

の相関は約0.7で有意であり、両者に補完的な関係が認められる。きょうだい間の random effect モデルでも、基本的な傾向は同じである。また、きょうだい間の random effect と純粋な攪乱項との比率はそれぞれ0.63と0.59とかなり高く、遺伝上の相関が高いことを示している。

4 健康の公正性に関する分析

近年、日本を除く先進諸国、あるいは発展途上国においても、健康の不平等、公平性が単に重要な健康経済学上の研究課題としてのみならず、社会的な関心を集めている。例えば、OECD（日本を除く）に関しては Wagstaff, van Doorslaer and Paci (1989), Wagstaff, Paci and van Doorslaer (1991), van Doorslaer and Wagstaff (1992), Wagstaff and van Doorslaer (1993), Wagstaff and van Doorslaer (1994), van Doorslaer, Wagstaff et al. (1997, 2000), Kakwani, Wagstaff and van Doorslaer (1997) があるし、他にもアジア・環太平洋諸国における健康の不平等度、公平性を、相互比較しようとする研究グループも立ち上がっている。

本章は、そうした国際的な流れの中で日本だけが孤立している状況で、遅ればせながら、また不完全ながら日本で行うことのできる最善の調査・研究を提示しようとするものである。そうすることによって、日本人、日本社会が誇りにしてきた世界に冠たる国民皆保険、フリーアクセスという日本の医療システムをはじめて相対的に評価することが可能となる。もし文字通りにフリーアクセスが実現しているのであれば、健康の不平等は生じたとしても、受診行動そのものにおいては不公平が生じていないはずである。この点は未だかつて検証されていない。

さらに、本章では都合6年間の時間的な広がりをもって考察することによって、医療保険制度や高齢化といった動態的な要因の健康の不平等、公平性に与える影響に関して考察することができる。こうした動態的な分析枠組みは国際的にも行われていないので、この知見は重要である。

4.1 健康の不公平の測定

前節でも述べたように健康の不公平を測定するためには、社会階層の定義、実際の医療利用の具体的な内容、必要度を算出するにあたっての具体的な推定式、さらにはカクワニ指標の推定式を決めなければならない。

まず、社会階層は前述した世帯構造によって調整された一人あたり世帯所得を用いる。実際の医療利用には、これまでの研究では、医療費 (van Doorslaer, Wagstaff et al., 2000)、外来受診回数 (van Doorslaer, Wagstaff et al., 2000, van Doorslaer, Koolman and Puffer, 2001) や入院 (van Doorslaer, Wagstaff et al., 2000) が用いられてきたが、前述したように国民生活基礎調査ではこれらの情報は利用できないので、ここでは外来受診の有無のみに関して分析する。

必要度を推定する際の説明変数としては、van Doorslaer, Wagstaff et al.(2000) では年齢や性別といった人口学的な変数に加えて、健康の自己評価や慢性疾患が用いられている。残念ながら、国民生活基礎調査では自覚症状に関する情報は詳細にとられているが、慢性か急性かの区別はない。

必要度に関する推定式は、低所得から勘定して第 i 番目に所得の低い個人の外来受診の有無 D_i を被説明変数とし、説明変数は年齢 A_i 、性別 G_i 、健康状態の自己評価 H_i 、自覚症状数 S_i とする。推定式は、

$$D_i^* = \alpha_0 + \sum_j^4 \alpha_A^j A_i^j + \sum_j^4 \alpha_{AG^j} A_i^j G_i + \alpha_G G_i + \sum_l^4 \alpha_H^l H_i^l + \alpha_S S_i + \varepsilon_i$$
$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{if } D_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (9)$$

である。ここで上添え字はダミー変数であることを意味する。年齢は、van Doorslaer, Wagstaff et al.(2000) に従って、16-24、25-44、45-64、65-74、75歳以上のダミー変数で表す。健康状態の自己評価は5段階であるので、4つのダミー変数で表す。疾病名や疾病数は国民生活基礎調査では通院しているもののみに対する設問として設定されているために、説明変数として用いることはできない。

推定方法は、個人のデータの解析には付きものの不均一分散に対して頑健なプロビット推定法を用いる。推定された予測受診確率 $\Phi(\hat{D}_i)$ が、医療の必要度 n である。

4.2 推定法

まず、受診（あるいはその必要度）のコンセントレーション指標を Kakwani, Wagstaff and van Doorslaer (1997) に従って求める。それは、

$$2\sigma_R^2 \frac{\mu_i}{\mu} = \alpha_0 + \alpha_1 R_i \quad (10)$$

なる推定式の α_1 で表される。ここで、 μ_i は実際の受診の有無、 μ はその平均値、 R_i は第 i 個人までの割合、 σ_R^2 はその分散である。同様に、必要度におけるコンセントレーション指標は μ を n に変更することによって定義される。

ところで、この推定式は累積された変数を用いているために、構造上、系列相関が生じている。そのために、Wagstaff and van Doorslaer (2000) に従ってその分散を以下のようにして求める。

$$\begin{aligned} \text{Var}(\text{コンセントレーション指標}) &= \frac{1}{N} \left\{ \sum_{i=1}^N f_i a_i^2 - (1 + \text{コンセントレーション指標})^2 \right\} \quad (11) \\ a_i &= \frac{\mu_i}{\mu} (2R_{i-1} - \text{コンセントレーション指標}) + 2 - q_{i-1} \quad (12) \\ q_i &= \frac{1}{\mu} \sum_{s=1}^i \mu_s f_s \end{aligned}$$

不公平性を示すカクワニ指標は、

$$2\sigma_R^2 \left[\frac{\mu_i}{\mu} - \frac{n_i}{n} \right] = \beta_0 + \beta_1 R_i \quad (13)$$

$$\text{Var}(\text{Horizontal Inequity}) = \frac{1}{N} \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (a_i^\mu - a_i^n)^2 - \text{Horizontal Inequity}^2 \right\} \quad (14)$$

$$\begin{aligned}
a_i^\mu &= \frac{\mu_i}{\mu} (2R_i - 1 - \text{コンセントレーション指標 for } \mu) + 2 - q_{t-1}^\mu - q_i^\mu \\
q_i &= \frac{1}{\mu} \sum_{s=1}^t \mu_s f_s \\
a_i^n &= \frac{n_i}{n} (2R_i - 1 - \text{コンセントレーション指標 for } n) + 2 - q_{t-1}^n - q_i^n \\
q_i &= \frac{1}{n} \sum_{s=1}^t n_s f_s
\end{aligned}$$

なる推定式における β_1 で示される (Wagstaff, van Doorslaer et al.(2000), van Doorslaer, Wagstaff et al.(2000))。

4.3 推定結果

表7上段は、(9)式における必要度の推定結果である。表中の数値は推定値でマージナル効果ではないことに留意されたい。外来における全ての説明変数は有意であり、Wald検定も適合度が高いことを示している。入院では、性別間の年齢における影響の差は確認されない。また、35-44歳は35歳未満と有意な差はない。表6は、実際の外来受診と表7上段から推定された必要度の分布を、所得5分位で示している。

図1, 2にコンセントレーション曲線から対角線を引いた曲線を図示されている。それを数値的には示した健康の不平等度を示すコンセントレーション指標は、表7下段にまとめられている。外来で低所得者層の方が外来受診率が高いという意味での不平等が存在している。これは1998、1995、1992年とも共通であるが、それぞれ-.0442, -.0247, -.0252(Ohkusa and Honda(2003))と比べると符号的には同じであるものの2001年はかなり低い。しかも有意ではない。その意味で、平等性が確保されていると言えよう。また、入院に関しては負で有意であり、係数的にも外来と比べて非常に大きい。残念ながら入院の有無に関する不平等性は2001年以前は知られていないが、低所得者層で入院が多いという意味での強い不平等が確認される。

この不平等が公平であるか否かを検討するためにまず、実際の受診におけるコンセントレーション曲線から必要度のコンセントレーション曲線を引いた差を確認しておこう。そ

れが図3、4で示されている。図の印象を検定で確かめるため、推定式(10)の推定結果がやはり表7下段にまとめられている。特に都道府県ダミーを加えた推定結果も示している。推定結果が意味するところは、外来では約0.02前後であり、高所得者がその必要度以上に外来受診をしている。外来受診に関して過去6年間3年分と比較すると、.0012,.0163,.0213であり、2001年は1992年の水準に戻ったと言えよう。Ohkusa and Honda(2003)では、1998年に健康に関して公正性が実現した理由として、1997年9月の医療保険法改正によって、被用者保険被保険者本人の自己負担率が1割から2割にあがった事を影響を示唆している。2001年には再び正で有意となっていることから、医療保険法改正の効果は一時的であり、被用者保険被保険者本人の受診率も回復し、改正以前の水準に戻ったことを示唆していると思われる。

逆に、入院では約-0.1程度で、非常に強い不公平が確認される。したがって、低所得者層で必要度以上の入院が利用されていることを示している。しかし、これは因果関係を意味していないことに留意が必要であろう。つまり、入院が必要であるから世帯所得が低下し、その結果低所得になった可能性は排除できない。因果関係の方向が異なれば、政策的含意も異なるので、その見極めが重要であろう。また、表7上段でも示している様に、入院に関しては健康の自己評価等の健康に関する情報を用いることができないために、年齢と性別のみの推定となっている。これが不十分であることは論を待たない。これらは国民生活基礎調査上の限界であるが、今後はこの点をより深く分析できる独自調査が必要であろう。

謝辞

本稿で使用したデータは、平成14年度厚生労働科学研究「医療負担のあり方が医療需要と健康・福祉の水準に及ぼす影響に関する研究」の研究の一部として目的外使用が許可され、国立社会保障・人口問題研究所において集計された集計結果を利用している。なお、論文の作成に当たって、国立社会保障・人口問題研究所の佐藤雅代研究員、大阪府八尾保健所の本多智佳保健師との議論が有用であったことを記して感謝する。

脚注

- 1) Peer effect には、喫煙、飲酒以外にも教育や行動全般に、社会的あるいは心理学的なアプローチも含めて分析が進められている。例えば、Biddle(1991), Case and Katz(1991), Crane(1991), Evans, Oates and Schwab(1992), Asronson(1998), Neumark(1999), Gaviria and Raphael(2000), Manski(2000) がある。

参考文献

- [1] Asronson,D.(1998),” Using sibling data to estimate the impact of neighborhoods on children’s educational outcomes,” *Journal of Human Resources* ,Vol.33(4),pp.915-946.
- [2] Biddle,J.(1991),” A bandwagon effect in personalized license plates ?,” *Economic Inquiry*, Vol.29(2),pp.375-388.
- [3] Case,A.C and Katz,L.F(1991),” The company you keep: The effects of family and neighborhood on disadvantaged youths,” Technical report,NBER Working Paper Series.
- [4] Crane,J(1991),”The epidemic theory of ghettos and neighborhood effect on dropping out and teenage childbearing,” *American Journal of Sociology*,Vol.96(5),pp.1226-1259.
- [5] DeCicca,P. D.Kenkel and A.Mathios(2002),”Putting Out the Fires: Will Higher Taxes Reduce the Onset of Youth Smoking?,” *Journal of Political Economics* 110,pp.144-169.
- [6] van Doorslaer, E. and A. Wagstaff, [1992], ”Equity in the delivery of health care: Some international comparisons,” *Journal of Health Economics* Vol.11, pp.389-411.
- [7] van Doorslaer, E., A. Wagstaff, et al., [1997], ”Income-related inequalities in health: Some international comparisons,” *Journal of Health Economics* Vol.16, pp.93-112.
- [8] van Doorslaer, E., A. Wagstaff, et al., [2000], ”Equity in the delivery of health care in Europe and the US,” *Journal of Health Economics* Vol.19, pp.553-583.
- [9] van Doorslaer, E., X. Koolman and F. Puffer, [2001], ”Equity in the use of physician visits in OECD countries: Has equal treatment for equal need been achieved?,” Equity II project, Working Paper No.3.
- [10] Evans,W.N,Oates,W.E, and Schwab,R.M(1992),”Measuring peer group effects: A study of teenager behavior,” *Journal of Political Economy*, Vol.100(5),pp.966-991.

- [11] Gaviria,A. and S.Raphael(2000),”School based peer effects and juvenile behavior.Forthcoming in *Review of Economics and Statistics*.
- [12] Gruber,J(2000),” Youth smoking in the U.S.: Prices and policies. Technical report,”NBER Working Paper Series 7506.
- [13] Kakwani, N., A. Wagstaff and E. van Doorslaer,(1997),”Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation and statistical inference,” *Journal of Econometrics* Vol.77, pp.87-103.
- [14] Kawaguchi,D.(2002),”Peer Effects on Substance Use among American Teenagers,” *ISER DP* No. 567.
- [15] Manski,C,(2000),” Economic analysis of social interactions,” *Journal of Economic Perspective*, Vol.68(3),pp.115-136.
- [16] Neumark, D(1999),” Biases in twin estimates of the return to schooling”. *Economics of Education Review*,Vol.18,pp.143-148.
- [17] Norton,E.C, Lindrooth,R.C, and Ennett,S.T(1998),” Controlling for the endogeneity of peer substance use on adolescent alcohol and tobacco use,” *Health Economics*,Vol.7,pp.439-453.
- [18] Ohkusa,Y. and C. Honda(2003),”Horizontal Inequity in Health Care Utilization in Japan,” *Health Care Management and Science*,forthcoming.
- [19] Sato,M. and Y.Ohkusa (2003),”The Relationship between Smoking Initiation and Time Discount Factor, Risk Aversion, and Information,” *Applied Economic Letters*,forthcoming.
- [20] Sacerdote,B(2000),” Peer effects with random assignment: Results for Dartmouth roommates,” Technical report,NBER Working Paper Series 7469.

- [21] Wagstaff, A., E. van Doorslaer and P. Paci, [1989], "Equity in the finance and delivery of health care: Some tentative cross-country comparisons," *Oxford Review of Economic Policy* Vol.5, pp.89-112.
- [22] Wagstaff, A., P. Paci and E. van Doorslaer, [1991], "On the measurement of inequalities in health," *Social Science and Medicine* Vol.33, pp.545-557.
- [23] Wagstaff, A. and E. van Doorslaer, [1993], "Equity in the delivery of health care: Methods and Findings, in: E. van Doorslaer, A. Wagstaff and F. Rutten, eds.," *Equity in the Finance and Delivery of Health Care: An International Perspective*, Oxford University Press.
- [24] Wagstaff, A. and E. van Doorslaer, [1994], "Measuring inequalities in health in the presence of multiple-category morbidity indicators," *Health Economics* Vol.3, pp.281-291.
- [25] Wagstaff, A. and E. van Doorslaer, [2000], "Measuring and Testing for Inequalities in the Delivery of Health Care," *Journal of Human Resources* , pp.716-733.
- [26] Thomas S. D.(1999),"The complementarity of teen smoking and drinking," *Journal of Health Economics* 18,pp.769-793.
- [27] 佐藤雅代・大日康史 (2003a),"喫煙開始と効用パラメーターや知識との関連に関する分析," *医療と社会*, Vol,12,no.3,pp.99-115.
- [28] 佐藤雅代・大日康史 (2003b),"喫煙・飲酒に関する分析.", 大日編著「健康経済学」第一章, 東洋経済新報社.

表 1：記述統計量

	飲酒 (%)	喫煙 (%)
12 歳	1.47	0.73
13 歳	1.39	0.59
14 歳	1.57	0.81
15 歳	1.54	1.51
16 歳	1.96	2.99
17 歳	2.44	5.29
18 歳	8.25	12.67
19 歳	13.44	19.74

	平均	標準偏差	最小	最大
飲酒	.0395305	.194855	0	1
喫煙	.0553595	.2286826	0	1
年齢	15.51384	2.236269	12	19
女性タミー	.4822371	.4996882	0	1
世帯所得 (対数)	5.427727	.6684984	1.373265	8.043891
家族要因 (飲酒)	.7433779	.4367724	0	1
家族要因 (喫煙)	.6182391	.4858221	0	1
自覚症状	.1867726	.3897318	0	1
外来受診	.1191291	.3239429	0	1
日常生活	.0484124	.2146376	0	1

Note:

表 2 : Single equation での推定結果

	飲酒		喫煙	
	マージナル 効果	確率値	マージナル 効果	確率値
13 歳ダミー	.0030027	0.765	-.0117829	0.159
14 歳ダミー	.0048422	0.633	-.0128389	0.127
15 歳ダミー	.0086636	0.396	-.0001343	0.988
16 歳ダミー	.0136682	0.186	.0359616	0.001
17 歳ダミー	.0108182	0.291	.0613005	0.000
18 歳ダミー	.0923911	0.000	.1551991	0.000
19 歳ダミー	.1292411	0.000	.2302408	0.000
女性ダミー	-.0150205	0.000	-.0320924	0.000
世帯所得	-.0060227	0.025	-.0059533	0.003
家族要因	.0005785	0.893	.0182634	0.000
自覚症状	.0036171	0.481	-.0012117	0.757
外来受診	.0030037	0.628	.0037355	0.459
日常生活	.0195315	0.044	.0192506	0.019
標本数	7276		7168	
尤度比検定確率値	≤ 0.0001		≤ 0.0001	
対数尤度	-1030		-1132	

Note: 「家族要因」は、自分以外の家族における飲酒、喫煙習慣の有無を示すダミーである。
世帯所得は対数値である。

表3：Bivariate probitでの推定結果

	飲酒		喫煙	
	マージナル 効果	確率値	マージナル 効果	確率値
13歳ダミー	.07256214	0.293	-.10221116	0.232
14歳ダミー	.09404564	0.165	-.12396413	0.160
15歳ダミー	.10301869	0.123	.00415616	0.955
16歳ダミー	.13527315	0.036	.20732091	0.001
17歳ダミー	.12711346	0.051	.31044001	0.000
18歳ダミー	.39489441	0.000	.50754689	0.000
19歳ダミー	.45957181	0.000	.61914349	0.000
女性ダミー	-.10673585	0.000	-.25537551	0.000
世帯所得	-.04327261	0.013	-.04292433	0.009
家族要因	.01216321	0.650	.16374283	0.000
自覚症状	.03853725	0.221	-.01079793	0.736
外来受診	.01106233	0.777	.04075661	0.285
日常生活	.08619749	0.095	.11078616	0.030
ρ			.6903049	
ρ への尤度比検定確率値			≤ 0.0001	
標本数			7161	
Wald 検定確率値			≤ 0.0001	
対数尤度			-1970	

Note: ρ は、飲酒方程式の攪乱項と喫煙方程式の攪乱項との相関係数を指す。

表4：きょうだい間 Random effect モデルの推定結果

	飲酒		喫煙	
	マージナル 効果	確率値	マージナル 効果	確率値
13歳ダミー	.04529672	0.650	-.16944245	0.224
14歳ダミー	.03494157	0.721	-.22521799	0.121
15歳ダミー	.10416411	0.272	.01823169	0.878
16歳ダミー	.11583009	0.212	.34034602	0.002
17歳ダミー	.09322612	0.323	.46835185	0.000
18歳ダミー	.53199586	0.000	.82784514	0.000
19歳ダミー	.65259075	0.000	1.0072308	0.000
女性ダミー	-.1722891	0.000	-.42829991	0.000
世帯所得	-.0636776	0.034	-.08016694	0.007
家族要因	-.0351228	0.459	.21198886	0.000
自覚症状	.04569209	0.373	-.00994669	0.854
外来受診	.02451238	0.696	.01314236	0.840
日常生活	.08707636	0.290	.14964438	0.080
分散比		.6250879		.5852335
random effect に関する尤度比検定確率値		≤ 0.0001		≤ 0.0001
標本数		7276		7168
Wald 検定確率値		≤ 0.0001		≤ 0.0001
対数尤度		-1010		-1106

表 5：記述統計量

	平均	標準偏差	最小	最大
外来受診の有無	.3275003	.4693046	0	1
入院の有無	.0138245	.1167629	0	1
所得	306.9476	258.0654	1	9863.929
自覚症状数	7.00336	12.19207	0	42
健康状態の自己評価				
よい	.1706682	.3762192	0	1
ふつう	.4620352	.4985571	0	1
悪い	.1195577	.3244439	0	1
とても悪い	.0168526	.1287191	0	1
年齢階層				
35-44	.1459725	.3530789	0	1
45-64	.3413631	.4741674	0	1
65-74	.1391437	.3460967	0	1
75-	.0970399	.2960124	0	1
女性ダミー				
女性ダミー	.4764599	.499446	0	1
女性ダミー・年齢階層				
35-44	.0717113	.2580094	0	1
45-64	.1672538	.3732027	0	1
65-74	.0636888	.244198	0	1
75-	.0358743	.1859769	0	1

Note:

表6：所得分布における受診率と必要度

	下位 20%	20- 40%	40- 60%	60- 80%	上位 20%
受診率					
外来	.332	.330	.324	.313	.336
入院	.020	.015	.011	.011	.010
必要度					
外来	.370	.345	.330	.313	.323
入院	.015	.014	.013	.012	.013

Note:

表 7: 推定結果

	外来	入院
自覚症状数	.0280014***	
健康状態の自己評価		
よい	.336266***	
ふつう	.3858873***	
悪い	.8566999***	
とても悪い	1.018428***	
年齢階層		
35-44	.272429***	-.1324178*
45-64	.7116779***	.073103
65-74	1.206307***	.2703256***
75-	1.334572***	.4392515***
女性ダミー	.1620711***	-.1127145**
女性ダミー・年齢階層		
35-44	-.155999***	.1226737
45-64	-.1199611***	.0863067
65-74	-.1227115***	.1405288*
75-	-.0935632**	.0534413
定数項	-1.681499***	-2.31067***
標本数	65180	74867
対数尤度	-32784	-5348.5
Wald 検定 p 値	≤ 0.0001	≤ 0.0001
コンセンレーション指標		
都道府県ダミーを含まない	-.0007539	-.1464678***
都道府県ダミーを含む	-.002994	-.136967***
カクワニ指標		
都道府県ダミーを含まない	.0208503***	-.1181684***
都道府県ダミーを含む	.0190634***	-.1089482***

Note:

Fig 1: Concentration Curve of Number of Outpatients

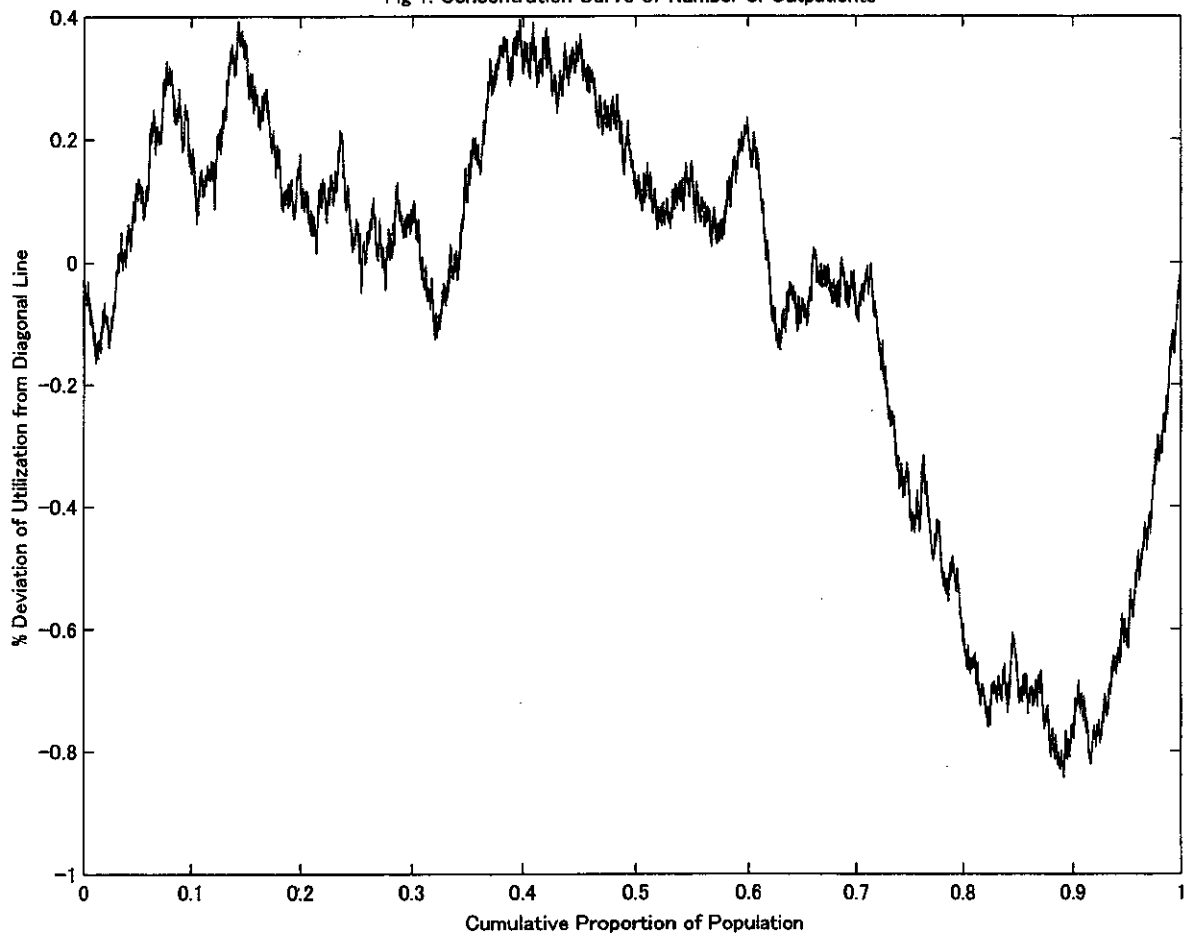


Fig 2: Concentration Curve of Inpatients

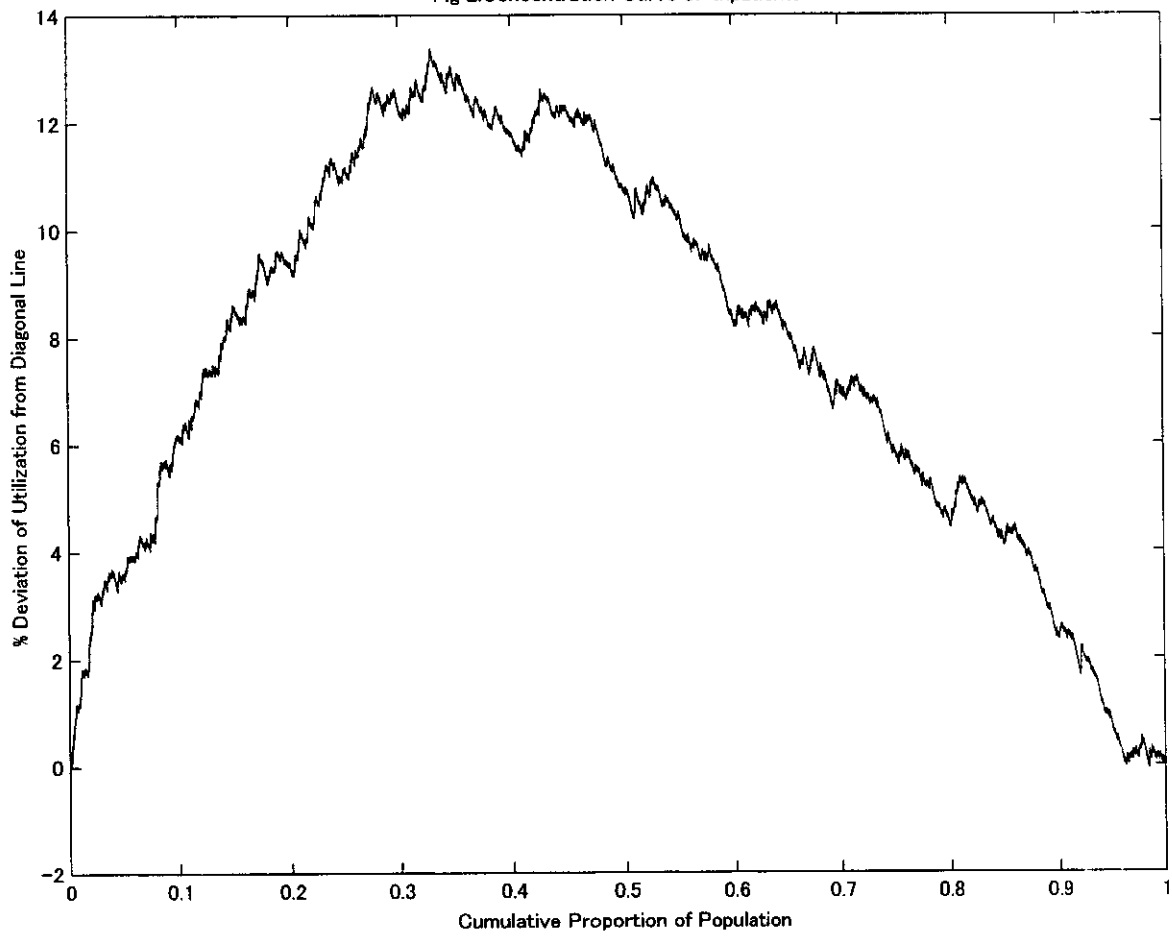


Fig 3: Concentration Curve of Number of Outpatients Minus Needs

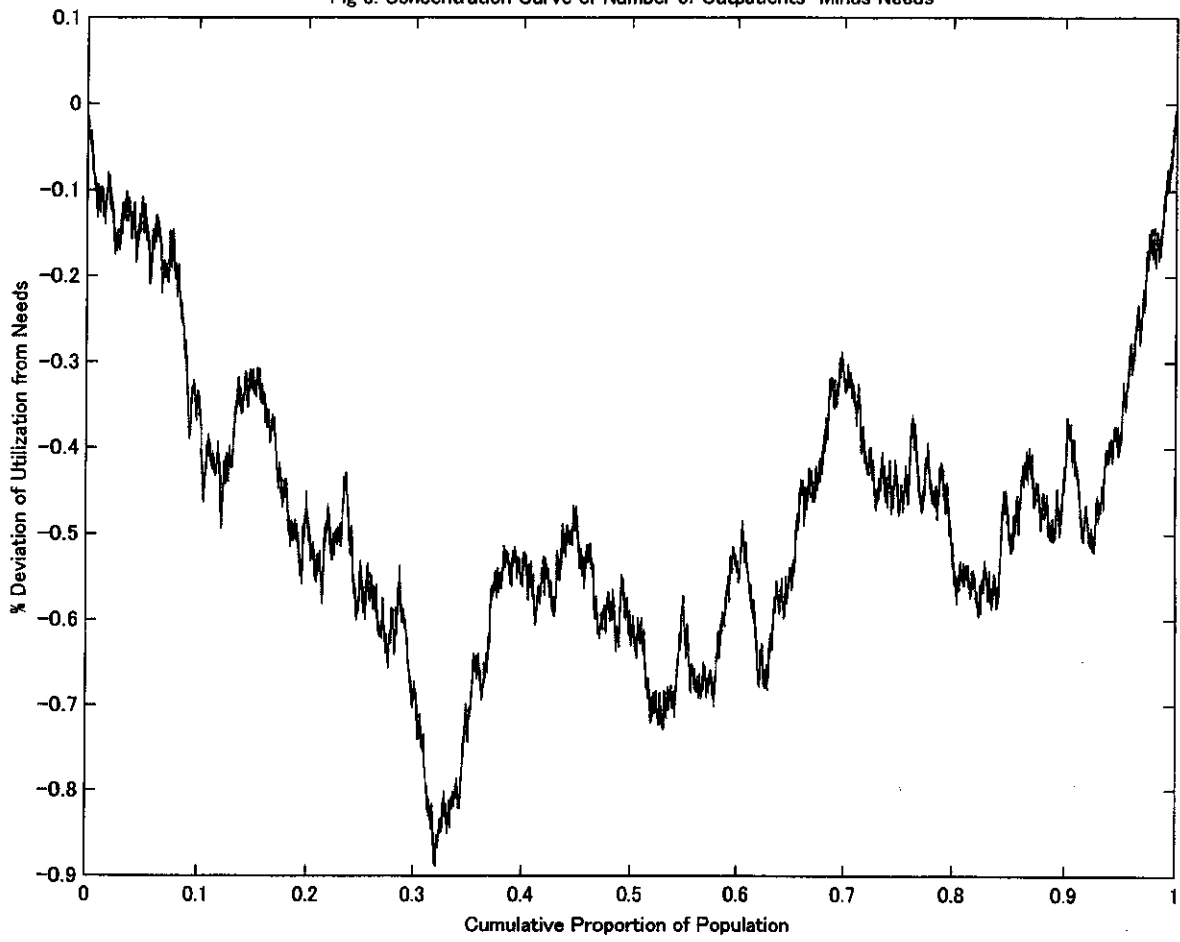


Fig 4: Concentration Curve of Inpatients Minus Needs

