経済研究
Vol. 51, No. 1, Jan. 2000

飢饉と人口増加速度*

——18-19 世紀の日本——

斎藤　修

マルサスは飢饉を，人口増加にたいする強力な積極的制限と看なした．しかし，ワトキンスとメンケンの 1985 年論文や，日本にかんする速水融の仕事に代表される近年の歴史人口学は，その重要性に疑問を投げかけてきた．本稿は，徳川日本を対象に飢饉年表を再整理し，飢饉頻度の効果を疫病との比較において測定する．また，飢饉と疫病が発生しなかったときに実現したであろう潜在人口増加率も推計する．その結果から，飢饉の発生はそれほど頻繁でなく，その人口減少効果自体も大きくなかったこと，しかし，18 世紀から 19 世紀中葉にかけての人口変化のかなりは飢饉頻度によって説明でき，それ以降の局面における出生率主導の人口趨勢の反転も広域飢饉の消滅によって説明可能であることが示される．そして徳川日本の場合には，人口の自然出生力水準が低かったがゆえに——最近の支配的見解とは異なり——飢饉頻度の変化は人口趨勢の局面転換に強い影響をもちえたことが示唆される．

1. 課題

初版『人口論』のなかで，マルサスは人口調節の主役を積極的制限（ポジティヴ・チェック），すなわち飢饉や疫病による大量死亡にみた．そのうちでも飢饉は，疫病による人口減をもってしても過剰人口を解消できないときに訪れる．「巨大な不可避的な飢饉が最後に横行し，強力な一撃をもって，人口を世界の食糧と同水準にする」，と(Malthus 1798/1973, p. 91)．しかし，第 2 版以降になるとマルサスの考えは変化する．最後の第 6 版をみよう．紀元後において疫病は平均して 4.5 年に一回発生したのにたいし，飢饉が訪れる平均間隔は 7.5 年にすぎなかったという説を引きながら，飢饉の人口減少効果については明言を避ける．「人類過剰の恐るべき矯正」の手段としては，むしろ疫病を重視するようになったように思われるのである(Malthus 1826/1985, pp. 353-354)．

そして，この後者の方向が近年の実証研究の流れとなった．いうまでもなく，周期的飢饉に前近代社会における人口停滞の本質的な原因を求める，有力な研究は存在する．ピエール・グベールは本格的な歴史人口学誕生を告げることとなった記念碑的著作において，「近代以前型の人口動態上の危機」の原因を「純粋な」疫病のみに帰すべきではなく，むしろ「食糧欠乏」や「飢饉」に求めるべきであると述べたし(Goubert 1960/92, pp. 90-91)，彼の見方は現在でも一定の影響力をもっている．しかし，グベールの実証が明らかにしたことのなかには，飢饉年における大量死亡のうちかなりの部分は飢饉が進行してからの流行病によるという事実，さらに地域人口のマイナス成長は出生数の著しい低下によってももたらされるという事実があった．ピーター・ラスレットの『われら失いし世界』中の有名な章のタイトル「農民は本当に餓死したか」に表現されているように，たしかに，最近の研究者が餓死を前近代人口低成長の主要因と考えることは少なくなってきている(Laslett 1983/86, ch. 6；Walter and Schofield 1989)．これに加えて，現在の開発途上国における飢饉研究の影響も見逃せない．たとえばアマルティア・センは，飢饉と食糧供給不足を等置することはできず，前者にとって決定的に重要なのはエンタイトルメントの問題であると論ずるが，このような認識は歴史的飢饉についても拡まりつつある(Sen 1981／近刊；Walter

and Schofield 1989).

人口史研究のこの流れをうけてスーザン・ワトキンスとジェイン・メンケンは，餓死だけではなく，疫病流行と出生率低下の効果を考慮にいれても，多くの歴史人口においてみられる長期にわたる人口停滞を説明するうえで飢饉の役割は小さいことをシミュレーションによって示した(Watkins and Menken 1985)．この影響力の大きな論文において著者は，高死亡率・皆婚・相対的に低い出生力という人口学的プロファイルとモデル生命表に依拠，初期人口成長年率を0.5%と仮定して飢饉の効果を測定した．死亡率上昇の程度を110%と150%，持続期間を2年と5年のケースを想定して計算を行っているが，激しさ(マグニチュード)110%，持続期間2年というのは，歴史的飢饉の諸事例に照らしてもかなり大きな飢饉の部類にはいるので，議論はもっぱらこのケースによってなされている．この前提にもとづくシミュレーションは，飢饉直後の人口規模減少が9%，もとの人口水準に戻るまでに要する期間は11.3年という結果を示す．すなわち，十年毎のデータによって長期推移をみたとき，この規模の飢饉であれば，その影響がグラフ上にほとんど現れないかもしれないのである．それゆえ，人口学的にいえば飢饉の「矯正」効果は小さく，なぜ過去の人口が長期間にわたって低成長にあったかの説明としては，通常の死亡率と出生力の水準に規定された低自然増加率に目を向けるべきであるという．

以上のように要約される研究動向は，徳川日本の人口史をとってもほぼ当てはまる．かつて徳川人口史は，全国の平民人口が18世紀初頭から幕末まで2600万人台で停滞しており，また1840年頃までは三大飢饉に代表される周期的飢饉が起こっていたため，前者を後者によって説明することが少なくなかった．しかし，戦後わが国にディシプリンとしての歴史人口学を導入した速水融は，その見方に懐疑的で，むしろミクロ・レベルの死亡率と出生力の解明に向かった．

飢饉についての速水の見解は，次の2点に要約できる．第1は，三大飢饉のうちでもっとも人口減少の甚だしかった天保時は，飢餓による死亡よりも急性の消化器系伝染病による死亡のほうが多かった可能性が高いということ(速水1969；Hayami 1986, p. 295)，第2に，享保・天明・天保の三大飢饉年を除外した「平常年」の人口増加率はかなり高く，かりに3回の飢饉がなかったとしたら13%の成長があったであろうという指摘である(速水・鬼頭1989, p. 272)．後者の言明は，いうまでもなく，中小規模の飢饉の人口増加抑制効果は重要でなかったということを含意する．

しかし，徳川日本にかんする既往の研究は，飢饉の人口趨勢にあたえる影響を正確に測定したといえるであろうか．最近の実証研究をみても(Jannetta 1992；Kinoshita 1998；高木1996, 1999；Tsuya and Kurosu forthcoming)，飢饉の人口学的効果は無視しえないのではないだろうか．また，1846年以降1881年までの「空白の四半世紀」を含む期間，全国人口は年率0.4%で成長を開始したと推計され(斎藤1988)，明治になってからの政府統計によれば1871年より1885年の増加年率は0.7%に達する(総務庁統計局1987, pp. 48-50より計算)．この人口趨勢の反転に飢饉の消滅は寄与しなかったのであろうか．

これは，ワトキンスとメンケンがシミュレーションによって示そうとしたのと類似の接近が徳川日本にかんしても必要だということを意味する．しかし，多くの前提条件に規定されたシミュレーションよりは，現実の資料によって検討するほうがよい．その場合，疫病の影響をコントロールしたうえで飢饉の効果を吟味できるのが望ましい．徳川後半期の場合，人口学諸変数にかんして実際のデータを揃えることは難しいが，飢饉といわれる現象が現実の人口をどれだけ減少させたか，人口増加をどの程度減速させたかを，ある程度正確に測定することは不可能でない．そこで本稿は，1721年以降を対象に三大飢饉以外の飢饉をも考慮にいれ，1)飢饉頻度の効果を疫病との比較において測定し，2)飢饉と疫病が発生しなかったときに実現した潜在人口増加率を，重回帰分析によって推計する．

その結果から，徳川日本の場合には，人口の自然増加率水準が低かったがゆえに——最近の支配的見解とは異なり——飢饉頻度の変化は人口趨勢の局面転換に強い影響をもちえたことが示されるであろう．

2. 飢饉年表の再検討

飢饉を含む災異記録の編纂は，明治中期の『日本災異志』(小鹿島 1894)以来，少なからぬ数にのぼる．そのうち凶作・飢饉にかんしてもっとも詳細なのは昭和戦前期に出版された『日本凶荒史考』(西村・吉川 1936)で，本稿でもこれを基本資料とする．

しかし，そこから飢饉年表を作成することは必ずしも容易ではない．何をもって飢饉と呼ぶかという問題があるからである．日本語の飢饉の場合，「飢」も「饉」も「飢える」の意なので明瞭であるが，famine を英語辞書で引くと，'extreme scarcity of food' という意味が与えられていることが多い．しかし，famine は 'hunger' を意味する *faim* に由来することからもわかるように，ヨーロッパ語でも「飢え」が基本的な語義である．実際，センの議論が含意していたことは，飢饉は収穫不良の一帰結であるが，すべての凶作が飢饉になるわけではないということであり，凶作と飢饉は峻別すべきだということであった．

けれども，この区別は往々にして曖昧にされてきた．『凶荒史考』などをみると，「諸国違作」「諸国凶荒」とされていても，抄録された同時代の文献から飢餓状態が生じていたという証拠が得られない場合が少なからずある．たとえば 1775(明和 4)年はそのような例である．この年が「田畑不熟」「凶作」であったことは引用された紀事から明らかであるが，それらを読んでも「飢饉」あるいは「大饑」といった語に出会うことはなく，飢饉年とは看なしえない．研究者のあいだで本来なら豊凶指数というべき系列を飢饉指数と名づける場合がみられるのも，この区別が十分に意識されてこなかったためである．本稿で作成する飢饉年表は，凶作一般ではなく，広く飢餓状態が生じた食糧危機の年代記である．

次の問題は，飢饉の程度，範囲および期間の問題である．飢饉のマグニチュードは，これまで死亡統計をみることによって判断されてきた．しかし，徳川日本の全国人口についてはその方法がとれない．他方，抄録された紀事から被害の程度を判定し，点数をつけることも困難である．それゆえ本稿では，死亡率に反映した飢饉の程度を考慮しないこととした．ここでの飢饉年表は，あくまでも頻度を捉えるためだけのものである．

しかし，大飢饉かどうかの判断基準には飢饉の範囲と持続期間も重要である．後者からみよう．大部分の飢饉は持続期間が一収穫年，すなわち足かけ 2 年の飢饉であるが，天明飢饉については「天明二年より七年に亘る間，北は北海道より南琉球に至るまで諸国頻りに飢荒」と書かれている．すなわち，持続期間は 6 年におよんだ．天保飢饉，さらには 17 世紀の寛永飢饉，延宝・天和飢饉も数収穫年にわたった．天保が 5, 6 年，寛永が 2, 3 年，延宝・天和は 2 年である(三大ないしは四大飢饉のうちで複数年にわたらないのは，享保飢饉のみである)．このような数年の長さにおよぶ大飢饉の場合でも，毎年が三分作といった大凶作であったわけではない．しかし，「飢荒」状態が毎年続いたという指摘を重視して，本年表では期間中の各年をすべて 1 としてカウントする．したがって，いわゆる大飢饉は死亡危機としての深刻さでは明示的なウェイトづけされていないが，持続期間ではウェイトをかけられていることになる．いうまでもなく，天明の 6 年と天保の 5 年の差が表現しているのはあくまでも持続期間の差であって，飢餓状態の激しさをそのまま反映しているわけではないが，このクラスの激甚な飢饉とポイント 1 の通常の飢饉との違いは，期間別の頻度表を作成すると明瞭に現れるのである[1]．

範囲にかんしては，一国ないしはそれより狭い範囲の局地的飢饉，数ヵ国にわたる地域的飢饉，それより広範囲の広域飢饉にわけることができよう．『凶荒史考』や『災異志』の紀事から，影響を被ったところがどこかを知ることはできなくはない．とくに，どの地方が中心であ

ったかを判断することはそれほど難しくない．ただ，影響を受けた国名の正確なリストを作ることは不可能である．たとえば，頻繁に出てくる「諸国飢饉」という表現は広域飢饉であったことを示唆するが，何ヵ国かを特定することはできないからである．本稿では，「讃岐飢荒」と明記された1731(享保16)年のような場合は局地的と看なし，飢饉年にはカウントせず，地域的飢饉ないしは広域飢饉の起こった年を飢饉年とすることとした．そして，地域的飢饉に0.5ポイント，広域飢饉に1ポイントを与え，飢饉回数を算出するときはこのウェイトによる集計を行った．明示的に言及された国名が5ヵ国未満であったときを地域的，5ヵ国以上を広域と看なしたが，ほとんどの場合，国名列挙の後に「等」の字が付されているので，広域飢饉の実際の広がりは5，6ヵ国以上であったことが多かったはずであるが，全国の半数以上の国が文字どおりに飢餓状態に陥ったということは少なかったと思われる[2]．

0.5のウェイトが与えられた飢饉のすべては，東日本か西日本に振りわけることができる．他方，1ポイントの広域飢饉のほとんどは広義での全国飢饉であった．すなわち，影響を受けた地域が東西にまたがるという意味で全国的であった．例外は1755(宝暦5)年で，西日本では飢饉にまで至らなかったにもかかわらず1ポイントが付されている．すなわち，東日本の諸国が集中的に被害を受けた深刻な飢饉だったのである．なお，全国飢饉としての天保飢饉は1836収穫年に終わったと看なされるが，東北諸国はその後も「飢荒」したと記録されているので，1837, 38年には地域的飢饉としてそれぞれ0.5ポイントを与えた．

以上の基準によって作成した1601年以降の飢饉年表が，付表に示されている．そこに抄録した『凶荒史考』あるいは『災異志』からの紀事は範囲と持続期間にかんする判断の根拠を示すものであるが，作成にあたっては菊池勇夫の著書(1997)なども適宜参考にした．ここで飢饉年とは，飢饉の原因となった収穫不良が起こった年に始まる収穫年である．したがって，『凶荒史考』あるいは『災異志』に「この春諸国飢饉す」と書かれていたとすれば，その年次ではなく前年を飢饉年として表に載せた．田村憲美や菊池勇夫らの詳細な検討が明らかにしていることであるが，「秋期の収穫が凶であると，年内はどうにかしのいでも，翌年の端境期まで食糧がつづかず春頃から餓死者が出るようになる．しかも初夏になって気候が恢復すると，疫病が発生しやすくなり，栄養失調に陥った人々を死に至らしめる」というのが，中世以来の飢饉の進行過程であった(田村1994，p. 388；菊池1994)．それゆえ，飢饉の人口減少効果は，年表にある年次から1年の時間的ラグをもって現れると考えることができよう．

この年表から十年期を単位とした飢饉頻度を計算したのが表1，それを図示したのが図1である．一見して目につくのは天明(1780年代)と天保(1830年代)の高い山であるが，注意深くみると全体として緩やかな減少傾向を示しているのがわかる．世紀ごとの合計をとると，17世紀12.5回，18世紀10.5回，19世紀6回である(表2)．とくに1851年以降は1869年の地域的飢饉しか発生しておらず，広域飢饉は天保飢饉を最後に消滅したといってよい．なお，17世紀から18世紀への減少幅は小さいので，データの性質を考えると有意な差とはいえないという懸念をもたれるかもしれない．しかし，1600年以前の世紀当り飢饉頻度を『凶荒史考』から同様の手法によって算出すると，8-9世紀の平均が36.5回，15-16世紀の平均19.5回となる．後者の値は，資料の残存状況を考慮にいれると明らかに過小であるが，それでも17世紀の12.5回を大きく上回っており，古代・中世の水準と比較して，飢饉の頻度は徳川時代初期に低下したことが明らかである．また，表2には飢饉の原因をも示している．それによれば，17世紀には旱魃による飢饉が少なくなり，18世紀にはいるとゼロとなったこと，かわって霖雨・冷夏に端を発した飢饉が主となったことがわかる．古代・中世では旱魃が冷夏の割合をたえず上回っていたので，旱魃に起因する飢饉の減少が，飢饉頻度自体の低下をもたらしたといえよう．徳

図 1. 飢饉発生回数，1601-1890 年

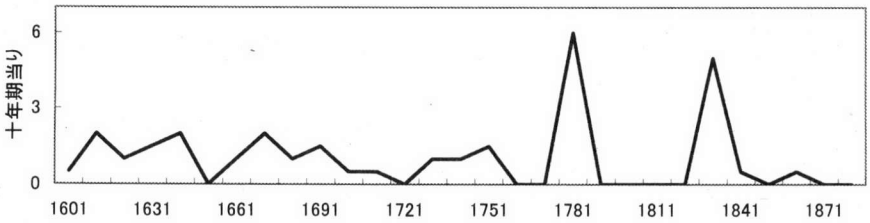

表 1. 飢饉頻度，1601-1890 年

期間	飢饉回数	期間	飢饉回数
1601—1610	0.5	1751—1760	1.5
1611—1620	2.0	1761—1770	0.0
1621—1630	1.0	1771—1780	0.0
1631—1640	1.5	1781—1790	6.0
1641—1650	2.0	1791—1800	0.0
1651—1660	0.0	1801—1810	0.0
1661—1670	1.0	1811—1820	0.0
1671—1680	2.0	1821—1830	0.0
1681—1690	1.0	1831—1840	5.0
1691—1700	1.5	1841—1850	0.5
1701—1710	0.5	1851—1860	0.0
1711—1720	0.5	1861—1870	0.5
1721—1730	0.0	1871—1880	0.0
1731—1740	1.0	1881—1890	0.0
1741—1750	1.0		

出所） 付表による．

表 2. 世紀別飢饉の頻度とその原因

世紀	飢饉回数	原因		
		旱魃	冷夏・霖雨	その他・不明
17	12.5	3	5.0	4.5
18	10.5	0	9.5	1.0
19	6.0	0	5.5	0.5

出所） 付表による．
註） 飢饉回数はウェイトつきのカウント．

川時代は，その長期的趨勢の最後の段階であった．その間，旱魃という現象は繰りかえし記録に現れるので，旱魃が生じても凶作にはならない，あるいは，たとえ収穫不良となっても飢饉には至らないような対応ができるようになったことを示唆する．さらに 19 世紀になると，冷夏への対応ができるようになった．霖雨が続いても大凶作にはならないための技術を習得したり，たとえ三分作というような作柄となっても飢荒状態には陥らないようにする社会経済的・行政的な対応が可能になったがゆえに，広域飢饉が姿を消したのであろう(Saito forthcoming)．

3. 飢饉・疫病・人口変化

飢饉が人口増加にたいしてもったであろう減速効果を測るために，本稿では回帰分析を行う．そのためには全国人口数の系列が必要である．17 世紀についてそのような統計を揃えることはできないが，1721 年以降になると幕府の子午改と呼ばれる全国人口調査が利用できる．これは人口静態調査であるので，2 時点間の変化を出生数変化と死亡数変化に分解することはできない．また，人口静態といっても悉皆調査ではなく，武士を始めとする除外身分の人口があり，また若干の藩では書上年齢が 5 歳であったり 8 歳であったりしたので，近代のセンサスとは精度を異にする．しかし，これら除外にかんする慣行が大きく変更されたということは知られていないので，子午改による数字から全国人口の時間的変化を論じることは可能である．子午改という呼び名が示すとおり，この調査は子歳と午歳に行われ，わかっているかぎり 1846 年まで続いた．例外は第 1 回で，準備が間にあわなかったのであろうか，子歳の享保 5 年ではなく，翌年の丑歳(1721 年)に実施された．さらに，現在まで調査結果の所在が判明していない年次がある．1738 年，1810 年，1816 年である．それゆえ，全部で 19 回の調査結果が残されていて，1721-26 年の 5 年，1732-44 年の 12 年，1804-22 年の 18 年を別とすれば，他の間隔はすべて 6 年である(関山 1958，ch. 2；南 1978)．

したがって，飢饉の影響をみるためには，それらの期間に対応するよう飢饉頻度表を作成し直せばよいことになる．その際，付表における

飢饉年が収穫年であることを考慮して，飢饉回数は次の人口調査の1年前までをカウントする．また，期間の長さが不揃いなので，すべてを年当りの値に統一する．

次に，飢饉の効果と比較すべき疫病頻度表が必要である．幸い，明治維新以前については富士川游が作成した疫病年表が存するので，ここではそれを利用する(富士川 1912/69, pp. 56-65)．維新以降は『日本災異志』の疫癘之部から補った．疫病の場合は，流行範囲の広狭からウェイトをつけるのが難しい．また，各流行年の死亡者数も判明するわけではない．しかし，幕末に海外との接触が始まってからの疫病はそれ以前に比べて病勢が格段に増したということは考えられる．とくにコレラは致死率が高く，その度重なる流行は多くの死者をだした．そのうちでも1858(安政5)年，1862(文久2)年，1879(明治12)年の犠牲者は桁違いに多かったといわれる．そこで，これら3回の流行にのみポイント2を与え，他はすべてポイント1としてカウントすることとした．これは，1846年までの時期にかんしては，何のウェイトづけもしないことを意味する．もっとも鎖国のあいだ隔離されていたために，感染したときの被害が大きかったのはコレラだけではないかもしれない．富士川が流行性感冒の章で，「殊に興味あるは，嘉永年間，外国との交通隆盛となりて以来，我が邦に於ける風邪の流行が，毎次西洋諸国の流行性感冒の流行に伴ないて起こりたることなり」述べているように(富士川 1912/69, p. 268)，他の伝染性疾患でも，従来とは異なった型の病原体が進入することによる致死率の上昇があった可能性はある．この後者の効果をここでの頻度表に反映させることはできないけれども，留意すべき点である．

被説明変数としては2種類を考える．第1は，2つの幕府全国人口調査間の増減で，年当りの千人を単位とする実数である．第2は同じ期間の年変化率である．前者は1721-1846年について求める．後者の年変化率の場合，農工商人口を対象とした同期間だけではなく，明治になってからの全国総人口のそれをも対象とすることが可能である．飢饉および疫病年表がカバーするのが1890年までであることを考慮し，空白の四半世紀を除いた1873年以降の2つの6年期を加える．

以上を表示すれば，表3となる．すべては年当りである．下段に示した平均値から，飢饉の頻度は7.7年に1度，疫病の流行はそれより多く2.7年に1度であった．マルサスが『人口の原理』で引用した値がそれぞれ7.5年と4.5年であったから，それと比べて飢饉頻度は同程度，

表3. 人口増減と飢饉・疫病，1721-1885年

期　間	人口増減		飢饉頻度	疫病頻度
	増減 (千人，年当り)	年率 (%)	(年当り)	(年当り)
1721—1726	96.8	0.37	0	0.20
1726—1732	62.2	0.23	0	0.33
1732—1744	−64.1	−0.24	0.08	0.33
1744—1750	−39.2	−0.15	0.17	0.67
1750—1756	25.5	0.09	0.17	0.17
1756—1762	−25.0	−0.09	0.08	0
1762—1768	55.2	0.21	0	0.17
1768—1774	−43.7	−0.17	0	0.67
1774—1780	3.5	0.01	0	0.33
1780—1786	−154.2	−0.59	0.67	0.50
1786—1792	−32.5	−0.13	0.33	0.17
1792—1798	96.7	0.39	0	0.17
1798—1804	25.2	0.10	0	0.67
1804—1822	54.4	0.21	0	0.33
1822—1828	99.8	0.38	0	0.5
1828—1834	−22.8	−0.08	0.17	0.67
1834—1840	−191.0	−0.72	0.67	0.67
1840—1846	165.0	0.63	0	0.17
1846—1873	—	—	0.04	0.52
1873—1879	—	0.69	0	0
1879—1885	—	0.83	0	0.5
1721—1846				
平均	6.21	0.025	0.130	0.372
標準偏差	89.6	0.332	0.216	0.224
1721−1885				
平均	—	0.099	0.117	0.360
標準偏差	—	0.395	0.208	0.230

出所）1）人口：　1721-1846年，関山(1958)，123頁，南(1978)，178頁より計算．1873-85年は総務庁統計局(1987)，48-50頁による．
2）飢饉回数：　付表(ウェイトつき集計値)．
3）疫病回数：　富士川(1912/69)，56-65頁．1858年，1862年，1879年のコレラに2ポイントを与え，他は1としてカウントした．

註）1）人口増減は両端年次を結んだ計算．
2）1721-1885年の平均および標準偏差の計算は，1846-73年を除いてなされている．

表 4. 人口変化・飢饉頻度・疫病頻度間の単相関行列

A　1721-1846 年

	(1)	(2)	(3)
(1)人口増減	1		
(2 飢饉頻度)	−0.817	1	
(3)疫病頻度	−0.469	0.295	1

B　1721-1885 年

	(1)	(2)	(3)
(1) 人口変化率	1		
(2) 飢饉頻度	−0.765	1	
(3) 疫病頻度	−0.427	0.298	1

出所）表 3 による．

疫病流行はより頻繁である．もっとも，基準を揃えての比較でないので何か結論をだすことはできないが，徳川日本において飢饉がことさら多かったわけではないということはいえるであろう．人口変化率の値はプラス・マイナスを繰りかえすが，平均がプラス値をとっているので，わずかな――年に 6 千人程度の割合での――増加傾向にあったといえる．その傾向は，対象期間を 1885 年まで延長するとプラスの絶対値がさらに大きくなることからわかるように，19 世紀中葉からいっそう顕著となった．

1846 年までを対象に人口変化率を描いたのが図 2，飢饉頻度と疫病頻度の変化を示したのが図 3 である．表 4 は，これら変数間の単相関行列を 2 つの期間別に示す．これらの図表から，飢饉頻度が疫病頻度以上に人口増減と強い関連を有していたことが明瞭である．他方，3 変数相互間でもっとも弱い相関を示しているのは飢饉頻度と疫病頻度で，両者が連動していたとはいえないことを意味する．ただ，富士川の疫病年表にも記されているように，大飢饉のときには伝染病が蔓延した．享保飢饉時には「西海道の疫癘と歉飢」が記録され，天明 4(1784)年には「諸国飢饉，時疫行はれ人多く死す」と，天保 7(1836)年にも「温疫大に行はれ，……皆饑荒陰雨の為なり」と記されている(富士川 1912/69，pp. 56，59，63)．両者の連動が観察されたのは天保時だけではなかったのである[3]．しかし全体としてみれば，流行病の主体は痘瘡・感冒などであって，飢餓や栄養不良との相乗効果がそれほど強く作用していたわけでないことは強調されてよい．

4. 回帰分析

飢饉頻度と疫病頻度を説明変数とする重回帰モデルは，当該期間において飢饉も疫病もなかった場合に達成されたであろう，人口の潜在増加率があったことを想定する．それはプラスの値をとる切片に表現され，飢饉および疫病の人口減少効果はそれぞれマイナスの回帰係数に反

図 2. 人口変化率，1721-1846 年

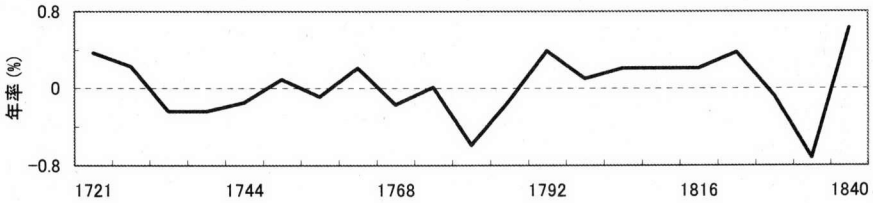

図 3. 飢饉と疫病，1721-1846 年

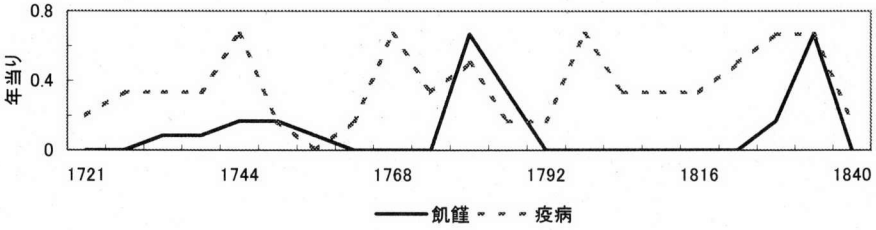

表 5. 回帰分析結果，1721-1885 年

A. 1721-1846 年（被説明変数：人口増減数）

	(1)	(2)
切片	83.46(3.57)*	56.24(2.32)¶
X_1：飢饉頻度	−307.8 (−5.24)*	−325.4(−6.14)*
X_2：疫病頻度	−100.4 (−1.77)¶	−129.1(−2.47)¶
X_3：トレンド	——	0.678(2.20)¶
R^2(自由度調整済)	0.688	0.752
N	18	18

B. 1721-1885 年(被説明変数：人口変化率)

	(3)	(4)
切片	0.389(3.60)*	0.158 (1.67)
X_1：飢饉頻度	−1.328(−4.52)*	−1.339 (−6.39)*
X_2：疫病頻度	−0.376(−1.41)	−0.458 (−2.40)¶
X_3：トレンド	——	0.0038(4.17)*
R^2(自由度調整済)	0.585	0.789
N	20	20

出所）表 3 による．
註）1)（ ）内は t 値．
2) 符号*は 1% 水準で有意，符号¶は 5% 水準で有意を示す（片側検定）．

映されると期待される．ただ，表 3 からもわかるように，長期の人口増加力には緩やかな上昇トレンドがあった可能性がある．そこで，上記モデルにタイムトレンドを加えた場合も試みることとする．

これら 2 モデルを 2 つの被説明変数に適用した，計 4 本の回帰方程式の推計結果が表 5 に示される．最初に，トレンド項をいれない式(1)(3)をみる．切片の符号は正，飢饉頻度の符号は負で，ともに t 値は十分に有意である．これにたいして疫病頻度は，符号は期待どおり負をとっているけれども，式(3)では t 値が有意水準に達していない．

次に，トレンド項を加えた式(2)(4)の結果をみよう．予想どおりにトレンド項は正で，有意でもある．ただ，1885 年までをカバーする式(4)では切片の有意性が低下，かわりにトレンド項の説明力が増している．また，タイムトレンドを考慮にいれたことにより，式(2)(4)ともに疫病頻度の係数の有意性が明瞭に上昇した．18 世紀-19 世紀前半は疫病が人口の変化に影響することは小さかったが，19 世紀後半になると，その流行はより明瞭に人口増加率を引下げる効果を発揮し始めたことを示唆する．これは，外国との接触が始まって以来，コレラの頻発と他の流行病の病勢亢進が致死率水準を高めたのではないかという，前節における指摘と整合的な解釈である．

式(2)の係数から，一回の飢饉それ自体は年当り約 33 万の，また一回の疫病は 13 万の人口を減少させることができたと読むことができる．変化率を単位にとった式(4)の結果で表現すれば，マイナス 1.3% と 0.5% の人口減少効果となる．2 つの式の対象期間は異なるので両者に喰い違いがでるが，飢饉の減速効果は疫病のそれよりもはるかに大きかった点では同じである．しかしそれでも，ワトキンス＝メンケンのシミュレーション結果と比べると徳川日本の飢饉の効果は大きいとはいえない．彼女らの結論は持続期間 2 年の飢饉は人口規模を 9% 減少させるというものであったが，式(4)からわかることは，「時疫」併発があった場合を想定し，かつトレンド項を無視しても，2 年後の人口減少は 3.6% どまりということだからである．飢饉のマグニチュードを考慮にいれていないので正確な比較とはならないが，だいぶ小さかったという印象は否めない．

他方，式(2)で切片の大きさが 56.24 ということは，年当りの潜在人口増加が 6 万人弱であったということである．ただ，これは対象期間の初期時点のことで，1846 年にはそれが 16 万人になっていたはずである．式(4)の結果でいいかえれば，最初は年率で 0.2% 弱でしかなかった潜在人口増加率は，19 世紀中葉には 0.6 から 0.7% になったということを意味する．

5. 結論と含意

本稿で明らかとなったことをまとめよう．第 1 に，徳川時代において飢饉はとくに頻繁ではなく，またその人口減少効果も大きいものではなかった．もっとも，飢饉の激しさは考慮の外であったので効果のサイズにかんする強い結論はだせない．むしろ，ここで強調すべきは，飢饉の人口減速効果というときその頻度も重要だということであろう．ワトキンスとメンケンも，

通常の2年ではなく持続期間5年という大飢饉の場合も計算してはいるが，彼女らの方法は，基本的には1回の飢饉が残した影響を，その後に一度も飢饉が発生しなかったと仮定してトレースするというものである．現実の前近代社会は，中規模程度の飢饉であれば，前の影響が消えないうちに再び起こるということは珍しいことではなかったのである．

本稿の分析から明白となった第2の点は，徳川日本において，一回の飢饉の影響は一回の疫病のそれよりも大きかったということであろう．鎖国下ではペストやコレラといった激甚な流行病の襲来がなかったという事実が，その大部分を説明する．実際，疫病の人口減少効果は19世紀の後半に強まったと思われるが，しかし，それを考慮にいれても，全体として飢饉の説明力が大であったという結論に変わりはない．

第3の発見事実は，飢饉も疫病もなかった年であっても，全国人口の潜在増加率は低位であったということであろう．とくに18世紀においては，潜在成長率は年率0.2％でしかなく，0.5％のレベルに達するのは19世紀になってからであった．

結局，前節表5の回帰式からわかることは，徳川時代における人口変動のかなりは，特別に頻繁であったとは思えない飢饉の発生回数によって説明できるということである．それだけではない．飢饉の，とくに広域飢饉の消滅が1940年代以降における人口増加再開を説明できるということも含意している．表5の式(3)から1846年時点における潜在成長率を計算すると，0.59％，式(4)では0.64％である．ここで飢饉を回避できることが可能になったとしよう．疫病の頻度については，開国の影響で疫病流行の頻度が上昇し2.7年に1度から2年に1度(年当り0.372回から0.5回)になったとすると，式(3)(4)より，実現するであろう人口増加率は年率0.3-0.4％となる．すでに触れたように，別途推計された1846-81年の人口増加年率は0.4％であったから(斎藤1988)，表5の回帰式は人口趨勢の反転をも説明するのである．

それでは，飢饉の効果はそれほど大きくなかったにもかかわらず，その頻度の違いが人口増加率の変動をこれほどまでに左右したのはなぜか．答は，飢饉の人口減少効果の少なからぬ部分は出生率引下げを通じたものであったという事実，および人口の低潜在成長率のかなりは低出生力に規定されていたという事実にある．

前者からみよう．最近の高木正朗の研究によれば，天保飢饉時の仙台藩領大籠村における，救助物資附渡帳から推計されるカロリー供給量は1人1日320 kcalであったという．平常時2,220 kcalの7分の1でしかない．この他に備蓄食糧があったかもしれないので，そこからただちに餓死を想定することはできないであろうが，栄養不良が懐妊数を減少させ，流産率を高めたであろうことは想像がつく．事実，附渡帳が作成された翌年における同村の出生は皆無であった(高木1999)．同時代の文献からも，「母かあたわぬものを給候ゆへか，年の内に皆流れ捨候」とか，「凶作にて婦人の月経巡り来らす」という記述をみることができる(西村・吉川1936，pp. 225，710)．また，配偶者の死，食糧を求めての浮浪，妻子を残しての出奔，等々も同様の結果をもたらす飢饉現象であった．飢饉はどこにおいても，死亡数を増やしただけではなく，出生数をも減少させたのである．

他方，徳川農民の自然出生力は相当に低位であった．推計された合計婚姻出生率(TMFR)は平均5.8人，飢饉の多かった東東北と関東の5ヵ村をサンプルとする東日本では4.3人という低さであった(友部1991)．同時期における死亡率水準の指標である平均余命は決して低くなかったので(斎藤1992)，低潜在増加率は低出生力によって規定されていたとみるべきであろう．実際，上記の米価高騰と出生率低下のあいだにみられた因果関連は，本稿では飢饉と看なさなかった程度の飢荒現象や，飢饉には至らなかった凶作の場合であっても作用したであろう．すなわち，不作は，飢饉年ではないという意味での平常年の人口の自然増加率をも押し下げる効果をもったはずである．豊凶の変化を反映する米価の短期変動が出生率の短期変動と負の相関をもつことは歴史人口学者のあいだでは周知

の事実であり，徳川時代にかんしても，米価の上昇が出生率を引下げることが確認されている(植村 1978；Feeney and Hamano 1990)．

それゆえ，死亡率を押し上げるという意味での効果は小さくとも，飢饉は，その出生率低下効果が低出生力に働きかけたがゆえに全国人口の増加を抑制し，その消滅は出生力水準上昇効果をもったがゆえに，人口成長を再び始動させることとなったと考えることができる．この推論が正しければ，「空白の四半世紀」における人口増加率は，それまで出生力水準がことさらに低かった東北・関東地方で高く，かつ出生率の上昇がそれに伴っていたはずである．この命題を完全なかたちで検証することはできないが，1846年からの地域別人口増加率と1881年の出生力尺度(婦人子供比率)のあいだに有意な正の相関が観察されており，かつ東北地方は中位値以上の，北関東は第3四分位値以上の出生力を示していた(斎藤 1988)．凶作の現象と飢饉の消滅は，「空白の四半世紀」における出生率主導の人口増加をもたらしたといえそうである．

ワトキンスとメンケンは，積極的制限としての飢饉の役割を重視する見方を退け，近代以前の人口における潜在的増加力の弱さに目を向けるべきだと述べた．しかし，前近代社会においては潜在成長力が低位であるがゆえに，積極的制限としての効果の大きくない飢饉でも人口増加速度の変化に決定的な役割を果たすことがありえたのである[4]．

(一橋大学経済研究所)

注

＊ 本稿は，1999年5月，IUSSPとFondation des Treilles共催で行われたWorkshop on the Demography of Famineへの報告原稿の一部をまとめたものである．その第一次稿は，1996年1月に台湾中央研究院において開催されたIUSSP Conference on Asian Population Historyに提出された．両度の研究会議における予定討論者およびフロアのコメントから裨益したことを記し，謝意を表する．また，統計処理にかんする助言をくださった北村行伸氏，資料の整理と図表の作成を手伝っていただいた田中美穂子さんにも感謝する．なお，本稿の準備過程において，速水融教授を代表者とするEAPプロジェクトより研究費補助を受けた．

1) 表3からもわかるように，全国人口の減少率では天明より天保時のほうが大きかった．しかし，過去帳を収集することによって東北諸地方の天明および天保時の死亡数を比較した高木(1996)によれば，もっとも大きな影響を受けた地方におけるピーク時の死亡倍率は天明飢饉のほうが高く，他方，天保時には高い死亡ピークの他に，やや低いもうひとつのピークがあったことわかる．これは，全国レベルで飢饉のマグニチュードを測定することが容易でないことを物語る．

2) この点，中国の事例が示唆的である．中国湖北省における1644年から1911年におよぶ268年間の災害年表によれば，省内71県のうち36県で飢饉が同時に記録された年が1回，10県が1回，8県が1回，7県と6県と5県が2回づつ，4県が8回であった(Ho 1959, pp. 292-300)．全国的飢饉といっても，文字どおりにすべての県が飢饉となるということはありえなかったことがわかる．

3) すでに述べたように，東北地方の場合，1755(宝暦5)年も他の大飢饉に劣らぬ激甚な飢饉であった．この宝暦飢饉のときにも「時疫」の流行があったようである(青木 1962, p. 343)．

4) ワトキンス=メンケン論文では，初期成長率の水準を動かしたときに飢饉直後の推計人口規模がどう変化するかという計算も行われている．その結果表からは，初期水準を下げると人口規模は小さくなる，すなわち飢饉の人口減少効果は大きくなるということが明瞭なのであるが，著者たちはその意味するところについて論じていない(Watkins and Menken 1985, pp. 663-664)．

参考文献

青木大輔(1962)「疫癘志」『宮城県史』22，宮城県史刊行会，pp. 329-499.

富士川游(1912/69)『日本疾病史』東洋文庫版，平凡社.

速水融(1969)「紀州尾鷲組の人口趨勢——増減書上帳の検討を通じて」，徳川林政史研究所『研究紀要』昭和43年度，pp. 303-384.

速水融・鬼頭宏(1989)「庶民の歴史民勢学」，新保博・斎藤修編『近代成長の胎動』日本経済史2，岩波書店，pp. 267-321.

菊池勇夫(1994)『飢饉の社会史』校倉書房.

菊池勇夫(1997)『近世の飢饉』吉川弘文館.

南和男(1978)「天保11年全国人口調査について」，同著『幕末江戸社会の研究』吉川弘文館，pp. 164-185.

西村真琴・吉川一郎(1936)『日本凶荒史考』丸善.

小鹿島果(1894)『日本災異志』日本鉱業会.

斎藤修(1988)「人口変動における西と東——幕末から明治へ」，尾高煌之助・山本有造編『幕末・明治の日本経済』数量経済史論集4，日本経済新聞社，pp. 29-47.

斎藤修(1992)「人口転換以前におけるmortality——パターンと変化」『経済研究』第43巻第3号，pp. 248-267.

関山直太郎(1958)『近世日本の人口構造』吉川弘文館.

総務庁統計局(1987)『日本長期統計総覧』第1巻，日

本統計協会.
高木正朗(1996)「19世紀東北日本の「死亡危機」と出生力」『社会経済史学』第61巻第5号, pp. 567-598.
高木正朗(1999)「飢餓と栄養供給——19世紀中期東北地方の一農村」『日本研究』第19集, pp. 159-201.
田村憲美(1994)「死亡の季節性からみた中世社会」, 同著『日本中世村落形成史の研究』校倉書房, pp. 374-411.
友部謙一(1991)「近世日本農村における自然出生力推計の試み」『人口学研究』第14号, pp. 35-47.
植村正治(1978)「近世における豊凶状態と出生数・出生性比」『大阪大学経済学』第27巻4号, pp. 66-85.
Feeney, G. and K. Hamano (1990) "Rice Price Fluctuations and Fertility in Late Tokugawa Japan," *Journal of Japanese Studies*, Vol. 16, No. 1, pp. 1-30.
Goubert, P. (1960/92) *Beauvais et le Beauvaisis de 1600 à 1730*, Paris；遅塚忠躬・藤田苑子訳『歴史人口学序説——17・18世紀ボーヴェ地方の人口動態構造』岩波書店.
Hayami, A. (1986) "Population Changes," in M. B. Jansen and G. Rozman, eds., *Japan in Transition : From Tokugawa to Meiji*, Princeton : Princeton University Press, pp. 280-317.
Ho, Ping-ti (1959) *Studies on the Population of China, 1368-1953*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
Jannetta, A. B. (1992) "Famine Mortality in Nineteenth-century Japan : The Evidence from a Temple Death Register," *Population Studies*, Vol. 46, No. 3, pp. 427-443.
Kinoshita, F. (1998) "Mortality Crises in the Tokugawa Period : A View from shumon aratamecho in Northeastern Japan," *Japan Review*, No. 10, pp. 53-71.
Laslett, P. (1983/86) *The World we have lost : Further Explored*, London；川北稔他訳『われら失いし世界——近代イギリス社会史』三嶺書房.
Malthus, T. R. (1798/1973) *An Essay on the Principle of Population*, first edn, London；永井義雄訳『人口論』中央公論社.
Malthus, T. R. (1826/1985) *An Essay on the Principle of Population*, sixth edn, London；大淵寛他訳『人口の原理』中央大学出版部.
Saito, O. (forthcoming) "The Frequency of Famines as Demographic Correctives in the Japanese Past," in T. Dyson and C. O'Grada, eds., *The Demography of Famines : Perspectives from the Past and the Present*, Oxford : Oxford University Press.
Sen, A. K. (1981/2000近刊) *Poverty and Famines : An Essay on Entitlement and Deprivation*, Oxford；黒崎卓・山崎幸治訳『貧困と飢饉』岩波書店.
Tsuya, N. O. and S. Kurosu (2000 forthcoming) "Mortality Responses to Short-term Economic Stress and Household Context in Early Modern Japan : Evidence from Two Northeastern Villages," in T. Bengtsson and O. Saito, eds., *Population and Economy : From Hunger to Modern Economic Growth*, Oxford : Oxford University Press.
Walter, J. and R. S. Schofield (1989) "Famine, Disease and Crisis Mortality in Early Modern Society," in J. Walter and R. S. Schofield, eds., *Famine, Disease and the Social Order in Early Modern Society*, Cambridge : Cambridge University Press, pp. 1-73.
Watkins, S. C. and J. Menken (1985) "Famines in Historical Perspective," *Population and Development Review*, Vol. 11, No. 4, pp. 647-675.

付表　飢饉年表，1601-1890 年

年　次	紀事(抄)	ウェイト
1605　(慶長 10)	東北関東諸国登らず．悪作飢饉，人多死	0.5
1615　(元和 1)	諸国陰冷風水の災あり，奥羽二州特に甚しく，夏寒冷行はれ，秋早霜の冒すところとなり大いに飢饉す	1
1619　(元和 5)	夏秋旱，のち風水あり諸国損耗多し	1
1626　(寛永 3)	旱，諸国飢荒す	1
1635　(寛永 12)	[翌年]春諸国飢饉す	1
1640-42 (寛永 17-19)	[寛永 18 年]秋不登，人多死．[寛永 19 年]諸国霖雨陰令，秋稼登らず，殊に，奥羽北陸の地，十七年より連年飢荒して餓死に至るもの多し	17 年 0.5 18-9 年 各 1
1669　(寛文 9)	諸国飢荒す	1
1674　(延宝 2)	春旱，夏秋屢々風水の災あり，諸国大に飢荒，餓死する者多し	1
1680-81 (延宝 8-天和 1)	去[延宝 8 年]秋風水冬厳寒雪多く諸国飢荒す，この歳[天和元年]気候順ならず風水の災あり，ために穀価騰貴して窮民飢餓するもの多し，就中，京幾地方最も甚し	各年 1
1695　(元禄 8)	春寒冷，夏雨又雨洪水あり，秋大風早寒して諸国稔らず	1
1699　(元禄 12)	時候不順，秋風水の害あり奥羽及び諸国飢荒す	0.5
1701　(元禄 14)	陰冷，風水の害．就中陸奥国連年凶荒して餓死するもの少なからず	0.5
1714　(正徳 4)	秋風水京幾並に近国飢窮す	0.5
1732　(享保 17)	春より六月まで屢々降雨淫湿，のち陰涼．この頃より九州四国中国に蝗害起り漸次畿内に波及	1
1749　(寛延 2)	夏陰冷，秋風水水の災あり諸国飢荒す	1
1755　(宝暦 5)	夏霖雨洪水して諸国損亡多し，就中奥羽地方，六月猶冬服を纏うの陰冷行はれて秋に至る，大いに飢饉す	1
1757　(宝暦 7)	夏霖雨洪水，東国諸国地方凶荒す	0.5
1782-87 (天明 2-7)	天明二年，この歳春夏陰冷霖雨し諸国四分の減収，翌三年春より陰湿多雨，七月浅間山有史以来の大噴火，遂に早寒の襲ふ所となりて諸国大いに飢荒す．超へて四年，この歳七八分の作，五年夏東北霖雨，秋畿内東海諸国洪水，翌六年春夏陰霖．超へて七年春亦淫霖し災変底止するところを知らざるものゝ如し．天明二年より七年に亘る間，北は北海道より南琉球に至るまで諸国頻りに飢荒し，我が国土殆ど完膚なかりしと云ふ	各年 1
1833-38 (天保 4-9)	天保四年，この歳春より時候不順，夏陰冷，東海道の六分七厘作を最良とし，奥羽二州の平均三分五厘二毛．翌五年漸く平年作に近かりしも凶作の瘡痍癒えざるに，六年春また和順を缺き，夏秋陰涼．超へて七年，この歳初夏より陰冷甚しく，遂に早寒の襲ふところとなり全国大いに飢荒す．即ち山陽南海の五分五厘作を最良とし，山陰関東は三分二厘作内外を称へ，陸奥は二分八厘作にて無収穫に終れるあり．東北諸国は天保初年より頻りに飢荒し，この後猶やまず	4-7 年 各 1 8-9 年 0.5
1850　(嘉永 3)	秋風水登らず畿内西国諸国飢う	0.5
1869　(明治 2)	奥羽不登．士民往々飢饉に逼る	0.5

出所)　小鹿島(1894)，飢饉之部，および西村・吉川(1936)．
註)　ウェイトについては本文参照．