工／農／保健／芸術／教育／その他）、高等教育機関経験数（経験数：連続量）、設置者（国立／公立／私立）、職階（教授／准教授／講師／助教）、雇用形態（任期有り／無し）、国際学会参加数（参加数：連続量）、研究・教育・管理運営・社会貢献時間（1 週間あたりの時

間：連続量)、研究費（円：連続量)、成果（著書数・論文数・レフェリー論文数：連続量)、所属大学の偏差値（連続量)、旧帝国大学ダミー（旧帝国大学＝１，それ以外＝０）

MissForest を 20 回試行した結果、NRMSE については、平均値は. 2723，中央値は. 2725、標準偏差は 0. 001、PFC については、平均値は. 1709，中央値は. 1705，標準偏差は. 0023 であった。

6 分析には R ver.3.4.2. (R Core Team 2017)，関数 glm，ライブラリ MASS (Venables & Ripley 2002)の関数 glm.nb（負の二項分布モデル)，ライブラリ survey(Lumley 2017)の関数 rake，ライブラリ sjstats (Lüdecke 2017)の関数 svyglm.nb（負の二項分布モデルに事後補正を施す関数）を用いた。なお、svyglm.nb には、疑似決定係数やモデル評価指標である AIC，BIC 等を算出するための対数尤度統計量を算出する関数がビルトインされていないので、モデル評価指標は一律表記していない。

7 査読付き論文数の正規性は検定の結果（シャピロ・ウィルク検定）棄却された（検定統計量 0. 668、p=0. 000)。さらに、原データおよび missForest による欠損値補完データについては、Vuong の z 検定により Poisson モデルとの比較検討を行った。その結果、原データ（z 統計量 7. 3531、p=0. 000)、欠損値補完データ（z 統計量 7. 0567、p=0. 000）とも負の二項分布モデルを支持する結果となった。

8 こうした傾向については今後検証必要である。参考までに、標本における旧帝大教員の専門分野別分布を検討すると（補表１）、医系の教員は旧帝大では 32. 8%、その他大学では 10. 4%（標本全体では 19. 15%）と旧帝大医系が過大に抽出されていることがわかる。このように、医系において旧帝大教員の標本分布が母集団分布と大きくかけ離れていたことが、医系の効果の下方修正に関係しているかもしれない。

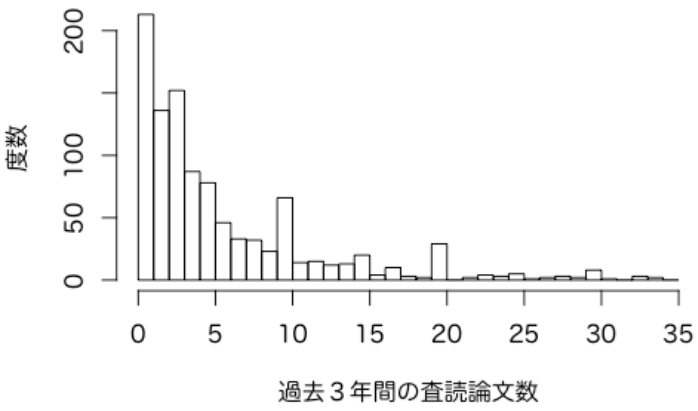
補表１　旧帝大ダミーと専門分野

	旧帝大	その他
人文	3.2	15.6
社会	4.2	17.8
理	23.4	17.7
工	27.6	27.4
農	7.9	4.4
医	32.8	10.4
その他	1	6.6
N	406	634

9 レイキングによる補正は、統計ソフトの限界からできておらず今後の課題としたい。また、Zero inflated model と Hurdle model の分析は R ver. ３. ４. １.のライブラリ pscl を用いた。

10 査読論文数のヒストグラムは補表３に示した通りとなり、ゼロが最頻値となる。

補図１　査読論文数のヒストグラム



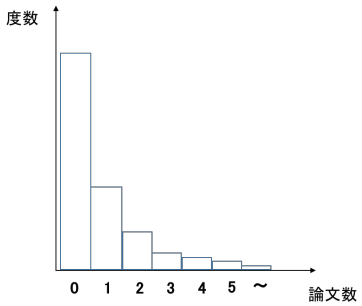
11 今回の分析は確率分布 q はポアソンもしくは負の二項分布を想定している。ポアソン分布を想定したときの、パラメータは一つであり、m(平均)である。負の二項分布に関しては m（平均）と θ（平均 m がガンマ分布に従う時のガンマ分布のパラメータ）という推定するパラメータが二つある。

12 注釈 11 と同じである。ただし、推定法にはどちらも最尤法を用いているが、Zero-inflated model の方は尤度関数から最尤推定値を直接求めることが困難であるため、EM アルゴリズムを適用している。これらの推定法に関する詳しい解説は、岩崎(2010)、Bishop(2006)を参照のこと。また、数式に関してはゼロの多さの程度を表す係数 ω が付随するのが一般的な形であるが、今回はゼロ過少の場合が経験的にはほとんどありえないため、簡略化のためゼロ過剰モデルのみを表す数式を表記している。

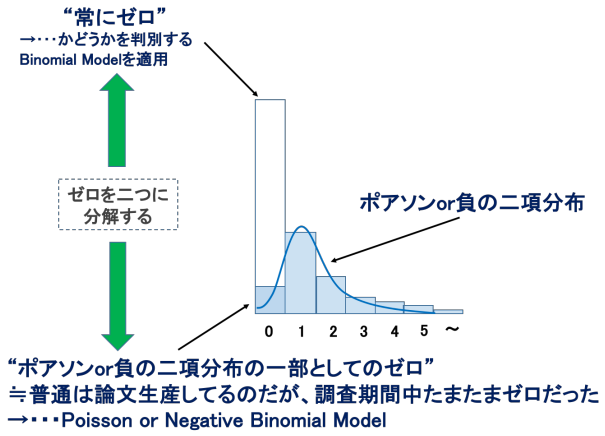
13 ①Zero-inflated model と②Hurdle model をイメージしやすいように図であらわすと以下の通りとなる。今回用いた調査では過去三年間の査読論文数を質問項目で聞いている。この時、負の二項分布の期待値よりもゼロが多く観測される。なぜならそのゼロには論文数を今回の調査対象期間の三年間にたまたま論文が書けなかった人（たまたまゼロ）と査読論文を全く書いていない人（常にゼロ）が混在するからである。この混在したゼロの判別を混合分布によって明らかにするのが①Zero-inflated model である。また、査読論文を生み出すプロセスには査読に通らなければ生み出されないという前提がある。その査読というハードルを超えると論文数は１以上になるが、論文を書いていても査読に通らない限りは論文数ゼロである。このハードルを超えるか越えないかを条件付き確率分布によって明らかにするのが ②Hurdle model である。

補図 2　Zero-inflated model と Hurdle model の違い

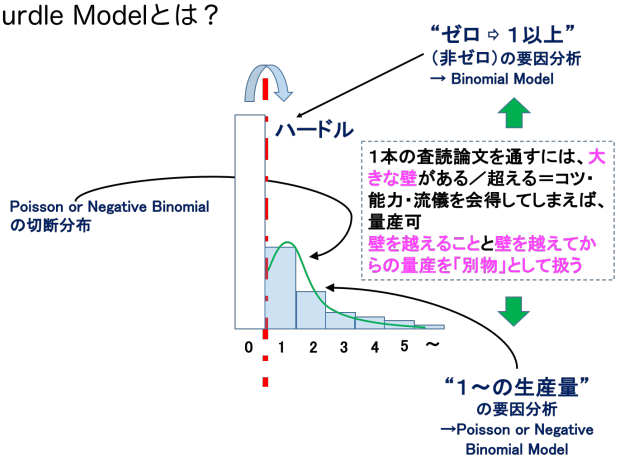
例：論文数が次のように分布していたとする・・・



Zero Inflated Modelとは？



Hurdle Modelとは？



14 査読論文には実際には、一本ずつ査読というハードルが存在するが、Hurdle model は査読というハードルを超える確率と個人の研究活動（今回の分析結果では負の二項分布で示す部分）によって、査読論文数が増える部分を同時確率によって表現できる。それぞれの査読のハードルの違いについてはモデルに組み込むことはできていないため、今後の課題である。

15 三輪(2012)は、パネルデータにおけるデータの欠落に偏りがあることを指摘した数少ない論文である。

参考文献

Allison, Paul D.,2002, *Missing Data*, California: Sage Publications.

Allison, Paul D., 2012, “Handling Missing Data by Maximum Likelihood,” *SAS Global Forum 2012, 1-21.* (https://statisticalhorizons.com/wp-content/uploads/MissingDataByML.pdf, 2017.11.21)

Audigier, V., Husson, F. & Josse, J., 2016, “A principal components method to impute missing values for mixed data,” *Advances in Data Analysis and Classification*, Vol.1(1), pp.5-26.

Bishop, C. M., 2006, “Pattern Recognition and Machine Learning” Springer-Verlag New York, LLC.(＝元田宏・栗田多喜夫・樋口知之・松本裕治・村田昇 監訳(2012)『パターン認識と機械学習 下』丸善出版.)

Fricker, Ron & Anderson, Lew., 2015, “Raking: An Important Often Overlooked Survey Analysis Tool,” *Phalanx*, pp.36-42.

Kish, L. ,1990, "Weighting: Why, When and How?" Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association, 121-130.

Levy, Paul S. & Lemeshow, Stanley, 2008, *Sampling of Populations: Methods and Applications (Fourth Edition),* Wiley: New Jersy.

Levy, Paul S. & Lemeshow, Stanley, 2009, *Solution Manuals to Accompany Sampling of Populations: Methods and Applications*, Wiley: New Jersy.

Li, Zhiguo & He, Qing, 2015, “Prediction of Railcar Remaining Useful Life by Multiple Data Source Fusion,” *IEEE Transactions on Intelligent Transportation Systems*, Vol.16(4), pp.2226 – 2235.

Lüdecke D., 2017, “sjstats: Statistical Functions for Regression Models,” R package version 0.12.0, <URL: https://CRAN.R-project.org/package=sjstats>.

Lumley, Thomas, 2004, “Analysis of complex survey samples,” Journal of Statistical Software 9(1), pp. 1-19

Lumley, Thomas, 2010, *Complex Surveys: A Guide to Analysis Using R*, Wiley: New Jersy.

Lumley, Thomas, 2017, "survey: analysis of complex survey samples". R package version 3.32.

Misztal, Malgorzata, 2013, “Some Remarks on the Data Imputation Using “Missforest” Method”, Folia Oeconomica, 285, pp.169-179.

R Core Team, 2017, *R: A language and environment for statistical computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.

URL: https://www.R-project.org/.
Stekhoven, Daniel, J., 2013, “missForest: Nonparametric Missing Value Imputation using Random Forest,” R package version 1.4.
Stekhoven, Daniel, J., Buhlmann, P., 2012, “MissForest - non-parametric missing value imputation for mixed-type data,” *Bioinformatics*, 28(1), pp.112-118.
Venables, W. N. & Ripley, B. D., 2002, *Modern Applied Statistics with S*(Fourth Edition), Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0.
Zuur, A. F., Saveliev, A. A., leno, E. N., 2012, “Zero Inflated Models and Generalized Linear Mixed Models with R” Highland Statistics Ltd.
青木周平・木村めぐみ(2016)「日本の国立大学の論文生産性分析」『ファイナンシャル・レビュー』第 128 号.
阿曽沼明裕,2010,『大学と学問−知の共同体と変貌』リーディングス日本の高等教育５,玉川大学出版部.
有本章,2010,「日本の大学教員の特質」阿曽沼明裕編集『大学と学問−知の共同体と変貌』リーディングス日本の高等教育５,玉川大学出版部.
石井加代子・野崎華世,2014,「『慶應義塾家計パネル調査(KHPS)』と『日本家計パネル調査（JHPS）』における Longitudinal/Cross-sectional ウェイトおよびパネル統合ウェイトの作成」（Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES）『三田商学研究』Vol.57,No.4,pp.123-145.
逸見昌之,2014,「欠損データに対するセミパラメトリックな解析法」『統計数理』第 62 巻(1), pp.103-122.
岩崎学,2010,『カウントデータの統計解析』朝倉書店.
浦田広朗,2017,「改革期における大学教員の研究生産性規定要因」『大学における教育研究の生産性向上に関する国際共同研究』ディスカッションペーパーシリーズ No.3,広島大学高等教育研究開発センター.
科学技術・学術政策研究所,2017,『科学技術指標 2017』科学技術・学術基盤調査研究室.
久保拓弥,2012,『データ解析のための統計モデリング入門』岩波書店.
倉田敬子,1986,「日本の物理学者の生産性に影響を及ぼす要因」『Library and Information Science』No.23, pp.115-123.
坂無　淳,2015,「大学教員の研究業績に関する性別の影響」『社会学評論』65(4), pp.592-610.
鈴木伸生,2017,「外部集団成員とネットワーク形成の要因」『理論と方法』32(1), pp.13-31.
大膳　司,2008,「研究生産性」有本章編著『変貌する日本の大学教授職』玉川大学出版部, pp.245-262.
豊田長康,2015,「運営費交付金削減による国立大学への影響・評価に関する研究−国際学術

論文データベースによる論文数分析を中心としてー」国立大学協会政策研究所所長自主研究.
中村高康,2007,「高等教育研究と社会学的想像力−高等教育社会学における理論と方法の今日的課題」『高等教育研究』10, pp.97-109.
西本真弓,2004,「育児休暇取得とその取得期間の決定要因について」『日本労働研究雑誌』No.527, pp.63-75.
野村　康,2017,『社会科学の考え方』名古屋大学出版会.
橋野晶寛,2005,「学校選択制における不確実性の考察」『教育学研究』第 72 巻(1), pp.41-52.
林隆之・調麻佐志・山下泰弘・富澤宏之,2008,「大学の研究促進施策・環境が研究生産性に及ぼす効果に関する行動科学的分析」『大学評価・学位研究』第 8 号, pp.23-41.
阪彩香・伊神正貫,2015,「科学研究のベンチマーキング 2015−論文分析でみる世界の研究活動の変化と日本の状況」『科学技術・学術政策研究所調査資料 239』
藤村正司,2017,「高等教育組織存立の分析視角(2)−「脱連結」論から見た改革・実践・アウトカム」『大学論集』広島大学高等教育研究開発センター,第 49 集, pp.37-52.
星野崇宏,2010,「調査不能がある場合の標本調査におけるセミパラメトリック推定と感度分析：日本人の国民性調査データへの適用」『統計数理』第 58 巻,第 1 号,3-23 頁.
戸田航史, 角田雅照, 2017,「重回帰分析を用いた工数予測における欠損値補完手法の性能比較」『コンピュータソフトウェア』vol.34,No.4, pp.150-155.
三輪哲,2012,「NFRJ-08Panel における脱落とデータ調整」『家族社会学研究』第 24 巻(1), pp.97-102.
村上航,2011,「欠損データ分析(missing data analysis)」(http://koumurayama.com/koujapanese/missing_data.pdf)〈2017 年 10 月 25 日アクセス〉.
村澤昌崇,2008,「評価」有本章編著『変貌する日本の大学教授職』玉川大学出版部, pp.280-294.
村澤昌崇,2014,「大学ガバナンスを考える：諸々の調査から」『大学のガバナンスーその特質を踏まえた組織運営の在り方を考える』高等教育研究叢書 128, pp.51-73.
村澤昌崇・立石慎治,2017,「計量分析の新展開：過去 10 年間の経験を振り返って」『高等教育研究』20, pp.135-156.
両角亜希子,2017,「研究生産性を向上させたのは誰か」『日本高等教育学会第 20 回大会発表要旨集録』日本高等教育学会第 20 回大会実行委員会, pp.132-133.
山崎博敏,1982,「科学の生産性とその階層化過程−マタイ効果の基礎理論」『大学論集』広島大学高等教育研究開発センター,第 11 集 ,pp.1-21.
山口裕之,2017,『「大学改革」という病』明石書店.

Re-thinking of Productivity Analysis for Academic Profession - Missing Value Imputation, Correction of Sampling Bias, Reinterpretation that the number of articles is “zero” -

Ran NAKAO
(Hiroshima University)
Masataka MURASAWA
(Hiroshima University)

This paper introduces compensation of missing values and correction of sampling bias as a method to escape from “popularized empricism” in higher education research using academic professional data, and introduces Zero inflated model and Hurdle model, indicating that three interpretations can be made in the meaning of the number of peer-reviewed papers that have been handled unified so far.

The purpose of this paper is the integration of complicated discussions of research on academic productivity, first starting with pointing out the inadequacy of statistical methods in higher education research. If there is a reality that can be cut off for the first time by clarifying the methodological axis in higher education research, one example is not the compensation value of missing value, correction of sampling bias, and Zero inflated model or Hurdle model used in this paper.

Since the statistical methods of higher education research has not advanced so far in the past 10 years, if there is unclear reality, it will clarify the methodological axis in higher education research, contribute to the improvement of the quality of quantitative analysis It is necessary to go through the view that it is necessary.

Key words: Academic Productivity, Academic Profession, Missing data imputation, Samplig bias, Post-stratification, Raking, Hurdle model, Zero-infrated model

広島大学高等教育研究開発センター　国際共同研究推進事業
ディスカッションペーパーシリーズについて

ディスカッションペーパーシリーズは，国際共同研究関連の研究成果を，速報性を重視し暫定的にまとめたものです。

本事業の推進にあたり，以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

・文部科学省機能強化経費「大学における教育研究の生産性向上に関する国際共同研究」
・文部科学省特別教育研究経費（戦略的研究推進経費）「21 世紀知識基盤社会における大学・大学院の改革の具体的方策に関する研究－2007 年骨太方針をふまえて－」
・文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究(A)(16H02067)）「大学へのファンディングの変化と大学経営管理改革に関する国際比較研究」
・JSPS 科研費 JP15K13205、JP16H03780（ともに研究代表者：村澤昌崇）

執筆者：中尾　走（広島大学）村澤昌崇（広島大学）

International Joint Research Programs Discussion Paper Series
国際共同研究推進事業「大学におる教育研究の生産性向上に関する国際共同研究」
ディスカッションペーパーシリーズ　No.9
戦略的研究プロジェクトシリーズⅪ
「21 世紀知識基盤社会における大学・大学院の改革の具体的方策に関する研究」

大学教員の生産性分析：再考
-新たな計量分析の試み：欠損値補完・サンプリングバイアスの補正・“ゼロ”の意味の解釈-

2018(平成 30)年 1 月 16 日　発行
2018(平成 30)年 7 月 27 日　修正

広島大学高等教育研究開発センター
〒739-8512　広島県東広島市鏡山 1-2-2
電話（082）424-6240
http://rihe.hiroshima-u.ac.jp/