

観測値にもとづいた地下水位変動モデル

Models for estimating groundwater level based on field observation

岐阜大学工学部 正会員 宇野 尚雄

1. まえがき

正統的なシミュレーションモデルによる地下水流動の解析法は種々の滞水層条件が詳細に把握されているか、または仮定されることに立脚して何らかの観測値で同定される必要がある。しかし、このためには膨大な労力を要する難点がある。一方、地下水流動を端的に表現する地下水位の変動記録は各地で観測・整理されつつある。この種の観測データーを活用する一手法として、データーに基づいたモデルの試作例とその成果をシミュレーションによるものと対比して述べ、その活用性を考察することが本論文の目的である。

2. 地下水位変動の解析法に対する見方

地下水流動がそれを支配する運動の式としてのダルシー則と連続式を基本とする基礎方程式により解析され得ることは周知のことである。それにもかかわらず地下水流動は容易に把握し難い。その原因は滞水層の構造的条件、滞水層定数が把握し難いという点にもあるが、境界条件の設定法、人為的揚水条件の推定法が十分確立されていない点にもあると考えられる。したがってシミュレーションモデルを試作して、ある地域の地下水流動を把握すべく、モデルの同定・検定が水位変動や湧水量、流量の観測値を説明できるか否かといった判断で行なわれている現状である。この種の方法論を考えると、種々のモデル作成手順が考えられる。たとえば、逆問題として、滞水層定数を推定する方法は滞水層構造、境界条件や揚水条件を既知として与えて、基礎方程式の未知量に滞水層定数を取り、これを数値解析的に解くものであるが、境界条件や揚水条件など他の因子を逆算する方法も考えられ得るわけである。また同定・検定に用いる観測値に何を選ぶかの選択のための方法論は何通りが考えられる。こうした方法論の優劣の判断の基準はきわめて難しく、対比ができるような事例的研究が今後も必要と考えられる。本論文のシミュレーションモデルは上述したことを念頭において検討した一例にすぎない。後半のモデルは別の観点から構成したものである。

いずれにせよ、どんなシミュレーションモデルでも同定や検定のための観測データーは欠かすことができない。観測値の典型的なものは地下水位の変動であるが、同定や検定のためだけに用いられる際に、これら実測値の活用としては計算値との対比に用いられるに過ぎない。それも観測値がモデル計算値とどの程度に合致するかを定量的に判断しようとする、統計的に曲線間の相関性を調べる等の検討が必要となり、面倒である。そこで地下水理学的メカニズムに基づかなくても、観測値をフルに活用して地下水位変動モデルを考えることができれば、どんなモデルが作りうるかという問題を提起しつつ、一つは多変量解析法に基づいた統計モデル、もう一つはさらに単純に水収支モデル的に、地下水位は降水量と揚水量の2因子によって決まるとする単純モデルを試作して、各モデルの再現性をチェックしてみた。対象は岐阜・大垣地区とした。

3. 岐阜南部のシミュレーションモデル

3.1 モデル作成上の基本的考え方

対象として選んだ岐阜南部は図-1に示す長良川と木曽川に挟まれた領域で、部分的には表層は粘土に近い層を含むが、全体として長良川扇状地としての砂礫層が支配的である。このため、不圧地下水とみなし、滞水層厚さも150 mのボーリングで確認されてないため、透水係数との積としての透水量係数あるいは伝達係数、および貯留係数を与えて、平面2次元的に解析することとした。境界条件として長良・木曽両河川では河川水位を、図-1の右方(東側)は東西地下水がバランスする箇所であるため不透水境界とし、南部境界では動水勾配が一定の条件を与えることとした。初期水位分布は一斉調査により冬期の比較的安定した

時期の等地下水位線資料（昭和48年2月10日調査、図-1に併記）によることとした。さて、揚水実態の把握はきわめて困難であるため、揚水量分布を未知量として逆算する。すなわち、上述の水位等高線をデーターとして与え、得られる補給源は時間的に変化せず、場所の関数と考え、定常式

$$\frac{\partial q_x}{\partial x} + \frac{\partial q_y}{\partial y} = W_1(x, y) \quad (1)$$

$$q_x = -T_x \frac{\partial h}{\partial x}, \quad q_y = -T_y \frac{\partial h}{\partial y} \quad (2)$$

を差分式化し、 W_1 の分布を計算した。計算に用いられる T および後述の非定常計算時に必要な貯留係数 S は図-2に、計算結果としての W_1 の分布は図-3にそれぞれ示した。一方、揚水実態調査によると揚水分布は図-4のようであり、合計約 13.5 万 t/d となっているが、調査に含まれていないものを考えると、その 8 倍の 40 万 t/d が実状に近いとみられていた。図-3 の計算値としての W_1 の分布の合計は約 39 万 t/d となっているが、これはほぼ一致するように透水量係数を若干修正したのである（その結果が図-2である）。さて、非定常計算に当っては、 W_1 の代りに降水量分布 $W_2(x, y, t)$ をプラスしたものを用いて、

$$S \frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial q_x}{\partial x} + \frac{\partial q_y}{\partial y} = W \quad (3)$$

$$W = W_1(x, y) + W_2(x, y, t) \quad (4)$$

により差分計算した。再現計算の 1 例を図-5に示した。全体としてはほぼ合致している。

3.2 結果の考察

W_1 を時間的に一定と考える問題点に対して、調査から揚水の季節変動がせいぜい 2 割であった。この変動を考慮した再現計算も実施したが、その影響が若干現われるものの、南側境界の動水勾配一定の条件もほぼ妥当とみられた。シミュレーション手法の利点は

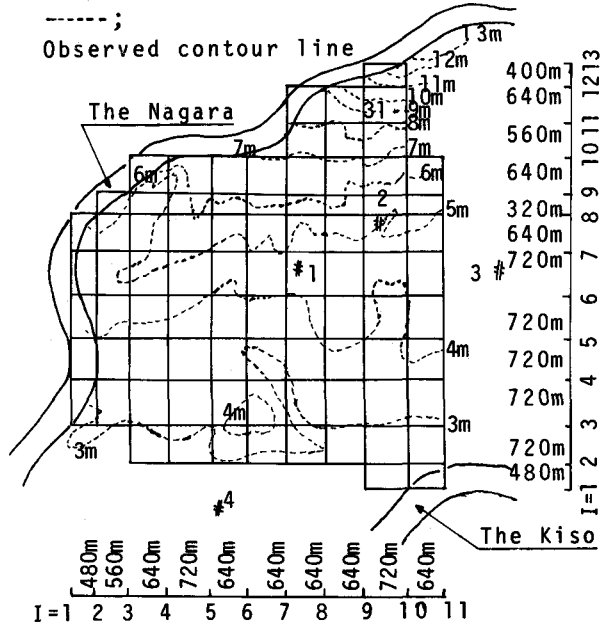
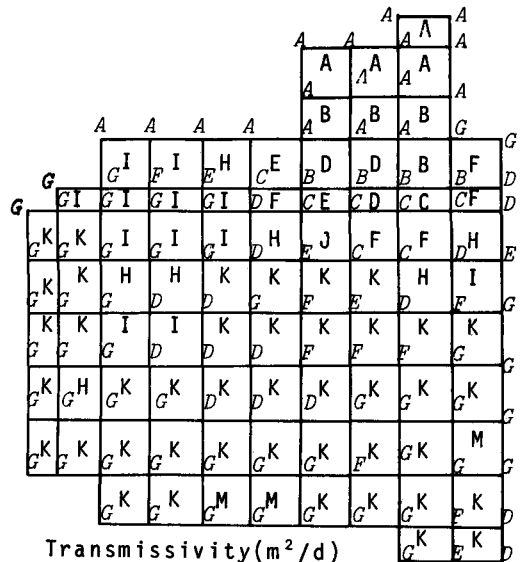


Fig.1 Finite Grid Scheme for the Simulation Model



Transmissivity(m²/d)

A:23330 B:22460 C:21860 D:21600

E:19870 F:17280 G:15550 H:13820

I:12960 J:12790 K:12100 L:11750

M:11230 Average:15540

Storage Coefficient

A:0.30 B:0.29 C:0.28 D:0.25 E:0.24

F:0.23 G:0.20 Average:0.26

Fig.2 Aquifer Constants

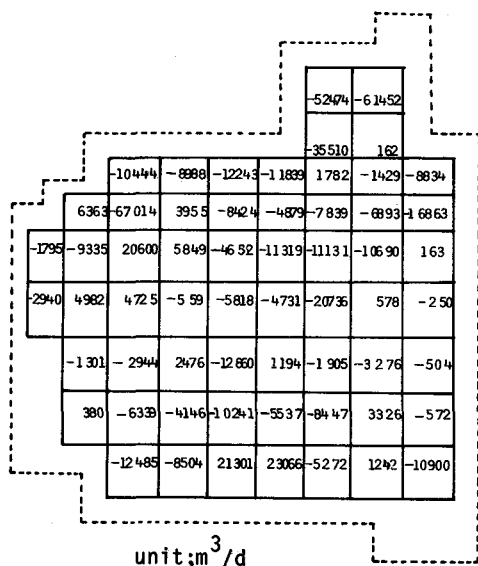


Fig.3 Computed $W_1(x,y)$

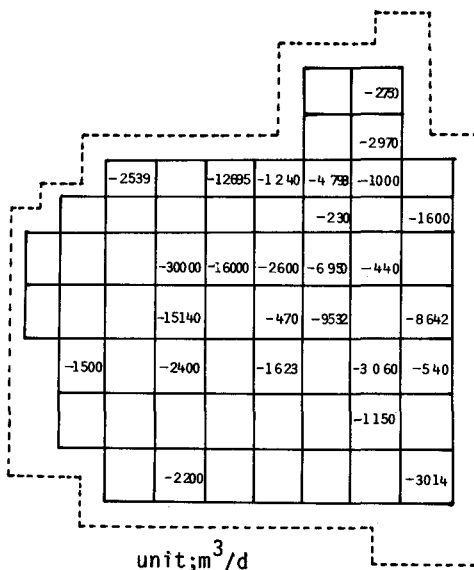


Fig.4 Collected Data of Pumpage
from the Field Research

流動機構が明確に表現できる点であるが、パラメータの推定過程に多くの不確定要因を含んでいるので、モデルの完成には諸要素の把握のための調査が欠かせぬものである。

4. 岐阜・大垣地区地下水位変動の統計的モデル

4.1 モデル作成の基本的考え方

地下水水位変動は近年設置された観測井により自記記録され、資料として整備されつつある。観測値こそは境界条件も地盤条件も全ての因子の影響を反映していると考えられる。図-6は岐阜・大垣地区の観測井分布である。1つの網目に1つの観測井が含まれるように網目を考え、地下水水位を1点で代表させて考えながら、地下水水位に影響する因子として、観測されている水文量、気象量の中から、近傍の河川水位、降水量、気温、湿度、気圧、網目ブロック内の揚水量をとりあげてみる。諸影響因子と地下水水位の関係は統計的に処理すると、多変量解析で求められるであろう。諸量の整理データは日平均と月平均とが考えられたが、時間的遅れを考慮するため日平均とした(このため揚水量因子は月平均の解析には用いたが、日平均には考慮しなかった)。さて、地下水水位と各因子間の単相関を1日~10日の時差で調べ、相関の高い時差(結果的に、降水に対しては不圧地下水では1

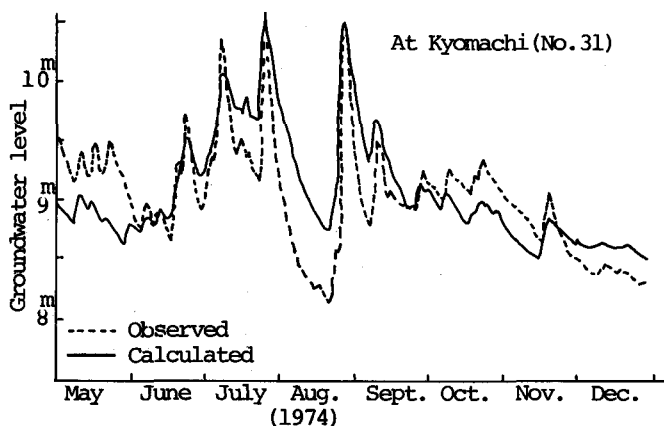


Fig.5 Comparison of the Observed Groundwater Level with the Computed One

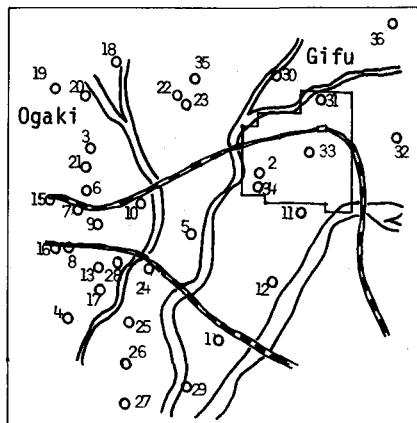


Fig.6 Positions of Obsevation Well

日～2日、被圧では無相関に近く位相差なしとし、河川水位に対しては不圧で1日、被圧で0日)で以下データ処理する。まず主成分分析により、49年12月から1ケ年のデータを4期に分けて、各因子の因子負荷量を調べ(表-1にはその2例を示す)、因子負荷量が約0.4以上の因子を相関のある因子とみなした。選択された因子を用いて、地下水位を他因子の一次線形式で表現するため、重回帰分析を行ない、偏回帰係数、切片を求め、地下水位の表現式

$$h = b_0 + b_1 W + b_2 H + b_3 P + b_4 T + b_5 m \quad (5)$$

を推定した。ここに、 W :降水量、 H :河川水位、 P :気圧、 T :気温、 m :湿度、 b_0 :切片、 $b_1 \sim b_5$:偏回帰係数、 h :地下水位。

表-1に対する重回帰分析の一結果を表-2に示した。空白の因子は主成分分析に基づいて省略されていることを意味する。この結果を用いて、50年12月から1ケ年の再現計算を実施した。一部結果を図-8に示してある。非常に良い一致度を示している。モデル作成の過程を図-7にフローチャートとして示した。

4.2 結果の考察

統計モデルの再現性は予想外に良い結果を示したが、51年9月の異常出水時には再現性は良くなかった。それはモデル作成のデータ変動範囲以上の変化には追従できないことを意味すると考えられる。また、因子負荷

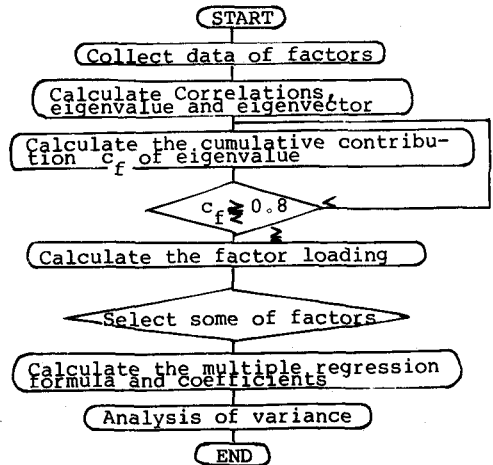


Fig.7 Flow Chart for the Statistical Model

Table.1 Examples of Results from the Principal Component Analysis

Observation point	Season	Principal component	Cumulative contribution	Factor loading						Eigenvalue
				$X_1[h]$	$X_2[W]$	$X_3[H]$	$X_4[P]$	$X_5[T]$	$X_6[m]$	
Kyomachi (No.31)	[1]	Z_1	33.7%	0.891	0.458	0.894	-0.363	-0.289	0.018	2.019
	[2]	Z_1	39.2%	0.923	0.451	0.696	-0.332	0.721	0.427	2.352
	[3]	Z_1	38.8%	0.835	0.538	0.841	-0.441	-0.396	0.532	2.329
	[4]	Z_1	39.6%	0.904	0.611	0.789	0.426	-0.544	-0.287	2.374
Ogaki (No.6)	[1]	Z_1	25.8%	0.408	-0.447	-0.429	0.764	0.296	-0.570	1.547
	[2]	Z_1	42.0%	0.897	0.409	0.598	-0.541	0.723	0.615	2.523
	[3]	Z_1	39.1%	0.720	0.554	0.589	-0.694	-0.599	0.590	2.348
	[4]	Z_1	37.9%	0.870	0.018	0.513	0.593	-0.886	-0.337	2.272

[1] Dec.1974~Feb.1975

[2] Mar.1975~May.1975

[3] June.1975~Aug.1975

[4] Sept.1975~Nov.1975

Table. 2 Examples of Results from the Multiple Regression Analysis

Observation point	Season	Partial regression coefficient						Multiple correlation coefficient R	F value
		$b_1[W]$	$b_2[H]$	$b_3[P]$	$b_4[T]$	$b_5[m]$	b_6		
Kyomachi [No.31]	[1]	-0.0005	0.6659		0.0012	-0.0002	1.7666	80.0	37.3
	[2]	-0.0013	1.0318		0.0382	0.0043	-7.7231	87.9	74.2
	[3]	-0.0015	0.9245		-0.0182	-0.0009	-4.9589	89.6	88.7
	[4]	-0.0023	0.9954		-0.0308	0.0016	-5.8796	89.0	81.7
Ogaki [No. 6]	[1]		-0.1076	-0.0007	0.0039	-0.0011	10.3740	27.4	1.7
	[2]		0.1668	-0.0065	0.0190	0.0004	13.4183	85.2	57.7
	[3]		0.2242	-0.0074	-0.0257	-0.0041	14.9139	70.3	18.9
	[4]		0.2579	-0.0009	-0.0177	-0.0003	7.6044	80.7	40.1

[1] Dec.1974 ~ Feb.1975

[2] Mar.1975 ~ May.1975

[3] June.1975 ~ Aug.1975

[4] Sept.1975 ~ Nov.1975

量が約 0.4 以上の因子を選択したことは結果的に成功したが、その判定基準は今後も検討する必要があるが、1つの指標となるであろう。シミュレーションに比較して、地下水流の知識がなくても比較的客観的に統計モデルが作成できる利点がある。式(5)の偏回帰係数はその因子の変動が地下水位変化に及ぼす影響度を示しているけれども、その物理的意味は地盤条件などを反映していて、その関係が解明されると有力なモデルになると考えられる。

5. 観測値に基づく単純モデルの試作

地下水位は降水に対して上昇し、揚水に対して下降するという単純かつ明解な事実をモデル化してみたものである。図-9は考え方を示している。揚水がなければ、降水量 W と地下水位 h とは一つの直線関係となり、これがズレてくるのはそれに

Table.3 Rates of Increase in Groundwater Level due to Precipitation(m/mm)

Obs. Well	Nakagawa	Higashimachi	Kobun
mean	0.0005	0.0010	0.0011
S.48	-	0.0006	0.0004
S.49	-	0.0013	0.0011
S.50	-	0.0008	0.0013
S.51	0.0005	0.0011	0.0011
S.52	0.0007	0.0007	0.0011
S.53	0.0004	0.0009	0.0010
S.54	0.0005	0.0011	0.0014

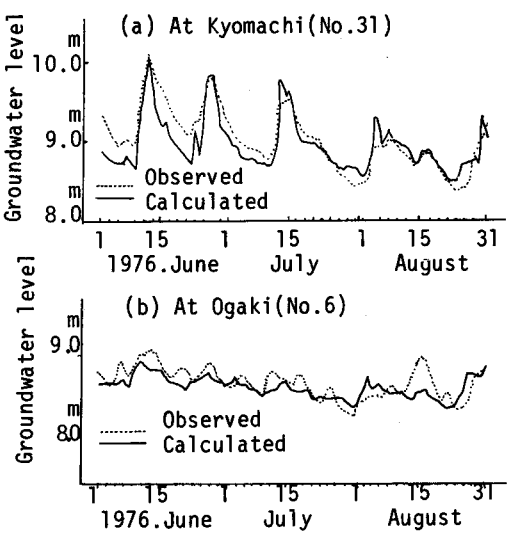


Fig.8 Comparison of the Observed Groundwater Level with the Computed One

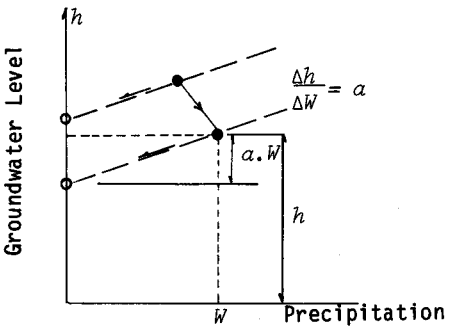


Fig.9 Illustration of Simple Model

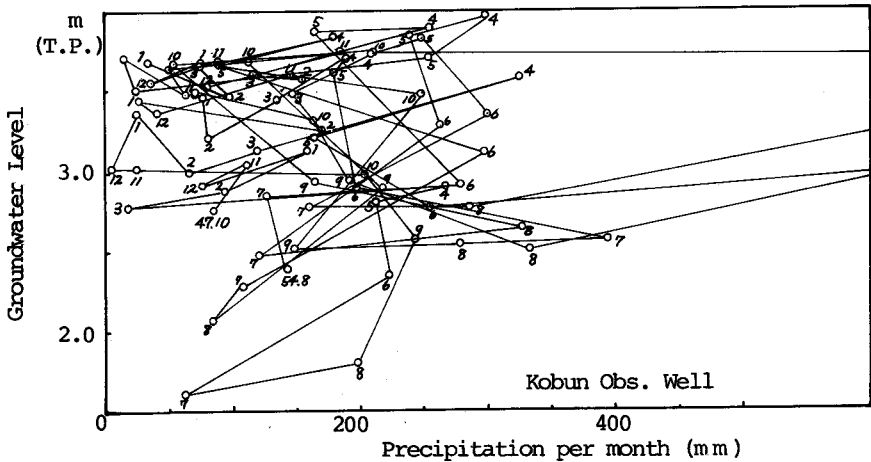


Fig.10 Correlation between the Mean Groundwater Level per Month and Precipitation

相当する揚水があるからであると考えているのである。図-10は図-6のNo.7(興文井)の W と h (月平均)の関係をプロットしたものである。図-9に示す変動率 a を図-10の傾斜から求めた例が表-8に示されている。月総雨量200mmに対して約10cm~22cmの上昇になっている。一方、図-9の $W=0$ のときの水位を想定地下水位として、揚水量との関係を調べると、図-11のような関係が得られ、負の相関が認められ、これを井戸ごとに1本の直線で近似させて、図-9の切片(想定地下水位)に代入すると、

$$h = a \cdot W - b \cdot D + c \quad (6)$$

ここに、 h :地下水位、 W :月総降水量、 D :日平均揚水量、 a 、 b 、 c :係数

式(6)を用いて再現計算結果を示したものが図-12に示されていて、かなり良好な結果が得られている。これは2つの要因で表現した統計モデルとみなされるが、驚異的でもある。なお、図-10のごとき整理を行なうと、揚水の少ない地域では比較的容易に1本の直線の関係が得られるので、式(6)の右辺第2項が必要でなくなる。また、河川近傍では河川水位の影響が強くなるけれども、河川水位は降水量と相関性が高いので、結果的に式(6)の形式で近似できるわけである。

6. 結語

地下水流動を端的に表現する地下水位の変動に関する3種類のモデル作成とその成果例を示した。紙数の都合で、要点を述べるに留まっているけれども、統計モデルや単純モデルでは揚水の影響が単純に試算できる一方、これらのモデル作成には観測データが整備されている必要がある。一方、シミュレーションでは滞水層条件、境界条件が十分把握される必要があり、モデル作成上の難点となっているものの、物理的意味は明確であるのでこれらの特徴に応じて、地下水解析ができる。

参考文献 1) T. Uno, H. Arai and

M. Shibayama : models for predicting groundwater level, proc. of Int.

Conf. on SMFE (印刷中、1981) 2) 宇野・宮下・香田、第15回土質工学研究発表会、1980

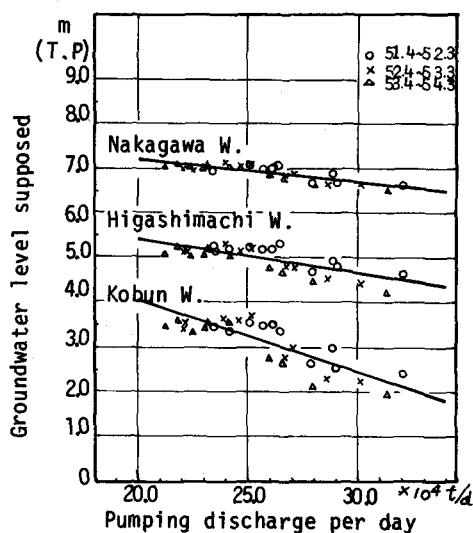


Fig.11 Correlation between Groundwater Level supposed and Pumpage

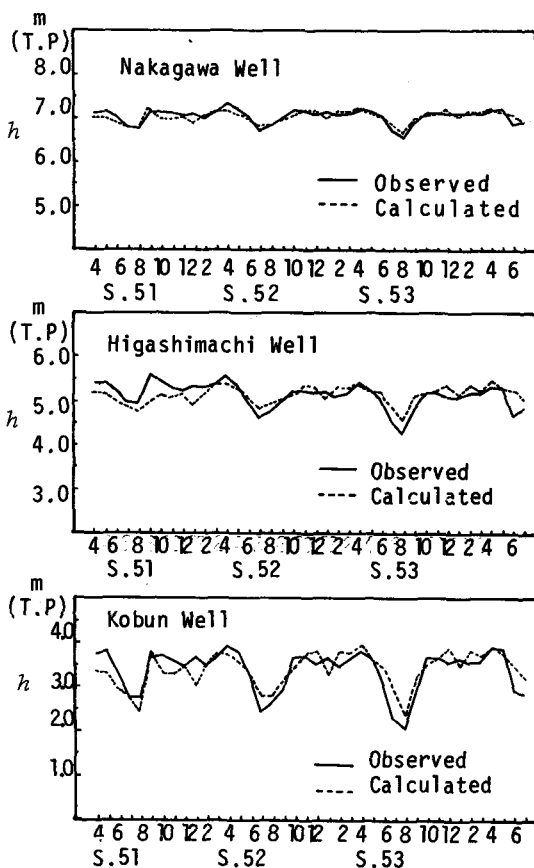


Fig.12 Comparison of the Observed Groundwater Level with the Computed One