L'analyse du changement intra-individuel avec des données expérimentales N=1

Jacques Juhel

CRPCC, Université Rennes 2

Introduction

Exemple de tâche expérimentale

*

• DENTELLE	IMITATION •
• GERBE	NOURRICE •

•

IMITATION

IMITATION

Réponse positive

*

• DENTELLE	IMITATION •
• GERBE	NOURRICE •

•

JEUDI

JEUDI

Réponse négative

- DENTELLE
- GERBE

IMITATION •
NOURRICE •

•

DENTELLE

Réponse négative
Intrusion

Les variables indépendantes manipulées

144 items au total répartis de manière équilibrée en fonction de :

1) La consigne

- Répétition : liste de la même couleur que celle de la liste de l'item précédent,
- Alternance : liste d'une couleur différente de celle de la liste de l'item précédent.

2) Le type de sonde

- P : appartient à la liste à retenir,
- N : n'appartient pas à la liste à retenir,
- NI : n'appartient pas à la liste à retenir mais appartient à l'autre liste.

Constats effectués sur un échantillon de personnes âgées (N=35)

En comparaison à ce qui est observé en moyenne pour les items positifs et négatifs :

- la précision des réponses aux items NI est significativement inférieure,
- les latences des réponses aux items NI sont significativement plus élevées.

Qu’en est-il **individuellement** de l’effet d’interférence mis en évidence au niveau du groupe de participants?

Deux stratégies de recherche dans l’étude du changement intra-individuel en lien avec les manipulations expérimentales :

- Comparaison **normative** en référence à des observations effectuées sur un groupe témoin (ici par exemple l’ensemble des 35 participants de l’étude).

- Comparaison **non normative** en référence aux seules observations effectuées chez la personne.

Stratégies de comparaison normative

1) Scores de différence

McNemar (1962) : tester l’hypothèse nulle d’absence de changement vrai entre deux conditions expérimentales en rapportant le score de différence à l’erreur type de mesure.

Maassen (2004) : sous hypothèse de fidélité constante des mesures effectuées, tester l’hypothèse nulle d’absence de changement intra-individuel en calculant le RCI défini par :

$$RCI = \frac{y_i - x_i}{\sqrt{(s_X^2 + s_Y^2)(1 - r_{XY})}}$$

H_0 peut être rejetée (par ex., au seuil de .05) quand ce rapport est supérieur à la valeur critique 1,96 (test exploratoire bilatéral) ou 1,64 (test confirmatoire unilatéral).

2) Scores résidualisés

Estimation de l’amplitude du changement intra-individuel à l’aide de statistiques basées sur la régression d’une condition expérimentale sur l’autre.

Howell (1997) (voir aussi Crawford et Howell, 2006) recommande d’utiliser l’erreur-type du score prédit pour un nouvel individu et de construire les limites de confiance de y_i en calculant :

$$\frac{\hat{y}_i - y_i}{s_{N+1}} \quad \text{(suit une loi de Student à } N\text{-2 ddl)}$$

avec $$s_{N+1} = \underbrace{\boxed{s_Y \sqrt{(1-r^2)\frac{N-1}{N-2}}}}_{\text{erreur-type d'estimation } s_{Y.X}} \sqrt{1 + \frac{1}{N} + \frac{(x_i - \bar{X})^2}{s_X^2 (N-1)}}$$

2) Scores résidualisés

$$\boxed{t_{s_{N+1}} = \frac{\hat{y}_i - y_i}{s_{Y.X}\sqrt{1 + \frac{1}{N} + \frac{(x_i - \bar{X})^2}{s_X^2 (N-1)}}}}$$

Changement « anormal » par rapport au changement observé en moyenne sur le groupe entre les deux conditions expérimentales.

	X	Y			t s_{N+1}	p bilatéral	p unilatéral
Sujet 1	2380	4070	Effectif	35	1,327	0,193	0,097
Sujet 2	4858	4881	moyenne de X =	2192	-0,791	0,434	0,217
Sujet 3	3337	5089	moyenne de Y =	2848	1,351	0,185	0,093
Sujet 4	1446	2548			0,588	0,560	0,280
Sujet 5	5072	5100	**Test d'égalité de variances**		-0,777	0,442	0,221
Sujet 6	2173	2746	var(X)	814806	-0,106	0,916	0,458
Sujet 7	2191	2455	var(Y)	1428380	-0,504	0,617	0,309
Sujet 8	3584	7374	**t=**	**-2,511**	3,871	0,000	0,000
Sujet 9	2344	3381	**p=**	**0,017**	0,487	0,630	0,315
Sujet 10	2446	1445			-2,136	0,040	0,020
Sujet 11	2472	2980	**Régression de Y sur X**		-0,197	0,845	0,422
Sujet 12	2221	3232			0,456	0,651	0,326
Sujet 13	1701	2206			-0,181	0,857	0,429
Sujet 14	1769	2423	Constante =	**611,950**	0,009	0,993	0,496
Sujet 15	3367	3345	B =	**1,020**	-0,883	0,383	0,192
Sujet 16	1866	2968	Sy.x =	**765,752**	0,582	0,564	0,282
Sujet 17	1366	2677			0,855	0,399	0,199
Sujet 18	1569	1711			-0,642	0,525	0,263
Sujet 19	1380	2257			0,302	0,764	0,382
Sujet 20	2158	2446			-0,474	0,639	0,319
Sujet 21	1226	1717			-0,184	0,855	0,428
Sujet 22	2117	2578			-0,250	0,804	0,402
Sujet 23	1877	2413			-0,146	0,885	0,442
Sujet 24	1960	2691			0,102	0,919	0,460
Sujet 25	2387	2667			-0,489	0,628	0,314
Sujet 26	2330	2164			-1,061	0,296	0,148
Sujet 27	1934	2793			0,269	0,790	0,395
Sujet 28	1428	2254			0,236	0,815	0,407
Sujet 29	1444	2236			0,193	0,848	0,424
Sujet 30	2166	2850			0,037	0,971	0,485
Sujet 31	2181	2406			-0,555	0,582	0,291
Sujet 32	1121	1702			-0,068	0,946	0,473
Sujet 33	1960	2221			-0,503	0,618	0,309
Sujet 34	1639	1893			-0,500	0,620	0,310
Sujet 35	1240	1778			-0,126	0,900	0,450

2) Score résidualisé

$$\boxed{t_{s_{N+1}} = \frac{\hat{y}_i - y_i}{s_{Y.X}\sqrt{1 + \frac{1}{N} + \frac{(x_i - \bar{X})^2}{s_X^2 (N-1)}}}}$$

Changement par rapport à celui observé en moyenne entre la 1ère et la 2de moitié de la condition expérimentale *X*.

	X	Y			t s_{N+1}	p bilatéral	p unilatéral
Sujet 1	2380	4070	Effectif	35	2,674	0,011	0,006
Sujet 2	4858	4881	moyenne de X =	2192	0,869	0,391	0,195
Sujet 3	3337	5089	moyenne de Y =	2848	2,861	0,007	0,004
Sujet 4	1446	2548			1,734	0,092	0,046
Sujet 5	5072	5100	**Test d'égalité de variances**		0,894	0,377	0,189
Sujet 6	2173	2746	var(X)	814806	1,199	0,238	0,119
Sujet 7	2191	2455	var(Y)	1428380	0,805	0,426	0,213
Sujet 8	3584	7374	**t=**	**-2,511**	5,414	0,000	0,000
Sujet 9	2344	3381	**p=**	**0,017**	1,827	0,076	0,038
Sujet 10	2446	1445			-0,776	0,443	0,221
Sujet 11	2472	2980	**Régression de Y sur X**		1,168	0,251	0,125
Sujet 12	2221	3232			1,772	0,085	0,043
Sujet 13	1701	2206	r_{splitX} =	**0,967**	1,023	0,313	0,157
Sujet 14	1769	2423	Constante =	**-56,590**	1,228	0,227	0,114
Sujet 15	3367	3345	B =	**0,861**	0,631	0,532	0,266
Sujet 16	1866	2968	Sy.x =	**765,752**	1,822	0,077	0,038
Sujet 17	1366	2677			1,982	0,055	0,028
Sujet 18	1569	1711			0,532	0,598	0,299
Sujet 19	1380	2257			1,433	0,161	0,080
Sujet 20	2158	2446			0,829	0,413	0,206
Sujet 21	1226	1717			0,910	0,369	0,184
Sujet 22	2117	2578			1,044	0,303	0,152
Sujet 23	1877	2413			1,097	0,280	0,140
Sujet 24	1960	2691			1,363	0,181	0,091
Sujet 25	2387	2667			0,860	0,396	0,198
Sujet 26	2330	2164			0,276	0,784	0,392
Sujet 27	1934	2793			1,524	0,136	0,068
Sujet 28	1428	2254			1,378	0,177	0,088
Sujet 29	1444	2236			1,338	0,190	0,095
Sujet 30	2166	2850			1,341	0,189	0,094
Sujet 31	2181	2406			0,752	0,457	0,228
Sujet 32	1121	1702			1,001	0,324	0,162
Sujet 33	1960	2221			0,758	0,453	0,227
Sujet 34	1639	1893			0,690	0,495	0,247
Sujet 35	1240	1778			0,971	0,338	0,169

Stratégies de comparaison non normative

La méthodologie expérimentale N=1 existe depuis que la psychologie scientifique existe…

→ Ebbinghaus (1895) sur la mémoire verbale, Stratton (1897) sur l'image rétinienne, Bryan et Harter (1899) sur l'apprentissage du morse, etc.

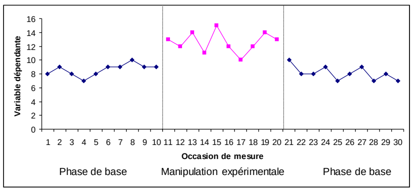
Elle a été et continue à être employée dans un certain nombre de domaines de recherche (avec rigueur dans l'analyse expérimentale du comportement, dans l'analyse de protocoles en psychologie cognitive, plus « souplement » dans l'étude des effets de l'intervention en psychologie clinique).

Les plans N=1 :

- incarnent le concept de mesures répétées (les plus proximaux par rapport aux dynamiques du comportement) ;
- sont intrinsèquement définis par une forme ou une autre de réplication scientifique ;
- font de la variabilité intra- une information centrale dans l'étude de l'impact des variables indépendantes sur la conduite.

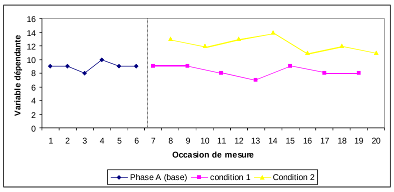
Type de plan	Représentation	Evaluation du niveau, de la variabilité et de la tendance
Intra-séries	Plans à phases -simples (A/B: base/manipulation) -avec retrait (A/B/A, A/B/A/B) -complexes (A/B/C/B)	-pour chaque phase de la série de données; évaluation des changements associés à la VI en comparant les phases de la série.
Inter-séries	Plans alternés	-pour l'ensemble des observations qui correspondent aux conditions; comparaison des conditions entre elles (et à une phase de base éventuellement).
Séries combinées	Plans à lignes de base multiples (entre sujets, entre comportements, entre situations)	-comparaisons à la fois inter (entre séries de données) et intra (entre phases).

Plan avec retrait A/B/A



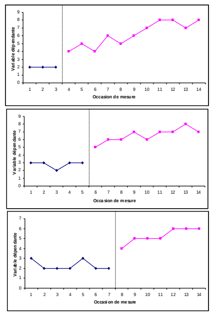
Type de plan	Représentation	Evaluation du niveau, de la variabilité et de la tendance
Intra-séries	Plans à phases -simples (A/B: base/manipulation) -avec retrait (A/B/A, A/B/A/B) -complexes (A/B/C/B)	-pour chaque phase de la série de données; évaluation des changements associés à la VI en comparant les phases de la série.
Inter-séries	Plans alternés	-pour l'ensemble des observations qui correspondent aux conditions; comparaison des conditions entre elles (et à une phase de base éventuellement).
Séries combinées	Plans à lignes de base multiples (entre sujets, entre comportements, entre situations)	-comparaisons à la fois inter (entre séries de données) et intra (entre phases).

Plan alterné (C1/C2) avec phase de base



Type de plan	Représentation	Evaluation du niveau, de la variabilité et de la tendance
Intra-séries	Plans à phases -simples (A/B: base/manipulation) -avec retrait (A/B/A, A/B/A/B) -complexes (A/B/C/B)	-pour chaque phase de la série de données; évaluation des changements associés à la VI en comparant les phases de la série.
Inter-séries	Plans alternés	-pour l'ensemble des observations qui correspondent aux conditions; comparaison des conditions entre elles (et à une phase de base éventuellement).
Séries combinées	Plans à lignes de base multiples (entre sujets, entre comportements, entre situations)	-comparaisons à la fois inter (entre séries de données) et intra (entre phases).

Plan à lignes de base multiples (A/B, entre tâches)



Tâche 3

Tâche 2

Tâche 1

- La question –complexe- de la généralisabilité (possibilité de générer des hypothèses mais pas de les tester, difficulté d'extrapoler à d'autres individus « semblables »)

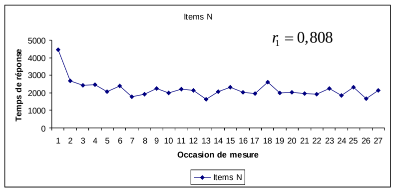
- La vulnérabilité des plans N=1 à certains biais méthodologiques (le manque de contrôle dans l'affectation des mesures, difficulté à respecter le principe de randomisation, biais de régression vers la moyenne, etc.) ;

- Les problèmes liés à l'analyse statistique des données.

La méthodologie expérimentale N=1 a toujours « laissé un peu perplexe le psychologue informé en statistiques » (McNemar, 1940, p. 360). Il est vrai qu'à une certaine époque, ses plus ardents défenseurs conseillaient haut et fort au «Leviathan statistique d'aller nager plus loin» (Skinner, 1956, p. 228)…

Le problème de **la dépendance sérielle** des observations.

Lorsque les observations successives d'une série temporelle discrète ou d'un processus sont corrélées (i.e. les erreurs de mesure associées aux données à une occasion sont des prédicteurs des erreurs associées aux données à d'autres occasions), l'emploi des statistiques classiques (*t*, *F*) basées sur l'hypothèse d'indépendance des mesures augmente le risque d'erreurs de 1ère espèce



Méthodes statistiques pour plans N=1 avec un faible nombre d'occasions de mesure

Méthode	Nombre minimal d'observations	Données auto-corrélées	Type d'analyse
Analyse ipsative	4	-	Changement entre 2 occasions de mesure
Statistique *C*	16	non	Analyse d'intervention : A/B, A/B/A
Séries chronologiques interrompues	20	oui	Analyse d'intervention : A/B
Tests de randomisation	f° du nombre de permutations possibles	oui	Plans expérimentaux : A/B, A/B/A, etc. alternés, à lignes de base multiples

L'analyse ipsative

Rationnel : théorie classique des tests et hypothèse de tests parallèles (Yarnold, 1988).

Conditions d'applicabilité : au moins 4 occasions de mesure d'une même variable dépendante continue séparées par le même intervalle de temps.

- standardisation ipsative des *T* scores bruts en utilisant la moyenne et l'écart-type des scores bruts de l'individu ;

- estimation du coefficient d'autocorrélation de rang 1 (r_1) considéré comme une estimation de la fidélité temporelle des observations effectuées chez l'individu.

→ Le changement entre deux occasions de mesure *i* et *j* est statistiquement significatif si : $\frac{|z_i - z_j|}{\sqrt{T(1-r_1)}} > 1.64$ (à .05, test unilatéral).

Illustration : évolution des latences sur 8 items (4 NI et 4 N)

TR	score standard ipsatif	autocorrélation [1]		z_{TR} contrastés	différence critique seuil .05 (unilatéral)
5814	1,201	0,738			1,679
4911	0,555		1	0,878	
5620	1,062				
5293	0,828		2	0,945	
3021	-0,797				
2563	-1,125		3	-0,961	
2708	-1,021				
3154	-0,702		4	-0,702	
		12 comparaisons possibles :			1 vs 3 et 2 vs 3 sign.

L'analyse d'intervention en séries chronologiques

Une version fréquente des séries chronologiques: les plans quasi-expérimentaux de séries chronologiques interrompues (A/B).

Les modèles conventionnels ARIMA ne conviennent pas lorsque le nombre d'occasions de mesure est faible (i.e. <50) (Huitema, 2004).

Plusieurs possibilités d'analyse :

- approche non paramétrique : la statistique C (permet de vérifier si le comportement d'une série est aléatoire mais n'apporte pas de réponse au problème de l'autocorrélation des données).

- approche paramétrique : la méthode du double bootstrap (Knight *et al.*, 2000) (modèle linéaire autorégressif avec erreurs autocorrélées).

La statistique *C* de Young (Tryon, 1982) fait l'hypothèse de données aléatoires. Elle est définie de la manière suivante:

$$C = 1 - \frac{\sum_{t=1}^{n-1}(x_t - x_{t+1})^2}{2\sum_{t=1}^{n}(x_t - \bar{x})^2}$$

La valeur de *C* est proche de 0 si les variations de la série sont aléatoires. La distribution du rapport entre *C* et son erreur-type définie par :

$$s_C = \sqrt{\frac{n+2}{(n-1)(n+1)}}$$

est normale centrée réduite.

NB - il est préconisé d'avoir au moins 8 occasions de mesure par phase pour utiliser la statistique *C* (Arnau et Bono, 1988).

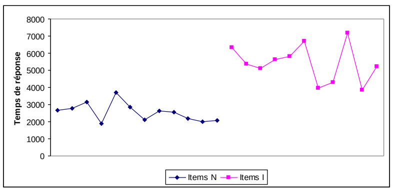
Étapes dans l'utilisation de la statistique *C*, dans un plan A/B par exemple :

1) Calcul de *C* sur les données de la phase A et test de l'hypothèse d'absence de tendance ;

2a) Sous hypothèse d'absence de tendance, calcul de *C* sur l'ensemble des observations effectuées (A et B) et test de tendance nulle.

2b) Si rejet de l'hypothèse d'absence de tendance, ajustement des données de la phase de base par régression puis calcul de *C* sur l'ensemble des valeurs ajustées (A et B) et test de tendance nulle.

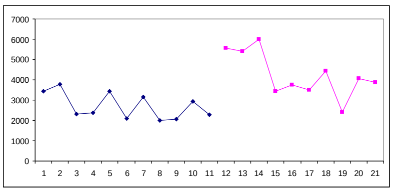
Observations effectuées chez le sujet 3 : items répétés négatifs (N) vs items répétés négatifs-intrusifs (NI)



Phase A (items N) : *C* = -0,15; s_C = 0,26; p = .34

Phases A+B (items N et I) : *C* = 0,53; s_C = 0,20; p = .01

Observations effectuées chez le sujet 8 : items répétés négatifs (N) vs items répétés négatifs-intrusifs (NI)



Phase A (items N) : *C* = -0,09; s_C = 0,27; p = .393

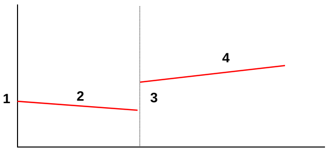
Phases A+B (items N et I) : *C* = 0,37; s_C = 0,21; p = .076

Comportement d'une série chronologique

Il est déterminé par plusieurs sources de variation :

- des effets **structuraux** : 1) le niveau de base; 2) l'effet du temps ; 3) l'effet de niveau lié à l'intervention ; 4) l'effet de pente suite à l'intervention.

- des effets **stochastiques** : auto-régression (y_t dépend de y_{t-k}), moyenne mobile (e_t dépend de e_{t-k})



Le modèle d'analyse de régression (A/B)

(McKnight *et al.*, 2000)

$$y_t = \beta_t \mathrm{x} + u_t,\ t = 1, \ldots, N$$

$$y_t = \beta_0 \times \text{intercept} + \beta_1 \times \text{temps} + \beta_2 \times \text{niveau} + \beta_3 \times \text{pente} + \text{erreur}$$

$$\mathrm{X} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 2 & 0 & 0 \\ 1 & 3 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & n_1 & 0 & 0 \\ 1 & n_1+1 & 1 & 0 \\ 1 & n_1+2 & 1 & 1 \\ 1 & n_1+3 & 1 & 2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & n_1+n_2 & 1 & n_2-1 \end{bmatrix}.$$

Le modèle d'analyse de régression (A/B)

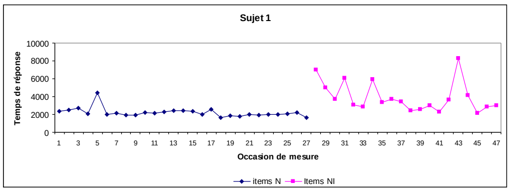
$$y_t = \beta_t \mathrm{x} + u_t,\ t = 1, \ldots, N$$

Le terme d'erreur u_t suit une série autorégressive stationnaire (variance stable dans la série) de rang k. Les erreurs e_t sont indépendantes et distribuées normalement.

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \ldots + \rho_k u_{t-k} + e_t$$

L'estimation des coefficients de régression (4 dans le plan A/B) et de ceux d'autorégression (généralement ρ_1 seulement) s'effectue en deux étapes avec emploi d'une procédure de bootstrap à chaque étape (McKnight *et al.*, 2000).

Illustration : http://www.stat.wmich.edu/cgi-bin/slab/timeseries.cgi



Parameter Estimates and Test that parameter is zero

Parameter	Estimate	t-ratio	p-value
Beta 0	2668,37	4,650	0,000
Beta 1	-33,85	-0,989	0,328
Beta 2	3210,57	4,333	0,000 ←
Beta 3	-70,17	-1,063	0,294

AR 1	0,145

Les tests de randomisation

(Edgington, 1996 ; Edgington et Onghena, 2007)

Ce sont des tests basés sur les ré-arrangements aléatoires (des permutations) des occasions de mesure sur les conditions expérimentales. La randomisation est donc préférable à la non randomisation ou à la quasi-expérience (par ex. un plan de type A/B).

Principe : randomiser un aspect du plan en sélectionnant aléatoirement un ré-arrangement parmi toutes les permutations théoriquement possibles.

- La statistique étudiée (par ex., une différence de moyennes, de coefficients de variations, de pentes) est calculée pour toutes les permutations possibles obtenues par la procédure de randomisation. Elle est calculée sur un échantillon aléatoire de permutations si celles-ci sont en très grand nombre (test de randomisation Monte-Carlo).

- Les valeurs de cette statistique sont ensuite triées par ordre croissant. La significativité du résultat observé est obtenue en localisant celui-ci dans la distribution de randomisation.

Plans alternés

Exemple : plan complètement randomisé impliquant 2 conditions avec 3 mesures par condition soit $\binom{6}{3} = \frac{6!}{3!(6-3)!} = 20$ combinaisons possibles.

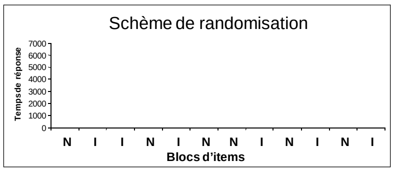
NB - La plus petite valeur de *p* pouvant être obtenue avec un test statistique basé sur un schème de randomisation est l'inverse du nombre de permutations possibles.

Plans à phases

La succession des phases étant fixée, la randomisation ne peut pas être appliquée à l'ordre des conditions expérimentales. Une manière de procéder consiste à déterminer aléatoirement le moment du changement de phase et à définir un nombre minimum d'occasions de mesure dans chaque phase (Onghena, 1992).

Illustration : plan alterné à 2 conditions

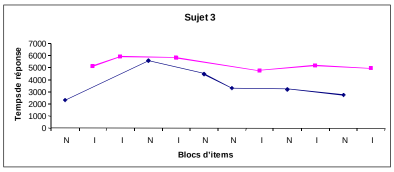
12 blocs d'items (6 N, 6 I) soit $\binom{12}{6} = \frac{12!}{6!(12-6)!} = 924$ combinaisons possibles sans répétition.



Utilisation du programme SCRT (Van Damme et Onghena, 1993, 2007)

Atelier MODEVAIIA – 25-27 juin 2007 (Rennes) Les tests de randomisation

Illustration : plan alterné à 2 conditions

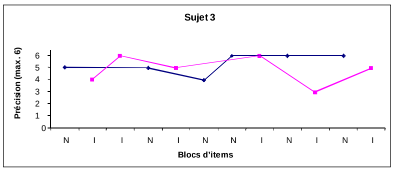


- Statistique : $\bar{I} - \bar{N} = 1676$
- Comparaison de cette différence avec les 923 autres possibles;
- 8 randomisations pour lesquelles $\bar{I} - \bar{N} > 1676$

$$P(\bar{I} - \bar{N} \geq 1676) = .0087$$

Atelier MODEVAIIA – 25-27 juin 2007 (Rennes) Les tests de randomisation

Illustration : plan alterné à 2 conditions



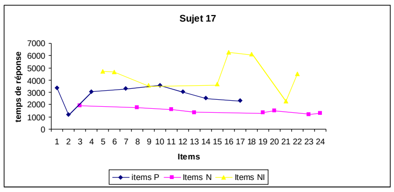
- Statistique : $\bar{N} - \bar{I} = 0{,}5$
- Comparaison de cette différence avec les 923 autres possibles;
- 272 randomisations pour lesquelles $\bar{N} - \bar{I} > 0{,}5$

$$P(\bar{N} - \bar{I} \geq 0{,}5) = .294$$

Atelier MODEVAIIA – 25-27 juin 2007 (Rennes) Les tests de randomisation

Illustration : plan alterné à 3 conditions

24 items (8 P, 8 N, 8 I) soit $\binom{24}{8} = \frac{24!}{8!(16)!} = 9\,465\,511\,770$ combinaisons possibles sans répétition.



Comparaisons sur 1000 randomisations (Monte-Carlo)

$$P(\bar{P} - \bar{N} \geq 1310) = .046$$
$$P(\bar{I} - \bar{N} \geq 2987) = .001$$
$$P(\bar{I} - \bar{P} \geq 1676) = .011$$

Atelier MODEVAIIA – 25-27 juin 2007 (Rennes) Les tests de randomisation

Plans alternés

Exemple : plan complètement randomisé impliquant 2 conditions avec 3 mesures par condition soit 20 combinaisons possibles.

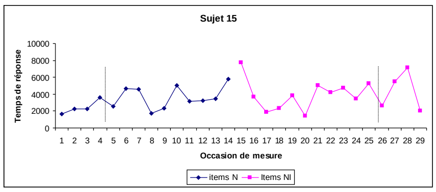
NB - La plus petite valeur de *p* pouvant être obtenue avec un test statistique basé sur un schème de randomisation est l'inverse du nombre de permutations possibles.

Plans à phases

La randomisation ne peut pas être appliquée à l'ordre des conditions expérimentales car la succession des phases est fixée. Une manière de procéder consiste à déterminer aléatoirement le moment du changement de phase et à définir un nombre minimum d'occasions de mesure dans chaque phase (Onghena, 1992).

Atelier MODEVAIIA – 25-27 juin 2007 (Rennes) Les tests de randomisation

Observations effectuées chez le sujet 15 : 14 items répétés négatifs (N) vs 15 items répétés négatifs-intrusifs (NI)



Calcul avec 4 occasions de mesure par phase (i.e. 22 randomisations) :

$$P(\bar{I} - \bar{N} \geq 754) = .73$$

Plusieurs méthodes d'analyse :

- les procédures inférentielles classiques (*t, F*) sont généralement inadaptées (résidus non indépendants) ;

- les analyses de séries chronologiques interrompues (approche non paramétrique ou modèles plus complexes) sont applicables aux plans à phase dès lors que l'on dispose d'une vingtaine d'observations successives ;

- Les tests de randomisation sont faciles à appliquer et ne nécessitent qu'un nombre réduit de mesures dans le cas des plans alternés. Ils présentent l'inconvénient de nécessiter beaucoup d'observations pour les plans à phase, plans par ailleurs méthodologiquement très criticables.

Les possibilités offertes par l'analyse individuelle des effets d'une (ou de plusieurs) manipulation(s) expérimentale(s) à l'**approche différentielle de la variabilité provoquée** sont réelles… à condition de s'en souvenir lors de la phase de planification de l'expérience !