



ΕΘΝΙΚΟ ΜΕΤΣΟΒΙΟ ΠΟΛΥΤΕΧΝΕΙΟ

ΣΧΟΛΗ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΩΝ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ ΦΥΣΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

ΤΟΜΕΑΣ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ

Δ.Π.Μ.Σ. ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΕΣ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΕΣ ΕΠΙΣΤΗΜΕΣ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

Η Συμπερασματολογία Αιτιότητας Στους Παραγοντικούς Σχεδιασμούς

Αικατερίνη Ε.
ΓΙΑΝΝΑΚΟΠΟΥΛΟΥ

Επιβλέπων:
Χ. ΚΟΥΚΟΥΒΙΝΟΣ, ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ
Ε.Μ.Π.

1 Απριλίου 2014

Ευχαριστίες

Με την ολοκλήρωση της διπλωματικής μου εργασίας, θα ήθελα να ευχαριστήσω τους ανθρώπους που στάθηκαν δίπλα μου, όλο αυτό το διάστημα και που με βοήθησαν ο καθένας με τον δικό του τρόπο. Αρχικά θα ήθελα να ευχαριστήσω ιδιαίτερα τον επιβλέποντα καθηγητή μου, κύριο Χ.Κουκουβίνο, Καθηγητή Ε.Μ.Π. για την υποστήριξη του, την εμπιστοσύνη και την δυνατότητα που μου έδωσε να μελετήσω και να ασχοληθώ με ένα καινούριο θέμα στην Στατιστική. Θεωρώ επίσης υποχρέωση μου, να ευχαριστήσω θερμα την υποψήφια διδάκτωρα Χριστίνα Παρπούλα για την πολύτιμη βοήθεια της, το συνεχές ενδιαφέρον της και τη στήριξή της για την εκπόνηση αυτής της εργασίας. Θα ήθελα επίσης να ευχαριστήσω την συμφοιτήτριά μου, Αντωνία Πλιάτσικα, για όλη την σημαντική βοήθεια που μου παρείχε σε επίπεδο ανταλλαγής ιδεών, απόψεων και το κουράγιο που μου έδωσε όλο αυτό το διάστημα. Τέλος, θα ήθελα να ευχαριστήσω την οικογένειά μου, για την φροντίδα και την υπομονή τους, τον Δήμο, την Λίλια και την μικρή Κωνσταντίνα για την συμπαράστασή τους.

Περίληψη

Μέχρι σήμερα, τα προβλήματα που εμπλέκονται, με την έννοια της αιτιώδους συμπερασματολογίας, στους διάφορους τομείς, όπως η Κοινωνιολογία, η Επιδημιολογία και η Ιατρική έχουν μελετηθεί αρκετά στην Στατιστική Επιστήμη. Η συμπερασματολογία συσχετίσεων δεν υπονοεί αιτιότητα. Ο στόχος αυτής της εργασίας είναι η ενίσχυση των πλεονεκτημάτων, που σημειώθηκαν μετά από πρόσφατες προόδους στην αιτιώδη συμπερασματολογία και η ανάπτυξη της έννοιας της αιτιότητας στον κλάδο των παραγοντικών σχεδιασμών.

Στο πρώτο κεφάλαιο της εργασίας, αναπτύσσονται οι έννοιες της αιτιότητας. Τονίζονται οι παραδειγματικές μετατοπίσεις που πρέπει να ληφθούν από την μετάβαση της παραδοσιακής στατιστικής ανάλυσης προς την αιτιώδη. Τρεις ευδιάκριτες έννοιες αιτιότητας καθορίζονται. Δίνεται ιδιαίτερη έμφαση στους τροποποιητές επίδρασης, στις μεσάζοντες μεταβλητές, στις background μεταβλητές και στους απαραίτητους παράγοντες σύγχυσης. Στο δεύτερο κεφάλαιο, προτείνεται ένα πλαίσιο για αιτιώδη συμπερασματολογία, για τους παραγοντικούς σχεδιασμούς δύο στάθμεων. Το πλαίσιο, χρησιμοποιεί την έννοια των πιθανών εκβάσεων που υπογραμμίζονται στο κεντρικό στάδιο της αιτιώδους συμπερασματολογίας και επεξηγεί αναλυτικά την προσέγγιση του Neyman για εκτίμηση αιτιωδών επιδράσεων καθώς και τους ελέγχους τυχαιοποίησης που βασίζονται στην ισχυρή μηδενική υπόθεση του Fisher. Εξετάζονται διάφορα πειραματικά σχέδια που βοηθούν στον προσδιορισμό του μέσου όρου φυσικών έμμεσων επιδράσεων. Μερικά από αυτά τα σχέδια απαιτούν τον τέλειο χειρισμό μιας μεταβλητής μεσάζοντα, ενώ άλλα μπορούν να χρησιμοποιηθούν, ακόμα και όταν μόνο ο ατελής χειρισμός είναι δυνατός. Αναπτύσσονται τα δυναμικά συστήματα επεξεργασίας, που είναι χρονοποίκιλες θεραπείες, που εξατομικεύουν τις ακολουθίες θεραπειών στον ασθενή. Η κατασκευή του δυναμικού συστήματος θεραπείας είναι προκλητική, γιατί ένας ασθενής θα είναι επιλέξιμος για κάποια συστατικά της θεραπείας μόνο όταν δεν ανταποκρίνεται (ή ανταποκρίνεται), στα άλλα συστατικά της αγωγής. Τέλος, στο τρίτο κεφάλαιο, αναπτύσσεται μια προσέγγιση στην δημιουργία συμπερασματολογίας αιτιότητας για ενδεχόμενες εκβάσεις. Σε αυτή την προσέγγιση, η αιτιώδης επίδραση ορίζεται σαν μια σύγκριση αποτελεσμάτων από δύο ή περισσότερες θεραπείες, με ένα μόνο αποτέλεσμα τελικά να παρατηρείται. Η εφαρμογή αυτής της προσέγγιση αναπτύσσεται σε έναν συλλογικό αριθμό δεδομένων από σχεδιασμούς και προβλήματα συσχετίσεων, κλινικής έρευνας και επιδημιολογίας.

Abstract

Up to today, problems that are involved with the notion of causal inference, in various sectors, such as Sociology, Epidemiology and Medicine, have been studied and dogged at the heels of statistics. Correlation doesn't imply causation. This thesis, aims at assisting benefits from recent advances in causal inference and developing the concept of causality in factorial designs.

In the first chapter, notions of causality are defined. It emphasizes the paradigmatic shifts that must be undertaken in moving from traditional statistical analysis to causal analysis. Three distinct notions of causality are set out. The importance of appreciating the possibility of effect modifiers is stressed, by the intermediate variables, background variables or unobserved confounders. In the second chapter, a framework for causal inference from two-level factorial designs is proposed. The framework utilizes the concept of potential outcomes that lies at the center stage of causal inference and extends Neyman's repeated sampling approach for estimation of causal effects and randomization tests based on Fisher's sharp null hypothesis. Several experimental designs are considered, that help to identify average natural indirect effects. Some of these designs require the perfect manipulation of an intermediate variable, whereas others can be used even when only imperfect manipulation is possible. Dynamic treatment regimes are specified, which are time-varying treatments that individualize sequences of treatments to the patient. The construction of dynamic treatment regimes is challenging since a patient will be eligible for some treatment components only if he has not responded (or has responded) to other treatment components. Finally, in the third chapter, it is reviewed an approach to making such inferences via potential outcomes. In this approach, the causal effect is defined as a comparison of results from two or more alternative treatments, with only one of the results actually observed. The application of this approach is discussed to a number of data collection designs and associated problems commonly encountered in clinical research and epidemiology.

Περιεχόμενα

1		11
1.1	Τι είναι η αιτία, η επίδραση και η αιτιώδης σχέση;	11
1.1.1	<i>Η αιτία</i>	12
1.1.2	<i>Η επίδραση</i>	16
1.1.3	<i>Η αιτιώδης σχέση</i>	17
1.2	Ιστορική Αναδρομή	17
1.3	Ορισμοί και έννοιες αιτιότητας	19
1.4	Αιτιώδης Συμπερασματολογία και Συμπερασματολογία Συσχετίσεων	22
1.4.1	<i>Εισαγωγή</i>	22
1.4.2	<i>Η βασική διάκριση, η διατύπωση και οι διακλαδώσεις της</i>	23
1.4.3	<i>Μοντέλα για συμπερασματολογία των συσχετίσεων</i>	25
1.4.4	<i>Το μοντέλο του Rubin για αιτιώδη συμπερασματολογία</i>	26
1.5	Το θεμελιώδες Πρόβλημα της Αιτιώδους Συμπερασματολογίας	29
1.6	Κατευθυνόμενες και μη κατευθυνόμενες αιτίες	31
2		33
2.1	Οι παραγοντικοί σχεδιασμοί στην αιτιώδη συμπερασματολογία	33
2.1.1	<i>Εισαγωγή</i>	33
2.1.2	<i>Το RCM, η εξέλιξή του και η επέκτασή του σε παραγοντικούς σχεδιασμούς 2^k</i>	35
2.1.3	<i>Η Neymanian συμπερασματολογία τυχαιοποίησης για 2^K παραγοντικούς σχεδιασμούς</i>	40
2.1.4	<i>Η Fisherian συμπερασματολογία τυχαιοποίησης για τους παραγοντικούς σχεδιασμούς</i>	46
2.1.5	<i>Το Bayesian πλαίσιο</i>	49
2.1.6	<i>Παραδείγματα-Παρατηρήσεις</i>	52
2.2	Πειράματα διαλογής για ανάπτυξη δυναμικών συστημάτων επεξεργασίας	57
2.2.1	<i>Εισαγωγή</i>	57
2.2.2	<i>Οι αιτιώδεις επιδράσεις παραγόντων και σε όρους ενδεχόμενων αποτελεσμάτων</i>	58
2.2.3	<i>Οι 2^k παραγοντικοί σχεδιασμοί δύο σταθμών</i>	65

2.2.4	Ο 2^{k-m} παραγοντικός σχεδιασμός δύο σταθμών-σταδίων	68
2.2.5	Παραδείγματα	74
2.3	Οι πειραματικοί σχεδιασμοί για τον προσδιορισμό αιτιωδών μηχανισμών . . .	84
2.3.1	Εισαγωγή	84
2.3.2	Το θεμελιώδες πρόβλημα του καθορισμού των αιτιωδών μηχανισμών	86
2.3.3	Η δύναμη προσδιορισμού ενός ενιαίου πειραματικού σχεδιασμού	89
2.3.4	Πειραματικοί σχεδιασμοί με άμεσο χειρισμό	92
2.3.5	Σχεδιασμός διασταυρώσεων	98
2.3.6	Πειραματικοί σχεδιασμοί με ατελή χειρισμό	102
2.3.7	Σχεδιασμός ενθάρρυνσης διασταυρώσεων	105
2.3.8	Αριθμητικό παράδειγμα-Παρατηρήσεις	108
3		113
3.1	Αιτιώδεις επιδράσεις σε κλινικές και επιδημιολογικές μελέτες μέσω ενδεχόμενων αποτελεσμάτων	113
3.1.1	Ο ορισμός των αιτιωδών επιδράσεων μέσω των ενδεχόμενων εκβάσεων	114
3.1.2	Μηχανισμοί ανάθεσης και επιλογής	116
3.1.3	Σημαντικοί τρόποι συμπερασματολογίας για τυχαιοποιημένες μελέτες	119
3.1.4	Απειλές στη μη σύμμεκτη ανάθεση θεραπείας	125
3.1.5	Η αιτιώδη συμπερασματολογία σε μελέτες παρατήρησης	131
3.2	Περιπλοκές	133
3.2.1	Πολλαπλές θεραπείες	133
3.2.2	Απρομελέτητα ελλειπή δεδομένα	133
3.2.3	Η μη πληρότητα με την θεραπεία που ανατίθεται και η αποκοπή των αποτελεσμάτων σύμφωνα με τον θάνατο	134
3.2.4	Άμεσες και έμμεσες αιτιώδεις επιδράσεις και η κύρια στρωματοποίηση	135
3.2.5	Συνδιασμοί περιπλοκών	135

Κεφάλαιο 1

1.1 Τι είναι η αιτία, η επίδραση και η αιτιώδης σχέση;

Οι περισσότεροι άνθρωποι αναγνωρίζουν διαισθητικά τις αιτιώδεις σχέσεις στην καθημερινή τους ζωή. Για παράδειγμα, θεωρείστε ότι αν ένα άλλο αυτοκίνητο χτυπούσε το δικό σας αυτό θα ήταν μια αιτία ζημιάς στο αυτοκίνητό σας, ο αριθμός των ωρών που ξοδέψατε για τη μελέτη σας αποτελούν μια αιτία για τους βαθμούς στο διαγώνισμα σας, ή η ποσότητα της τροφής που τρώει ένας φίλος σας είναι μια αιτία για το βάρος του. Μπορείτε ακόμα και να δείξετε τις πιο περίπλοκες αιτιώδεις σχέσεις σημειώνοντας ότι ένας χαμηλός βαθμός σε ένα διαγώνισμά σας ήταν αποθαρρυντικός, με αποτέλεσμα να μειώσετε την επόμενη μελέτη σας, με αποτέλεσμα τους ακόμα πιο χαμηλούς βαθμούς. Εδώ η ίδια μεταβλητή (χαμηλός βαθμός) μπορεί να είναι και μια αιτία και μια επίδραση, και μπορεί να υπάρξει μια αμοιβαία σχέση μεταξύ δύο μεταβλητών (χαμηλοί βαθμοί και έλλειψη μελέτης) που προκαλούν η μια την άλλη.

Παρά τη διαισθητική οικειότητα με τις αιτιώδεις σχέσεις ένας ακριβής καθορισμός της αιτίας και της επίδρασης, έχει αποφύγει τις θεωρίες των φιλόσοφων για αιώνες. Πράγματι οι ορισμοί των όρων όπως η αιτία και η επίδραση εξαρτώνται μερικώς, η μια από την άλλη και στην αιτιώδη σχέση στην οποία και οι δύο ενσωματώνονται. Έτσι ο φιλόσοφος του 17ου αιώνα John Locke [49] είπε :«Αυτό που παράγει οποιαδήποτε απλή ή σύνθετη ιδέα, ορίζεται από τη γενική ονομασία αιτία, και αυτό που παράγεται είναι η επίδραση.» Και επίσης, «Μια αιτία είναι αυτή που παράγει ένα άλλο οποιοδήποτε πράγμα, είτε μια απλή ιδέα, είτε ένα συστατικό είτε έναν τρόπο, και έτσι ξεκινά να είναι μια επίδραση , της οποίας η αρχή της ήταν από ένα άλλο πράγμα.» Από αυτό, τότε, άλλοι φιλόσοφοι και επιστήμονες μας έδωσαν χρήσιμους ορισμούς από αυτές τις τρεις ιδέες κλειδιά - αιτία, επίδραση και οι αιτιώδεις σχέσεις - που είναι πιο ειδικοί και που καλύτερα διαφωτίζουν πώς τα πειράματα δουλεύουν. Δεν θα ασπαστούμε οποιοδήποτε από αυτούς ως τον αληθινό ή σωστό ορισμό, δοθέντος ότι το τελευταίο έχει αποφευχθεί από τους φιλόσοφους για χιλιετίες, αλλά ισχυριζόμαστε ότι αυτές οι ιδέες μας βοηθούν να διευκρινίσουμε την επιστημονική πρακτική της εξέτασης αιτιών.

1.1.1 Η αιτία

Ο Αριστοτέλης έθιξε παραπάνω από μία ερμηνεία για τη σημασία της λέξης αιτία. Σύμφωνα με τις αγορεύσεις του και τους προβληματισμούς του, θα ήταν πιο σωστό να αναρωτηθούμε τι μπορεί να είναι μια «αποτελεσματική αιτία». Προφανώς ακόμα και αυτός ο περιορισμός δεν περιορίζει την έννοια της αιτίας για τους σκεπτικιστές Hill [1] και Mill [54]. Σύμφωνα με αυτούς οτιδήποτε μπορεί να είναι αιτία ή τουλάχιστον μια πιθανή αιτία.

Ας πάρουμε αρχικά, ότι οι αιτίες είναι εκείνα μόνο τα πράγματα που θα μπορούσαν να είναι αγωγές σε πειράματα. Λέμε «αρχικά» γιατί πρακτικά, ηθικά και σύμφωνα με άλλες θεωρήσεις και υποθέσεις, τα πειράματα μπορούν να γίνουν ακατόρθωτα, περιορίζοντας μας να πάρουμε το ενδεχόμενο των υποθετικών πειραμάτων. Για παράδειγμα, στον τομέα της Ιατρικής και της Κοινωνιολογίας μπορεί να είμαστε σε θέση να συλλάβουμε ένα πείραμα, αλλά κανένας δεν θα προσπαθούσε να το εκτελέσει. Αντ' αυτού θα έπρεπε να περιμένουμε να συμβεί ή να προκύψει ένα φυσικό πείραμα. «Οι μελέτες παρατήρησης» είναι ο όρος που χρησιμοποιείται από τους στατιστικούς (όπως ο Cochran, [10]) και αναφέρεται για τις μελέτες που «το αντικείμενο τους είναι η έρευνα για αιτιώδεις επιδράσεις σε ορισμένους παράγοντες» όμως «για τον έναν ή τον άλλον λόγο ο ερευνητής δεν μπορεί να επιβάλλει στο αντικείμενο μελέτης ή να παρακρατήσει από το αντικείμενο μελέτης, μια αγωγή της οποίας οι επιδράσεις είναι επιθυμητές προς ανακάλυψη, από αυτόν.»

Θεωρείστε την αιτία μιας φωτιάς σε ένα δάσος. Γνωρίζουμε ότι η φωτιά ξεκινά με διαφορετικούς τρόπους - ένα σπίρτο πετάγεται από ένα αυτοκίνητο, μια αστραπή, ή μια φωτιά που σιγοκαίει σε κάμπιγκ προσκόπων, για παράδειγμα. Καμία από αυτές τις αιτίες δεν είναι απαραίτητες γιατί μια φωτιά στο δάσος μπορεί να ξεκινήσει ακόμα κι αν, ας πούμε, ένα σπίρτο δεν είναι παρόν. Επίσης, καμία από αυτές δεν είναι αρκετές να ξεσπάσει μια φωτιά. Εξάλλου, ένα σπίρτο πρέπει να παραμείνει αναμένο για αρκετή ώρα για να ξεσπάσει πυρκαγιά, πρέπει να έρθει σε επαφή με καύσιμο υλικό όπως τα ξηρά φύλλα, πρέπει να υπάρχει οξυγόνο για την καύση για να προκύψει, και ο καιρός πρέπει να είναι αρκετά ξηρός ώστε τα φύλλα να είναι ξηρά και το σπύρτο να μην υγρανθεί αν νωρίτερα έχει βρέξει. Έτσι το σπίρτο είναι μέρος μιας αλληλουχίας συνθηκών εκ των οποίων όλες είναι απαραίτητες για να προκαλέσουν φωτιά, αν και μερικές από αυτές τις συνθήκες λαμβάνονται σαν δεδομένες, όπως η πληθώρα οξυγόνου. Ένα αναμένο σπίρτο είναι, ωστόσο όπως αποκαλεί ο Mackie (1974) [51] μια πρωταρχική συνθήκη -«ένα ανεπαρκές αλλά μη περιττό μέρος ενός περιττού αλλά ικανοποιητικού όρου» . Είναι ανεπαρκές επειδή ένα σπίρτο δεν μπορεί να αρχίσει μια πυρκαγιά χωρίς τους άλλους όρους. Είναι μη περιττό μόνο εάν προσθέτει ορισμένη φωτιά προάγοντας ότι είναι μεμονωμένα διαφορετικό από τους άλλους παράγοντες που είδαμε (π.χ. το οξυγόνο, τα ξηρά φύλλα) συμβάλλει στην έναρξη μιας πυρκαγιάς, εξάλλου, θα ήταν πιο δύσκολο να ειπωθεί ότι το σπίρτο προκάλεσε την πυρκαγιά εάν κάποιος άλλος προσπάθησε ταυτόχρονα να την ανάψει με έναν αναπτήρα . Είναι μέρος μιας ικανοποιητικής συνθήκης για να αρχίσει μια πυρκαγιά σε σχέση με τον πλήρη ορισμό των διάφορων παραγόντων. Αλλά εκείνη η συνθήκη δεν είναι απαραίτητη επειδή υπάρχουν άλλα σύνολα συνθηκών που μπορούν να ξεκινήσουν τις πυρκαγιές.

Ένα παράδειγμα έρευνας μιας επιπρόσθετης συνθήκης αφορά μια νέα πιθανή θεραπεία για τον καρκίνο. Στα τέλη της δεκαετίας του 1990, μια ομάδα ερευνητών στην Βοστώνη που επικεφαλής της ήταν ο Δρ Judah Folkman [24] ανέφερε ότι ένα νέο φάρμακο με την ονομασία Endostatin συρρίκνωσε τους όγκους με το να περιορίζει τον ανεφοδιασμό τους με αίμα (Folkman, 1996). Άλλοι αξιολογητές ερευνητές δεν θα μπορούσαν να αναπαράγουν την επίδραση ακόμα και αν χρησιμοποιούσαν τα φάρμακα που στάλθηκαν σε αυτούς από το εργαστήριο του Δρ Folkman. Οι επιστήμονες τελικά επανέλαβαν τα αποτελέσματα μετά το ταξίδι στο εργαστήριο του Folkman για να μάθουν πως να κατασκευάσουν κατάλληλα την εισαγωγή και το χειρισμό του φαρμάκου και πως να το εφαρμόσουν στους ασθενείς με το κατάλληλο βάθος και γωνία. Ένας παρατηρητής επονόμασε αυτά τα απρόβλεπτα έξοδα ως το φαινόμενο «του χεριού μας», που σημαίνει ότι «ακόμα και αν δεν γνωρίζουμε ποιες λεπτομέρειες είναι σημαντικές, επομένως θα πάρει κάποιο χρόνο για να βγει η δουλειά» (Rowe, 1999, σελ. 732). Το Endostatin ήταν μια επιπρόσθετη συνθήκη. Ήταν ανεπαρκής αιτία από μόνη της, και η αποτελεσματικότητά της απαιτήσε να ενσωματωθεί σε ένα μεγαλύτερο σύνολο από συνθήκες που ούτε καν ήταν πλήρως κατανοητές από τους αρχικούς ερευνητές.

Οι περισσότερες αιτίες καλούνται ακριβέστερα επιπρόσθετες συνθήκες. Πολλοί παράγοντες συνήθως απαιτούνται για μια επίδραση ώστε να λάβει αυτή χώρα, αλλά σπάνια τις γνωρίζουμε όλες αυτές και πως σχετίζονται μεταξύ τους. Αυτή είναι μια αιτία που οι αιτιώδεις σχέσεις που συζητάμε εδώ δεν είναι ντετερμινιστικές αλλά μόνο αυξάνουν την πιθανότητα ότι μια επίδραση θα συμβεί. (Eells, 1991, Holland, 1994). Επίσης εξηγεί γιατί μια δοθείσα αιτιώδη σχέση θα προκύψει κάτω από κάποιες συνθήκες αλλά όχι καθολικά με την πάροδο του χρόνου, χώρου, πληθυσμών, ή άλλων ειδών θεραπειών και εκβάσεων που είναι περισσότερο ή λιγότερο σχετικές με εκείνες που μελετώνται. Σε διαφορετικούς βαθμούς, όλες οι αιτιώδεις σχέσεις είναι σε ένα πλαίσιο εξαρτημένες, ώστε η γενίκευση των πειραματικών επιδράσεων να είναι πάντα ένα ζήτημα. Για το λόγο αυτό επιστρέφουμε σε τέτοιες γενικότητες μέσω αυτής της μελέτης.

Η έννοια της αιτίας σε ένα πείραμα αλλά και σε μια μελέτη παρατήρησης είναι ίδια σε γενικές γραμμές. Η διαφορά είναι στο βαθμό που ο ερευνητής πειραμάτων ελέγχει τα φαινόμενα που μελετά, ο οποίος συγκρίνεται με το βαθμό ελέγχου του παρατηρητή, αντίστοιχα. Στο μοντέλο του Rubin [78] [79] [75] [76] [77] αυτό εκφράζεται με την κατανομή της ένωσης του S με την Y_t και την Y_c . Ο συνολικός έλεγχος μπορεί να κάνει την S ανεξάρτητη της Y_t και της Y_c .

Η χρήση του όρου πείραμα με μια πολύ περιορισμένη έννοια, μπορεί να ενοχλεί αρκετούς αναγνώστες, αν και είναι κάπως κοινή με την έννοια της μελέτης του σχεδιασμού πειραμάτων. Για παράδειγμα, τα πειράματα στην Χημεία, στα οποία η ουσία αναλύεται στα συστατικά μέρη ή σε συστατικά που εμπλέκονται το ένα με το άλλο έτσι ώστε να συνθέτουν μια νέα ουσία, που μπορεί να μην έχει ξεκάθαρα αναγνωρίσιμες μονάδες, αγωγές και μεταβλητές απόκρισης. Σε τέτοιου είδους πειράματα, η έννοια του Αριστοτέλη σχετικά με την υλική αιτία είναι συχνά πιο σχετική με την αποτελεσματική αιτία, και ως εκ τούτου τέτοιου είδους πειράματα δεν θεωρούνται σχετικά με το είδος της έννοιας της αιτίας που μας αφορά.

Έτσι λοιπόν επιστρέφοντας στο ερώτημα, τι μπορεί να είναι μια αιτία, ας θεωρήσουμε

1.1. ΤΙ ΕΙΝΑΙ Η ΑΙΤΙΑ, Η ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΚΑΙ Η ΑΙΤΙΩΔΗΣ ΣΧΕΣΗ;

τρία παραδείγματα δηλώσεων που εμπλέκονται με την σημασία της αιτίας αλλά αυτή ποικίλλει σε κάθε χρήση της:

1. Τα πήγε καλά στις εξετάσεις, γιατί είναι γυναίκα.
2. Τα πήγε καλά στις εξετάσεις, γιατί είχε διαβάσει γι' αυτές.
3. Τα πήγε καλά στις εξετάσεις, γιατί είχε προετοιμαστεί κατάλληλα από τον καθηγητή της.

Αυτές οι τρεις δηλώσεις, ακόμα και αν είναι τέλεια κατανοητές, ποικίλλουν στην ερμηνεία του «γιατί» κάθε φορά. Σε κάθε μία, χρησιμοποιώντας τον όρο (γιατί) είναι το ίδιο το αποτέλεσμα - τα πήγε καλά στις εξετάσεις. Οι αιτίες χρησιμοποιώντας τον όρο ξανά, όμως είναι διαφορετικές. Στην (Α) περίπτωση, η αιτία, αποδίδεται σε μια ιδιότητα που διαθέτει το άτομο. Στην (Β) περίπτωση, η αιτία, αποδίδεται σε μια εθελοντική δραστηριότητα που το άτομο ακολούθησε και τέλος στην (Γ) περίπτωση η αιτία αποδίδεται σε μια αιτία που επιβλήθηκε στο άτομο.

Μια ιδιότητα δεν μπορεί να αποτελεί αιτία σε ένα πείραμα, καθώς η έννοια της ενδεχόμενης ικανότητας της ιδιότητας δεν εφαρμόζεται στην αιτία. Ο μόνος τρόπος για μια ιδιότητα να αλλάξει την τιμή της είναι για τη μονάδα που αλλάζει με κάποιο τρόπο και δεν είναι πλέον η ίδια μονάδα. Οι ιδιότητες της αιτιότητας που εμπλέκουν ιδιότητες ως «αιτίες» είναι πάντα δηλώσεις συσχέτισης μεταξύ των τιμών μιας ιδιότητας και μιας μεταβλητής απόκρισης διαμέσου των μονάδων ενός πληθυσμού. Στην (Α) περίπτωση αυτό που εννοείται είναι ότι η προετοιμασία των γυναικών υπερβαίνει, με κάποια έννοια, αυτή των ανδρών.

Παραδείγματα της σύγχυσης μεταξύ ιδιοτήτων και αιτιών είναι ευρέως διαδεδομένα στην βιβλιογραφία της Επιστήμης της Κοινωνιολογίας. Ο Saris και ο Stronkhorst (1984) [80] έδωσαν το ακόλουθο παράδειγμα μιας αιτιώδους υπόθεσης: «Οι σχολικές επιδόσεις στο δημοτικό κάθε μαθητή, επηρεάζουν την επιλογή γυμνασίου». Αυτοί οι συγγραφείς προσδιορίζουν με σαφήνεια την υπόθεση της δήλωσης, ότι μια ιδιότητα ενός μαθητή (για παράδειγμα τα αποτελέσματα σε εξετάσεις, η προετοιμασία στο δημοτικό σχολείο), μπορεί να αποτελέσει αιτία (ή επιρροή) στην επιλογή του μετέπειτα για το γυμνάσιο. Είναι δύσκολο να φανταστούμε πως οι σχολικές επιδόσεις θα μπορούσαν να είναι μια αγωγή σε ένα πείραμα, και επιπλέον να αποτελούν και αιτία με την έννοια που αναπτύσσουμε εδώ. Μια, κατά κάποιο τρόπο, πιο ισχυρή δήλωση δόθηκε από τον Kempthorne [44], «Είναι επιστημονικά ανόητο να μιλάμε για το πως αιτιολογείται ένα γνώρισμα ενός ατόμου ή να καθορίζουμε ένα άλλο γνώρισμα του ατόμου».

Το άλλο άκρο εδώ είναι η περίπτωση (Γ). Αυτή εύκολα ερμηνεύεται με τους όρους του μοντέλου. Αν δεν είχε προετοιμαστεί από τον καθηγητή της, δεν θα τα είχε πάει τόσο καλά. Από αυτό συνεπάγεται μια σύγκριση μεταξύ των απαντήσεων των δύο αιτιών, ακόμα κι όταν αυτή η σύγκριση δεν δηλώνεται ρητά.

Η περίπτωση (Β) είναι απλώς ένα είδος περιπτώσεων και παραδειγμάτων, στις οποίες η ικανότητα εφαρμογής του μοντέλου δεν είναι απόλυτα ξεκάθαρη, κατά συνέπεια με κάποιο

1.1. ΤΙ ΕΙΝΑΙ Η ΑΙΤΙΑ, Η ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΚΑΙ Η ΑΙΤΙΩΔΗΣ ΣΧΕΣΗ;

τρόπο υποδηλώνεται για ποιο λόγο τα επιχειρήματα για το τι συνιστά μια κατάλληλη αιτιώδη συμπερασματολογία μπορούν εδώ να προκύψουν χωρίς οριστική ανάλυση.

Στην περίπτωση (B) το πρόβλημα προκύπτει εξαιτίας της εθελοντικής πτυχής της υποτειθέμενης αιτίας - η μελέτη για την εξέταση. Δεν είναι σαφές ότι μπορούμε να θέσουμε σε ένα άτομο την επιλογή της μελέτης ως επαλήθευση. Μπορεί να είμαστε «ικανοί» να το εμποδίσουμε να μελετήσει, αλλά αυτό θα άλλαζε όλη τη σημασία της (B) περίπτωσης, με αποτέλεσμα να πλησιάζει την περίπτωση (Γ). Θα μπορούσαμε να ορίσουμε λειτουργικά τη μελέτη με τις ώρες που χρειάζεται για να μελετηθεί ένα βιβλίο, αλλά αυτό απλά ορίζει μια ιδιότητα που θα μπορούσαμε να μετρήσουμε ένα αντικείμενο μελέτης. Η εφαρμογή του μοντέλου στην περίπτωση (B) είναι προβληματική και όχι εύκολα επιλύσιμη. Ο εθελοντικός χαρακτήρας των περισσότερων από τις ανθρώπινες δραστηριότητες, επιβάλλει την δημιουργία αιτιωδών δηλώσεων για αυτές, που σε μερικές περιπτώσεις οι δηλώσεις αυτές γίνονται με δυσκολία.

Ο εθελοντικός χαρακτήρας της αιτίας στην (B) δεν είναι η μόνη πηγή δυσκολίας στο να αποφασίσουμε την ικανότητα εφαρμογής του μοντέλου του Rubin, σε συγκεκριμένα προβλήματα. Είναι, ωστόσο, μια κοινή πηγή δυσκολίας.

Το γενικό πρόβλημα είναι στο να αποφασίσουμε πότε κάτι είναι μια ιδιότητα μονάδων και πότε είναι μια αιτία που δρα πάνω στις μονάδες μελέτης. Στην προηγούμενη περίπτωση το μόνο που μπορεί να συζητηθεί περαιτέρω είναι η συσχέτιση, όπου η τελευταία περίπτωση είναι πιθανή, τουλάχιστον για να συλλογιστεί η μέτρηση των αιτιωδών επιδράσεων.

Χαρακτηριστική είναι η επίθεση του Fisher (1957) [23] σε αυτούς που χρησιμοποιούσαν τη συσχέτιση μεταξύ καπνίσματος και καρκίνου του πνεύμονα ως μια απόδειξη και ως μια αιτιώδη ένωση μεταξύ τους ως αποτέλεσμα της δυσκολίας στο να αποφασίσουμε αν το κάπνισμα ή όχι είναι μια ιδιότητα ή μια αιτία. Σίγουρα με τα δεδομένα, που ξεκίνησε αυτή η αναμέτρηση, είναι καθαρώς συσχετισμένα. Οι μελέτες του Doll και του Hill (1950,1952,1956) [17] [18] [19]εξακρίβωσαν μόνο την κατάσταση καπνίσματος και την κατάσταση του καρκίνου του πνεύμονα ως σύνολα θεμάτων. Ο Fisher υποστήριξε ότι το κάπνισμα μπορεί να υποδείξει ορισμένες γενετικές διαφορές ανάμεσα στους καπνιστές και μη και πως αυτές οι γενετικές διαφορές θα μπορούσαν να σχετίζονται με την ανάπτυξη ή όχι του καρκίνου του πνεύμονα. Ο Fisher διεσθάνθηκε ότι «μια εκ πρώτης όψεως περίπτωση είχε δημιουργηθεί για περαιτέρω έρευνα».

Η απάντηση στην κριτική του Fisher μπορεί επίσης να θεωρηθεί ως μια απόπειρα για να δειχθεί ότι το κάπνισμα θα μπορούσε να συμπεριληφθεί στους αιτιώδεις όρους αντί για μια ενδεικτική από τις γενετικές ιδιότητες των θεμάτων. Για παράδειγμα, σύμφωνα με τις απαντήσεις του Fisher, ο McCurdy (1957) [53] επισήμανε ότι τα επίπεδα του καρκίνου του πνεύμονα αυξάνονται με το πόσο καπνίζουν τα άτομα, και αν τα άτομα προς έρευνα σταματήσουν το κάπνισμα τα επίπεδα του καρκίνου του πνεύμονα μειώνονται από αυτούς που δεν το σταματάνε. Και στα δύο επιχειρήματα, μπορεί να θεωρηθεί ως έμφαση στις αιτιώδεις απόψεις του καπνίσματος- μπορεί κανείς να κάνει περισσότερο ή λιγότερο από αυτό και μπορεί κανείς και να το κόψει. Ο προβληματισμός αυτός έχει αναπτυχθεί εκτενώς από τον Cook (1980) [11].

1.1.2 Η επίδραση

Για καλύτερη κατανόηση στο ερώτημα τι είναι μια επίδραση μέσω ενός μοντέλου αντι-παραδείγματος που έχει τις απαρχές του από τον φιλόσοφο του 18ου αιώνα David Hume [39] [40] (Lewis, 1973, σελ. 556 [46]). Ένα αντιπαραδείγμα είναι κάτι που είναι αντίθετο προς ένα γεγονός. Σε ένα πείραμα, παρατηρείται τι συνέβη όταν οι άνθρωποι εισήχθησαν σε μια θεραπεία. Το αντιπαραδείγμα είναι γνώση στο τι θα μπορούσε να συμβεί σε αυτούς τους ίδιους ανθρώπους αν αυτοί ταυτόχρονα δεν είχαν εισήχθει σε αυτή την θεραπεία. Μια επίδραση είναι η διαφορά μεταξύ του τι συνέβη με αυτό που θα μπορούσε να συμβεί.

Δεν γίνεται να παρατηρηθεί πραγματικά το αντίθετο ή το αντιπαραδείγμα. Εξετάστε την φαινυλκετονουρία (PKU), μια γενετικά βασισμένη μεταβολική ασθένεια που προκαλεί τη διανοητική καθυστέρηση εκτός αν αντιμετωπιστεί κατά τη διάρκεια των πρώτων εβδομάδων της εμφάνισής της. Το PKU είναι η απουσία ενός ενζύμου που ειδικά θα απέτρεπε μια συγκέντρωση της φαινυλαλανίνης, μια τοξική ουσία στο νευρικό σύστημα. Όταν μια αυστηρή διατροφή φαινυλαλανίνης ξεκινά νωρίς και διατηρείται, η καθυστέρηση αποτρέπεται. Σε αυτό το παράδειγμα, η αιτία θα μπορούσε να θεωρηθεί σαν μια ελλοχεύουσα γενετική ατέλεια, ως ενζυματική αναταραχή, ή ως διατροφή. Κάθε ένας υπονοεί ένα διαφορετικό αντιπαραδείγμα. Για παράδειγμα, αν πούμε ότι μια αυστηρή δίαιτα φαινυλαλανίνης προκάλεσε μια μείωση στην PKU-βασισμένη πνευματική καθυστέρηση στα νήπια που είναι με αυξημένα επίπεδα φαινυλκετονουρίας όταν γεννηθούν, το αντιπαραδείγμα είναι οτιδήποτε θα είχε συμβεί αν αυτά τα ίδια νήπια δεν είχαν λάβει την ίδια αυστηρή διατροφή φαινυλαλανίνης. Η ίδια λογική ισχύει για τη γενετική ή ενζυματική έκδοση της αιτίας. Αλλά είναι αδύνατο για αυτά τα ίδια νήπια ταυτόχρονα να έχουν από τη μια και από την άλλη να μην έχουν τη διατροφή, η γενετική διαταραχή, ή την ενζυμική ανεπάρκεια.

Έτσι ένας κεντρικός στόχος για όλη την έρευνα που προκαλεί την αιτία, είναι η δημιουργία λογικών προσεγγίσεων σε αυτό το φυσικά αδύνατο αντιπαραδείγμα. Για παράδειγμα, αν ήταν ηθικό να κάνουμε έτσι, θα μπορούσαμε να αντιπαραβάλουμε τα νήπια με φαινυλκετονουρία στα οποία δόθηκε η διατροφή με άλλα νήπια με φαινυλκετονουρία που δεν δόθηκε η διατροφή αλλά που ήταν παρόμοια από πολλές απόψεις με εκείνα που ήταν παρόμοια σε γένος, ηλικία, κοινωνικοοικονομική θέση και κατάσταση υγείας. Ή θα μπορούσαμε (αν ήταν ηθικό) να αντιπαραθέσουμε τα νήπια που δεν ήταν σε διατροφή για τους πρώτους 3 μήνες της ζωής τους με αυτά τα νήπια που ξεκίνησαν την διατροφή μετά τον 4ο μήνα της ζωής τους. Καμία από αυτές τις προσεγγίσεις είναι ένα αληθές αντιπαραδείγμα. Στην πρώτη περίπτωση, τα μεμονωμένα νήπια στην συνθήκη θεραπείας είναι διαφορετικά από αυτά της συνθήκης σύγκρισης, στην δεύτερη περίπτωση, οι ταυτότητες είναι ίδιες, αλλά ο χρόνος που πέρασε και ορισμένες αλλαγές ακόμα και αν η θεραπεία που υποβλήθηκε στα νήπια (συμπεριλαμβανομένου της μόνιμης ζημιάς που έγινε από την φαινυλαλανίνη κατά τη διάρκεια των 3 μηνών ζωής). Έτσι οι δύο κεντρικοί στόχοι στο πειραματικό σχέδιο δημιούργησαν μια υψηλής ποιότητας αλλά απαραίτητως μια ημιτελής πηγή συμπερασματολογίας αντιπαραδείγματος και κατανόησης γιατί αυτή η πηγή διαφέρει από την συνθήκη επεξεργασίας.

Αυτός ο αντίθετος συλλογισμός είναι πλήρως ποιοτικός γιατί η αιτιώδη συμπεραματο-

λογία, ακόμα και στα πειράματα, είναι πλήρως ποιοτική (Campbell, 1975 ,Shadish, 1995α , Shadish & Cook, 1999) [88]. Ωστόσο, μερικά από αυτά τα σημεία που έχουν τυποποιηθεί από τους στατιστικούς σε μια ειδική περίπτωση που ορισμένες φορές ονομάζεται μοντέλο αιτιότητας του Rubin (Holland [34], Rubin, 1974, 1977, 1978, 1986) [78] [75] [76] [77]. Αυτή η μελέτη δεν είναι περίπου στατιστικής, έτσι λοιπόν δεν περιγράφεται εκείνο το μοντέλο λεπτομερώς (West, Biesanz, και ο Pitts [2000] ,Campbell). Μια αρχική έμφαση του μοντέλου του Rubin είναι η ανάλυση της αιτίας στα πειράματα, και οι βασικές εγκαταστάσεις της είναι συνεπείς με εκείνες του αντίστοιχου συγγράμματος. Το μοντέλο του Rubin επίσης έχει χρησιμοποιηθεί ευρέως για να αναλύσει την αιτιώδη συμπερασματολογία σε μελέτες με υποθέσεις ελέγχου στην δημόσια υγεία και ιατρική (Holland και Rubin, 1988), σε μονοπάτια ανάλυσης στην κοινωνιολογία (Holland, 1986) και το παράδοξο που ο Lord (1967) συνέστησε στον τομέα της ψυχολογίας (Holland και ο Rubin, 1983) [33] και έχει παραγάγει πολλές στατιστικές (για παράδειγμα ο Dawid, 2000, ο Pearl, 2000) [60]. Αυτό που είναι σαφές, εντούτοις, είναι ότι το μοντέλο του Rubin είναι ένα πολύ γενικό μοντέλο με προφανείς και λεπτές επιπτώσεις.

1.1.3 Η αιτιώδης σχέση

Πώς γνωρίζουμε αν η αιτία με την επίδραση σχετίζονται; Σε μια κλασική ανάλυση που θεμελιώθηκε από τον φιλόσοφο του 19ου αιώνα John Stuart Mill [54], μια αιτιώδης σχέση υπάρχει εάν (1) η αιτία προηγήθηκε της επίδρασης (2) η αιτία σχετιζόταν με την επίδραση και (3) δεν μπορούμε να βρούμε καμία εύλογη εναλλακτική εξήγηση για την επίδραση εκτός από την αιτία. Αυτά τα τρία χαρακτηριστικά αντανακλούν τι συμβαίνει στα πειράματα που (1) χειριζόμαστε τη θεωρούμενη αιτία και παρατηρούμε μια έκβαση κατόπιν (2) βλέπουμε εάν η παραλλαγή στην αιτία συσχετίζεται με την παραλλαγή στην επίδραση, και (3) χρησιμοποιούμε ποικίλες μεθόδους κατά τη διάρκεια του πειράματος για να ελαττώσουμε την ευλογοφάνεια των άλλων εξηγήσεων για την επίδραση, μαζί με τις βοηθητικές μεθόδους για να ερευνήσουμε την ευλογοφάνεια εκείνων που δεν μπορούμε να αποκλείσουμε.

Ως εκτούτου τα πειράματα είναι καλοταϊριασμένα στη μελέτη των αιτιωδών σχέσεων. Καμία άλλη επιστημονική μέθοδος τακτικά δεν ταιριάζει με τα χαρακτηριστικά των αιτιωδών σχέσεων τόσο καλά. Η ανάλυση του Mill δείχνει επίσης την αδυναμία άλλων μεθόδων. Σε πολλές μελέτες συσχέτισης, παραδείγματος χάριν, είναι αδύνατο να γνωρίζουμε ποιές από τις δύο μεταβλητές ήρθαν πρώτες, έτσι ισχυριζόμαστε ότι μια αιτιώδη σχέση μεταξύ τους είναι αβέβαιη. Κατανοώντας αυτή τη λογική των αιτιωδών σχέσεων και πως οι βασικοί όροι της, όπως είναι η αιτία και η επίδραση ορίζονται ώστε να βοηθήσουν τους ερευνητές να εξετάσουν τις μελέτες πρόκλησης αιτίας.

1.2 Ιστορική Αναδρομή

Οι στατιστικοί (επιστήμονες - μελετητές - ερευνητές) ανησυχούσαν για την ερμηνεία

1.2. ΙΣΤΟΡΙΚΗ ΑΝΑΔΡΟΜΗ

των αναλύσεων τους. Αυτός ήταν και ένας λόγος που έδειχναν πάντα ιδιαίτερο ενδιαφέρον στην αιτιότητα, ακόμα και αν ήταν αρχικά φειδωλοί με την χρήση της.

Ο Yule (1900) [93] ειδικότερα, τόνισε στο πλαίσιο μιας χρονοσειράς τη διάκριση μεταξύ της συσχέτισης και της αιτιότητας.

Ο Fisher (1926,1935) [22] [21] έδειξε ότι η τυχαιοποίηση θα μπορούσε να αποδόσει συμπερασματολογία αιτιότητας για αγώγιμες επιδράσεις στις οποίες η αβεβαιότητα θα μπορούσε να αξιολογηθεί πιθανολογικά με βάση την τυχαιοποίηση χωρίς ειδικές υποθέσεις για τη δομή της μη ελέγξιμης μεταβλητότητας.

Ο Cochran (1965) [9] έδωσε μια διεισδυτική εκδοχή από πολλές πτυχές της ανάλυσης μελετών παρατήρησης και παράλληλα επισήμανε την ανάγκη για επέκταση της ανάλυσης διαδρομής του Sewall - Wright [89] για την αντιμετώπιση θεμάτων με πιθανή αιτιότητα, προλαμβάνοντας έτσι την ώθηση πολύ πρόσφατων εργασιών. Επιπρόσθετα ο Cochran παρέθεσε την απάντηση του Fisher, σε μια ερώτηση όπου ο Cochran τον ρωτούσε πως να κάνει τις μελέτες παρατήρησης πιο σαφείς - περιεκτικές, πιθανές ώστε να δίνουν απαντήσεις αιτιότητας. Η απάντηση ήταν : « *Κάντε πιο λεπτομερείς τις θεωρίες σας*». Αυτό μπορεί να επιτευχθεί με διάφορους τρόπους, για παράδειγμα, από το να συγκεντρώσει αποδείξεις από διαφορετικούς τύπους ή να εξασφαλίσει κάπως παρόμοιες αποδείξεις κάτω από ένα ευρύ φάσμα συνθηκών.

Ο Hill (1965) [1] έδωσε κατευθυντήριες γραμμές. Η ικανοποίηση ορισμένων ή όλων από αυτούς , θα ενδυνάμωνε τη σύνταξη της υπόθεσης για αιτιότητα από τις μελέτες παρατήρησης. Ο ίδιος δεν αναφέρει ρητά τι εννοούσε με τον όρο αιτιότητα , παρόλα αυτά φαίνεται πολύ πιθανό ότι ήταν οτιδήποτε έχει ονομαστεί πάνω κάτω σε πρώτο επίπεδο, αιτιότητα. Παρόλο που είχε διατυπωθεί σ' ένα επιδημιολογικό πλαίσιο, οι κατευθύνσεις του ήταν σε μεγάλο βαθμό σχετικές. Τόνισε , ιδιαίτερα, ότι αποτελούν κατευθύνσεις και όχι κριτήρια.

Ο Box (1966) [7] τόνισε ότι πρέπει να δοθεί οπωσδήποτε προσοχή στην επίδραση μιας αιτιώδους ερμηνείας σε εξισώσεις παλινδρόμησης πάνω σε δεδομένα παρατηρήσεων. Ενώ η εξήγηση του τέθηκε πάνω σε πλαίσιο χημικής μηχανικής, το επιχείρημα ήταν και πάλι της ευρείας εφαρμογής.

Ο Rubin (1974) [75], σε μια σημαντική δημοσίευση του, προσάρμοσε έννοιες της αιτιότητας από σχεδιασμούς πειραμάτων (DOE) σε μελέτες παρατήρησης διαμέσου μιας αναπαράστασης παρόμοιας με αυτή του Fisher, χωρίς το ουσιώδες στοιχείο της φυσικής τυχαιοποίησης που είχε δοθεί από το Neyman (1923) [59]. Ακολούθως, ο Rubin ανέπτυξε και εφάρμοσε αυτές τις ιδέες ιδιαίτερα στα πλαίσια κοινωνικών επιστημών. Η μελέτη του καθώς και πολλές άλλες προηγούμενες μελέτες προσεγγίζονται καλύτερα από μια δημοσίευση ανασκόπησης του Holland (1986) [35]. Στη συνέχεια θα αναπτύξουμε περαιτέρω το μοντέλο του Rubin για την αιτιώδη συμπερασματολογία. Ο ίδιος αποτέλεσε «πρόσφορο» έδαφος στο συγκεκριμένο πεδίο.

Ο Cox και ο Snell [13] σε μια στοιχειώδη έκθεση παλινδρόμησης, περιέγραψαν πέντε διαφορετικές ερμηνείες από εξισώσεις παλινδρόμησης και συντελεστές. Η μια ήταν για να εξετάσει την επίδραση από τις επιβαλλόμενες αλλαγές σε μια ή περισσότερες μεταβλητές και την απαιτούμενη προσοχή, ειδικά σε μελέτες παρατήρησης, προσδιορίζοντας οτιδήποτε κρίθηκε και δόθηκε σε αυτό έμφαση, σύμφωνα με τις επιβαλλόμενες αλλαγές.

Ο Robins [64] σε μια μεγάλη σειρά δημοσιεύσεων, στην πραγματικότητα, διερευνά έννοιες της αιτιότητας σε κλινικές δοκιμές και σε επιδημιολογικά σύνολα. Για προβλήματα, όπου οι θεραπείες ή οι παρεμβάσεις εφαρμόζονται σε σειρά, μπορούμε να εμβαθύνουμε περισσότερο διευρύνοντας τις δημοσιεύσεις του Robins(1997) και πιο λεπτομερέστερα του Van der Laan και Robins (2002)[85].

Ο Rosenbaum (2002) [67] σύμφωνα με την έρευνα του, έθιξε εννοιολογικά και μεθοδολογικά ζητήματα, που εμπλέκονται στην ανάλυση μελετών παρατήρησης.

Ο Freedman (2003) [27] καθώς και ο Dempster (1988) [15], προειδοποίησε για μεγάλο όγκο ερμηνείας στατιστικών αναλύσεων, δίνοντας παραδείγματα ειδικότερα στον τομέα της Επιδημιολογίας αλλά και στην Κοινωνιολογία.

Ο Doll (2002) [16] τόνισε ότι η αιτιότητα είναι συμπέρασμα ή μπορεί να ληφθεί ως συμπέρασμα λαμβάνοντας υπόψη εμπειρικές επιδημιολογικές μελέτες, αλλά απαιτείται σημαντική προσοχή αν η επίδραση είναι «συντηρητική».

1.3 Ορισμοί και έννοιες αιτιότητας

Εισάγονται τώρα τρεις διαφορετικές έννοιες - πτυχές της αιτιότητας. Είναι αρκετά σημαντικό να διακρίνεται η αιτιότητα ως ιδιότητα σε διάφορους επιστημονικούς τομείς, είτε στον τομέα της Φυσικής, είτε της Βιολογίας είτε της Κοινωνιολογίας μέσω της αναπαράστασή της με στατιστικά μοντέλα. Στόχος είναι τα στατιστικά μοντέλα που επιτρέπουν αναπαραστάσεις. Ωστόσο με το να αποκαλούνται αυτά τα μοντέλα, αιτιώδη μοντέλα είναι ενδεχομένως παραπλανητικό.

Εισάγεται εδώ με την πρώτη πτυχή της αιτιότητας που ονομάζεται εδώ (zero- level) μηδενικό επίπεδο αιτιότητας και χρησιμοποιείται συχνά στις στατιστικές μελέτες. Αυτή είναι μια στατιστική συσχέτιση, δηλαδή μη ανεξαρτησία, με ξεκάθαρη έννοια, από την αιτία στην απάντηση - απόκριση, που δεν μπορεί να αφαιρεθεί θέτοντας συνθήκες με «επιτρεπτά» εναλλακτικά χαρακτηριστικά. Για παράδειγμα, στην εκτίμησή μιας πιθανής αιτιώδους επίδρασης, παρεμβαίνοντας στην εμφάνιση ενός καρδιακού επεισοδίου, η αρτηριακή πίεση τρεις μήνες αφότου ξεκινήσει θεραπεία, δεν είναι ένα επιτρεπτό χαρακτηριστικό υπό συνθήκες γιατί από μόνη της μπορεί να επηρεαστεί από μια μελετημένη παρέμβαση.

Αυτό που αποκαλείται μηδενικό επίπεδο αιτιότητας μελετήθηκε από τον Good (1961,1962) [29] [30] και συνολικά αναπτύχθηκε από τον Suppes (1970) [83], αλλά και από τον Granger (1969) [31] στο πλαίσιο μια χρονοσειράς και σε μια γενική διατύπωση, στοχαστικής διαδικασίας από τον Schweder (1970) [81] και τον Aalen (1987) [2]. Αυτά παρουσιάζονται εκτενώς παρακάτω.

Στη συνέχεια, εισάγουμε μια διαφορετική πτυχή της αιτιότητας που ονομάζεται πρώτο επίπεδο (first level) αιτιότητας. Σύμφωνα με αυτή την πτυχή, που είναι μια πιο ευρεία προσέγγιση στην αιτιότητα, φαίνεται να είναι πιο άμεσα σχετική με πολλές εφαρμογές που απασχολούν τους στατιστικούς.

Για το σκοπό αυτό, αντιμετωπίζοντας δύο ή περισσότερες παρεμβάσεις σε ένα σύστημα, η

1.3. ΟΡΙΣΜΟΙ ΚΑΙ ΕΝΝΟΙΕΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ

εστίαση γίνεται στη σύγκριση αποτελεσμάτων που θα προέκυπταν από διαφορετικές παρεμβάσεις. Για παράδειγμα, έστω δύο ιατρικές παρεμβάσεις τη C_1 και τη C_0 , μια νέα θεραπεία και ένας έλεγχος, μόνο ένα από αυτά μπορεί να χρησιμοποιηθεί σε ένα συγκεκριμένο ασθενή. Στόχος είναι η σύγκριση του αποτελέσματος που παρατηρείται, αν έχει χρησιμοποιηθεί η C_1 με το αποτέλεσμα που θα μπορούσε να παρατηρηθεί αν είχε χρησιμοποιηθεί η C_0 . Η απόδειξη συστηματικής διαφοράς, θα ήταν απόδειξη, εάν αντί για την C_0 χρησιμοποιόταν η C_1 και η χρήση της προκαλούσε μια διαφορά στο αποτέλεσμα. Αυτή η πτυχή μπορεί να θέτει σαν στόχο τον προβληματισμό για τη λήψη μιας απόφασης, αν και δεν είναι απαραίτητο. Για παράδειγμα, κατά την εξέταση εάν ένα ανώμαλο γονίδιο μπορεί να προκαλέσει κάποια πάθηση, η παρέμβαση μεταξύ μιας μη φυσιολογικής και μιας φυσιολογικής εκδοχής του γονιδίου (ομαλό και ανώμαλο) είναι υποθετική και πιο πολύ καμιά άμεση λήψη απόφασης για αντιμετώπιση δεν λαμβάνεται τυπικά. Αυτή η ερμηνεία της αιτιότητας είναι ρητά συγκριτική.

Μιά από τις λεπτές πτυχές αυτής της συνθέσεως είναι ότι μπορεί άμεσα να διατυπωθεί ατομικά, αλλά η επαλήθευσή της και συχνά η πραγματική ερμηνεία περιλαμβάνει συνολικά ή στατιστικά ζητήματα, δηλαδή συνεπάγουν μια επίδραση πάνω σε κάποιο σύνολο ατόμων. Σε αυτή την περίπτωση, ο ρητός καθορισμός του πληθυσμού των ατόμων αναφοράς μπορεί να είναι σημαντικός.

Τέλος παρουσιάζεται η τρίτη πτυχή της αιτιότητας, το δεύτερο επίπεδο αιτιότητας (second level). Σε ένα επιστημονικό πλαίσιο, έστω ότι ο προσεκτικός σχεδιασμός και η ανάλυση έχουν αποδείξει ένα πρότυπο από εξαρτήσεις ή συσχετίσεις ή έχουν εξασφαλιστεί λογικές αποδείξεις για το πρώτο ή το μηδενικό επίπεδο αιτιότητας. Το ερώτημα που προκύπτει είναι η επεξήγηση πως αυτές οι εξαρτήσεις και οι συσχετίσεις προέκυψαν, ή ποιά βαθύτερη παραγόμενη διαδικασία ενεπλάκη, ή ποιά βαθύτερη δομή παρατηρείται. Αυτό συνεπάγεται σε συγχωνευμένη πληροφορία από πολλές διαφορετικές πηγές, για παράδειγμα στα πλαίσια της Φυσικής, οι αποδεδειγμένες συνδέσεις με βασικές αρχές της Κλασικής ή της Κβαντομηχανικής και μεταξύ παρατηρήσεων σε επίπεδο εργαστηρίου. Ο Goldthorpe (1998) [28] υποστήριξε την ύπαρξη ευροίας έννοιας της αιτιότητας και στην Κοινωνιολογία και ο Hoover (2002) [36] στην μακροοικονομική. Μια μεθοδολογική διάκριση μεταξύ της επιδημιολογικής και κοινωνιολογικής έρευνας, είναι ότι στην πρώτη η πιθανή αιτιολογική επίδραση, από συγκεκριμένους παράγοντες κινδύνου, συχνά σχετίζεται ενδεχομένως με συστάσεις δημόσιας υγείας. Ενδιαφέρον παρουσιάζει το κοινωνιολογικό έργο που συχνά όλη η διαδικασία εξαπλώνεται συνδέοντας γονικά την κοινωνικοοικονομική τάξη με τα ατομικά χαρακτηριστικά καθημερινότητας.

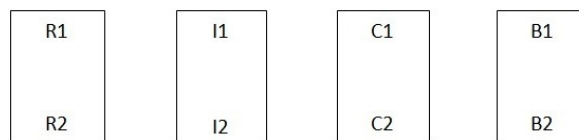
Σε όλα τα πεδία, εξηγήσεις μέσω μιας παραγόμενης διαδικασίας είναι αναπόφευκτες σ'ένα βαθμό και η διαδικασία από μόνη της προσδίδει έναν επίσημο χαρακτηρισμό. Σ'αυτό το σημείο, είναι σημαντικό να διακρίνουμε διαφορετικούς τύπους ερμηνείας. Μερικοί απλώς υποθέτουνται, κι αυτό είναι μια πολύτιμη αρχή και μια πηγή ενθαρρυντικών διερευνητικών ερωτημάτων. Άλλα είναι, σταθερά, λογικά, αποδεδειγμένα. Επιπλέον μερικές εξηγήσεις βασισμένες σε αποδείξεις, είναι διατυπωμένες πριν την εξέταση προς ανάλυση δεδομένων, ενώ άλλες μπορούν να δομηθούν αναδρομικά, με χρήση ανάλυσης. Η τελευταία περίπτωση είναι τυπικά πιο άμεσα πειστική και συχνά προσδοκά ανεξάρτητη αποδοχή. Αυτή η πτυχή

αιτιότητας δεν αποσκοπά μια αρχή έσχατης αιτιότητας. Οποιαδήποτε παραγόμενη διαδικασία που προτείνεται μπορεί από μόνη της να είναι μια περαιτέρω εξήγηση σε ένα βαθύτερο επίπεδο. Η χρήση όρων ποικίλλουν ουσιαστικά μεταξύ ατομικών και ομαδικών πεδίων. Παρόλα αυτά η αρχή στην οποία βασίζεται η διαδικασία ή οι διαδικασίες με χρήση αποδείξεων μοιάζει να ανταποκρίνεται ευρέως αλλά όχι με σε αποκλειστική χρήση στις Φυσικές Επιστήμες. Η πτυχή του πρώτου επιπέδου παρόλα αυτά, συνδέεται πιο συχνά με την Στατιστική, ειδικότερα σε πεδία Επιδημιολογίας με σύνδεση σε εφαρμοσμένο στόχο.

Λόγω αναγκών απλούστευσης όσων αφορά την ερμηνεία, συχνά βολεύει αρκετά να χρησιμοποιείται η ακόλουθη ορολογία. Έστω C μια υποψήφια αιτία, αν έχει νόημα στο πλαίσιο με θέμα να εξεταστεί η C ως πιθανή αιτία της R , για παράδειγμα υπό την έννοια του πρώτου επιπέδου αιτιότητας. Έστω ότι η C θεωρείται ενδεχόμενη αιτία, αν υπάρχει απόδειξη μιας αιτιώδους επίδρασης, για παράδειγμα οι θεωρητικές απαντήσεις σε εναλλακτικά επίπεδα, έστω για παράδειγμα οι C_1 και C_0 είναι συστηματικά διαφορετικές. Παραλείπεται η δυνατότητα προεπιλογής όταν τα στοιχεία αποδεικνύουν ότι δεν υπάρχει εναλλακτική εξήγηση, και ειδικότερα όταν η αναπτυσσόμενη διαδικασία είναι καλώς κατανοητή. Χρησιμοποιείται αυτή η προσεκτική προσέγγιση όχι για να αποθαρρυνθεί η έρευνα για αιτιότητα, αλλά για να αποκλειστεί η ενδεχόμενη πιθανότητα ότι οι πραγματικές ενώσεις μπορούν να θεωρηθούν αιτιώδεις, απλά και μόνο ονομάζοντας τες έτσι.

Έχει επισημανθεί μια πιθανή σύνδεση με τις έννοιες του Suppes (1970) [83] εκ πρώτης όψεως, που θα δούμε στη συνέχεια, για γνήσιες και πλαστές αιτίες. Η πρώτη κατηγορία αντιστοιχεί ευρέως στο τι ονομάζουμε πιθανές και ενδεχόμενες αιτίες. Η τρίτη κατηγορία από τις έννοιες του Suppes έχει να κάνει με μεταβλητές των οποίων η πιθανή αιτιώδη επίδραση εξηγείται διαμέσου επιτρεπτών μεταβλητών.

Οι τρεις πτυχές της αιτιότητας που είδαμε προηγουμένως, προβάλλονται σε ένα πλαίσιο πιθανοθεωρητικών μοντέλων. Για το λόγο αυτό, είναι για τους περισσότερους σκοπούς, αρκετό να θεωρήσουμε ένα σύστημα με τέσσερις μεταβλητές που μετρήθηκαν ατομικά, μια απάντηση R , μια ενδιάμεση μεταβλητή I , μια ενδεχόμενη αιτιώδη μεταβλητή και μια background μεταβλητή. Δίνεται ένα σχήμα (Σχήμα 1) με τις τέσσερις προαναφερθείσες μεταβλητές όπου θεωρούμε ότι κάθε μία από αυτές τις μεταβλητές έχει 2 συνιστώσες.



Σχήμα 1.1: Στο πρώτο κουτάκι απεικονίζονται οι πρωτογενείς απαντήσεις, στο δεύτερο οι ενδιάμεσες μεταβλητές, στο τρίτο οι ενδεχόμενες αιτίες και στο τελευταίο οι λεγόμενες background μεταβλητές.

Η σημασία της μεταβλητής I θα αναπτυχθεί παραπάνω στη συνέχεια. Ωστόσο έχει πα-

1.4. ΑΙΤΙΩΔΗΣ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΚΑΙ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΩΝ

ρουσιαστεί στην αρχική διατύπωση λόγω της εννοιολογικής σημασίας. Ένας πρωταρχικός ρόλος της B είναι να καθορίσουμε οτιδήποτε κρίθηκε, καθορισμένο, σύμφωνα με τις εννοιολογικές αλλαγές της μεταβλητής C.

Υποτίθεται ότι οι μεταβλητές μπορούν αρχικά να διευθετηθούν έτσι ώστε μια από κοινού κατανομή πιθανότητας να είναι ορισμένη αναδρομικά. Σ'ένα απλοποιημένο συμβολισμό για τις πυκνότητες γράφουμε:

$$f_{RICB} = f_{R|ICB}f_{I|CB}f_{C|B}f_B \quad (1)$$

Αγνοώντας την I, με την περιθωριοποίησή της, ενσωματώνονται στην (1) όλες οι τιμές i της I.

1.4 Αιτιώδης Συμπερασματολογία και Συμπερασματολογία Συσχετίσεων

1.4.1 Εισαγωγή

Τα προβλήματα που αφορούν την αιτιώδη συμπερασματολογία, επιμένουν να υπάρχουν στις βάσεις της Στατιστικής Επιστήμης, από τις απαρχές της. Η συσχέτιση δεν σημαίνει αιτιολογία ακόμα και αν τα αιτιώδη συμπεράσματα από προσεκτικούς σχεδιασμούς είναι έγκυρα. Τι μπορεί να μας πει ένα στατιστικό μοντέλο για αιτιότητα;

Αρχικά αρκετοί εκπρόσωποι της Στατιστικής Επιστήμης όταν κλήθηκαν να απαντήσουν στην πιθανότητα μιας ενδεχόμενης συμβολής του τομέα τους, σε ένα ζήτημα αιτιότητας, αρνήθηκαν αμέσως κάθε πιθανότητα.

*«Αυτή η συσχέτιση δεν είναι αιτιότητα και είναι ίσως το πρώτο πράγμα που πρέπει να ειπωθεί».*Barnard,1982 [4]

Πιθανόν, αυτή η αμφίλογη αντίδραση είναι απάντηση σε όλες αυτές τις μικρές επικεφαλίδες που ξεφυτρώνουν αναπάντεχα σε διάφορες θέσεις, για παράδειγμα:

«Αν η Στατιστική δεν μπορεί να συνδέσει την αιτία με την επίδραση, τότε μπορεί να προστεθεί το πρόβλημα αυτό στον τομέα της Ρητορικής...».
Smith,1980 [82]

Μια δυσκολία που προκύπτει μιλώντας για την αιτιότητα είναι η ποικιλία των ερωτήσεων που προκύπτουν ακόμα και από τον τίτλο της έννοιας. Ορισμένοι μελετητές και συγγραφείς επικεντρώνονται στο απόλυτο νόημα της έννοιας της αιτιότητας. Άλλοι ασχολούνται με την εξαγωγή των αιτιών από μια δοθείσα επίδραση. Άλλοι ενδιαφέρονται για την κατανόηση των λεπτομερειών των μηχανισμών αιτιότητας. Θα δώσουμε έμφαση, στη μέτρηση των επιδράσεων των αιτιών, εδώ, γιατί αυτό φαίνεται να είναι το μέρος, όπου η Στατιστική κάνει.

1.4. ΑΙΤΙΩΔΗΣ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΚΑΙ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΩΝ

Ένα γνωστό αξίωμα στην έρευνα είναι : « *Η συσχέτιση δεν αποδεικνύει την αιτιότητα...*» Αυτό διατυπώνεται έτσι επειδή υπάρχει περίπτωση να μην είναι γνωστό ποια μεταβλητή ήρθε πρώτη αλλά ούτε αν υπάρχουν εναλλακτικές εξηγήσεις για την θεωρημένη επίδραση. Παραδείγματος χάριν, υποθέστε ότι το εισόδημα και η εκπαίδευση συσχετίζονται. Πρέπει να έχετε ένα υψηλό εισόδημα για να μπορέσετε να αντεπεξέλθετε οικονομικά στην εκπαίδευση που θα πάρετε, ή θα πρέπει αρχικά να επιλέξετε ένα καλό σύστημα εκπαίδευσης με σκόπο μετέπειτα μια εργασία με καλύτερες αποδοχές. Κάθε δυνατότητα μπορεί να είναι αληθινή, και έτσι και οι δύο χρειάζονται έρευνα. Αλλά μέχρι να ολοκληρωθεί η έρευνα και να αξιολογηθεί από την εκπαιδευτική κοινότητα, μια απλή συσχέτιση δεν προσδιορίζει ποια από τις δύο μεταβλητές ήρθε πρώτη. Οι συσχετίσεις επίσης ελάχιστα αποφαίνονται σε εναλλακτικές εξηγήσεις για μια σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών, όπως είναι εδώ το εισόδημα και η εκπαίδευση. Αυτή η σχέση μπορεί να μην είναι αιτιώδης καθόλου αλλά μάλλον εξαιτίας μια τρίτης μεταβλητής (που ονομάζεται συγχυτικός παράγοντας), όπως θα μπορούσε να είναι εδώ, η εξυπνάδα ή η κοινωνικοοικονομική θέση της οικογένειας, η οποία έχει σαν αιτία την τριτοβάθμια εκπαίδευση και το υψηλό εισόδημα. Για παράδειγμα, αν η υψηλή νοημοσύνη είναι η αιτία για την επιτυχία της εκπαίδευσης και στο επάγγελμα, τότε οι ευφυείς άνθρωποι θα είχαν συσχετίσει την εκπαίδευση και τα εισοδήματα, όχι γιατί η εκπαίδευση έχει σαν αιτία το εισόδημα (ή αντίστροφα) αλλά γιατί και τα δύο θα ήταν συνέπεια την νοημοσύνης. Κατά συνέπεια, ένας κεντρικός στόχος στην μελέτη των πειραμάτων προσδιορίζει τα διαφορετικά είδη συγχυτικών παραγόντων που μπορούν να λειτουργίσουν σε ένα ιδιαίτερο ερευνητικό πεδίο και να κατανοεί τις δυνάμεις και τις αδυναμίες που συνδέονται με τους διάφορους τρόπους τους.

1.4.2 Η βασική διάκριση, η διατύπωση και οι διακλαδώσεις της

Ο στόχος της τυπικής στατιστικής ανάλυσης, που χαρακτηρίζεται από την παλινδρόμηση, την εκτίμηση και από τις υποθετικές τεχνικές ελέγχου, είναι να εκτιμήσει τις παραμέτρους μιας κατανομής από δείγματα που ελήφθησαν από αυτή την κατανομή. Με τη βοήθεια αυτών των παραμέτρων μπορεί κανείς να συμπεράνει συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών, να εκτιμήσει πεποιθήσεις ή πιθανότητες των παρελθοντικών ή μελλοντικών γεγονότων, καθώς και να εκσυγχρονίσει αυτές τις πιθανότητες κάτω από το φως νέων αποδείξεων ή νέων μέτρων. Τα πεδία αυτά, τα διαχειρίζεται καλά η τυπική στατιστική ανάλυση εφόσον οι συνθήκες του πειράματος παραμένουν ίδιες. Η αιτιώδης ανάλυση πάει ένα βήμα παραπέρα. Ο στόχος της είναι να συμπεράνει όχι μόνο πεποιθήσεις ή πιθανότητες κάτω από στατιστικές συνθήκες, αλλά και τη δυναμική των πεποιθήσεων κάτω από την αλλαγή συνθηκών, για παράδειγμα μεταβολές που προκαλούνται από αγωγές ή από εξωτερικές παρεμβάσεις.

Από αυτή τη διάκριση συνεπάγεται ότι οι αιτιώδεις έννοιες και οι έννοιες συσχετίσεων δεν αναμειγνύονται. Δεν υπάρχει τίποτα σε μια συνάρτηση κατανομής που να μας λέει πως η κατανομή θα μπορούσε να διαφέρει αν οι εξωτερικές συνθήκες έπρεπε να αλλάξουν - ως

1.4. ΑΙΤΙΩΔΗΣ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΚΑΙ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΩΝ

πούμε από τις ρυθμίσεις παρατήρησης στις ρυθμίσεις πειράματος - γιατί οι νόμοι της θεωρίας πιθανοτήτων δεν υπαγορεύουν πως μια ιδιότητα μιας κατανομής θα πρέπει να αλλάξει όταν μια άλλη ιδιότητα έχει μεταβληθεί. Αυτή η πληροφορία θα πρέπει να παρέχεται από αιτιώδεις υποθέσεις που προσδιορίζουν τις σχέσεις που παραμένουν αμετάβλητες όταν οι εξωτερικές συνθήκες αλλάζουν.

«Η συσχέτιση δεν συνεπάγει την αιτιότητα». Η διατύπωση αυτή μπορεί να μεταφραστεί σε μια χρήσιμη αρχή: *«Κανείς δεν μπορεί να τεκμηριώσει αιτιώδεις αξιώσεις από συσχετίσεις μόνο, ακόμα και όταν το επίπεδο πληθυσμού - πίσω από κάθε αιτιώδες συμπέρασμα πρέπει να βρίσκεται αιτιώδη υπόθεση που δεν είναι ελεγχόμενη από μελέτες παρατήρησης.»*

Μια χρήσιμη διαχωριστική γραμμή που κάνει την διάκριση μεταξύ των εννοιών συσχέτισης και αιτιότητας εύθραυστη και εύκολα εφαρμόσιμη, μπορεί να διατυπωθεί ως ακολούθως. Μια έννοια συσχέτισης είναι κάθε σχέση που μπορεί να οριστεί με τους όρους μιας κατανομής ένωσης παρατηρούμενων μεταβλητών και μια αιτιώδης έννοια είναι κάθε σχέση που δεν μπορεί να οριστεί από μια κατανομή μόνο. Οι έννοιες συσχέτισης περιλαμβάνουν την συσχέτιση, την παλινδρόμηση, την εξάρτηση, την υπό συνθήκη ανεξαρτησία, την πιθανοφάνεια, την ικανότητα κατάρρευσης, τα αποτελέσματα ροπής, αναλογίας ρίσκου, αναλογίας πιθανοτήτων, την περιθωριοποίηση, την συνθηκολόγηση, τους ελέγχους, κ.ο.κ. Οι έννοιες αιτιότητας περιλαμβάνουν την τυχαιοποίηση, την επιρροή, την επίδραση, τους συγχυτικούς παράγοντες, την κρατημένη σταθερά, την διατάραξη, την πλαστή συσχέτιση, την σταθερότητα, την πίστη, την απόδοση, την παρέμβαση, κ.ο.κ.

Αυτή η διαχωριστική γραμμή είναι εξαιρετικά χρήσιμη στην αιτιώδη ανάλυση γιατί βοηθά τους ερευνητές να εξιχνιάσουν τις υποθέσεις που χρειάζονται για να τεκμηριώσουν διάφορα είδη επιστημονικών αξιώσεων. Κάθε αξίωση που επικαλείται αιτιώδεις έννοιες πρέπει να βασίζεται σε μερικές προϋποθέσεις που επικαλούνται τέτοιες έννοιες, δεν μπορεί να συνταχθεί από αυτό ή ακόμα να οριστεί με όρους στατιστικών συσχετίσεων μόνο.

Η αρχή αυτή έχει σοβαρές συνέπειες που γενικά δεν είναι αναγνωρίσιμες από την τυπική βιβλιογραφία της Στατιστικής. Μερικοί ερευνητές, για παράδειγμα, είναι ακόμα πεπεισμένοι ότι οι συγχυτικοί παράγοντες έχουν ανακαλυφθεί από την τυπική Στατιστική κι αυτό μπορεί να δοθεί από έναν ορισμό συσχετίσεων που λέει:

«ο U είναι ένας ενδεχόμενος συγχυτικός παράγοντας για να εξετάσει την επίδραση της αγωγής X στο αποτέλεσμα Y όταν μαζί οι X και U και αντίστοιχα οι U και Y δεν είναι ανεξάρτητοι.»

Είναι φανερό ότι, αυτός ο ορισμός και όλες οι παραλλαγές του πρέπει να αποτυγχάνουν από τη διαχωριστική γραμμή παραπάνω, αν οι συγχυτικοί παράγοντες ήταν προσδιορίσιμοι στους όρους των στατιστικών συσχετίσεων, θα ήμασταν ικανοί να τους προσδιορίσουμε από χαρακτηριστικά μη πειραματικών δεδομένων. Προσαρμόστε εκείνους τους συγχυτικούς παράγοντες και αποκτήστε αμερόληπτους εκτιμητές αιτιωδών επιδράσεων. Αυτό θα παραβίαζε το χρυσό μας κανόνα: ΠΙΣΩ ΑΠΟ ΚΑΘΕ ΑΙΤΙΩΔΕΣ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑ ΠΡΕΠΕΙ ΝΑ ΥΠΑΡΧΕΙ ΚΑΠΟΙΑ ΑΙΤΙΩΔΗ ΥΠΟΘΕΣΗ ΜΗ ΔΟΚΙΜΑΣΜΕΝΗ ΣΕ ΜΕΛΕΤΕΣ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΗΣ. Ως εκ τούτου ο ορισμός

1.4. ΑΙΤΙΩΔΗΣ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΚΑΙ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΩΝ

πρέπει να είναι ψευδής. Επιπλέον η πικρή απογοήτευση της γενιάς των ερευνητών της επιδημιολογίας και των κοινωνικών επιστημών όσων αφορά τη σύγχυση δεν μπορεί να διερευνηθεί ή να διορθωθεί από στατιστικές μεθόδους παρά μόνο όταν κάποιος κάνει κάποιες επικριτικές υποθέσεις θεωρώντας αιτιώδεις σχέσεις στο πρόβλημα πριν μια προσαρμογή μπορέσει με ασφάλεια να διορθώσει κλίσεις σύγχυσης.

Άλλη μια διακλάδωση της ισχυρής διάκρισης μεταξύ των εννοιών συσχέτισης και αιτιότητας είναι ότι κάθε μαθηματική προσέγγιση στην αιτιώδη ανάλυση πρέπει να αποκτήσει νέα σημειογραφία για την έκφραση αιτιωδών σχέσεων - ο λογισμός πιθανοτήτων είναι ανεπαρκής - εννοώντας ότι αν συντάξουμε μία, μπορούμε να περιμένουμε να συναντήσουμε και την άλλη, αλλά δεν μπορούμε να περιμένουμε να διακρίνουμε στατιστική εξάρτηση ποσοτικοποιημένη από την υπό συνθήκη πιθανότητα $P(\text{ασθένεια}/\text{σύμπτωμα})$ της αιτιώδους εξάρτησης, για την οποία δεν έχουμε έκφραση στον τυπικό λογισμό πιθανοτήτων. Οι επιστήμονες που επιδιώκουν να εκφράσουν αιτιώδεις σχέσεις πρέπει επιπλέον να συμπληρώνουν τη γλώσσα των πιθανοτήτων με ένα λεξιλόγιο αιτιότητας, ένα στο οποίο η συμβολική αναπαράσταση της σχέσης «τα συμπτώματα προκαλούν ασθένεια» είναι σαφές από τη συμβολική αναπαράσταση των συμπτωμάτων που συσχετίζονται με την ασθένεια.

Στη συνέχεια αναλύονται και συγκρίνονται τα στατιστικά μοντέλα που είναι κατάλληλα για τη συμπερασματολογία συσχετίσεων και αιτιώδη συμπερασματολογία.

1.4.3 Μοντέλα για συμπερασματολογία των συσχετίσεων

Το κατάλληλο μοντέλο για τη συμπερασματολογία συσχετίσεων είναι απλά το κλασικό στατιστικό μοντέλο που σχετίζει δύο μεταβλητές πάνω σ' ένα πληθυσμό. Για λόγους σαφήνειας και σύγκρισης με το μοντέλο αιτιώδους συμπερασματολογίας, το οποίο περιγράφεται στη συνέχεια, θα εξετάσουμε εδώ την συσχέτιση εν συντομία.

Το μοντέλο ξεκινά με έναν πληθυσμό U από μονάδες. Μια μονάδα του U θα υποδηλώνεται με u . Οι μονάδες είναι τα βασικά αντικείμενα μελέτης σε μια έρευνα. Παραδείγματα με μονάδες, είναι τα ανθρώπινα θέματα ή θέματα που σχετίζονται με ανθρώπους, ο εργαστηριακός εξοπλισμός, τα νοικοκυριά, τα οικόπεδα. Μια μεταβλητή είναι απλά μια πραγματική συνάρτηση που είναι καθορισμένη σε κάθε μονάδα της U . Η τιμή μιας μεταβλητής για μια δοθείσα μονάδα u είναι ο αριθμός που αποδίδεται από κάποια διαδικασία μέτρησης στο U . Ένα πλήθος από μονάδες και μεταβλητές που ορίζονται σε αυτές τις μονάδες είναι τα βασικά στοιχεία των μοντέλων για την σχέση και την αιτιότητα όπως παρουσιάζονται εδώ. Αντιστοιχούν στις μαθηματικές έννοιες ενός συνόλου και οι πραγματικές συναρτήσεις ορίζονται στα στοιχεία αυτού του συνόλου. Είναι τα αρχέτυπα της θεωρίας και δεν έχουν καθοριστεί περαιτέρω.

Ας υποθέσουμε ότι για κάθε μονάδα u στο U , υπάρχει μια τιμή $Y(u)$, που σχετίζεται. Ας υποθέσουμε ακόμα ότι η Y είναι μια μεταβλητή στατιστικού ενδιαφέροντος, υπό την έννοια ότι κάποιος επιθυμεί να καταλάβει γιατί οι τιμές της Y μεταβάλλονται με την πάροδο των μονάδων στη U . Η Y είναι η μεταβλητή απόκρισης εξαιτίας της κατάστασής της «μεταβλητή που εξηγείται». Κατασκευάζοντας συμπερασματολογίες συσχετίσεων, η μια ικανοποιείται με

1.4. ΑΙΤΙΩΔΗΣ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΚΑΙ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΩΝ

την ανακάλυψη πως οι τιμές της Y ενώνονται με τις τιμές άλλων μεταβλητών που ορίζονται από τις μονάδες του U . Διακρίνουμε την A από την Y , με το να αποκαλούμε την A χαρακτηριστική των μονάδων της u . Λογικά, ωστόσο, οι A και Y είναι επί ίσοις όροις, καθώς και οι δύο είναι απλά μεταβλητές που καθορίζονται στην U .

Όλες οι πιθανότητες, οι κατανομές και οι αναμενόμενες τιμές που εμπλέκονται με τις μεταβλητές υπολογίζονται πάνω στη U . Μια πιθανότητα δεν θα σημαίνει τίποτα λιγότερο ή περισσότερο από μια αναλογία από μονάδες στη U . Οι υπό συνθήκες αναμενόμενες τιμές είναι μέσα από υποσύνολα μονάδων όπου τα υποσύνολα ορίζονται από τη συνθηκολόγηση των τιμών και των μεταβλητών. Είναι υπό αυτή την έννοια τα μοντέλα που περιγράφονται εδώ από τα μοντέλα πληθυσμού.

Ο ρόλος του χρόνου χρειάζεται να τονιστεί εδώ. Οι πληθυσμοί των μονάδων υπάρχουν μέσα σε ένα χρονικό πλαίσιο κάποιου είδους και οι μετρήσεις των χαρακτηριστικών των μονάδων που οι μεταβλητές αναπαριστούν πρέπει επίσης να είναι κατασκευασμένες σε ειδικότερους χρόνους. Για την συμπερασματολογία συσχέτισεων ωστόσο, ο ρόλος του χρόνου είναι απλά για να επηρεάζει τον ορισμό του πληθυσμού των μονάδων ή να καθορίζει μια λειτουργική έννοια, μιας ειδικότερης μεταβλητής. Όπως θα δούμε, στην αιτιώδη συμπερασματολογία ο ρόλος του χρόνου έχει μεγαλύτερη σημασία.

Η πιο λεπτομερής πληροφορία, που μπορεί να έχουμε στο μοντέλο που περιγράφεται είναι απλά οι τιμές της $Y(u)$ και $A(u)$, καθώς και ότι όλες οι u είναι στη U . Η από κοινού κατανομή της Y και της A πάνω στην U προσδιορίζεται από την $Pr(Y = y, A = a) =$ αναλογία των u στη U , όπου $Y(u) = y$ και $A(u) = a$.

Οι ενωτικές παράμετροι είναι καθορισμένες από την κοινή τους κατανομή. Για παράδειγμα η υπό συνθήκη κατανομή της Y δοθέντος της A προσδιορίζεται από την $Pr(Y = y/A = a) = Pr(Y = y, A = a)/Pr(A = a)$. Αυτή η υπό συνθήκη κατανομή περιγράφει πως η κατανομή της Y με όλες τις τιμές, αλλάζει στην U καθώς η A ποικιλλεί. Μια τυπική ενωτική παράμετρος είναι η παλινδρόμηση της Y στην A , έτσι ώστε η υπό συνθήκη προσδοκία $E(Y/A = 0)$.

Η συμπερασματολογία συσχέτισεων αποτελείται από κατασκευή στατιστικών συμπερασματολογιών (εκτιμήσεις, δοκιμές, οπισθοδρομικές κατανομές, κλπ) για ενωτικές παραμέτρους όπου η Y και η A σχετίζονται με τη βάση των δεδομένων που συγκεντρώνονται για την Y και την A από τις μονάδες του U . Με αυτή την έννοια, η συμπερασματολογία συσχέτισεων είναι απλά περιγραφική στατιστική.

1.4.4 Το μοντέλο του Rubin για αιτιώδη συμπερασματολογία

Επειδή ο πειραματισμός είναι ένα ισχυρά επιστημονικό και στατιστικό εργαλείο και αυτό που συχνά εισάγει σαφήνεια σε ειδικές περιπτώσεις αιτιότητας, επιστάται η γλώσσα και το πλαίσιο των πειραμάτων για το μοντέλο για την αιτιώδη συμπερασματολογία. Δεν είναι ότι ισχύει ότι ένα πείραμα είναι η μόνη σωστή ρύθμιση για την τεκμηρίωση της αιτιότητας, αλλά

1.4. ΑΙΤΙΩΔΗΣ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΚΑΙ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΩΝ

σίγουρα είναι η απλούστερη ρύθμιση.

Ο σκοπός είναι η κατασκευή ενός μοντέλου, που είναι περίπλοκο ώστε να επιτρέπει να τυποποιηθούν βασικές διαισθήσεις σχετικά με την αιτία και την επίδραση. Το σημείο εκκίνησης είναι η ανάλυση αιτιωδών επιδράσεων που έχουν δοθεί από τον Rubin (1974, 1977, 1978, 1980) [75] [76] [77] [34]. Θα είναι επαρκής για, ωστόσο, η ενασχόληση με μια απλοποιημένη, πληθυσμιακού επιπέδου έκδοση του μοντέλου του Rubin. Αυτό το απλοποιημένο μοντέλο χρησιμοποιήθηκε από τον Holland και τον Rubin (1980) [34] για την αιτιώδη συμπερασματολογία σε εκ των υστέρων, ελεγχόμενες περιπτώσεις μελετών που χρησιμοποιούνται στην ιατρική έρευνα αλλά και για να αναλυθεί το παράδοξο της ανάλυσης συνδιακύμανσης του Lord (Holland και Rubin 1983 [33]). Γίνεται αναφορά σ' αυτό ως «το μοντέλο του Rubin» ακόμα και αν ο ίδιος υποστήριζε ότι οι ιδέες προϋπήρχαν από τον Fisher. Πιστεύουμε ότι ο Rubin (1974) [75] ήταν το πρόσφορο έδαφος όπου αυτές οι ιδέες εφαρμόστηκαν για πρώτη φορά στη μελέτη της αιτιότητας.

Το μοντέλο αυτό ξεκινά επίσης με ένα πληθυσμό μονάδων U . Οι μονάδες στο μοντέλο για αιτιώδη συμπερασματολογία είναι αντικείμενα μελέτης στις οποίες αιτίες ή τρόποι μεταχείρησης μπορούν να δράσουν. Οι όροι αιτία και μεταχείρηση θα εφαρμόζονται εναλλακτικά, και η έννοια που φέρουν είναι ένα σημαντικό μέρος του μοντέλου αυτού. Είναι σημαντικό να τονιστεί ότι χρησιμοποιώντας τους όρους της αιτίας και της μεταχείρησης εναλλακτικά, δεν περιορίζεται η ανάπτυξη του θέματος, για τις δραστηριότητες εντός μιας ελεγχόμενης τυχαιοποιημένης μελέτης. Αυτό γίνεται για να δοθεί έμφαση σε μια ιδέα που θεωρείται ότι λαμβάνει ανεπαρκή προσοχή σε γενικά ζητήματα αιτιότητας. Αυτό είναι το γεγονός ότι η επίδραση μιας αιτίας είναι πάντα σχετική με μια άλλη αιτία. Για παράδειγμα, η φράση « H προκαλεί τη B » σχεδόν πάντα σημαίνει ότι η A προκαλεί τη B , σχετικά με μια άλλη αιτία που περιλαμβάνει τη συνθήκη «όχι A ». Η ορολογία γίνεται μάλλον κάπως βεβιασμένα αν προσπαθήσουμε να κολλήσουμε με τη συνήθη αιτιώδη γλώσσα, αλλά είναι πιο απλουστευμένο αν χρησιμοποιήσουμε τη γλώσσα των πειραμάτων - μεταχείρηση ή τρόπος αντιμετώπισης (δηλαδή μια αιτία) έναντι ελέγχου (δηλαδή μια άλλη αιτία).

Η έννοια - κλειδί, ωστόσο είναι το δυναμικό (ανεξάρτητα αν μπορεί να επιτευχθεί σε πρακτική εφαρμογή ή όχι) για την έκθεση ή όχι κάθε μονάδα στη δράση μιας αιτίας. Για την αιτιώδη συμπερασματολογία είναι κρίσιμο για κάθε μονάδα που είναι ενδεχομένως εκρηκτική σε κάθε μία από αυτές τις αιτίες. Ως ένα παράδειγμα, η εκπαίδευση που λαμβάνει ένας μαθητής είναι μια αιτία, στη λογική μας, της προετοιμασία του μαθητή για ένα τεστ, ενώ ο αγώνας του μαθητή ή το φύλο του δεν είναι.

Για λόγους απλότητας, θα πρέπει να θεωρείται ότι υπάρχουν απλά δύο αιτίες ή επίπεδα μεταχείρησης, που δηλώνονται με t (για τη μεταχείρηση) και c (για τον έλεγχο). Έστω S μια μεταβλητή που υποδηλώνει την αιτία στην οποία κάθε μονάδα εκτίθεται στη U έτσι ώστε $S = t$, υποδηλώνει ότι η μονάδα είναι εκτεθειμένη στην t , και η $S = c$ υποδηλώνει έκθεση στη c . Σε μια ελεγχόμενη μελέτη, η S είναι κατασκευασμένη από τον πειραματιστή. Σε μια μη ελεγχόμενη μελέτη, η S προσδιορίζεται σε κάποιο βαθμό από τους παράγοντες πέρα από τον έλεγχο του πειραματιστή. Σε άλλη περίπτωση, το κρίσιμο χαρακτηριστικό της έννοιας της αιτίας σ' αυτό το μοντέλο είναι ότι η τιμή της $S(u)$ για κάθε μονάδα θα μπορούσε να'

1.4. ΑΙΤΙΩΔΗΣ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΚΑΙ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΩΝ

ναι διαφορετική.

Η μεταβλητή S είναι ανάλογη της μεταβλητής A στο μοντέλο για τη συμπερασματολογία συσχετίσεων, αλλά με τη βασική διαφορά ότι η $S(u)$ δηλώνει την έκθεση της u σε μια συγκεκριμένη αιτία, όπου η $A(u)$ μπορεί να δηλώνει μια ιδιοκτησία ή ένα χαρακτηριστικό του u . Σε αυτή την περίπτωση η τιμή της $A(u)$ δεν θα μπορούσε να'ναι διαφορετική.

Ο ρόλος του χρόνου τώρα γίνεται σημαντικός εξαιτίας του γεγονότος ότι όταν μια μονάδα είναι εκτεθειμένη σε μια αιτία αυτό πρέπει να συμβεί σε κάποιο ορισμένο χρόνο ή μέσα σε μια ορισμένη χρονική περίοδο. Οι μεταβλητές τώρα χωρίζονται σε δύο τάξεις : της προ-έκθεσης, αυτές των οποίων οι τιμές είναι καθορισμένες πριν την έκθεση στην αιτία, και η μετά-έκθεσης, αυτές των οποίων οι τιμές είναι καθορισμένες μετά την έκθεση στην αιτία.

Ο ρόλος μιας μεταβλητής απόκρισης Y είναι να μετρά την επίδραση μιας αιτίας και επιπλέον οι μεταβλητές απόκρισης πρέπει να πέφτουν στη μετά-έκθεση τάξη. Αυτό δίνει αύξηση σε ένα άλλο κρίσιμο στοιχείο του μοντέλου. Οι τιμές της μετά-έκθεσης (ή μετέπειτα έκθεσης) μεταβλητών είναι ενδεχομένως επηρεασμένες από μια ειδική αιτία, t ή c , στην οποία η μονάδα είναι εκτεθειμένη. Αυτό δεν είναι τίποτα λιγότερο από, τη δήλωση ότι οι αιτίες έχουν επιδράσεις, που είναι η καρδιά της έννοιας της αιτιότητας. Για το μοντέλο που αναπαριστά πιστά αυτή την κατάσταση δεσμών, χρειαζόμαστε όχι μόνο μια μεταβλητή Y , να αναπαριστά μια απόκριση, αλλά δύο μεταβλητές Y_t και Y_c , να αναπαριστούν δύο ενδεχόμενες αποκρίσεις. Η ερμηνεία αυτών των δύο τιμών, $Y_t(u)$ και $Y_c(u)$ για μια δοθείσα μονάδα u είναι ότι η $Y_t(u)$ είναι η τιμή της απόκρισης που θα μπορούσε να παρατηρηθεί αν η μονάδα ήταν εκτεθειμένη στην t , και η $Y_c(u)$ είναι η τιμή που θα μπορούσε να παρατηρηθεί στην ίδια μονάδα αν ήταν εκτεθειμένη στην c .

Η σημειογραφία $Y_t(u)$ και $Y_c(u)$ μερικές φορές, προκαλεί σύγχυση γιατί μια μεταβλητή συνήθως αναπαριστά μια μέτρηση κάποιου είδους και μια μέτρηση συνήθως θεωρείται ως αποτέλεσμα μιας διαδικασίας που εφαρμόζεται σε μια μονάδα. Αυτό δεν είναι πραγματικά σωστό. Για τις μετέπειτα- έκθεσης μεταβλητές ή μέτρηση εφαρμόζεται στην αντιστοίχιση (u, t) (δηλαδή u μετά την έκθεση στο t) ή στην (u, c) (δηλαδή u μετά την έκθεση στην c). Μια σημειογραφία που εκφράζει πιο κοντά αυτή την από κοινού εξάρτηση της Y στη u και την εκτεθειμένη αιτία είναι η $Y_t(u) = Y(u, t)$ και $Y_c(u) = Y(u, c)$. Θα χρησιμοποιήσουμε την Y_t και Y_c , ωστόσο γιατί μας οδηγεί σε απλουστευμένες εκφράσεις.

Η επίδραση της αιτίας t στη u όπως μετράται από την Y και είναι σχετική με την αιτία c , είναι η διαφορά μεταξύ της $Y_t(u)$ και $Y_c(u)$. Στο μοντέλο, αυτό θα αναπαριστάται από την αλγεβρική διαφορά

$$Y_t(u) - Y_c(u) \quad (1)$$

Η διαφορά (1) ονομάζεται αιτιώδη επίδραση της t (σχετική με τη c) στη u (όπως μετρήθηκε από την Y). Η έκφραση (1) είναι ο τρόπος ότι το μοντέλο για αιτιώδη συμπερασματολογία εκφράζει τις πιο βασικές από όλες τις δηλώσεις για αιτιότητα (αιτιώδεις δηλώσεις). Εν ολίγοις η μεταχείριση t προκαλεί την επίδραση $Y_t(u) - Y_c(u)$ στη μονάδα U (σχετική με τη μεταχείριση της c) ή πιο απλά ότι

$$\eta \ t \text{ προκαλεί την επίδραση } Y_t(u) - Y_c(u) \quad (2)$$

Η αιτιώδης συμπερασματολογία τελικά ενδιαφέρεται για τις επιδράσεις των αιτιών σε συγκεκριμένες μονάδες, αυτό είναι, με αξακρίβωση της τιμής της αιτιώδους επιδράσεως στην (1). Από εδώ προκύπτει και το Θεμελιώδες Πρόβλημα της Αιτιώδους Συμπερασματολογίας.

1.5 Το θεμελιώδες Πρόβλημα της Αιτιώδους Συμπερασματολογίας

Είναι απίθανο να παρατηρηθεί η αξία της $Y_t(u)$ και της $Y_c(u)$ στην ίδια μονάδα και ως εκ τούτου, είναι απίθανο να παρατηρηθεί η επίδραση t στη u .

Η έμφαση στη λέξη παρατηρώ. Η αδυναμία της παρατήρησης και των δύο $Y_t(u)$ και $Y_c(u)$ είναι από μόνη της εμφανής σε μερικά παραδείγματα και λιγότερο ξεκάθαρα στ' άλλα. Για παράδειγμα, αν η μονάδα u είναι μια ειδικού τετάρτου βαθμού, η t αναπαριστά ένα μυθιστορηματικό χρονικά μεγάλο πρόγραμμα μελέτης της αριθμητικής, η c αναπαριστά ένα πρότυπο αριθμητικό πρόγραμμα και η Y είναι η βαθμολογία σε ένα διαγώνισμα στο τέλος του χρόνου, τότε είναι προφανές ότι μπορεί να παρατηρηθεί είτε η $Y_t(u)$ είτε η $Y_c(u)$ αλλά όχι και οι δύο. Ποτέ δεν θα παρατηρηθεί η επίδραση της t ήταν στην u . Από την άλλη, αν η u είναι ένα δωμάτιο σε ένα σπίτι, η t σημαίνει ότι ανοίγω το διακόπτη του λαμπτήρα σ' αυτό το δωμάτιο, η c σημαίνει ότι δεν τον ανοίγω και η Y αντιστοιχεί στο αν το φως είναι ανοιχτό ή όχι ένα μικρό χρονικό διάστημα μετά την εφαρμογή της t ή c , τότε θα πρέπει να γνωστοποιηθεί η κλίση στο να γίνει εφικτή η εύρεση των τιμών και των δύο $Y_t(u)$ και $Y_c(u)$ με το απλο χτύπημα του διακόπτη. Αν για παράδειγμα το φως είχε ανοιγοκλείσει χωρίς κάποιο συγκεκριμένο λόγο ενώ σκεφτόμαστε την αρχή του πειράματος, είναι αμφίβολο οι τιμές της $Y_t(u)$ και $Y_c(u)$ να είναι γνωστές μετά το άνοιγμα του διακόπτη.

Η έμμεση απειλή του Θεμελιώδους Προβλήματος της Αιτιώδους Συμπερασματολογίας είναι ότι η αιτιώδης συμπερασματολογία είναι αδύνατη. Αλλά δεν θα 'πρεπε να καταλήξουμε σε αυτό το συμπέρασμα τόσο γρήγορα. Υποστηρίζοντας ότι η ταυτόχρονη παρατήρηση, της $Y_t(u)$ και $Y_c(u)$ είναι αδύνατη, δεν εννοούμε ότι η γνώση - εμπειρία που είναι σχετική με αυτές τις αξίες είναι εντελώς απύσχα. Αυτό θα εξαρτηθεί από την εξεταζόμενη κατάσταση. Υπάρχουν δύο γενικές λύσεις στο Θεμελιώδες Πρόβλημα, στις οποίες για λόγους ευκολίας, θα επισυνάψουμε την επιστημονική λύση και την στατιστική. Η επιστημονική λύση έγγειται στην εκμετάλλευση διάφορων ομοιογενών ή αναλλοίωτων υποθέσεων. Για παράδειγμα με την προσεκτική μελέτη της συμπεριφοράς ενός κομματιού/ μέρους του εργαστηριακού εξοπλισμού, ένας επιστήμονας μπορεί να καταλήξει στο να πιστεύει ότι η τιμή της $Y_c(u)$ μετρημένη σε ένα προγενέστερο χρόνο είναι ίση με την τιμή της $Y_c(u)$ στο τρέχον πείραμα. Το μόνο που χρειάζεται να κάνει τώρα είναι να εκθέσει το u με το t και να μετρήσει την $Y_t(u)$ κι έτσι έχει ξεπεράσει το θεμελιώδες.

Ωστόσο ο υποθετικός επιστήμονας έχει κάνει μια μη ελέγξιμη ομοιογενής υπόθεση. Από προσεκτική δουλειά, μπορεί να πείσει τον εαυτό του καθώς κι άλλους ότι αυτή η υπόθεση είναι σωστή, αλλά ποτέ δεν θα είναι εντελώς βέβαιος. Η επιστήμη έχει προχωρήσει

1.5. ΤΟ ΘΕΜΕΛΙΩΔΕΣ ΠΡΟΒΛΗΜΑ ΤΗΣ ΑΙΤΙΩΔΟΥΣ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑΣ

πολύ, χρησιμοποιώντας αυτή την προσέγγιση. Η επιστημονική λύση είναι μια συνηθισμένη πτυχή της καθημερινής ζωής επίσης. Όλοι τη χρησιμοποιούν για να βγάλουν το αιτιώδες συμπέρασμα που προκύπτει.

Η στατιστική λύση είναι διαφορετική και κάνει χρήση του πληθυσμού U με ένα τυπικό στατιστικό τρόπο. Η μέση αιτιώδη επίδραση T , του t , (σχετική με τη c) πάνω στη U είναι η αναμενόμενη τιμή της διαφοράς $Y_t(u) - Y_c(u)$ πάνω στην u στην U , που είναι:

$$E(Y_t - Y_c) = T \quad (3)$$

η T ορίζεται στην (3), είναι η μέση αιτιώδη επίδραση. Από τους συνήθεις κανόνες της πιθανότητας (3) μπορεί επίσης να εκφραστεί ως:

$$T = E(Y_t) - E(Y_c) \quad (4)$$

Αν κι αυτό δεν μοιάζει πολύ, η (4) αποκαλύπτει ότι η πληροφορία σε διαφορετικές μονάδες που μπορεί να παρατηρηθεί, μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να αποκτηθεί η γνώση για την T . Για παράδειγμα, αν μερικές μονάδες εκτίθενται στην t , μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να δώσουν πληροφορία για την $E(Y_t)$. Ο τύπος (4) χρησιμοποιείται για να αποκτήσουμε γνώση για την T . Ο ακριβής τρόπος που οι μονάδες θα επιλεγούν για έκθεση στο t ή στο c είναι πολύ σημαντικός και περιλαμβάνει όλες τις συνήθεις εκτιμήσεις για τους στατιστικούς σχεδιασμούς σε πειράματα.

Το σημαντικό σημείο εδώ είναι ότι η στατιστική λύση αντικαθιστά την αδύνατον - να παρατηρηθεί αιτιώδη επίδραση της t σε μια συγκεκριμένη μονάδα με την πιθανή - να εκτιμηθεί αιτιώδη μέση επίδραση της t σε ένα πληθυσμό από μονάδες.

Η χρησιμότητα και της στατιστικής και της επιστημονικής λύσης στο Θεμελιώδες Πρόβλημα της Αιτιώδους Συμπερασματολογίας εξαρτάται από την αλήθεια διαφορετικών συνόλων με μη δοκιμασμένες υποθέσεις.

Είναι χρήσιμο να υπάρχει ένας συμβολισμός που να εκφράζει το γεγονός ότι μια μεταβλητή του δείκτη αιτιότητας S καθορίζει ποια τιμή, Y_t ή Y_c , παρατηρείται για μια δοσμένη μονάδα. Αν η $S(u) = t$, τότε η $Y_t(u)$ παρατηρείται, και αν η $S(u) = c$ τότε η $Y_c(u)$ παρατηρείται. Επιπλέον η παρατηρούμενη απάντηση στην μονάδα u είναι η $Y_{S(u)}(u)$. Η παρατηρούμενη μεταβλητή απάντησης, είναι ωστόσο η Y_S . Ως εκ τούτου, ακόμα και αν το μοντέλο περιέχει τρεις μεταβλητές, S, Y_t, Y_c , η διαδικασία της παρατήρησης εμπλέκει μόνο δύο, τις S και Y_S . Η διάκριση ανάμεσα (α) της διαδικασίας μέτρησης της U , που παράγει την μεταβλητή απάντησης, (β) των εκδοχών της μεταβλητής της απάντησης Y_t και Y_c , που αντιστοιχεί σε ποιά αιτία, η μονάδα είναι εκτεθειμένη (και από την άποψη ποιες αιτιώδεις επιδράσεις ορίζονται) και (γ) η μεταβλητή παρατηρούμενης απάντησης Y_S είναι πολύ σημαντική και συχνά, δεν είναι «κατασκευασμένη» από συζητήσεις αιτιότητας. Αυτές οι διακρίσεις ποτέ δεν προκύπτουν από τη μελέτη μιας απλής συσχέτισης, αλλά είναι κρίσιμες στην ανάλυση μιας αιτιότητας.

Είναι χρήσιμο να επανεξεταστεί το μοντέλο για την συμπερασματολογία συσχετίσεων και το μοντέλο Rubin, δίπλα δίπλα για να δωθεί έμφαση στις διαφορές. Και οι δύο εμπλέκουν

έναν πληθυσμό από μονάδες τον U , και οι δύο εμπλέκουν δύο μεταβλητές παρατηρούμενες: (A, Y) για την συσχέτιση και (S, Y_S) για την αιτιότητα. Ωστόσο, αυτό είναι που έχουν και οι δύο πλευρές σε ομοιότητα. Ενώ η A και η U είναι απλώς μεταβλητές που ορίζονται στις μονάδες της U, S και Y_S , προϋποθέτουν μια πιο πολύπλοκη δομή προκειμένου να εφαρμοστούν σε πραγματικές καταστάσεις. Δύο ή περισσότερες αιτίες (ή αντιμετώπισεις) πρέπει να είναι ικανές για να εκτεθούν σε όλες τις μονάδες και η απάντηση Y πρέπει να είναι μια προ-έκθεσης μεταβλητή προκειμένου η παρατηρούμενη απάντηση Y_S να οριστεί. Η συμπερασματολογία συσχετίσεων εμπλέκει την ένωση ή τις υπό όρους κατανομές των τιμών της U και A , και η αιτιώδη συμπερασματολογία στρέφεται κυρίως προς τις τιμές $Y_t(u) - Y_c(u)$ σε μεμονωμένες μονάδες. Οι αιτιώδεις συμπερασματολογίες προέρχονται από τις παρατηρούμενες τιμές των S και Y_S και από τις υποθέσεις που ταυτοποιούν ή δείχνουν το Θεμελιώδες Πρόβλημα της Αιτιώδους Συμπερασματολογίας αλλά συνήθως είναι μη ελεγχόμενες. Οι αιτιώδεις συμπερασματολογίες δεν εμπλέκονται κατά ανάγκη σε στατιστικές συμπερασματολογίες, αλλά οι συμπερασματολογίες συσχετίσεων πάντα το κάνουν.

1.6 Κατευθυνόμενες και μη κατευθυνόμενες αιτίες

Στη διαισθητική κατανόηση του πειραματισμού που έχουν οι περισσότεροι άνθρωποι, επικρατεί η εξής λογική: «*Ας δούμε τι συμβαίνει αν απαιτήσουμε παραλήπτες με ευημερία για να λειτουργήσουμε.*», ενώ αν ειπωθεί: «*Ας δούμε τι θα συμβεί αν αλλάξουμε έναν ενήλικα αρσενικού γένους σε ένα κοριτσάκι τριών ετών*», δεν έχει καμία λογική. Και κάπως έτσι είναι στα επιστημονικά πειράματα. Τα πειράματα εξερευνούν τις επιδράσεις των πραγμάτων που μπορούν να χειραγωγηθούν, όπως η δόση ενός φαρμάκου, το ποσό ενός ελέγχου ευημερίας, το είδος ή η ποσότητα μιας ψυχοθεραπείας ή ο αριθμός των παιδιών σε μια τάξη. Μη κατευθυνόμενα γεγονότα (για παράδειγμα η έκρηξη μιας σουπερνόβας) ή τα χαρακτηριστικά (για παράδειγμα η ηλικία των ανθρώπων, το ακατέργαστο γενετικό υλικό, ή το βιολογικό τους φύλο) δεν μπορούν να είναι αιτίες σε πειράματα γιατί δεν εφικτό να είναι σε ποικιλία σκόπιμα για να εξεταστεί τι συμβαίνει στη συνέχεια. Συνεπώς, οι περισσότεροι επιστήμονες και φιλόσοφοι συμφωνούν ότι είναι πιο δύσκολο να ανακαλυφθούν οι επιδράσεις των μη κατευθυνόμενων αιτιών.

Για να γίνει σαφές, δεν γίνεται ισχυρισμός ότι όλες οι αιτίες μπορούν να είναι κατευθυνόμενες - αλλά μόνο ότι οι πειραματικές αιτίες πρέπει να είναι έτσι. Πολλές μεταβλητές που πολύ σωστά θεωρούνται ως αιτίες, δεν είναι άμεσα κατευθυνόμενες. Κατά συνέπεια είναι καθιερωμένο ότι μια γενετική ατέλεια προκαλεί το σύνδρομο PKU ακόμα κι αν η ατέλεια δεν είναι άμεσα κατευθυνόμενη. Μπορούν να ερευνηθούν τέτοιες αιτίες έμμεσα στις μη πειραματικές μελέτες ή στις βιολογικές διαδικασίες που αποτρέπουν το γονίδιο από την άσκηση της επιρροής της, όπως μέσω της χρήσης της διατροφής για να εμποδίσει τις βιολογικές συνέπειες του γονιδίου. Και το μη κατευθυνόμενο γονίδιο και η κατευθυνόμενη

1.6. ΚΑΤΕΥΘΥΝΟΜΕΝΕΣ ΚΑΙ ΜΗ ΚΑΤΕΥΘΥΝΟΜΕΝΕΣ ΑΙΤΙΕΣ

διατροφή μπορούν να αντιμετωπιστούν σαν αιτίες - και οι δύο συνδιακυμαίνονται με την καθυστέρηση βασισμένη στο σύνδρομο PKU, και οι δύο προηγούνται της καθυστέρησης, και είναι πιθανό να εξερευνηθούν άλλες εξηγήσεις για τις επιδράσεις του γονιδίου και της διατροφής στη γνωστική λειτουργία. Εντούτοις, ερευνώντας μια κατευθυνόμενη δίαιτα σαν μια αιτία έχει δύο σημαντικά πλεονεκτήματα πέρα από την εξέταση του μη κατευθυνόμενου γενετικού προβλήματος σαν μια αιτία. Κατ' αρχάς, μόνο η διατροφή παρέχει μια άμεση δράση για να λυθεί το πρόβλημα, και δεύτερον θα διαπιστωθεί ότι μελετώντας κατευθυνόμενους πράκτορες, επιτρέπει μια υψηλότερη πηγή ποιότητας αντίθετου συμπεράσματος, μέσω τέτοιων μεθόδων όπως η τυχαία ανάθεση. Όταν τα άτομα με το μη κατευθυνόμενο γενετικό πρόβλημα, συγκρίνονται με τα άτομα που δεν πάσχουν από αυτό, τα τελευταία είναι πιθανό να είναι διαφορετικά από τα πρώτα από πολλές απόψεις εκτός από τη γενετική ατέλεια. Έτσι το αντίθετο συμπέρασμα, γι' αυτό που θα είχε συμβεί σε εκείνους, με τη γενετική ατέλεια του PKU είναι δυσκολότερο να εξαχθεί.

Εντούτοις, οι μη κατευθυνόμενες αιτίες πρέπει να μελετηθούν χρησιμοποιώντας μέσα και ορισμούς με σκοπό να γίνουν πιο κατανοητές και χρήσιμες. Αυτό είναι αληθές γιατί τέτοιες αιτίες μας βοηθούν να βρούμε κατευθυνόμενους πράκτορες που μπορούν ύστερα να χρησιμοποιηθούν για να βελτιώσουν το πρόβλημα στο χέρι. Το παράδειγμα με το σύνδρομο PKU το επεξηγεί αυτό. Οι ιατρικοί ερευνητές δεν ανακάλυψαν πως για να μεταχειριστούν το σύνδρομο PKU αποτελεσματικά με την δοκιμή αρχικά διαφορετικών διατροφών σε παιδιά με καθυστέρηση. Αρχικά ανακάλυψαν τα μη κατευθυνόμενα βιολογικά χαρακτηριστικά των παιδιών με διανοητική καθυστέρηση επηρεασμένα με το σύνδρομο PKU, βρίσκοντας ανώμαλα τα υψηλά πεδία της φαινυλαλανίνης που συνδέεται με μεταβολικά και γενετικά προβλήματα αυτών των παιδιών. Κατά συνέπεια η νέα διατροφή προέκυψε από μια ακολουθία μελετών με διαφορετικούς άμεσους σκοπούς, με διαφορετικές μορφές, και με τους ποικίλους βαθμούς της μείωσης της νοητικής καθυστέρησης. Μερικοί ήταν πειραματικοί, αλλά άλλοι δεν ήταν.

Κεφάλαιο 2

Σε αυτή την ενότητα αναπτύσσονται τα εξής θέματα: (1) η εξαγωγή αιτιώδους συμπερασματολογίας από 2^k παραγοντικούς σχεδιασμούς, χρησιμοποιώντας μοντέλα ενδεχόμενων αποτελεσμάτων, (2) τα πειράματα διαλογής για ανάπτυξη δυναμικών συστημάτων επεξεργασίας και (3) οι πειραματικούς σχεδιασμούς με σκοπό τον προσδιορισμό αιτιωδών μηχανισμών.

2.1 Οι παραγοντικοί σχεδιασμοί στην αιτιώδη συμπερασματολογία

2.1.1 Εισαγωγή

Οι παραγοντικοί σχεδιασμοί αρχικά αναπτύχθηκαν στο πλαίσιο αγροτικών πειραμάτων (Yates 1937 [92], Fisher 1942 [20]). Αυτοί οι σχεδιασμοί επιτρέπουν τις σχετικές επιδράσεις αρκετών παραγόντων και των άλλων αλληλεπιδράσεων, να αξιολογηθούν αποτελεσματικά. Ένας 2^k παραγοντικός σχεδιασμός εμπλέκει 2^k συνδιασμούς αγωγών που προκύπτουν από k παράγοντες, ο κάθε ένας με 2 στάθμες. Οι εκτιμώμενες ποσότητες ή τα αντικείμενα ενδιαφέροντος, εκτιμητές στους 2^k παραγοντικούς σχεδιασμούς είναι τυπικά 2^{k-1} παραγοντικές επιδράσεις, που είναι κατ'ουσίαν αιτιώδεις επιδράσεις των πειραματικών παραγόντων στην απόκριση του ενδιαφέροντος (έστω Y) και περιλαμβάνουν k κύριες επιδράσεις και $\binom{k}{j}$ αλληλεπιδράσεις j -παραγόντων για $j = 2, \dots, k$.

Είναι εκπληκτικό ότι οι εκτιμώμενες ποσότητες έχουν τυπικά λάβει λιγότερη προσοχή στη βιβλιογραφία του παραγοντικού σχεδιασμού συγκρινόμενες με τους εκτιμητές. Σε αρκετά βιβλία πειραματικού σχεδιασμού, οι εκτιμώμενες παραγοντικές επιδράσεις είναι πρώτα ορισμένες ως ορθογώνιες αντιθέσεις των παρατηρούμενων τιμών της απόκρισης. Οι εκτιμώμενες ποσότητες τότε είναι ορισμένες ως η προσδοκία αυτών των εκτιμητών πάνω σε ένα υποθετικό υπερπληθυσμό ενδιαφέροντος, από τον οποίο οι πειραματικές μονάδες υποτίθεται ότι δειγματολαμβάνονται τυχαία. Ακριβέστερα, τ' αντικείμενα της συμπερασματολογίας

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

περιγράφονται με τους όρους των παραμέτρων ενός μοντέλου παλινδρόμησης της παρατηρούμενης απόκρισης στον πίνακα σχεδιασμού, με το πρόσθετο σφάλμα. Η συμπερασματολογία, για τις παραγοντικές επιδράσεις είναι ωστόσο, τυπικά βασισμένη σε ένα γραμμικό μοντέλο ή σε ένα πλαίσιο γενικευμένου γραμμικού μοντέλου (ΓΓΜ) που εξαρτάται από το αν η παρατηρούμενη απόκριση είναι κανονικά ή όχι κατανομημένη.

Το γραμμικό μοντέλο βασισμένο στο πλαίσιο της στατιστικής ανάλυσης των παραγοντικών πειραμάτων, ωστόσο χρησιμοποιείται στις περισσότερες εφαρμογές παραγοντικού σχεδιασμού υποφέρει από τα ακόλουθα μειονεκτήματα:

1. Ορίζει την αιτιώδη εκτιμώμενη ποσότητα ως μια παράμετρο της κατανομής πιθανοτήτων της παρατηρούμενης απόκρισης, όπου μια εκτιμώμενη ποσότητα θα μπορούσε ιδανικά να βασίζεται στις επιστημονικές επιτυχίες του πειράματος.
2. Δεν σχετίζει τις εκτιμώμενες ποσότητες με τον πληθυσμό ενδιαφέροντος, και ειδικότερα, στις πειραματικές μονάδες που περιλαμβάνουν τον πληθυσμό. Για παράδειγμα αποτυγχάνει να διακρίνει καταστάσεις όπου ο πληθυσμός ενδιαφέροντος είναι ένας υποθετικός υπέρ πληθυσμός, και ο πεπερασμένος και ο άπειρος. Ενώ το μοντέλο μπορεί να έχει νόημα κάτω από τη δειγματοληψία πειραματικών μονάδων από ένα υπέρ πλήθος, είναι πιο δύσκολο να ερμηνεύσουμε τις παραμέτρους ως αντικείμενα ενδιαφέροντος για ένα πεπερασμένο πλήθος.
3. Επειδή το γραμμικό μοντέλο δεν περιλαμβάνει μια αγωγήμη εκχωρημένη μεταβλητή, χρειάζεται να ξαναοριστεί κάτω από κάθε σαφές σχήμα τυχαιοποίησης (για παράδειγμα τυπικά τυχαίες επιδράσεις συστήνονται ως μοντέλα διασπασμένα).
4. Δεν εμφανίζεται πως η εκτίμηση θα επηρεαστεί αν η προσθετικότητα δεν ισχύει, για παράδειγμα, αν οι επιδράσεις των συνδιασμών αγωγών ποικιλούν με τις πειραματικές μονάδες.

Μια φυσική ερώτηση που προκύπτει σε αυτό το σημείο είναι: Γιατί οι πρόσφατες αναπτύξεις στον τομέα των παραγοντικών πειραμάτων έχουν αγνοήσει τους περιορισμούς που δηλώνονται ανωτέρω; Μια εύλογη εξήγηση προκύπτει από το γεγονός ότι οι περισσότερες από τις πρόσφατες θεωρητικές εξελίξεις έχουν προκληθεί από τις βιομηχανικές εφαρμογές και το πλαίσιο βασισμένο, στο γραμμικό πρότυπο δουλεύει καλά στα περισσότερα χαρακτηριστικά βιομηχανικά πειράματα. Κατ' αρχάς οι πειραματικές μονάδες είναι συχνά ανταλλάξιμες σύμφωνα με τις ελεγχόμενες πειραματικές συνθήκες, κάνοντας την υπόθεση των σταθερών αγωγήμων επιδράσεων, αρκετά ρεαλιστική. Δεύτερον, ο πληθυσμός ενδιαφέροντος είναι τυπικά άπειρος και υποθετικός, επειδή το ενδιαφέρον του πειραματιστή εστιάζεται στη μελλοντική επιλογή των βέλτιστων όρων που προσδιορίζονται μέσω του πειραματισμού. Τρίτον, η μέση επίδραση αγωγής πάνω στον υποθετικό πληθυσμό ενδιαφέροντος είναι χρήσιμη και εύκολα ερμηνεύσιμη στις περισσότερες βιομηχανικές εφαρμογές.

Δυστυχώς, λόγω των ανώτερων περιορισμών, οι παραγοντικοί σχεδιασμοί, αν και χρησιμοποιούνται ευρέως στο βιομηχανικό πειραματισμό, έχουν βρεθεί λίγες εφαρμογές στα

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

κοινωνικά, συμπεριφραστικά και βιοϊατρικά πειράματα, όπου οι περισσότερες από τις προαναφερθείσες επιπλοκές είναι κυρίαρχες. Η σύγχρονη τεχνολογία καθιστά επίσης ή κάνει τον βιομηχανικό πειραματισμό όλο και περισσότερο σύνθετο. Διάφορα βιομηχανικά πειράματα τώρα έχουν σύνθετες δομές τυχαιοποίησης. Μεγάλη έμφυτη παραλλαγή μεταξύ των πειραματικών μονάδων για παράδειγμα, τα υποστρώματα στη νανοτεχνολογία, οδηγούν σύμφωνα με τις υπάρχουσες πληροφορίες στη φτωχή δυνατότητα αναπαραγωγής των πειραματικών αποτελεσμάτων (Dasgupta και λοιποί 2008 [84] [14]). Εξετάζοντας το ενδεχόμενο να εφαρμοστούν οι παραγοντικοί σχεδιασμοί σε κοινωνικά, ιατρικά και συμπεριφραστικά πειράματα και η συνεχής αυξανόμενη ανάγκη τους στη μηχανική και στο βιομηχανικό πειραματισμό, ένα ενοποιημένο πλαίσιο που εξετάζει τους περιορισμούς του πλαισίου που βασίζεται στο γραμμικό πρότυπο, για συμπερασματολογία εμφανίζεται ιδιαίτερα επιθυμητό.

2.1.2 Το RCM, η εξέλιξή του και η επέκτασή του σε παραγοντικούς σχεδιασμούς 2^k

Η πρώτη επίσημη αναφορά για τις πιθανές εκβάσεις εισήχθη από το Neyman (1923) [59] για την τυχαιοποίηση που βασίζεται στη συμπερασματολογία στα τυχαιοποιημένα πειράματα και στη συνέχεια χρησιμοποιήθηκε από τον Kempthorne (1952) [44] και τον Cox (1958) [12] για αιτιώδη συμπερασματολογία από τα τυχαιοποιημένα πειράματα. Η έννοια τυποποιήθηκε και επεκτάθηκε από το Rubin (1974,1975,1977,1978) [75] [77] [76] [69] γι' άλλες μορφές αιτιώδους συμπερασματολογίας από τα τυχαιοποιημένα πειράματα και τις μελέτες παρατήρησης, και η έκθεση αυτής της μετάβασης εμφανίζεται στο Rubin (2010) [73].

Η πρόωρη εξέλιξη του RCM παρακινήθηκε από την ανάγκη για ένα σαφή διαχωρισμό μεταξύ του αντικειμένου της συμπερασματολογίας και ποιοι ερευνητές είναι κατάλληλοι για την ανάπτυξή της (για παράδειγμα ορίστε τυχαία τις επεξεργασίες στις μονάδες). Στο πλαίσιο του αιτιώδους συμπεράσματος, η συμπερασματολογία είναι ένα πίνακας όπου οι σειρές αντιπροσωπεύουν τις μονάδες N , οι οποίες είναι φυσικά αντικείμενα σ' ένα ιδιαίτερο χρονικό σημείο, και οι στήλες αντιπροσωπεύουν τις πιθανές εκβάσεις κάτω από κάθε πιθανή έκθεση. Κατά συνέπεια, για μια μελέτη μ' ένα παράγοντα σε 2 στάθμες που αντιπροσωπεύονται από το 1 και το 0, κάθε σειρά της επιστήμης μπορεί να γραφτεί ως $[Y_i(1), Y_i(0)]$, όπου το $Y_i(x)$ είναι η πιθανή έκβαση της μονάδας i αν η μονάδα I λαμβάνει την επεξεργασία $x, x \in 0, 1$ υποδεδειγμένη από την $W_i(x) = 1$. Η αντιπροσώπευση της συμπερασματολογίας είναι επαρκής σύμφωνα με την υπόθεση σταθερής επεξεργασίας αξίας μονάδων (SUTVA) όπως καθορίζεται από το Rubin (1980) [70].

Η αιτιώδης επίδραση της στάθμης 1 εναντίον της Επεξεργασίας 0 για την i -οστή μονάδα είναι η σύγκριση αντίστοιχων πιθανών εκβάσεων για εκείνη τη μονάδα: $Y_i(1)$ εναντίον $Y_i(0)$ (για παράδειγμα της διαφοράς τους ή της αναλογίας τους). Το «θεμελιώδες πρόβλημα που αντιμετωπίζει η συμπερασματολογία για τις αιτιώδεις επιδράσεις» (Rubin 1978 [77]) είναι ότι μόνο μία από τις πιθανές εκβάσεις μπορεί πάντα να παρατηρηθεί για κάθε μονάδα.

Επομένως, οι αιτιώδεις επιδράσεις ανάλογα τη στάθμη της μονάδας δεν μπορούν να

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

υποθέτονται και πρέπει να προκύψουν. Το RCM επιτρέπει την πρόβλεψη των αιτιωδών επιδράσεων ανάλογα τη στάθμη μονάδας είτε από την Neymanian προοπτική είτε από τη Bayesian προοπτική, αν και τέτοιες εκτιμήσεις είναι γενικά ανακριβείς σχετικά με την εκτίμηση του πληθυσμού ή των αιτιωδών επιδράσεων του υποπληθυσμού.

Αν και οι μέσες αιτιώδεις επιδράσεις $\bar{Y}(1) - \bar{Y}(0)$ είναι κοινοί εκτιμητές σε πολλούς τομείς της εφαρμογής, άλλες περιλήψεις των αιτιωδών επιδράσεων για κάθε στάθμη μονάδας, μπορούν επίσης να είναι ενδιαφέρον για συγκεκριμένες επιστημονικές μελέτες.

Όπως έχει δοθεί έμφαση από το Rubin, δεν είναι απαραίτητη η εστίαση μόνο στις μέσες αιτιώδεις επιδράσεις, αν και αυτή η ποσότητα είναι ιδιαίτερα εύκολο να εκτιμηθεί αμερόληπτα με τα πρότυπα στατιστικά εργαλεία στα τυχαίοποιημένα πειράματα κάτω από τις απλές υποθέσεις.

Ο Rubin (2010) [73] περιγράφει το RCM από την άποψη τριών ποδιών (παρακλαδιών) - το πρώτο είναι για να ορίσει τις αιτιώδεις επιδράσεις χρησιμοποιώντας ενδεχόμενα αποτελέσματα (καθορισμός της επιστήμης), το δεύτερο είναι για να περιγράψει τη διαδικασία από την οποία μερικές πιθανές εκβάσεις θ' αποκαλυφθούν (ο μηχανισμός ανάθεσης), και το τρίτο είναι η Bayesian μεταγενέστερη προφητική διανομή των ελλειπουσών πιθανών εκβάσεων.

Οι παραγοντικές επιδράσεις στο πλαίσιο πιθανών εκβάσεων για πεπερασμένο πληθυσμό

Έστω ότι ο δείκτης k αντιπροσωπεύει τους K , και έστω ότι το z υποδεικνύει ένα ιδιαίτερο συνδυασμό επεξεργασίας που αντιπροσωπεύεται από ένα k -διάστατο διάνυσμα με στοιχεία -1 και 1 , όπου το k -οστό στοιχείο δείχνει εάν ο k -οστός παράγοντας είναι στη χαμηλή του στάθμη (-1) ή στην υψηλή στάθμη ($+1$) με $k = 1, 2, 3, \dots, K$. Ο αριθμός των πιθανών τιμών της z είναι $J = 2^K$ και το σύνολο όλων των συνδυασμών επεξεργασίας J είναι από το Z . Έστω ότι το $Y_i(z)$ υποδεικνύει το ενδεχόμενο αποτέλεσμα της i -οστής μονάδας αν εκτείνεται στην αγωγή z . Γίνεται επιπροσθέτως και η υπόθεση SUTVA που σημαίνει ότι η ενδεχόμενη έκβαση μιας ιδιαίτερης μονάδας εξαρτάται μόνο από το συνδυασμό επεξεργασίας που ορίζεται. Όλες οι πιθανές εκβάσεις για τη μονάδα I περιλαμβάνουν το διάνυσμα Y_i διάστασης J . Τέλος, ορίζουμε την συμπερασματολογία, ως τον $N \times 2^K$ πίνακα Y των ενδεχόμενων εκβάσεων στον οποίο η i -οστή γραμμή είναι το J -διάνυσμα Y_i , $i = 1, \dots, N$ και υποθέτουμε ότι $N = r2^K$, όπου το r είναι ένας ακέραιος αριθμός που αντιπροσωπεύει τον αριθμό των αντιγράφων κάθε συνδυασμού επεξεργασίας.

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον προκαλεί η αντίθεση, για κάθε μονάδα-η μισή με τις ενδεχόμενες εκβάσεις και η άλλη μισή με τις ενδεχόμενες εκβάσεις. Για παράδειγμα, η διαφορά των μέσων των ενδεχόμενων εκβάσεων όταν ο παράγοντας 1 είναι στην υψηλότερη του στάθμη και στην χαμηλότερη, η γνωστή και ως «κύρια επίδραση του παράγοντα 1». Φυσικά, η παράδοση της μελέτης παραγοντικών σχεδιασμών είναι να εξετάζεται η διαφορά των μέσων όρων, και αυτή είναι η περίπτωση που αναπτύσσεται εδώ. Μια παραγοντική επίδραση για κάθε μονάδα είναι η διαφορά των μέσων μεταξύ των μισών ενδεχόμενων εκβάσεων και των άλλων μισών. Επομένως μια παραγοντική επίδραση για τη μονάδα i μπορεί να οριστεί από

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

ένα διάνυσμα, διάστασης J , έστω g , με τα μισά του στοιχεία ίσα με -1 και τα άλλα μισά με $+1$. Διαιρώντας το εσωτερικό γινόμενο του διανύσματος g με το διάνυσμα Y_i από $2^{(K-1)}$ λαμβάνουμε την g -παραγοντική επίδραση για τη μονάδα i . Υπάρχουν $J-1$ τέτοια διανύσματα g , που υποδεικνύονται ως $j = 1, \dots, J-1$ και συντάσσονται ως εξής. Το πρώτο g_1 , παράγει την κυρία επίδραση του παράγοντα 1, το g_2 παράγει την κύρια επίδραση του παράγοντα 2, και συνεχίζοντας αυτή τη διαδικασία μ' αυτό τον τρόπο, το g_K παράγει την κύρια επίδραση του παράγοντα j για τη μονάδα i , στους όρους των ενδεχόμενων εκβάσεων είναι επομένως $\tau_{ij} = 2^{-(K-1)} g'_j Y_i, i = 1, \dots, N, j = 1, \dots$

Μετά τις κύριες επιδράσεις, τα επόμενα $\binom{K}{2}$ διανύσματα g_j παράγουν τις $\binom{K}{2}$ αλληλεπιδράσεις δύο παραγόντων μεταξύ των παραγόντων για τη μονάδα i . Το πρώτο παράγει την αλληλεπίδραση μεταξύ του παράγοντα 1 και του παράγοντα 2, το δεύτερο παράγει την αλληλεπίδραση μεταξύ του παράγοντα 1 και του παράγοντα 3, κλπ, με ανάλογο τρόπο κινούμαστε στη δυσδιάστατη αλληλεπίδραση μεταξύ του παράγοντα $K-1$ και του παράγοντα K . Ο ορισμός για τη διπλή (κατεύθυνση) αλληλεπίδραση μεταξύ του παράγοντα k και του παράγοντα k' για τη μονάδα i είναι επομένως $\tau_{ij} = 2^{-(K-1)} g'_j Y_i, i = 1, \dots, N, j = K+1, \dots, K + \binom{K}{2}$, όπου κάθε στοιχείο του g_j λαμβάνεται με τον πολλαπλασιασμό των αντίστοιχων στοιχείων των g -διανυσμάτων αναπαριστώντας τις κύριες επιδράσεις των παραγόντων k και k' . Οι επόμενες $\binom{K}{3}$ τιμές του g_j παράγουν τις $\binom{K}{3}$ τρισδιάστατες αλληλεπιδράσεις για τη μονάδα i , αρχικά μεταξύ του παράγοντα 1, του παράγοντα 2, και του παράγοντα 3, ακολούθως μεταξύ του παράγοντα 1, του παράγοντα 2, και του παράγοντα 4, κλπ. Κάθε g -διάνυσμα που αντιπροσωπεύεται από μια αλληλεπίδραση μεταξύ τριών παραγόντων παράγεται από τον πολλαπλασιασμό των τριών g -διανυσμάτων αντιπροσωπεύοντας, τις κύριες επιδράσεις αυτών των παραγόντων. Η ίδια διαδικασία συνεχίζεται και τελειώνει με την K -διάστατη αλληλεπίδραση μεταξύ όλων των παραγόντων, παραγόμενη από ένα διάνυσμα που συμβολίζεται ως $g_{(J-1)}$. Για την πληρότητα και για τη μεταγενέστερη χρήση, το διάνυσμα μονάδας που παράγεται από της i -οστής μονάδας μέση ενδεχόμενη έκβαση, συμβολίζεται ως $g_0 = (1, \dots, 1)$, έτσι ώστε να έχουμε J τιμές της $g_j, j = 0, \dots, J-1$.

Μια γενική παραγοντική επίδραση για τη μονάδα i ορίζεται από το διάνυσμα g_j θα παρουσιάζεται από το τ_{ij} , που είναι απλά ένας γραμμικός συνδιασμός των ενδεχόμενων εκβάσεων της μονάδας i και εκφράζεται ως :

$$\tau_{ij} = 2^{-(K-1)} g'_j Y_i, i = 1, \dots, N, j = 1, \dots, J-1 \quad (1)$$

Ο μέσος αυτών των N μονάδων-στάθμης παραγοντικών επιδράσεων πέρα από τις N μονάδες για κάθε πιθανό g_j που καθορίζει τη $J-1$ παραγοντική επίδραση εκτιμητών στον πεπερασμένο πληθυσμό:

$$\bar{\tau}_{.j} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_{ij} = 2^{-(K-1)} g'_j \bar{Y}, \quad (2)$$

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

όπου

$$\bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i \quad (3)$$

Οι παραγοντικές επιδράσεις $\bar{\tau}_{.j}$ που ορίζονται από τη (2) είναι οι εκτιμητές πεπερασμένου πληθυσμού στο πρόβλημα στατιστικής συμπερασματολογίας. Αντίστοιχα οι υπερπληθείς παραγοντικές επιδράσεις ορίζονται ως:

$$\tau_{.j}^{SP} = \lim_{r \rightarrow \infty} \bar{\tau}_{.j} = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_{ij} \quad (4)$$

όπου οι τ_{ij} και οι $\tau_{.j}$ ορίζονται από την (1) και την (2).

ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ : Θεωρείστε ένα 2^2 παραγοντικό πείραμα, που οι ενδεχόμενες εκβάσεις Y_i για την i -οστή μονάδα είναι $Y_i(-1, -1), Y_i(-1, 1), Y_i(1, -1), Y_i(1, 1)$. Οι κύριες επιδράσεις των παραγόντων 1 και 2 αντίστοιχα, αντιπροσωπεύονται από τα διανύσματα $g_1 = (-1, -1, 1, 1)'$, $g_2 = (-1, 1, -1, 1)'$ και η δυσδιάστατη αλληλεπίδραση μεταξύ των παραγόντων 1 και 2 αντιπροσωπεύεται από το διάνυσμα $g_3 = (1, -1, 1, -1)'$. Οι τρεις μοναδιαίου επιπέδου παραγοντικές επιδράσεις τ_{i1}, τ_{i2} και τ_{i3} δίνονται από τα $2^{-1}g_1'Y_i, 2^{-1}g_2'Y_i, 2^{-1}g_3'Y_i$, και οι αντίστοιχες πληθυσμιακού-επιπέδου παραγοντικές επιδράσεις $\bar{\tau}_{.1}, \bar{\tau}_{.2}$ και $\bar{\tau}_{.3}$ είναι οι $2^{-1}g_1'\bar{Y}, 2^{-1}g_2'\bar{Y}$ και $2^{-1}g_3'\bar{Y}$ όπου η \bar{Y} δίνεται από την (3).

Ο μηχανισμός ανάθεσης σε παρατηρούμενες εκβάσεις και η αμερόληπτη εκτίμηση των μέσων επεξεργασίας

Η στατιστική συμπερασματολογία για τις αιτιώδεις επιδράσεις απαιτεί την προδιαγραφή ενός μηχανισμού ανάθεσης, ένα πιθανολογικό μοντέλο για το πως οι πειραματικές μονάδες διατίθεται στους συνδιασμούς επεξεργασίας. Για τους 2^K παραγοντικούς σχεδιασμούς ορίζουμε τις ακόλουθες μεταβλητές ανάθεσης :

$$W_i(z) = \begin{cases} 1 & , \text{αν η } i\text{-οστή μονάδα ορίζεται στο } z \\ 0 & , \text{αλλιώς} \end{cases}$$

Σαφώς υπάρχουν $2^k N$ τέτοιες μεταβλητές ανάθεσης που ικανοποιούν τους ακόλουθους όρους:

$$\sum_z W_i(z) = 1, i = 1, \dots, N \quad (5)$$

$$\sum_{i=1}^N W_i(z) = r, \quad \text{για όλα τα } z \quad (6)$$

Η σχέση (5) προκύπτει από το γεγονός ότι κάθε πειραματική μονάδα μπορεί να διατίθεται σε ένα και μόνο συνδιασμό επεξεργασίας όπου η (6) διευκρινίζει τον αριθμό των επαναλήψεων (r) για κάθε συνδιασμό επεξεργασίας. Ανάλογα με το μηχανισμό ανάθεσης επεξεργασίας, η

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ
ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

$W_i(z)$ μπορεί να έχει διαφορετικές κατανομές πιθανότητας. Υποθέτουμε μια εντελώς τυχαία ανάθεση επεξεργασίας έτσι ώστε:

$$E(W_i(x)|Y) = \frac{1}{2K}, \quad \text{για όλα τα } z$$

όπου $E(\cdot|Y)$ είναι η προσδοκία ή στόχος σε όλες τις πιθανές τυχαιοποιήσεις.

Δείξτε ότι το παρατηρούμενο αποτέλεσμα που αντιστοιχεί στην i -οστή πειραματική μονάδα από την Y_i^{obs} , $i = 1, \dots, N$ έτσι ώστε,

$$Y_i^{obs} = \sum_z W_i(z)Y_i(z) \quad (7)$$

Ένας φυσικός εκτιμητής της $\bar{Y}(z)$, η μέση τιμή του πληθυσμού για συνδιασμό επεξεργασίας z , είναι :

$$\bar{Y}^{obs} = \frac{1}{r} \sum_{i:W_i(z)=1} Y_i^{obs} = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^N W_i(z)Y_i(z) \quad (8)$$

που είναι μια αμερόληπτη εκτιμήτρια για την $\bar{Y}(z)$. Τα τρία ακόλουθα λήμματα χρησιμοποιούνται για να παράγουν τις σημαντικές ιδιότητες δειγματοληψίας της $\bar{Y}^{obs}(z)$. Τα παρακάτω λήμματα αφορούν τις μεταβλητές ανάθεσης $W_i(z)$. Ορίζουμε :

$$D_i(z) = W_i(z) - \frac{r}{N} \quad (9)$$

όπου $E(D_i(z)|Y) = 0$. Τότε:

Λήμμα 1. Για $i, i' = 1, \dots, N$ και για κάθε συνδιασμό επεξεργασίας z ,

$$E(D_i(z), D_{i'}(z)|Y) = \begin{cases} \frac{r(N-r)}{N^2} & , \text{αν } i = i' \\ \frac{-r(N-r)}{N^2(N-1)} & , \text{αν } i \neq i' \end{cases}$$

Λήμμα 2. Για $i, i' = 1, \dots, N$ και για κάθε δύο ευδιάκριτους συνδιασμούς επεξεργασίας z και z^* , δηλαδή $z \neq z^*$:

$$E(D_i(z), D_{i'}(z^*)|Y) = \begin{cases} \frac{-r^2}{N^2} & \text{αν } i = i' \\ \frac{r^2}{N^2(N-1)} & \text{αν } i \neq i' \end{cases}$$

Λήμμα 3. Έστω:

$$S^2(z) = \sum_{i=1}^N \frac{(Y_i(z) - \bar{Y}_i(z))^2}{(N-1)} \quad (10)$$

η διακύμανση όλων των πιθανών εκβάσεων (με διαίρεση το $N-1$) για το συνδιασμό επεξεργασίας z , και

$$S^2(z, z^*) = \sum_{i=1}^N \frac{(Y_i(z) - \bar{Y}(z))(Y_i(z^*) - \bar{Y}(z^*))}{(N-1)} \quad (11)$$

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

η συνδιακύμανση (με διαιρέτη το $N - 1$) μεταξύ των ζευγαριών των πιθανών εκβάσεων για δύο ευδιάκριτους συνδιασμούς επεξεργασίας z και z^* . Τότε, η $S^2(z)$ και η $S^2(z, z^*)$ μπορούν να εκφραστούν στις ακόλουθες εναλλακτικές μορφές:

$$S^2(z) = \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^N Y_i^2(z) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{i'=1, i \neq i'}^N Y_i(z) Y_{i'}(z) \right], \quad (12)$$

$$S^2(z, z^*) = \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^N Y_i(z) Y_i(z^*) - \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \sum_{i'=1, i \neq i'}^N Y_i(z) Y_{i'}(z^*) \right] \quad (13)$$

Αυτό το τμήμα ολοκληρώνεται με την παρατήρηση ότι ένας αμερόληπτος εκτιμητής για κάθε μέση παραγοντική επίδραση $\bar{\tau}_{ij}$ σε πληθυσμιακό επίπεδο, δοθέντος από τη (2) μπορεί να συμπεριληφθεί με την αντικατάσταση της μέσης επεξεργασίας $\bar{Y}(z)$ από την $\bar{Y}^{obs}(z)$.

2.1.3 Η Neymanian συμπερασματολογία τυχαιοποίησης για 2^K παραγοντικούς σχεδιασμούς

Ο Rubin (2008) [68] παρατηρεί ότι: «Η κατά Neymanian συμπερασματολογία τυχαιοποίησης μπορεί να αντιμετωπισθεί σαν συμπεράσματα σχεδίων με την αξιολόγηση των προσδοκιών πέρα από την κατανομή που γίνεται με το μηχανισμό ανάθεσης, προκειμένου να υπολογιστεί ένα διάστημα εμπιστοσύνης για τη χαρακτηριστική αιτιώδη επίδραση». Εδώ μελετάμε τις ιδιότητες δειγματοληψίας των κατ' εκτίμηση παραγοντικών επιδράσεων $\hat{\tau}_{ij}$ που ορίζονται ως εξής:

$$\hat{\tau}_{.j} = 2^{-(K-1)} g_j' \bar{Y}^{obs} \quad (14)$$

όπου το \bar{Y}^{obs} είναι το J -διάνυσμα των μέσων παρατηρούμενων εκβάσεων. Παρακάτω, παρουσιάζονται δύο Θεωρήματα που συνοψίζουν τις ιδιότητες δειγματοληψίας των κατ' εκτίμηση μέσων παραγοντικών επιδράσεων:

Θεώρημα 1. Για έναν εντελώς τυχαίο μηχανισμό ανάθεσης επεξεργασίας, ο εκτιμητής $\hat{\tau}_{.j}$ που δίνεται από τη (10) είναι ένας αμερόληπτος εκτιμητής της παραγοντικής επίδρασης $\bar{\tau}_{.j}$, δηλαδή υπολογίζοντας κατά μέσο όρο την κατανομή τυχαιοποίησης των μεταβλητών ανάθεσης επεξεργασίας.

Θεώρημα 2. Για ένα εντελώς τυχαίο μηχανισμό ανάθεσης, η διακύμανση δειγματοληψίας της $\hat{\tau}_{.j}$ είναι:

$$\frac{1}{2^{2(K-1)r}} \sum_z S^2(z) - \frac{1}{N} S_j^2 \quad (15)$$

όπου $S^2(z)$ δίνεται από τη (10) και :

$$S_j^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\tau_{ij} - \bar{\tau}_{.j})^2 \quad (16),$$

δείχνει τη διακύμανση πληθυσμού για όλες τις μονάδες επιπέδου παραγοντικών επιδράσεων, τ_{ij} , $i = 1, \dots, N$.

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

Αν και το θεώρημα 1 είναι διαισθητικό και απλό, το θεώρημα 2 επεκτείνει τα αποτελέσματα του Neyman (1923) [59] σε 2^K παραγοντικούς σχεδιασμούς και αξιολογεί την επίδραση της προσθήκης στη διακύμανση δειγματοληψίας, μιας κατ'εκτίμηση παραγοντικής επίδρασης. Σαφώς, ο όρος S_j^2 στη δεξιά πλευρά της (15) δεν μπορεί να εκτιμηθεί από τα πειραματικά δεδομένα γιατί καμία από τις μονάδες -επιπέδου παραγοντικές επιδράσεις δεν είναι παρατηρήσιμες. Έστω

$$\rho(z, z^*) = \frac{S^2(z, z^*)}{S(z)S(z^*)} \quad (17)$$

να είναι ο πεπερασμένος συντελεστής συσχετισμού πληθυσμών μεταξύ όλων των πιθανών εκβάσεων για τους συνδιασμούς επεξεργασίας z και z^* , όπου ο $S^2(z)$ και ο $S^2(z, z^*)$ δίνονται από τις (10) και (11) αντίστοιχα. Για την j -οστή παραγοντική επίδραση, ορίστε τα υποσύνολα $Z_j^+, Z_j^- \subseteq Z$ από

$$Z_j^+ = \{z \in Z : j\text{-οστό στοιχείο του } z = +1\} \quad (18a)$$

$$Z_j^- = \{z \in Z : j\text{-οστό στοιχείο του } z = -1\} \quad (18b)$$

Κατά συνέπεια τα Z_j^+ και Z_j^- χωρίζουν το σύνολο Z σε δύο κομματιασμένα σύνολα συνδιασμών επεξεργασίας. Μπορεί να παρουσιαστεί μετά από μερικούς αλγεβρικούς χειρισμούς αυτό:

$$S_j^2 = \frac{1}{2^2(K-1)} \left\{ \sum_{z \in Z} S^2(z) + 2 \left\{ \sum_{z \in Z_j^+} \sum_{z^* \in Z_j^+} \rho(z, z^*) S(z) S(z^*) \right. \right. \\ \left. \left. + \sum_{z \in Z_j^-} \sum_{z^* \in Z_j^-} \rho(z, z^*) S(z) S(z^*) + \sum_{z \in Z_j^+} \sum_{z^* \in Z_j^-} \rho(z, z^*) S(z) S(z^*) \right\} \right\} \quad (19)$$

Ανακαλούνται δύο ευδιάκριτοι συνδιασμοί z και z^* επεξεργασίας που έχουν πρόσθετες επιδράσεις αν η διαφορά των σταθμών-μονάδας των ενδεχόμενων αποτελεσμάτων $Y_i(z) - Y_i(z^*)$ είναι η ίδια για κάθε $i = 1, \dots, N$. Κατόπιν ένα σύνολο απαραίτητων και ικανοποιητικών όρων για την ακριβή προσθήκη (δηλαδή προσθήκη των επιδράσεων για όλους τους συνδιασμούς επεξεργασίας) είναι : (i) $S^2(z) = S^2$ και (ii) $\rho(z, z^*) = 1$ για όλα τα z, z^* . Αυτό αμέσως ακολουθείται από τη (19) ότι μια απαραίτητη και ικανοποιητική συνθήκη για την ακριβή προσθήκη είναι $S_j^2 = 0$. Κατά συνέπεια, αντικαθιστώντας την $S^2(z) = S^2$ και $S_j^2 = 0$ στην (15) ακολουθεί το ακόλουθο πόρισμα.

Πόρισμα 1. Κάτω από την ακριβή προσθήκη επιδράσεων επεξεργασίας, για οποιαδήποτε παραγοντική επίδραση $\bar{\tau}_{.j}$, η διακύμανση δειγματοληψίας της $\hat{\tau}_{.j}$ είναι :

$$Var(\hat{\tau}_{.j}|Y) = \frac{4}{N} S^2 \quad (20)$$

όπου η S^2 είναι η κοινή διακύμανση πληθυσμού των πιθανών επεξεργασιών για κάθε συνδιασμό επεξεργασίας z .

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

Είναι αρκετά γνωστό ότι σύμφωνα με την υπόθεση ενός γραμμικού μοντέλου με πρόσθετα ανεξάρτητα και όμοια διανεμημένα σφάλματα, με την κοινή διακύμανση σ^2 , η συνδιακύμανση δειγματοληψίας των εκτιμητών των υπερ-πλήθους επιπέδου εκτιμητών $\hat{\tau}_j^S P$ είναι $\binom{4}{n} \sigma^2$, όπου το n είναι ένα πεπερασμένο δείγμα μονάδων επιλεγμένο τυχαία για το πείραμα από τον υπερ-πληθυσμό. Εδώ παρουσιάζεται ένα ανάλογο αποτέλεσμα που επικρατεί για τους εκτιμητές των πεπερασμένων πληθυσμιακού-επιπέδου εκτιμητών σύμφωνα με την ισχυρή υπόθεση της ακριβούς προσθήκης.

Επειτα για την επίδραση της μη-προσθήκης στις διακυμάνσεις δειγματοληψίας, εξετάζεται μια ειδική περίπτωση που $S^2(z) = S^2$ και $\rho(z, z^*) = \rho (< 1)$ για όλα τα z, z^* που είναι γνωστή ως Σύνθετη Συμμετρία του πίνακα διακύμανση-συνδιακύμανσης. Αντικαθιστώντας τις δύο συνθήκες στη (19), έχουμε:

$$S_j^2 = \frac{1}{2^{(K-2)}} (1 - \rho) S^2 \quad (21)$$

και έτσι ακολουθεί το επόμενο πόρισμα.

Πόρισμα 2. *Αν η μη προσθήκη των επιδράσεων επεξεργασίας χαρακτηρίζεται από σύνθετη συμμετρία των ενδεχόμενων αποτελεσμάτων, τότε η διακύμανση δειγματοληψίας $\hat{\tau}_{.j}$ είναι:*

$$Var(\hat{\tau}_{.j}|Y) = \frac{4}{N} \left(1 - \frac{1 - \rho}{2^K} \right) S^2 \quad (22)$$

Σύμφωνα με την υπόθεση της σύνθετης συμμετρίας των ενδεχόμενων αποτελεσμάτων, για να εξασφαλίσουμε θετική προσδιορισμότητα του $2^K \times 2^K$ πίνακα των πληθυσμιακών διακυμάνσεων, η $S^2(z)$ και οι πληθυσμιακές διακυμάνσεις $S^2(z, z^*)$, πρέπει να έχουμε $\rho > \frac{-1}{2^{(K-1)}}$. Επομένως από την (20) και (22), ένα τρίτο πόρισμα στα όρια της $Var(\hat{\tau}_{.j})$ μπορεί αμέσως να διατυπωθεί.

Πόρισμα 3. *Σύμφωνα με την σύνθετη συμμετρία κάθε εκτιμώμενης παραγοντικής επίδρασης που ικανοποιεί τα ακόλουθα όρια*

$$\frac{4}{N} \left(1 - \frac{1}{2^K - 1} \right) S^2 < Var(\hat{\tau}_{.j}|Y) \leq \frac{4}{N} S^2 \quad (23)$$

Σαν απεικόνιση για το πως τα παραπάνω αποτελέσματα μπορούν να βοηθήσουν στην κατανόηση της επίδρασης της έλλειψης προσθήκης στη διακύμανση δειγματοληψίας των κατ' εκτίμηση παραγοντικών επιδράσεων, θεωρήστε την περίπτωση ενός 2^2 σχεδιασμού με τους τέσσερις συνδιασμούς επεξεργασίας $(-1, -1)$, $(-1, 1)$, $(1, -1)$ και $(1, 1)$. Τότε, σύμφωνα με ακριβή προσθήκη, οι εκτιμητές των αιτιωδών επιδράσεων $\hat{\tau}_{.1}, \hat{\tau}_{.2}$ και $\hat{\tau}_{.3}$ έχουν την ίδια διακύμανση δειγματοληψίας $\frac{S^2}{r}$ όπου ο $r = \frac{N}{4}$ δείχνει τον αριθμό των επαναλήψεων. Σύμφωνα με την υπόθεση της σύνθετης συμμετρίας, οι εκτιμητές έχουν την ίδια διακύμανση $\frac{(3+\rho)S^2}{4r}$.

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

Η υπόθεση ενός κοινού συσχετισμού μεταξύ των ενδεχόμενων αποτελεσμάτων όλων των ζευγαριών των συνδυασμών αγωγών είναι ισχυρή. Ένα πιο ρεαλιστικό μοντέλο ενδεχόμενων αποτελεσμάτων μπορεί να είναι ένα που υποθέτει διαφορετικούς συσχετισμούς σχετιζόμενοι, με διαφορετικούς παράγοντες. Υποθέστε ότι σε ένα 2^2 πείραμα, τα ενδεχόμενα αποτελέσματα σχετίζονται μόνο αν αντιστοιχούν σε ένα σταθερό επίπεδο παράγοντα 1, διαφορετικά είναι ασυσχέτιστα. Αυτό σημαίνει ότι από τα έξι πιθανά ζευγάρια των πιθανών εκβάσεων, μόνο δύο- $(Y(-1, -1), Y(-1, 1))$ και $(Y(1, -1), Y(1, 1))$ - έχουν μη μηδενικό συντελεστή συσχέτισης ρ και ο πίνακας R όλων των συντελεστών συσχέτισης $\rho(z, z^*)$ έχει την ακόλουθη δομή:

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \rho & 0 & 0 \\ \rho & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \rho \\ 0 & 0 & \rho & 1 \end{bmatrix} \quad (24)$$

Τότε, από την πετυχημένη εφαρμογή των (19) και του Θεωρήματος 2, ακολουθεί ότι η διακύμανση δειγματοληψίας της $\hat{\tau}_{.1}$ ισοδυναμεί με $\frac{(3+\rho)S^2}{4r}$, όπου οι διακυμάνσεις δειγματοληψίας της $\hat{\tau}_{.2}$ και $\hat{\tau}_{.3}$ είναι από κοινού ίσες με το $\frac{(3-\rho)S^2}{4r}$. Αυτό το παράδειγμα ξεκαθαρίζει ότι οι διακυμάνσεις δειγματοληψίας των εκτιμώμενων παραγοντικών επιδράσεων μπορούν σοβαρά να επηρεαστούν από την έλλειψη της προσθήκης, και μπορούν να εξαρτώνται διαφορετικά από τη δομή του πίνακα συσχέτισης R . Δυστυχώς, χωρίς επιπρόσθετες πληροφορίες ή υποθέσεις, δεν υπάρχει τρόπος κάποιος να μπορέσει να εκτιμήσει τον πίνακα συσχέτισης από τα δεδομένα.

Μέχρι στιγμής, έχουμε εξετάσει την κατανομή δειγματοληψίας των εκτιμώμενων παραγοντικών επιδράσεων χωριστά. Για παραγοντικούς σχεδιασμούς, είναι επίσης σημαντικό να μελετήσουμε την κοινή κατανομή όλων των εκτιμώμενων παραγοντικών επιδράσεων. Το αποτέλεσμα που ακολουθεί δίνει μια έκφραση για την συνδιακύμανση δειγματοληψίας μεταξύ δύο εκτιμώμενων παραγοντικών επιδράσεων για έναν πεπερασμένο πληθυσμό.

Θεώρημα 3. Έστω ότι οι $\bar{\tau}_{.j}$ και $\bar{\tau}_{.j'}$ δείχνουν δύο ευδιάκριτες παραγοντικές επιδράσεις. Για έναν εντελώς τυχαίο μηχανισμό ανάθεσης επεξεργασίας, η συνδιακύμανση μεταξύ των εκτιμώμενων παραγοντικών επιδράσεων $\hat{\tau}_{.j}$ και $\hat{\tau}_{.j'}$ είναι :

$$\frac{1}{2^{2(K-1)}r} \left[\sum_{z \in Z_j^- \cap Z_{j'}^-} S^2(z) - \sum_{z \in Z_j^+ \cap Z_{j'}^+} S^2(z) - \sum_{z \in Z_j^- \cap Z_{j'}^+} S^2(z) + \sum_{z \in Z_j^+ \cap Z_{j'}^-} S^2(z) \right] - \frac{1}{N} S_{jj'}^2$$

όπου η $S^2(z)$ δίνεται από την (10) και

$$S_{jj'}^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N [\tau_{ij} - \bar{\tau}_{.j}] [\tau_{ij'} - \bar{\tau}_{.j'}] \quad (25)$$

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

δείχνει τη συνδιακύμανση πεπερασμένου πλήθους μεταξύ όλων των μονάδων επιπέδου, παραγοντικών επιδράσεων τ_{ij} και $\tau_{ij'}$, $i = 1, \dots, N$.

Σημειώνεται επίσης ότι σύμφωνα με την ακριβή προσθήκη $S^2(z) = S^2$ για όλα τα $z \in Z$ και $S_{jj'}^2 = 0$ για όλα τα $j \neq j'$, έχουμε το ακόλουθο πόρισμα.

Πόρισμα 4. Για όλα τα $j \neq j'$, οι εκτιμώμενες παραγοντικές επιδράσεις $\hat{\tau}_{.j}$ και $\hat{\tau}_{.j'}$ είναι ασυσχέτιστες σύμφωνα με την ακριβή προσθήκη.

Πόρισμα 5. Για όλα τα $j \neq j'$, οι εκτιμώμενες παραγοντικές επιδράσεις $\hat{\tau}_{.j}$ και $\hat{\tau}_{.j'}$ είναι ασυσχέτιστες σύμφωνα με την σύνθετη συμμετρία.

Η εκτίμηση της διασποράς, της συνδιακύμανσης και της συμπερασματολογίας, στις παραγοντικές επιδράσεις.

Η Neymanian συμπερασματολογία εξαρτάται από την εκτίμηση των παραγοντικών επιδράσεων και των διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων συμπερασματολογίας. Για να εκτιμηθούν οι διακυμάνσεις και οι συνδιακυμάνσεις δειγματοληψίας, απαραίτητος είναι ένας αμερόληπτος εκτιμητής της $S^2(z)$. Σαφώς, η διακύμανση δείγματος για το συνδιασμό αγωγής (επεξεργασίας) z δίνεται από :

$$S^2(z) = \frac{1}{r-1} \sum_i (Y_i^{obs} - \bar{Y}^{obs}(z))^2 \quad (26)$$

είναι ένας αμερόληπτος εκτιμητής της $s^2(z)$ το $S^2(z)$, ο Neymanian εκτιμητής της $Var(\hat{\tau}_{.j})$ μπορεί έτσι να ληφθεί από το Θεώρημα 4.2 ως :

$$\widehat{Var}_{Ney}(\hat{\tau}_{.j}|Y) = \frac{1}{2^{2(K-1)}r} \sum_z s^2(z) \quad (27)$$

Επειδή S_j^2 δεν είναι αισθητή και εκτιμήσιμη χωρίς τις υποθέσεις, η $\widehat{Var}_{Ney}(\hat{\tau}_{.j}|Y)$ προσδοκάζεται να είναι ένα ανώτερο όριο στην αληθή διακύμανση δείγματος της $\hat{\tau}_{.j}$. Η κλίση $frac{S_j}{N}$ εξαρτάται από τον πίνακα συσχετίσεων R των πιθανών αποτελεσμάτων που ορίζονται στην (24). Ωστόσο από το Θεώρημα 3, προκύπτει ο εκτιμητής:

$$\widehat{Cov}_{Ney}(\hat{\tau}_{.j}, \hat{\tau}_{.j'}) = \frac{-1}{2^{2(K-1)}r} \left[\sum_{z \in Z_j^- \cap Z_{j'}^-} s^2(z) - \sum_{z \in Z_j^- \cap Z_{j'}^+} s^2(z) - \sum_{z \in Z_j^+ \cap Z_{j'}^-} s^2(z) + \sum_{z \in Z_j^+ \cap Z_{j'}^+} s^2(z) \right] \quad (28)$$

μπορεί να υπερεκτιμηθεί ή να υποτιμήσει την $Cov(\hat{\tau}_{.j}, \hat{\tau}_{.j'}|Y)$ εξαρτώμενη από την $S_{jj'}^2$, είτε είναι θετική είτε είναι αρνητική. Έστω ότι το τ δείχνει ή αντιπροσωπεύει το διάνυσμα των $J-1$

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

παραγοντικών επιδράσεων σε πληθυσμιακό επίπεδο. Για να εξάγουμε συμπερασματολογία για το τ , θεωρούμε το στατιστικό

$$T^N = \hat{\tau} \sum_{\hat{\tau}}^{-1} \hat{\tau} \quad (29)$$

όπου το $\hat{\tau}$ είναι ένας Neymanian εκτιμητής του τ , το άθροισμα $\sum_{\hat{\tau}}$ δείχνει τον αληθή πίνακα συνδιακύμανσης του $\hat{\tau}$, και το άθροισμα $\hat{\sum}_{\hat{\tau}}$ είναι ο εκτιμητής του. Τα διαγώνια στοιχεία του $\hat{\sum}_{\hat{\tau}}$ μπορούν να ληφθούν από την (27), και τα μη διαγώνια στοιχεία από την (28). Σημειώστε τώρα ότι η $\hat{\sum}_{\hat{\tau}}$ θα είναι ένας διαγώνιος πίνακας σύμφωνα με την υπόθεση της ίσης διακύμανσης των ενδεχόμενων εκβάσεων για όλους τους συνδιασμούς επεξεργασίας. Για $0 < \alpha < 1, \alpha 100(1 - \alpha)\%$ (Neymanian), με διάστημα εμπιστοσύνης για το τ να είναι :

$$\{\hat{\tau} : p_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq T^N \leq p_{\frac{\alpha}{2}}\} \quad (30)$$

όπου το p_{α} δείχνει το ανώτερο α σημείο της ασυμπτωτικής κατανομής της T^N .

Από το Πρόρισμα 4, συνεπάγεται ότι σύμφωνα με την υπόθεση της ακριβούς προσθήκης, $T^N = \frac{N \hat{\tau} \hat{\tau}}{\widehat{S}^2}$, όπου το \widehat{S}^2 είναι ο εκτιμητής της από κοινού συνδιακύμανσης S^2 . Αντικαθιστώντας με $\widehat{S}^2 = \sum_z \frac{s^2(z)}{2^k}$, είναι εύκολο να δούμε ότι, κάτω από αυστηρή προσθήκη, η ποσότητα T^N είναι η ανάλογια του μέσου αθροίσματος των τετραγώνων (MSTr) και το μέσο άθροισμα τετραγώνων των υπολοίπων (MSR), όπως ορίζεται στην πρότυπη ανάλυση διασποράς (για παράδειγμα Montgomery 2000 [55]). Ακολουθώντας το έργο του Wilk (1955) [87], μπορεί να υποστηριχτεί ότι εάν η ακριβής προσθήκη ισχύει, η κατανομή τυχαιοποίησης της T^N μπορεί να προσεγγιστεί από μια F κατανομή με $J - 1, N - J$ βαθμούς της ελευθερίας. Σύμφωνα με τη δειγματοληψία από έναν κανονικό υπερπληθυσμό όταν η συμπερασματολογία είναι για το $J - 1$ διάστημα των εκτιμητών του υπερπληθυσμού $\tau^S P$ αντί για τ , αυτό το αποτέλεσμα είναι ακριβές και πολύ απλούστερο ν' αποδειχθεί .

Επίσης, σύμφωνα με μια φυσική προσέγγιση (γνωστή ως ισχύουσα σύμφωνα με την ακριβή προσθήκη), $100(1 - \alpha)\%$ (Neymanian) διαστήματα εμπιστοσύνης για $\hat{\tau}_{.j}$ μπορεί να ληφθεί ως :

$$\hat{\tau}_{.j} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \widehat{S.E.}(\hat{\tau}_{.j}), \quad (31)$$

Όπου $\widehat{S.E.}(\hat{\tau}_{.j}) = \sqrt{\widehat{Var}_{Ney}(\hat{\tau}_{.j})}$, δείχνει ότι το εκτιμώμενο πρότυπο σφάλμα της $\hat{\tau}_{.j}$ που μπορεί να ληφθεί από την (27) και η z_{α} δείχνει το άνω α σημείο της πρότυπης κανονικής κατανομής.

Η Neymanian συμπερασματολογία σε ατομικό ή συλλογικό πλαίσιο παραγοντικών επιδράσεων στο προτεινόμενο πλαίσιο είναι βασικά η ίδια με τη βασισμένη στο γραμμικό μοντέλο συμπερασματολογίας που έχει ευρέως χρησιμοποιηθεί από πειραματιστές κι αναλυτές για δεκαετίες.

Ωστόσο όπως επισημάνθηκε από τον Imbens [43] και τον Rubin για $K = 1$, είναι επιτακτική ανάγκη ότι σύμφωνα με την έλλειψη της προσθετικότητας, τα ασυμπτωτικά διαστήματα

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

εμπιστοσύνης που δίνονται από την (30) και την (31), αντιμετωπίζονται όπως τα συντηρητικά, υπό την έννοια, ότι είναι εύρύτερα από τα αληθινά διαστήματα που περιλαμβάνουν τα πραγματικά πρότυπα σφάλματα, τα οποία υπερεκτιμώνται στο πλαίσιο Neymanian. Η πληροφορία για τον πίνακα συσχετίσεων R , που ορίζεται στην (24) μπορεί να μικρύνει τα διαστήματα εμπιστοσύνης από ένα ποσό που εξαρτάται από τη δομή του R και των καταχωρήσεων του. Αυτή την πτυχή τυπικότερα επεξηγείται χρησιμοποιώντας το παράδειγμα με τον 2^2 σχεδιασμό που αναπτύχθηκε νωρίτερα, θεωρήστε τις τέσσερις ακόλουθες δομές:

$$R_1 = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix} \quad R_2 = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho & \rho \\ \rho & 1 & \rho & \rho \\ \rho & \rho & 1 & \rho \\ \rho & \rho & \rho & 1 \end{bmatrix} \quad R_3 = \begin{bmatrix} 1 & \rho & 0 & 0 \\ \rho & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \rho \\ 0 & 0 & \rho & 1 \end{bmatrix}$$

$$R_4 = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & 0 \\ \rho_1 & 1 & 0 & \rho_2 \\ \rho_2 & 0 & 1 & \rho_1 \\ 0 & \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{bmatrix}$$

Για να είναι καθορισμένος θετικά, ο R_1 πρέπει να ικανοποιεί $\frac{-1}{3} \leq \rho \leq 1$ και ο R_3 πρέπει να ικανοποιεί $|\rho_1 + \rho_2| < 1$. Για τη σύνθετη συμμετρία, ο R_2 είναι θετικά ορισμένος για όλα τα $-1 \leq \rho \leq 1$. Υποθέστε ότι σε όλες τις περιπτώσεις των ενδεχόμενων αποτελεσμάτων που έχουν την ίδια διακύμανση S^2 για όλους (και τους 4) συνδιασμούς αγωγών. Ο πίνακας 1 δείχνει το 95% διάστημα εμπιστοσύνης (χωρίς καμία διόρθωση για τους πολλαπλούς ελέγχους) για τις τρεις παραγοντικές επιδράσεις $\bar{y}_{.1}, \bar{y}_{.2}$ και $\bar{y}_{.3}$. Η απουσία γνώσης για τον R οδηγεί στο ίδιο διάστημα εμπιστοσύνης $\pm 1.96 \times 2 \frac{s}{\sqrt{N}}$ για κάθε παραγοντική επίδραση σε κάθε περίπτωση όπου η καλύτερη συμπερασματολογία (στενότερα διαστήματα εμπιστοσύνης) είναι πιθανή αν τέτοια γνώση μπορεί να ενσωματωθεί με τη ρύθμιση συνθηκολόγησης σε συνδιακύμανση και αντικαθιστώντας τους μερικούς συσχετισμούς με τους συσχετισμούς.

2.1.4 Η Fisherian συμπερασματολογία τυχαιοποίησης για τους παραγοντικούς σχεδιασμούς

Οι έλεγχοι τυχαιοποίησης είναι πολύ χρήσιμα εργαλεία γιατί ελέγχουν την στατιστική ακρίβεια των επιδράσεων επεξεργασίας από τυχαιοποιημένα πειράματα χωρίς να γίνεται κάποια υπόθεση για οτιδήποτε, σχετικά με την κατανομή για τον στατιστικό έλεγχο. Τέτοιοι έλεγχοι μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να ελέγξουν την αυστηρή μηδενική υπόθεση του Fisher των μη παραγοντικών επιδράσεων στα μοναδιαία ατομικά επίπεδα, που είναι μια πιο ισχυρή υπόθεση από αυτή που συνηθίζεται της μη μέσης παραγοντικής επίδρασης. Οι έλεγχοι τυχαιοποίησης σπανίως μελετώνταν στο πλαίσιο παραγοντικών πειραμάτων, εκτός από το έργο του Loughin και του Noble (1997) [50], που μελέτησαν τέτοιους ελέγχους στα πλαίσια ενός μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης για την παρατηρούμενη απόκριση με πρό-

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

σθετο σφάλμα. Στη συνέχεια, παρουσιάζεται μια μαθηματική μορφοποίηση - φόρμουλα για τη διαδικασία συμπερασματολογίας βασισμένη στην τυχαιοποίηση για ένα τυχαιοποιημένο 2^k παραγοντικό πείραμα. Επιπροσθέτως, το ενδιαφέρον εστιάζεται στην επέκταση της διαδικασίας όπως περιγράφεται από τον Imbens και το Rubin [42] ώστε να ληφθούν οι καμπύλες Fisherian για τις $J - 1$ παραγοντικές επιδράσεις $\bar{\tau}_{.j}$.

Πίνακας 1 : Η επίδραση της απώλειας προσθήκης της συμπερασματολογίας των παραγοντικών επιδράσεων για έναν 2^2 σχεδιασμό		
ΔΟΜΗ ΣΥΣΧΕΤΙΣΜΟΥ	95% Δ.Ε. για παραγοντικούς σχεδιασμούς κάτω από:	
	ΑΡΙΣΤΗ ΓΝΩΣΗ ΤΟΥ R	ΥΠΟΘΕΣΗ ΠΑΛΥΣΤΗΡΗ ΠΡΟΣΘΗΚΗ :($R = R_1$)
R_1	$\pm 1.96 \times \frac{2s}{\sqrt{N}}$ για όλες τις επιδράσεις	$\pm 1.96 \times \frac{2s}{\sqrt{N}}$ για όλες τις επιδράσεις
R_2	$\pm 1.96 \times \sqrt{3 + \rho} \frac{s}{\sqrt{N}}$ για όλες τις επιδράσεις	$\pm 1.96 \times \frac{2s}{\sqrt{N}}$ για όλες τις επιδράσεις
R_3	$\pm 1.96 \times \sqrt{3 - \rho} \frac{s}{\sqrt{N}}$ για την θ_1 $\pm 1.96 \times \sqrt{3 + \rho} \frac{s}{\sqrt{N}}$ για τις θ_2, θ_{12}	$\pm 1.96 \times \frac{2s}{\sqrt{N}}$ για όλες τις επιδράσεις
R_4	$\pm 1.96 \times \sqrt{3 - (\rho_1 - \rho_2)} \frac{s}{\sqrt{N}}$ για την θ_1 $\pm 1.96 \times \sqrt{3 - (\rho_2 - \rho_1)} \frac{s}{\sqrt{N}}$ για την $\theta_2,$ $\pm 1.96 \times \sqrt{3 - (\rho_2 + \rho_1)} \frac{s}{\sqrt{N}}$ για την θ_{12}	$\pm 1.96 \times \frac{2s}{\sqrt{N}}$ για όλες τις επιδράσεις

Για τα διαστήματα Fisherian, αρχικά υπολογίζονται οι εκτιμητές $\hat{\tau}_{.j}$ των παραγοντικών επιδράσεων από τα δεδομένα παρατήρησης χρησιμοποιώντας τη (14). Το επόμενο στάδιο είναι να το εύρος εύλογων τιμών για κάθε παραγοντική επίδραση σύμφωνα με το πρότυπο σχήμα τυχαιοποίησης, που δίνεται από τους παραπάνω εκτιμητές. Αυτό γίνεται (i) θεωρώντας μια σειρά από αυστηρές μηδενικές υποθέσεις στις παραγοντικές επιδράσεις, (ii) καταλογισμός των πιθανών εκβάσεων που απουσιάζουν κάτω από κάθε αιχμηρό μηδενικό, (iii) υπολογίζοντας τις τιμές p-values για κάθε παραγοντική επίδραση χρησιμοποιώντας τις κατανομές τυχαιοποίησης και (i) προσδιορισμός του εύρους τιμών για τις παραγοντικές επιδράσεις για τις οποίες οι τιμές των p-values δεν είναι ακραίες.

Έστω $\tau_i = (\tau_{i1}, \tau_{i2}, \dots, \tau_{i,J-1})'$ δείξτε ότι το $(J - 1)$ -διάνυσμα των παραγοντικών επιδράσεων μοναδιαίου επιπέδου για κάθε μονάδα i . Ορίστε την ισχυρή μηδενική υπόθεση.

$$H_0^n : \tau_i = \eta, \forall i = 1, \dots, N$$

όπου $\eta = (\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_{J-1})'$ είναι ένα διάνυσμα με σταθερές. Έστω ότι το G δείχνει τον $J \times J$ πίνακα του οποίου οι στήλες είναι τα διανύσματα g_0, \dots, g_{J-1} . Τότε από την (1) αυτό αμέσως συνεπάγεται ότι:

$$Y_i = G' \begin{pmatrix} \tau_{i0} \\ \tau_i \end{pmatrix} \quad (32)$$

όπου $\tau_{i0} = 2^{-k} g_0' Y_i$ δείχνει τη μέση τιμή του Y_i .

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

Ανακαλέστε ότι για την i -οστή πειραματική μονάδα, ο πειραματιστής παρατηρεί μόνο μία πιθανή έκβαση Y_i^{obs} . Έστω η Y_i^{mis} δείχνει το $(J-1)$ -διάνυσμα των πιθανών εκβάσεων που απουσιάζουν. Σημειώστε ότι οι σειρές του $J \times K$ υποπίνακα διαμορφώνεται από τις στήλες 2 έως $K+1$ του G αναπαριστώντας τους συνδιασμούς αγωγών J . Δείχνοντας κοντά ότι η g_i^{obs} η σειρά του G που περιέχει το συνδιασμό αγωγής z όπως ορίζεται από τη μονάδα i , και ο υποπίνακας που διαμορφώνεται από τις υπόλοιπες $J-1$ σειρές από τον G_i^{mis} από την (32) μπορούμε να γράψουμε :

$$\begin{pmatrix} Y_i^{obs} \\ Y_i^{mis} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} g_i^{obs} \\ G_i^{mis} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tau_{i0} \\ \frac{\eta_i}{2} \end{pmatrix} \quad (33)$$

Υποθέτοντας ότι η H_0^η είναι αληθής, ο καταλογισμός του διανύσματος με τις πιθανές εκβάσεις που απουσιάζουν Y_i^{mis} απαιτεί δύο απλά βήματα:

1. Εκτιμήστε το τ_{i0} ως $\hat{\tau}_{i0} = Y_i^{obs} - \frac{1}{2}\tilde{g}_i^{obs}$ η , όπου η \tilde{g}_i^{obs} είναι το διάνυσμα g_i^{obs} χωρίς το πρώτο στοιχείο (που είναι η μονάδα).
2. Καταλογίστε τις πιθανές εκβάσεις που λείπουν για την i -οστή μονάδα χρησιμοποιώντας :

$$Y_i^{obs} = G_i^{mis} \begin{pmatrix} \hat{\tau}_{i0} \\ \frac{\eta}{2} \end{pmatrix}$$

Έχοντας παράγει το πλήρες σύνολο των πιθανών εκβάσεων για όλες τις N πειραματικές μονάδες, τώρα υπολογίζουμε τις εκτιμώμενες παραγοντικές επιδράσεις $\hat{\tau}_{.j}$, $j = 1, \dots, J$ κάθε πιθανή ανάθεση των N πειραματικών μονάδων στους J συνδιασμούς επεξεργασίας, παράγοντας μια κατανομή τυχαιοποίησης για κάθε επίδραση. Στην πράξη, εξαιτίας του απαγορευτικού αριθμού πιθανών ρυθμίσεων χαρακτηριστικά ένα τυχαίο δείγμα του συνόλου όλων των πιθανών αναθέσεων λαμβάνεται. Από την κατανομή τυχαιοποίησης, μια τιμή p -value για κάθε παραγοντική επίδραση, υπολογίζεται με την πρόσθεση των πιθανοτήτων όλων των αναθέσεων που οδηγούν σε μια τιμή τόσο ή και περισσότερο ακραία από την τιμή που παρατηρείται.

Έστω ότι η $p(\eta_j)$ δείχνει την τιμή p -value για την παραγοντική επίδραση $\hat{\tau}_{.j}$, $j = 1, \dots, J$ κάτω από ισχυρή μηδενική υπόθεση H_0^η . Η συνάρτηση $p(\eta_j)$ είναι μονοτονική στην h_j . Θεωρώντας διαφορετικές ισχυρές μηδενικές υποθέσεις από την ποικιλία του η , είναι πιθανό να λάβουμε η_j^L και η_j^U ικανοποιώντας :

$$\zeta_j^L = \sup_{\eta_j} \{ \eta_j : p(\eta_j) \leq \frac{\alpha}{2} \} \quad (34)$$

$$\zeta_j^U = \inf_{\eta_j} \{ \eta_j : p(\eta_j) \geq 1 - \frac{\alpha}{2} \} \quad (35)$$

Για $0 < \alpha < 1$. Τότε το $[\zeta_j^L, \zeta_j^U]$ αναπαριστά $100(1-\alpha)\%$ Fisherian διάστημα για την παραγοντική επίδραση $\hat{\tau}_{.j}$.

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

Όσο για την προτεινόμενη προσέγγιση χρησιμοποιώντας ένα μιμούμενο πείραμα 2^2 με $N = 20$ πειραματικές μονάδες. Οι τέσσερις ενδεχόμενες εκβάσεις για κάθε μονάδα παράγονται χρησιμοποιώντας ένα πολυποίκιλο κανονικό μοντέλο με μέσο διάνυσμα $(10, 12, 13, 15)'$ και πίνακα συνδιακύμανσης:

$$R_2 = \begin{bmatrix} 1 & .5 & .5 & .5 \\ .5 & 1 & .5 & .5 \\ .5 & .5 & 1 & .5 \\ .5 & .5 & .5 & 1 \end{bmatrix}$$

Οι αληθείς τιμές των τριών εκτιμητών είναι $\hat{\tau}_1, \hat{\tau}_2$ και $\hat{\tau}_3 = 0$.

Ο Rubin (1984) [71] παρείχε την ακόλουθη Μπεϋζιανή αιτιολόγηση της προσέγγισης Fisherian στη συμπερασματολογία «δίνει τη μεταγενέστερη προφητική κατανομή του εκτιμητή ενδιαφέροντος κάτω από ένα πρότυπο από σταθερά αποτελέσματα επεξεργασίας και τις σταθερές μονάδες με τις σταθερές απαντήσεις». Κατά συνέπεια, μια φυσική επέκταση της Fisherian προσέγγισης είναι μια Bayesian διαδικασία συμπερασματολογίας που περιγράφεται στο εξής τμήμα.

2.1.5 Το Bayesian πλαίσιο

Το προτεινόμενο πλαίσιο κατά Bayes βασίζεται στο Rubin (1978) [77]. Η ιδέα-κλειδί είναι να αναπτυχθεί ένα μοντέλο καταλογισμού για τις απύσες πιθανές εκβάσεις Y^{mis} , υπό όρους στις παρατηρηθείσες εκβάσεις Y^{obs} και το διάνυσμα ανάθεσης W . Αφού η επίδραση επεξεργασίας είναι μια συνάρτηση των (Y^{obs}, Y^{mis}) , αυτό θα έχει σαν αποτέλεσμα την λήψη της υπό συνθήκης μεταγενέστερης κατανομής των παραγοντικών επιδράσεων $\hat{\tau}_j$. Σε αυτό το τέλος, έστω $f(Y|\Theta)$ ότι δείχνει ένα κατάλληλο πιθανοτικό μοντέλο για Y_i , όπου το Θ είναι ένα διάνυσμα παραμέτρων προικισμένο με μια κατάλληλη προγενέστερη κατανομή. Για τις ποσότητες α, β χρησιμοποιείται ο συμβολισμός $[\alpha|\beta]$ για ναδειχθεί η συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας του α δοθέντος του β . Η μεταγενέστερη συμπερασματολογία για τις παραγοντικές $\hat{\tau}_j$ συνεπάγεται τ'ακόλουθα βήματα.

1. Λαμβάνεται το $[\Theta|Y^{obs}, W]$, η μεταγενέστερη κατανομή των παραμέτρων Θ υπό συνθήκη των δεδομένων που παρατηρούνται Y^{obs} και του μηχανισμού ανάθεσης W χρησιμοποιώντας τον κανόνα του Bayes.
2. Λαμβάνεται το $[Y^{mis}|Y^{obs}, \Theta, W]$, η υπό συνθήκη μεταγενέστερη κατανομή της Y^{mis} δοθέντος του Y^{obs} , Θ , και W . Η κατανομή για $[Y^{mis}|Y^{obs}, \Theta, W]$ είναι η μεταγενέστερη προφητική αντιστοιχία για το γνήσιο μοντέλο $[Y|\Theta]$.
3. Στη συνέχεια λαμβάνεται το μοντέλο καταλογισμού $[Y^{mis}|Y^{obs}, W]$, με την περιθωριοποίηση της μεταγενέστερης πρόβλεψης της ανωτέρας παραμέτρου.
4. Τέλος, λαμβάνεται η μεταγενέστερη κατανομή για τις παραγοντικές επιδράσεις $\bar{\tau}_j$.

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

Εφαρμόζεται τώρα των ανωτέρων η μεθοδολογία στους ισορροπημένους παραγοντικούς σχεδιασμούς χρησιμοποιώντας ένα απλό ιεραρχικό μοντέλο με τις συζευγμένες προγενέστερες κατανομές. Θα επεξηγήσουμε επίσης μερικές συνδέσεις μεταξύ της Bayesian συμπερασματολογίας και της συμπερασματολογίας κατά Neyman . Είναι εφικτό να ενσωματωσθεί το πλαίσιο γραμμικού μοντέλου που εισήχθη προηγουμένως στο ακόλουθο ιεραρχικό μοντέλο:

$$[Y_i | \mu, \sigma^2] \stackrel{i.i.d}{=} N_{2K}(\mu, \sigma^2 \Omega), \quad \Omega = \begin{pmatrix} 1 & \rho & \cdots & \rho \\ \rho & 1 & \cdots & \rho \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \rho & \rho & \cdots & 1 \end{pmatrix}. \quad (36)$$

$$[\mu | \sigma^2] = N_{2K}(\mu_0, \sigma^2 / r_0 I_{2K}),$$

$$[\sigma^2] = IG(\alpha, \beta).$$

Κατά συνέπεια, ο συσχετισμός μεταξύ κατηγοριών για τις πιθανές εκβάσεις για κάθε πειραματική μονάδα είναι ίσος με ρ , ο οποίος θεωρείται γνωστός. Εδώ το IG δείχνει την αντίστροφη γάμμα κατανομή. Για τα μέτρια μεγέθη του δείγματος η ανάλυση δεν θα είναι ευαίσθητη στην επιλογή των προγενέστερων . Οι προγενέστερες κατανομές στο ιεραρχικό μοντέλο (36) επιλέγονται έτσι ώστε να υπάρξει σύζευξη και κατά συνέπεια η μεταγενέστερη συμπερασματολογία και η δειγματοληψία από το μεταγενέστερο προφήτη είναι αρκετά απλή. Ανακαλέστε την $\bar{Y}^{obs}(x)$ από την (8) . Για $z \in Z$,

$$m(z) = \frac{r \bar{Y}^{obs}(z) + r_0 \mu_0(z)}{r + r_0}$$

Να ορίσετε το διάνυσμα $m_{(2K) \times 1} = m(z)_{z \in Z}$. Η μεταγενέστερη κατανομή των παραμέτρων του μοντέλου τ, σ^2 δίνονται από τ'ακόλουθα:

$$[\mu | Y_{obs}, \sigma^2, W] = N\left(m, \frac{\sigma^2}{r_0 + r} I_{2K}\right)$$

$$[\sigma^2 | Y_{obs}, W] = IG\left(\alpha + 2^{k-1}r, \beta + \frac{r-1}{2} \sum_z s^2(z) + \frac{1}{2} \sum_z \frac{rr_0}{r+r_0} (\bar{Y}^{obs}(x) - \mu_0(z))^2\right) \quad (37)$$

όπου, $s^2(z) = \frac{1}{r-1} \sum_{i:W_i(z)=1} (Y_i^{obs}(z) - \bar{Y}^{obs}(z))^2$.

Αξίζει να σημειωθεί ότι η (37) αναπαριστά το ΒΗΜΑ 1 των 4 ΒΗΜΑΤΩΝ που εμπλέκονται στη δημιουργία μεταγενέστερης συμπερασματολογίας της $\bar{\tau}_j$, όπως περιγράφηκε νωρίτερα . Μετά από την εργασία μέσω των βημάτων 2-4 , ακολουθεί το παρακάτω αποτέλεσμα για τη μεταγενέστερη κατανομή των παραγοντικών εκβάσεων:

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ
ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

Θεώρημα 4. Υποθέστε ότι οι πιθανές εκβάσεις ακολουθούν το μοντέλο (36) και καθορίζουν μια παραγοντική επίδραση $\hat{\tau}_{.j}$. Τότε για ένα εντελώς τυχαίοποιημένο μηχανισμό ανάθεσης

$$E[\bar{\tau}_{.j}|Y^{obs}, W] = m_j \quad (38)$$

$$Var(\bar{\tau}_{.j}|Y^{obs}, W) = \frac{V}{2^{2(K-1)}} \left(\frac{1}{N} K(\rho) + \frac{2^K}{r+r_0} \left(1 - \frac{1-\rho}{2^K} \right)^2 \right)$$

όπου

$$m_j = \left(1 - \frac{1-\rho}{2^K} \right) \frac{1}{2^{K-1}} g'_j m + \frac{1-\rho}{2^K} \hat{\tau}_{.j},$$

το V δείχνει τη μεταγενέστερη προσδοκία της σ^2 , δοθέντος

$$V = E(\sigma^2|Y^{obs}, W) = \frac{\beta + \frac{r-1}{2} \sum_z s^2(z) + \frac{1}{2} \sum_z \frac{rr_0}{r+r_0} m^2(z)}{\alpha + 2^{K-1}r - 1}$$

και $k(\rho) = ((1-\rho^2)(2^K-1) - 2\rho(1-\rho)(2^{K-1}-1))$.

Αν και οι εκφράσεις για τη μεταγενέστερη προσδοκία και διακύμανση της $\bar{\tau}_{.j}$ που προέρχεται από το Θεώρημα 4, το συγκεκριμένο εμφανίζεται κάπως μπερδεμένο, μειώνουν σε πολύ απλές μορφές κάτω από συγκεκριμένες συνθήκες. Αυτό είναι ξεκάθαρο από το ακόλουθο Πρόρισμα, που επίσης θεμελιώνει τη σχέση μεταξύ των Bayesian και Neymanian εκτιμητών της $\bar{\tau}_{.j}$.

Πόρισμα 6. Για το μοντέλο (36),

$$\lim_{r_0 \rightarrow r} E(\bar{\tau}_{.j}|Y^{obs}, W) = \hat{\tau}_{.j},$$

$$\lim_{\alpha \rightarrow 1, \beta \rightarrow 0} \lim_{r_0 \rightarrow 0} Var(\bar{\tau}_{.j}|Y^{obs}, W) = \frac{4V_l}{N} \left(1 - \frac{1-\rho}{2^K} \right)$$

όπου $\hat{\tau}_{.j}$ είναι μια Neymanian εκτιμήτρια για τη μέση τιμή, που ορίζεται από τη (14), και $V_l = \frac{r-1}{r} \frac{1}{2^K} \sum_x s^2(x)$.

Παρατήρηση 1. Η σύνδεση μεταξύ του Bayesian και του Neymanian εκτιμητή της $\bar{\tau}_{.j}$, όπως φαίνεται από το Πρόρισμα είναι αρκετά διαισθητικό. Σημειώστε ότι η r_0 μπορεί να θεωρηθεί ως « προγενέστερο μέγεθος δείγματος ». Κατά συνέπεια, η συνθήκη $r_0 \rightarrow 0$ μπορεί να ερμηνευτεί ως έλλειψη προγενέστερης πληροφόρησης στο διάνυμα μέσης τιμής των ενδεχόμενων εκβάσεων, ή εναλλακτικά, ως ένα διασκορπισμένο προγενέστερο για το διάνυμα μέσης τιμής μ . Η συνθήκη $\alpha \rightarrow 1, \beta \rightarrow 0$ οδηγεί σε μια μεταγενέστερη διασκορπισμένη για τη διακύμανση παράμετρο σ^2 . Συλλογικά αυτοί οι όροι απεικονίζουν την έλλειψη πληροφοριών για την κατανομή των ενδεχόμενων εκβάσεων. Αξίζει επίσης να σημειωθεί ότι στην έκφραση για το V_l , ο πολλαπλασιαστικός όρος $\frac{r-1}{r} \rightarrow 1$ ως αριθμός των επαναλήψεων $r \rightarrow \infty$. Επομένως, $V_l \rightarrow s^2$, όσο $\frac{r-1}{r} \rightarrow 1$, όπου $s^2 = 2^{-K} \sum_x s^2(x)$ είναι ένας αμερόληπτος

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

εκτιμητής της αληθούς κοινής διακύμανσης S^2 όλων των ενδεχόμενων εκβάσεων. Κατά συνέπεια όσο ο αριθμός των επαναλήψεων $r \rightarrow \infty$, η μεταγενέστερη διακύμανση της παραγοντικής επίδρασης $\bar{\tau}_{.j}$ αντιστοιχεί στην προγενέστερη αναφορά που παράγει το Πόρισμα, που προσεγγίζει τον αμερόληπτο εκτιμητή $\hat{V}ar_{Ney}(\hat{\tau}_{.j})$ που ορίζεται από την (27). Τέλος, για κάθε πεπερασμένο r , το V_i είναι μικρότερο από το όριο του s^2 . Αυτό μας δείχνει ότι η εκτίμηση της διακύμανσης για ένα πεπερασμένο πλήθος είναι μικρότερη από την εκτίμηση διακύμανσης για ένα υπερ-πλήθος.

2.1.6 Παραδείγματα-Παρατηρήσεις

Παρουσιάζεται η αποτελεσματικότητα και η μεταβλητότητα του προτεινόμενου πλαισίου μ' ένα παράδειγμα. Ο Wu και ο Harmada [90] περιγράφουν ένα 2^3 παραγοντικό πείραμα που αναφέρθηκε αρχικά από τον Box και ο Bisgaard (1987) [6], και καθοδήγησε με στόχο τη μείωση του ποσοστού ραγισμένων ελατηρίων που παράγονται από μια ιδιαίτερη διαδικασία παραγωγής. Τρεις παράγοντες έχουμε για το πείραμα -την θερμοκρασία του πετρελαίου που αποσβάνει, την περιεκτικότητα σε άνθρακα (ποσοστό) του χάλυβα και η θερμοκρασία του χάλυβα πριν την απόσβεση-είναι οι παράγοντες που έγινε η έρευνα. Η απόκριση για κάθε πειραματική μονάδα (που αντιπροσωπεύει ένα ελατήριο που κατασκευάζεται κάτω από ένα συγκεκριμένο συνδυασμό z επεξεργασίας) είναι μια δυαδική τυχαία μεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 εάν το ελατήριο δεν ραγίσει, και μηδέν διαφορετικά. Τα στοιχεία που αναφέρονται από το πείραμα είναι πραγματικά μη περιληπτικά των πραγματικών πειραματικών δεδομένων στα οποία οι ακόλουθες πληροφορίες είναι απύσες: (α) ο αριθμός πειραματικών μονάδων, (β) ο συνδυασμός επεξεργασίας z που ορίζεται στην i -οστή πειραματική μονάδα, $i = 1, \dots, N$ και (γ) η παρατηρηθείσα απόκριση Y_i^{obs} για την i -οστή μονάδα. Εδώ, υποθέστε ότι, $r = 100$ ελατήρια κατασκευάστηκαν κάτω από κάθε συνδυασμό επεξεργασίας σε μια εντελώς τυχαιοποιημένη ακολουθία (ώστε $N = 800$). Στη συνέχεια, προσομοιώστε τις πιθανές εκβάσεις για κάθε μία από αυτές τις 800 πειραματικές μονάδες για ένα μοντέλο υπερπληθυσμού στο οποίο η πιθανή έκβαση $Y_i(z)$ υποτίθεται ότι είναι μια δυαδική τυχαία μεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 με την πιθανότητα της $\pi(z)$. Οι πιθανότητες $\pi(z)$, δίνονται στον Πίνακα 2, είναι το ποσοστό που παρατηρείται των μη ραγισμένων ελατηρίων. Τέλος, τα παρατηρηθέντα αποτελέσματα Y_i^{obs} παράγονται για κάθε πειραματική μονάδα χρησιμοποιώντας μια εντελώς τυχαία ανάθεση επεξεργασίας.

z	$(-1,-1,-1)$	$(-1,-1,1)$	$(-1,1,-1)$	$(-1,1,1)$	$(1,-1,-1)$	$(1,-1,1)$	$(1,1,-1)$	$(1,1,1)$
$\pi(z)$	0.67	0.79	0.61	0.75	0.59	0.90	0.52	0.87

Η παραδοσιακή μέθοδος των εκτιμώμενων παραγοντικών επιδράσεων από τα προσομοιωμένα πειραματικά δεδομένα είναι η εγκατάσταση ενός μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης της παρατηρηθείσας απόκρισης στις στήλες των 800×8 σχεδιασμένου πίνακα (στον οποίο τα 0 αντικαθιστώνται από τα -1 και οι στήλες για τις αλληλεπιδράσεις λαμβάνονται ως

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

προϊόντα και οι στήλες των αντίστοιχων σταθμών των παραγόντων. Οι παραγοντικές επιδράσεις εκτιμώνται δίπλα όπως οι συντελεστές του εγκατεστημένου λογιστικού μοντέλου και αναφέρονται στον παρακάτω Πίνακα.

Παραγοντική επίδραση	Εκτίμηση	Τυπικό Σφάλμα	z-value	$Pr(> z)$
Κύρια επίδραση της 1	0.1468	0.1753	0.84	0.4022
Κύρια επίδραση της 2	-0.2492	0.1753	-1.42	0.1551
Κύρια επίδραση της 3	1.2975	0.1753	7.40	0.0000
Αλληλεπίδραση μεταξύ των 1 και 2	0.0787	0.1753	0.45	0.6534
Αλληλεπίδραση μεταξύ των 1 και 3	0.5426	0.1753	3.10	0.0020
Αλληλεπίδραση μεταξύ των 2 και 3	-0.1060	0.1753	-0.61	0.5452
Τριπλή αλληλεπίδραση	0.1783	0.1753	1.02	0.3092

Ένα φυσικό ερώτημα που προκύπτει είναι, τι παραγοντικές επιδράσεις, οι ποσότητες στη δεύτερη στήλη του πίνακα 3 εκτιμούν. Έστω ότι η π δείχνει το διάνυσμα των $\pi(z)$ δοθείσας της δεύτερης σειράς του Πίνακα 2, και η π_L δείχνει το διάνυσμα των λογιστικών μετατροπών του $\pi(z)$. Τότε οι συντελεστές της λογιστικής παλινδρόμησης δίπλα, στη δεύτερη στήλη του Πίνακα, είναι αμερόληπτοι εκτιμητές του υπερπληθυσμιακού επιπέδου των παραγοντικών επιδράσεων $\frac{1}{4}g'_j\pi_L, j = 1, \dots, 7$. Εντούτοις, αντ' αυτών των εκτιμητών, οι μηχανικοί μπορούν να ενδιαφερθούν για παραγοντικές επιδράσεις υπερπληθυσμιακού επιπέδου, της μορφής $\frac{1}{4}g'_j\pi$ είναι ν' αντικαταστήσει την $p(z) = \bar{Y}_i^{obs}(z)$ για την $\pi(z)$. Το ασυμπτωτικό τυποποιημένο σφάλμα αυτών των εκτιμητών, που δίνονται από το

$$\frac{1}{4} \sqrt{\sum_z \frac{\pi(z)(1-\pi(z))}{r}}$$

μπορεί ξανά να εκτιμηθεί από την αντικατάσταση της $p(z)$ από την $\pi(z)$. Στο προσομοιωμένο σύνολο δεδομένων, το εκτιμημένο τυποποιημένο σφάλμα είναι 0,0304 για κάθε εκτιμημένη παραγοντική επίδραση που μπορεί να χρησιμοποιηθεί στην κατασκευή διαστημάτων εμπιστοσύνης για τους εκτιμητές.

Τέλος, ένας πειραματιστής μπορεί επίσης να ενδιαφερθεί για τις πεπερασμένου πληθυσμιακού επιπέδου παραγοντικές επιδράσεις $\bar{\tau}_{.j} = g'_j P, j = 1, \dots, 7$ που είναι αντιθέσεις της $P(z) = \frac{\sum_i^{800} Y_i(z)}{800}$. Εκτιμάται ότι τέτοιοι εκτιμητές μπορεί να μην είναι αντίστοιχοι ενδιαφέροντος σ' ένα βιομηχανικό ή κατασκευασμένο σενάριο, μπορούν όμως να είναι πολύ σημαντικοί εάν σε ένα παρόμοιο πείραμα με μια διαφορετική ρύθμιση, για παράδειγμα 800 σχολεία στην Νέα Υόρκη ως πειραματικές μονάδες, και οι τρεις παράγοντες ως νέες επεμβάσεις που ερευνώνται από το Ίδρυμα Εκπαίδευσης. Σημειώστε ότι το πλαίσιο GLM και το προηγούμενο ασυμπτωτικό επιχείρημα δεν επιτρέπει την εκτέλεση χωριστής συμπερασματολογίας για τον πεπερασμένο πλήθος εκτιμητών. Το πλαίσιο κατά Bayesian που αναπτύχθηκε νωρίτερα,

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

ωστόσο μας επιτρέπει να εκτελέσουμε συμπερασματολογία για πεπερασμένο πλήθος εκτιμητών και υπερπλήθους εκτιμητών χωριστά. Για την επεξήγηση μιας τέτοιας ανάλυσης έστω ότι, χάριν της απλότητας ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν μόνο οι δύο παραγοντικές επιδράσεις - η κύρια επίδραση του παράγοντα 3 που αντιπροσωπεύεται από το διάνυσμα g_3 και η αλληλεπίδραση μεταξύ των παραγόντων 1 και 3 που αντιπροσωπεύονται από το διάνυσμα g_5 - που εμφανίζονται να είναι σημαντικά από προηγούμενη ανάλυση. Διατυπώνεται ένα απλό ιεραρχικό μοντέλο. Αρχικά, υποθέστε ότι όλες οι ενδεχόμενες εκβάσεις για την i -οστή, $i = 1, \dots, 7$ μονάδα κατανέμονται ανεξάρτητα ως δυαδικές τυχαίες μεταβλητές έτσι ώστε η κατανομή ένωσης τους να δίνεται από:

$$f(Y_i|\pi(z), z \in Z) = \prod_{z \in Z} \pi(z)^{Y_i(z)} (1 - \pi(z))^{1-Y_i(z)}$$

Δεύτερον, υποθέστε ότι δοθέντος του $\pi(z)$ για όλα τα $z \in Z$, οι πιθανές εκβάσεις όλων των N μονάδων κατανέμονται ανεξάρτητα, έτσι ώστε η κατανομή της ένωσης του διανύσματος των N_r ενδεχόμενων εκβάσεων δίνεται από :

$$f(Y|\pi(z), z \in Z) = \prod_{i=1}^N f(Y_i|\pi(z), z \in Z)$$

Τρίτον, υποθέστε ότι

$$\pi_L = \alpha g_0 + \beta g_3 + \gamma g_5$$

όπου $(\alpha, \beta, \gamma) \approx N(\mu, \Sigma)$ και μ και Σ θεωρούνται γνωστά. Τέλος, σημειώνεται ότι ο σχεδιασμός τυχαιοποιείται εντελώς, η κατανομή της W είναι ανεξάρτητη της U και της π . Για να γίνει συμπερασματολογία υπερπληθυσμιακού επιπέδου χρειάζεται απλώς δείγμα για τη μεταγενέστερη κατανομή.

$$\begin{aligned} f(\alpha, \beta, \gamma | Y^{obs}, W) &\propto f(Y^{obs} | \alpha, \beta, \gamma, W) f(W | \alpha, \beta, \gamma) f(\alpha, \beta, \gamma) \\ &\propto f(\alpha, \beta, \gamma) \prod_z \pi(z)^{\sum_{i:W_i(z)=1} Y_i(z)} (1 - \pi(z))^{r - \sum_{i:W_i(z)=1} Y_i(z)} \end{aligned}$$

Οι εκτιμητές ενδιαφέροντος του υπερπληθυσμιακού επιπέδου $\bar{\tau}_{.3}^S P$ και $\bar{\tau}_{.5}^S P$ μπορούν να εκφραστούν ως συναρτήσεις των α, β και γ . Για να γίνει πεπερασμένου πληθυσμιακού επιπέδου συμπερασματολογία, λαμβάνεται το μοντέλο καταλογισμού:

$$f(Y^{mis} | Y^{obs}, W) = \int f(Y^{mis} | Y^{obs}, \alpha, \beta, \gamma, W) f(\alpha, \beta, \gamma | Y^{obs}, W) d\alpha d\beta d\gamma$$

Οι πεπερασμένες πληθυσμιακά εκτιμητές ενδιαφέροντος $\bar{\tau}_{.3}$ και $\bar{\tau}_{.5}$ μπορούν να εκφραστούν ως συναρτήσεις της (Y^{mis}, Y^{obs}) . Για λόγους επίδειξης, θέτουμε μ να είναι οι εκτιμώμενοι συντελεστές για την λογιστική παλινδρόμηση και επιλέγουμε :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 4 & 10 & 10 \\ 10 & 100 & 50 \\ 10 & 50 & 100 \end{bmatrix}$$

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

Μετά τον σχεδιασμό 10000 δειγμάτων από την $f(\alpha, \beta, \gamma | Y^{obs}, W)$ το καθένα σχεδιάζει αποτελέσματα σε μια τιμή των υπερπληθυσμιακών εκτιμητών, γίνεται λήψη δείκτων εκτιμητών $\bar{\tau}_{.3}^{SP}$ και $\bar{\tau}_{.5}^{SP}$ ως μεταγενέστερες μέσες τιμές, και διαστήματα εκτιμητών 95% αξιόπιστα διαστήματα. Επίσης για κάθε σχεδιασμό της α, β και γ γίνεται η λήψη δεικτών και διαστημάτων εκτιμητών της $\bar{\tau}_{.3}$ και $\bar{\tau}_{.5}$. Τα αποτελέσματα συνοψίζονται στον Πίνακα . Η ανάλυση που περιγράφεται εδώ και τα αποτελέσματα στον Πίνακα , ενισχύουν τα πλεονεκτήματα του προτεινόμενου πλαισίου εκτός από τη συμπερασματολογία για τις παραγοντικές επιδράσεις που βασίζεται στο γραμμικό ή γενικευμένο γραμμικό μοντέλο

1. Παρέχει μια καθαρή κατανόηση του εκτιμητή
2. Επιτρέπει συμπερασματολογία από πεπερασμένους πληθυσμούς, επιπρόσθετα με τη συμπερασματολογία για το υπερπλήθος. Όπως έχουμε δει στον Πίνακα , τα διαστήματα εμπιστοσύνης πεπερασμένου πλήθους είναι στενότερα από τα διαστήματα εμπιστοσύνηστου υπερπληθυσμού.
3. Μας επιτρέπει να κατασκευάσουμε συμπερασματολογία για τους εκτιμητές αντί για την μέση τιμή των ατομικών ενδεχόμενων αποτελεσμάτων. Σ' αυτό το παράδειγμα, υποθέστε ότι ο πειραματιστής ενδιαφέρεται στην ενδιαμέση τιμή των ατομικού επιπέδου παραγοντικών επιδράσεων τ_{ij} . Επειδή αυτός ο εκτιμητής μπορεί να γραφτεί ως μια συνάρτηση (Y^{mis}, Y^{obs}) , η κατασκευή συμπερασματολογίας εξάγεται ευθέως.

Inference for Super Population			Inference for Finite Population		
Estimand	Inference using		Estimand	Inference using	
	Regression	Bayesian		Regression	Bayesian
$\bar{\tau}_{.3}^{SP}$	0.24 [0.16, 0.32]	0.24 [0.16, 0.31]	$\bar{\tau}_{.3}$	0.24 [0.16, 0.32]	0.24 [0.18, 0.30]
$\bar{\tau}_{.5}^{SP}$	0.10 [0.02, 0.17]	0.10 [0.01, 0.15]	$\bar{\tau}_{.5}$	0.10 [0.02, 0.17]	0.10 [0.05, 0.13]

Παραπάνω προτάθηκε ένα πλαίσιο για αιτιώδη συμπερασματολογία από 2^k παραγοντικούς σχεδιασμούς χρησιμοποιώντας το πλαίσιο των ενδεχόμενων εκβάσεων . Οι παραγοντικές επιδράσεις έχουν οριστεί για ένα πεπερασμένο πλήθος, και οι ορισμοί έχουν επεκταθεί σε εκτιμητές για ένα υπερπληθυσμό. Αναπτύχθηκαν διαδικασίες για εξαγωγή συμπερασμάτων γι'αυτούς τους εκτιμητές με χρήση της Neymanian, της Fisherian και του Bayesian πλαισίου. Μέσω αυτών των συζητήσεων και των διάφορων παραδειγμάτων, έχει παρουσιαστεί πως η χρήση των ενδεχόμενων εκβάσεων έχει ως αποτέλεσμα την καλύτερη κατανόηση εκτιμητών και επιτρέπει μεγαλύτερη ευελιξία στη στατιστική συμπερασματολογία των παραγοντικών επιδράσεων, συγκρινόμενες με την κοινώς χρησιμοποιημένη προσέγγιση του γραμμικού μοντέλου.

Εκτός από τα οφέλη που προαναφέρθηκαν , το προτεινόμενο πλαίσιο μπορεί ν' αποτελέσει τη βάση για την εξέταση σύνθετων προβλημάτων που συνδέονται με το σχεδιασμό και την

2.1. ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΣΤΗΝ ΑΙΤΙΩΔΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ

ανάλυση των κοινωνικών, συμπεριφοριστικών και ιατρικών πειραμάτων. Εδώ θα δοθούν ορισμένα παραδείγματα τέτοιων περιπλοκών. Αυτά τα προβλήματα είναι εκτός σκοπιάς, αλλά είναι πιθανό να οδηγήσει σε καινούρια και ενδιαφέρον προβλήματα έρευνας που μπορούν να ληφθούν χρησιμοποιώντας το προτεινόμενο πλαίσιο.

1. Τα παραγοντικά πειράματα με συμμεταβλητές : Το προτεινόμενο πλαίσιο μπορεί εύκολα να επεκταθεί σε μελέτες με μεγάλο αριθμό συμμεταβλητών ορίζοντας τις ενδεχόμενες εκβάσεις ως $Y(x, z)$ όπου το z δείχνει ένα διάνυσμα συμμεταβλητών. Οι μέθοδοι για την εκτίμηση αιτιωδών επιδράσεων από τυχαιοποιημένα πειράματα με συμμεταβλητές που είναι πιο ευέλικτες από την Ανάλυση της συνδιακύμανσης, και μπορεί να ληφθεί με την επέκταση της μεθοδολογίας όπως περιγράφεται από τον Imbens και τον Rubin (2012) [42] για αιτιώδη συμπερασματολογία για τυχαιοποιημένες ελεγχόμενησ-επεξεργασίας μελέτες με συμμεταβλητές.
2. Τα παραγοντικά σχέδια με ισορροπημένες μεταβλητές : Αν και οι τυχαιοποιημένες μελέτες θεωρούνται χαρακτηριστικά «ο χρυσός κανόνας» στη βιβλιογραφία, είναι πιθανόν ότι οι εντελώς τυχαιοποιημένοι σχεδιασμοί οδηγούν σε κακώς ισορροπημένες συμμεταβλητές στους συνδιασμούς επεξεργασίας. Αν και το φράξιμο είναι μια στρατηγική που συχνά χρησιμοποιείται σε διπλού τύπου παραγοντικούς σχεδιασμούς, δουλεύει συχνά όταν ο αριθμός των φραγμένων παραγόντων είναι μικρός. Όταν η ισορροπία είναι μικρή όσον αφορά ένα μεγάλο αριθμό συμμεταβλητών, μια δυνατότητα είναι να ερευνηθεί μια πιθανή επέκταση της νέας τεχνικής επανατυχαιοποίησης σε 2^k παραγοντικούς σχεδιασμούς.
3. Τα παραγοντικά σχέδια με τους περιορισμούς τυχαιοποίησης : Τα πειράματα στα οποία, ο μηχανισμός ανάθεσης διαφέρει από παράγοντα σε παράγοντα, δεν είναι ασυνήθιστα. Ένα τέτοιο παράδειγμα είναι η γραφική παράσταση σχεδιασμού που είναι διασπασμένη, όπου τα μοντέλα με μικτές ή τυχαίες επιδράσεις υιοθετούνται χαρακτηριστικά για να εκτιμήσουν τις παραγοντικές επιδράσεις όλης της γραφικής παράστασης ή μερικής. Μια τέτοια προσέγγιση λοιπόν, ξανά πάσχει από τον οπισθοδρομικό σχεδιασμό που οι εκτιμητές του πεπερασμένου πλήθους και του υπερπληθυσμού είναι όμοιοι. Τέτοια προβλήματα μπορούν να αντιμετωπιστούν στο προτεινόμενο πλαίσιο με κατάλληλο καθορισμό του μηχανισμού ανάθεσης W .
4. Οι ημι-παρατηρούμενες μελέτες με μια παραγοντική δομή: Μια ακραία περίπτωση της πολυπλοκότητας που περιγράφεται στο προηγούμενο παράδειγμα είναι μια κατηγορία πειραμάτων στην οποία οι πειραματικές μονάδες επιλέγουν οι ίδιες τις στάθμες ενός ή περισσότερων παραγόντων. Υπάρχουν καταστάσεις όπου τέτοια «συμφωνία» πρέπει να γίνει για να επιβάλλουν τυχαιοποίηση όσων αφορά τις στάθμες των πιο σημαντικών παραγόντων. Το πλαίσιο που βασίζεται στις ενδεχόμενες εκβάσεις θα επιτρέψει στον πειραματιστή να κατανοήσει και να διακρίνει σαφώς και ξεκάθαρα τις ιδιότητες της ικανότητας της εκτίμησης κάθε εκτιμητή.

5. Η αντιστοίχιση της δειγματοληψίας στους 2^k παραγοντικούς σχεδιασμούς. Στις πλήρως παρατηρητικές μελέτες με μια παραγοντική δομή, η προγενέστερη πληροφόρηση στις συμμεταβλητές μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να επεκτείνει την ιδέα των αποτελεσμάτων ροπής σε 2^k παραγοντικούς σχεδιασμούς και να χρησιμοποιήσει αποτελέσματα ροπής για να σχεδιάσει ισορροπημένα αντιστοιχισμένα δείγματα συμμεταβλητών, που επιτρέπουν την αμερόληπτη εκτίμηση παραγοντικών επιδράσεων.

2.2 Πειράματα διαλογής για ανάπτυξη δυναμικών συστημάτων επεξεργασίας

2.2.1 Εισαγωγή

Τα δυναμικά συστήματα επεξεργασίας είναι χρονο-εναλλασσόμενες (ποικίλες) επεξεργασίες που εξατομικεύουν τις ακολουθίες θεραπειών στον ασθενή. Η κατασκευή του δυναμικού συστήματος επεξεργασίας είναι προληπτική γιατί ένας ασθενής θα είναι επιλέξιμος για μερικά τμήματα θεραπείας μόνο αν δεν έχει ανταποκριθεί (ή έχει ανταποκριθεί) σε άλλα τμήματα επεξεργασίας. Επιπλέον υπάρχει συνήθως κι ένας αριθμός από ενδεχομένως χρήσιμα συστατικά επεξεργασίας και συνδιασμοί επ' αυτού. Σε αυτή την ενότητα προτείνεται η νέα μεθοδολογία για τον προσδιορισμό ελπιδοφόρων συστατικών και τον αποκλεισμό των αμελητέων, αντίστοιχα. Κατ' αρχάς, καθορίζονται οι αιτιώδεις παραγοντικές επιδράσεις για τα συστατικά επεξεργασίας που μπορούν να εφαρμοστούν διαδοχικά για έναν ασθενή. Δεύτερον προτείνονται πειραματικοί σχεδιασμοί που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να μελετηθούν τα συστατικά τμήματα της επεξεργασίας. Παραδόξως, οι τροποποιήσεις μπορούν να γίνουν κλασματικοί παραγοντικοί σχεδιασμοί που βρίσκονται συχνότερα στην βιβλιογραφία Στατιστικής Μηχανικής-για τον αποκλεισμό/διαλογή αυτής της ρύθμισης . Επιπλέον παρέχεται ένα μοντέλο ανάλυσης που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να καλύψει τις παραγοντικές επιδράσεις.

Τα δυναμικά συστήματα επεξεργασίας (Robins, 1986,1987 [64] [62] Lavori κλπ 2000 [45], Murphy 2001 [57]) είναι χρονο -εναλλασσόμενες επεξεργασίες που υιοθετούνται όλο και περισσότερο στην επεξεργασία και στη διαχείριση χρόνιων, αναταραχών υποτροπής όπως η εξάρτηση στα ναρκωτικά, η μόλυνση HIV και η κατάθλιψη (Brooner και Kidorf, 2002 Rush [8] και λοιποί 2003, Lisziewicz και Lori 2002). Αυτά τα συστήματα εξατομικεύουν το επίπεδο και τον τύπο επεξεργασίας μέσω των κανόνων απόφασης που εισάγουν αποτελέσματα ασθενών που έχουν συλλεχθεί κατά τη διάρκεια θεραπείας και αποδίδουν προτεινόμενες αλλαγές σε θεραπείες. Ένα δυναμικό σύστημα επεξεργασίας δύο επιπέδων διευκρινίζει πως να επιλέξουμε ένα συνδιασμό επεξεργασίας από μια ακολουθία κανόνων απόφασης. Μια για κάθε επίπεδο, d_1, d_2 όπου ο κανόνας απόφασης d_1 παίρνει την διαθέσιμη πληροφορία αρχικά, έστω O_1 τα αποτελέσματα επιπέδου 1, επεξεργασίες A_1 και ο κανόνας απόφασης d_2 παίρνει τη διαθέσιμη πληροφορία στην αρχή του σταδίου 2, έστω O_1, A_1, O_2 και προτείνει επεξεργασίες επιπέδου 2 , τις A_2 . Ο χρόνος παραγγελίας είναι O_1, A_1, O_2, A_2, O_3 όπου η O_3 λαμβάνεται

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

στο τέλος του επιπέδου 2. Το αρχικό αποτέλεσμα είναι $Y = f(O_1, A_1, O_2, A_2, O_3)$ με την f να θεωρείται γνωστή .

Τα δυναμικά συστήματα επεξεργασίας είναι επίσης συχνά πολλών συστατικών (δηλαδή πολλαπλός παράγοντας) επεξεργασίες : τα συστατικά μπορούν να περιέχουν όχι μόνο τις επεξεργασίες για την αρχική αναταραχή αλλά επίσης και συμπληρωματικές θεραπείες για τα ομοεμφανή προβλήματα, θεραπείες συμπεριφορών για να βελτιωθούν οι μηχανισμοί προσκόλλησης και παράδοσης. Προς το παρόν τα δυναμικά συστήματα επεξεργασίας κατασκευάζονται μέσω της ειδικής γνώμης και αξιολογούνται στη συνέχεια τυχαιοποιημένα σε δύο ομάδες δοκιμών. Οι παρατηρητικές μελέτες χρησιμοποιούνται χαρακτηριστικά για να βοηθήσουν τους εμπειρογνώμονες στην κατασκευή του δυναμικού συστήματος επεξεργασίας. Οι παρατηρητικές αναλύσεις προσπαθούν να συμπεράνουν τις αιτιώδεις σχέσεις από τις μη-τυχαιοποιημένες συγκρίσεις και υπόκεινται στην προκατάληψη όταν οι συγκρινόμενες ομάδες διαφέρουν σε τρόπους εκτός από τον τύπο της επεξεργασίας . Ενώ έχουν υπάρξει μεγάλοι πρόοδοι στις επιδημιολογικές, στατιστικές και στις άλλες βιβλιογραφίες όσων αφορά την ανάπτυξη μεθόδων που διευκρινίζουν ακριβώς τις υποθέσεις κάτω από τις οποίες αυτή η προκατάληψη μπορεί να εξαλειφθεί, οι τυχαιοποιημένες μελέτες, όταν είναι πιθανό, παραμένουν η βέλτιστη προσέγγιση για τη μείωση της προκατάληψης . Το πεδίο του πειραματικού σχεδιασμού παρέχει μια προσέγγιση στη χρήση τυχαιοποίησης όσων αφορά αφορά την κατασκευή πολύ-συστατικών επεξεργασιών.

Ο στόχος εδώ είναι στα πειράματα διαλογής για δυναμικά συστήματα επεξεργασίας δύο επιπέδων. Τα πειράματα διαλογής χρησιμοποιούνται για να περικόψουν κάτω από το μεγάλο αριθμό των συστατικών επεξεργασίας με αποτέλεσμα μερικά ελπιδοφόρα δυναμικά συστήματα επεξεργασίας. Η διατύπωση και η ανάλυση των πειραμάτων διαλογής για τα δυναμικά συστήματα επεξεργασίας πολυ-συστατικών απαιτούν το συνδιασμό ιδεών για αιτιώδη συμπερασματολογία και για παραγοντικό πειραματικό σχεδιασμό.

Δυστυχώς, στις τοποθετήσεις όπως η κατάχρηση ουσιών, η πνευματική υγεία και η έρευνα HIV, ο κλασικός σχεδιασμός και η ανάλυση πειραμάτων διαλογής δεν μπορούν να είναι άμεσα εισαγώμενα. Αυτό γιατί κάποιοι παράγοντες επιπέδου 2 είναι μόνο σχετικοί με ασθενείς που ανταποκρίθηκαν (ή δεν ανταποκρίθηκαν) στους παράγοντες επεξεργασίας του προγενέστερου σταδίου 1.

2.2.2 Οι αιτιώδεις επιδράσεις παραγόντων και σε όρους ενδεχόμενων αποτελεσμάτων

Παράγοντες

Η διαλογή των παραγόντων εμφανίζεται συχνά μέσω της αξιολόγησης των παραγοντικών επιδράσεων σε ANOVA αναλύσεις για την υπό συνθήκη μέση τιμή της αρχικής έκβασης. Εξετάστε μια απλή περίπτωση όπου υπάρχει ένα επίπεδο με ένα παράγοντα και δύο επίπεδα με δύο παράγοντες. Κάθε παράγοντας κυμαίνεται πάνω στα επίπεδα στο διάστημα $\{-1, 1\}$.

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ
ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

Υποθέστε N αντικείμενα-θέματα με το καθένα να τυχαιοποιείται εξίσου στα δύο επίπεδα του σταδίου ένα του παράγοντα A_1 . Κατόπιν ένας δείκτης πρόωρης απάντησης παρατηρείται, ο R παίρνει την τιμή 1 αν το αντικείμενο είναι η απάντηση μετά την ακόλουθη ανάθεση της A_1 και 0 διαφορετικά (δεν υπάρχει O_2 και $O_2 = R$). Για λόγους απλότητας γίνεται αναφορά σε μονάδες με $R = 1, 0$ σαν αποκριτές, η μη-αποκριτές, αντίστοιχα. Στο στάδιο 2, οι αποκριτές τυχαιοποιούνται ισάξια μεταξύ των $\{-1, 1\}$ επιπέδων του παράγοντα $A_2^{(1)}$ και οι μη-αποκριτές τυχαιοποιούνται ισάξια μεταξύ των $\{-1, 1\}$ επιπέδων του παράγοντα $A_2^{(0)}$ (οι δείκτες (1),(0) δείχνουν τους παράγοντες στο στάδιο 2, για τους αποκριτές και τους μη-αποκριτές αντίστοιχα). Στο τέλος της μελέτης το πρωταρχικό αποτέλεσμα U (κωδικοποιήθηκε έτσι ώστε οι υψηλές τιμές να είναι προτιμητέες) παρατηρείται. Υποθέτοντας ότι οι υπαγόμενες παρατηρήσεις είναι ανεξάρτητες και όμοια κατανομημένες μια «παραγοντική» ανάλυση είναι:

$$E[Y|A_1, R, A_2^{(1)}, A_2^{(0)}] = \eta_0 + \eta_1 A_1 + \gamma_1 R + \gamma_2 R A_1 + \beta_1 R A_2^{(1)} + \beta_2 R A_1 A_2^{(1)} + \alpha_1 (1 - R) A_2^{(0)} + \alpha_2 (1 - R) A_1 A_2^{(0)} \quad (1)$$

με την ερμηνεία ότι οι συντελεστές $\{\eta_1, \beta_1, \beta_2, \alpha_1, \alpha_2\}$ αντιπροσωπεύουν τις παραγοντικές επιδράσεις. Η R συμπεριλαμβάνεται στην παραπάνω ανάλυση αφού ο $A_2^{(1)}$, μπορεί να οριστεί σε αντικείμενα (μελέτης) με $R = 1$ και ομοίως για τον $A_2^{(0)}$.

Αν ερμηνευτούν οι συντελεστές $\{\eta_1, \beta_1, \beta_2, \alpha_1, \alpha_2\}$ ως παραγοντικές επιδράσεις τότε για να «κοσμοκινιστούν» οι παράγοντες $A_1, A_2^{(1)}, A_2^{(0)}$, θα βασιστεί η συμπερασματολογία σε αυτούς τους συντελεστές. Εντούτοις, αυτό μπορεί να οδηγήσει σε εσφαλμένα συμπεράσματα σχετικά με την χρησιμότητα του A_1 , μέσω του η_1 για τουλάχιστον δύο λόγους. Αρχικά στα ιατρικά/συμπεριφραστικά πεδία υπάρχει πεδία υπάρχει μια πληθώρα και γνωστών αλλά και αγνώστων κοινών αιτιών της R και της Y (ως εκ τούτου η R είναι προγνωστική για την Y). Αναλογιστείτε το ακόλουθο παράδειγμα. Έστω η U , μια Bernoulli τυχαία μεταβλητή με πιθανότητα επιτυχίας $\frac{1}{2}$, που αντιπροσωπεύει μια άγνωστη κοινή αιτία για την έκβαση Y για την έγκαιρη απάντηση R . Η U μπορεί να είναι άγνωστος γενετικός παράγοντας. Έστω ότι η $Y = \delta_0 + \delta_1 U + \epsilon$, όπου το ϵ (μέσο μηδέν, πεπερασμένη διαφορά) είναι ανεξάρτητο της $(U, R, A_1, A_2^{(0)}, A_2^{(1)})$. Επιπλέον δεν υπάρχει επίδραση στο στάδιο 1, ο παράγοντας A_1 ή στο στάδιο 2 παράγοντες $(A_2^{(0)}, A_2^{(1)})$ στο αποτέλεσμα Y . Στη συνέχεια υποθέστε ότι:

$$P[R = 1|U, A_1] = U \left[\frac{q_1 + q_2}{2} + \frac{q_1 - q_2}{2} A_1 \right] + (1 - U) \left[\frac{q_3 + q_4}{2} + \frac{q_3 - q_4}{2} A_1 \right]$$

όπου για κάθε $q_j \in [0, 1]$. Σημειώστε ότι η A_1 μπορεί να προσκρούει στην αρχική απάντηση ($q_1 - q_2 \neq 0$ ή $q_3 - q_4 \neq 0$). Λαμβάνουμε :

$$E[Y|A_1, R = 0, A_2^{(0)}, A_2^{(1)}] = \delta_0 + \delta_1 E[U|A_1, R = 0] =$$

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

$$\delta_0 + \frac{\delta_1}{2} \left(\frac{1 - q_1}{2 - q_1 - q_3} + \frac{1 - q_2}{2 - q_2 - q_4} \right) + \frac{\delta_1}{2} \left(\frac{1 - q_1}{2 - q_1 - q_3} - \frac{1 - q_2}{2 - q_2 - q_4} \right) A_1$$

Κατά συνέπεια η $\eta_1 = \frac{\delta_1}{2} \left(\frac{1 - q_1}{2 - q_1 - q_3} - \frac{1 - q_2}{2 - q_2 - q_4} \right)$, η οποία μπορεί να διαφέρει από την αληθινή επίδραση του μηδενός. Δηλαδή, η η_1 στην (1) απεικονίζει τις προκαταλήψεις/μεροληψίες που εμφανίζονται επειδή ρυθμίζουμε στην R που είναι και ένα αποτέλεσμα της A_1 και μια προγνωστική μεταβλητή της Y .

Κατά δεύτερον ακόμα κι αν δεν υπάρχουν άγνωστες κοινές αιτίες της R και Y , η η_1 δεν απεικονίζει το γενικό αντίκτυπο της A_1 δεδομένου ότι η A_1 μπορεί να προσκρούει στο Y τουλάχιστον μερικώς από την επίδρασή της στην R . Και για τις δύο αιτίες, οι οδηγίες κλινικών δοκιμών προειδοποιούν ενάντια στην βελτίωση/συνθηκολόγηση των αποτελεσμάτων όπως και οι παρενέργειες ή άλλες συμμεταβλητές θέσεων τυχαιοποίησης στην σύγκριση μιας επεξεργασίας με άλλη.

Αυτά τα δύο ζητήματα αποκλείουν την χρήση της (1) για τη διαλογή. Σύμφωνα με το προηγούμενο ζήτημα δεν προκύπτει στη βιβλιογραφία παραδοσιακού πειραματικού σχεδίου, ακόμα και στις κλινικές δοκιμές με τα πολλαπλάσια στάδια. Για παράδειγμα, τα προσαρμοστικά πειραματικά σχέδια (Hu και Rosenberger, 2006 [38], Zacks, 1996 [94], Patel, 1962) περιλαμβάνουν επίσης πολλαπλά στάδια από τη διαδοχική απόφαση που λαμβάνεται, αλλά κάθε στάδιο περιλαμβάνει στα διαφορετικά θέματα, το ότι είναι διαδοχική σημαίνει ότι τις αποφάσεις σχετικά με μια ακολουθία θεμάτων/ αντικειμένων μη διαδοχικών αποφάσεων σε κάθε αντικείμενο. Δεδομένου ότι τα θέματα μπορούν γενικά να θεωρηθούν αποκρίσεις ανεξάρτητα (λαμβάνοντας υπόψη την ιδιότητα μέλους στο ίδιο πληθυσμό θεμάτων) και τα στάδια περιλαμβάνουν τα διαφορετικά θέματα, τα παραπάνω ζητήματα δεν εμφανίζονται.

Όροι ενδεχόμενων αποτελεσμάτων

Σε αυτό το τμήμα ένα μοντέλο από την άποψη παραγοντικών επιδράσεων για κάθε σταθερό σχέδιο των επιπέδων παράγοντα αναπτύσσεται, στην επόμενη υποενοότητα, η τυχαιοποίηση των επιπέδων παράγοντα ενσωματώνεται. Αυτό το μοντέλο, θα είναι υπό όρους πιθανών εκβάσεων (Rubin, 1978 [77], Robins, 1986, 1987 [64] [62]), οι παράμετροι στο μοντέλο θα είναι οι αιτιώδεις επιδράσεις. Η ιδέα είναι ότι κάθε αντικείμενο έχει πολλαπλά ενδεχόμενα αποτελέσματα, δηλαδή, ένα για κάθε συνδυασμό στάθμης παράγοντα. Παρόλα αυτά μόνο μια έκβαση από τις ενδεχόμενες εκβάσεις, δηλαδή, το αποτέλεσμα που συνδέεται με τα ορισμένα παραγοντικά επίπεδα παρατηρείται και τα υπόλοιπα ενδεχόμενα αποτελέσματα απουσιάζουν. Το πλαίσιο του ενδεχόμενου αποτελέσματος διευκολύνει έναν ακριβή ορισμό των αιτιωδών παραγοντικών επιδράσεων, όπως θα φανεί κάπως σαν απόχρωση για το στάδιο 1 των παραγοντικών επιδράσεων. Επίσης αυτό το πλαίσιο διευκολύνει τη δήλωση των όρων κάτω από τους οποίους οι εκτιμητές των αιτιωδών επιδράσεων από έναν παράγοντα μπορεί να ληφθεί.

Υποθέστε ότι υπάρχουν p_1 παράγοντες σταδίου 1, p_{12} παραγοντικά επίπεδα σταδίου 2 για τους αποκριτές και p_{02} παράγοντες επιπέδου 2 για τους μη αποκριτές. Όπως είναι γενικά η περίπτωση στη διαλογή υποθέτουμε ότι κάθε παράγοντας έχει δύο επίπεδα που παίρνουν

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

τις τιμές ± 1 . Έστω ότι το α_1 δείχνει ένα διάνυσμα παραγοντικών επιπέδων σταδίου 1, τα $\alpha_2^{(1)}$, $\alpha_2^{(1')}$ δείχνουν διανύσματα παραγοντικών επιπέδων σταδίου 2 για τους αποκριτές και τα $\alpha_2^{(0)}$ και $\alpha_2^{(0')}$ δείχνουν διανύσματα παραγοντικών επιπέδων σταδίου 2 για τους μη-αποκριτές. Έστω $R_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}} \in \{0, 1\}$ και $Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}}$ δείχνουν την απάντηση σταδίου 1 και το αρχικό αποτέλεσμα, αντίστοιχα, που θα μπορούσε να παρατηρηθεί αν το αντικείμενο οριζόταν από το δυναμικό σύστημα επεξεργασίας «παρέχουμε την επεξεργασία α_1 στο στάδιο 1 και στη συνέχεια αν προκύψει μια αρχική πρώτη απάντηση παρέχουμε $\alpha_2^{(1)}$ αλλιώς παρέχουμε $\alpha_2^{(0)}$ ». Σημειώστε ότι υπάρχουν $2^{p_1+p_{02}+p_{12}}$ διαφορετικά δυναμικά συστήματα επεξεργασίας, κατά συνέπεια, υπάρχουν $2^{p_1+p_{02}+p_{12}}$ ενδεχόμενα αποτελέσματα σταδίου 1 και $2^{p_1+p_{02}+p_{12}}$ ενδεχόμενα αρχικά αποτελέσματα για κάθε αντικείμενο.

Σε όλο αυτό, γίνονται δύο υποθέσεις που ισχύουν αν η επεξεργασία σταδίου 2 δεν αποκαλύπτεται στο αντικείμενο/κλινικό προσωπικό μέχρι την έκβαση του σταδίου 1. Αυτές οι υποθέσεις δίνουν τη δυνατότητα να ελαττώσουμε τον αριθμό των ομάδων των αντικειμένων/θεμάτων στο πειραματικό σχέδιο.

Υπόθεση Ικανότητας Αγνόησης 1: Υποθέστε ότι

$$R_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}} = R_{\alpha_1, \alpha_2^{(0')}, \alpha_2^{(1')}} \text{ για όλα τα } \{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(0')}, \alpha_2^{(1)}, \alpha_2^{(1')}\}.$$

Με άλλα λόγια, αυτή είναι η υπόθεση που το αποτέλεσμα σταδίου 1 ενός αντικειμένου, παραμένει η ίδια ανεξάρτητα από τις αναθέσεις επεξεργασίας σταδίου 2. Πιο κάτω, χρησιμοποιείται η σημείωση, R_{α_1} αντί για τη $R_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}}$.

Υπόθεση Ικανότητας Αγνόησης 2: Υποθέστε ότι

$$Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}} R_{\alpha_1} = Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0')}, \alpha_2^{(1')}} R_{\alpha_1} \text{ και } Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}} (1 - R_{\alpha_1}) = Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0')}, \alpha_2^{(1')}} (1 - R_{\alpha_1}) \text{ για όλα τα } \{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(0')}, \alpha_2^{(1)}, \alpha_2^{(1')}\}.$$

Για παράδειγμα, αυτή η υπόθεση δηλώνει ότι το αρχικό αποτέλεσμα του αντικειμένου που δεν ανταποκρίνεται στο στάδιο 1 δεν εξαρτάται από το τι θα είχε οριστεί σε αυτό το αντικείμενο, που αυτός/ή ανταποκρίθηκε στο στάδιο 1. Αυτές οι υποθέσεις μπορούν να παραβιάζονται αν, ως μέρος από το πρωτόκολλο, τα αντικείμενα ενημερώνονται στο στάδιο 1 του οποίου η επεξεργασία σταδίου 2 προσφέρεται αν δεν ανταποκρίνονται στο στάδιο 1. Μπορεί να προκύψει ότι τ' αντικείμενα, που γνωρίζουν ότι θα οριστούν σε μια μάλλον φορτική επεξεργασία σταδίου 2 πάνω στη μη απόκριση, θα προσπαθήσουν να αποφύγουν φιλενεργά αυτή τη φορτική επεξεργασία με το να εμμείνουν πιστότερα στην ορισμένη επεξεργασία τους, που είναι σταδίου 1 από αυτή που θα συνέβαινε ειδήλως. Ως επακόλουθο οι επιδράσεις σταδίου 1 αναφέρονται σε όλες τις επιδράσεις που εμπλέκονται μόνο με παράγοντες σταδίου 1 και οι επιδράσεις σταδίου 2 αναφέρονται σε όλες τις επιδράσεις που εμπλέκονται με τουλάχιστον ένα παράγοντα σταδίου 2. Οι αιτιώδεις επιδράσεις σταδίου 2 καθορίζονται μέσω ενός διατυπωμένου γραμμικού μοντέλου παλινδρόμησης για

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

$$E[Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}} | R_{\alpha_1}] \quad (2)$$

με $\alpha_1, \alpha_2^{(1)}, R_{\alpha_1}, \alpha_2^{(0)} (1 - R_{\alpha_1})$ και οι υψηλότερες αλληλεπιδράσεις τους. Για παράδειγμα υποθέστε ότι υπάρχει ένας παράγοντας σταδίου 1 και δύο παράγοντες σταδίου 2 ($p_1 = p_{02} = p_{12} = 1$) τότε ομοίως με την (1) έχουμε:

$$E[Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}} | R_{\alpha_1}] = \eta_0 + \eta_1 \alpha_1 + \gamma_0 R_{\alpha_1} + \gamma_1 R_{\alpha_1} \alpha_1 + \beta_1 R_{\alpha_1} \alpha_2^{(1)} + \beta_2 R_{\alpha_1} \alpha_1 \alpha_2^{(1)} \\ + \alpha_1 (1 - R_{\alpha_1}) \alpha_2^{(0)} + \alpha_2 (1 - R_{\alpha_1}) \alpha_1 \alpha_2^{(0)} \quad (3)$$

όπου $\alpha_j, \beta_j, j = 1, 2$ είναι οι αιτιώδεις επιδράσεις σταδίου 2 ομοίως οι α_1, β_1 είναι οι κύριες επιδράσεις σταδίου 2 και οι α_2, β_2 είναι οι αλληλεπιδράσεις σταδίου 2. Αν επιλυθεί για $\alpha_j, \beta_j, j = 1, 2$ βλέπουμε ότι οι αιτιώδεις επιδράσεις είναι οι αντιθέσεις των υπό συνθήκη μέσων που εμπλέκονται στις ενδεχόμενες εκβάσεις για παράδειγμα.

$$2\beta_1 = \frac{1}{2} \left(E[Y_{1, \alpha_2^{(0)}, 1} | R_1 = 1] - E[Y_{1, \alpha_2^{(0)}, -1} | R_1 = 1] \right) \\ + \frac{1}{2} \left(E[Y_{-1, \alpha_2^{(0)}, 1} | R_{-1} = 1] - E[Y_{-1, \alpha_2^{(0)}, -1} | R_{-1} = 1] \right).$$

Ανακαλέστε αυτό κάτω από τον ορισμό της υποθέσης της Ικανότητας Αγνόησης 2, οι ποσότητες παρακάτω δεν εξαρτώνται από την τιμή της $\alpha_2^{(0)}$. Οι συντελεστές στην παραπάνω γραμμική παλινδρόμηση είναι κατά $\frac{1}{2}$ του μεγέθους των συνηθισμένων παραγοντικών επιδράσεων (Wu και Hamada, 2000 [91]).

Όπως αναφέρθηκε στην αρχή αυτής της ενότητας, ο συνηθισμένος ορισμός της επίδρασης στο στάδιο 1 (για παράδειγμα μέσω της η_1 στην (3) μπορεί να οδηγήσει σε εσφαλμένα συμπεράσματα. Για να αποφευχθεί αυτό το πρόβλημα που δεν ρυθμίζει πάνω στην R_{α_1} , αντ' αυτού περιθωριοποιείται η R_{α_1} για να ληφθούν οι αιτιώδεις επιδράσεις. Σύμφωνα με την υπόθεση της ικανότητας της αγνόησης 2, χρησιμοποιείται η έννοια $Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}}$ αν $R_{\alpha_1} = 0$ και $Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(1)}}$ αν $R_{\alpha_1} = 1$. Ορίζονται οι αιτιώδεις παραγοντικές επιδράσεις σταδίου 1 μέσω ενός κορεσμένου γραμμικού μοντέλου παλινδρόμησης για

$$E\left[\left(\frac{1}{2}\right)^{p_{12}} \sum_{\alpha_2^{(1)}} Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(1)}} R_{\alpha_1} + \left(\frac{1}{2}\right)^{p_{02}} \sum_{\alpha_2^{(0)}} Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}} (1 - R_{\alpha_1})\right] \quad (4)$$

σε α_1 . Υποθέστε πάλι ότι $p_1 = p_{02} = p_{12} = 1$ τότε η γραμμική παλινδρόμηση είναι απλή :

$$E\left[\frac{1}{2} \sum_{\alpha_2^{(1)}} Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(1)}} R_{\alpha_1} + \frac{1}{2} \sum_{\alpha_2^{(0)}} Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}} (1 - R_{\alpha_1})\right] \\ = \phi_1 + \phi_2 \alpha_1.$$

Επιλύοντας για ϕ_2 βρίσκουμε ,

$$2\phi_2 = \frac{1}{2}E\left[\sum_{\alpha_2^{(1)}} Y_{1,\alpha_2^{(1)}} R_1 - \sum_{\alpha_2^{(1)}} Y_{-1,\alpha_2^{(1)}} R_{-1}\right] +$$

$$\frac{1}{2}E\left[\sum_{\alpha_2^{(0)}} Y_{1,\alpha_2^{(0)}} (1 - R_1) - \sum_{\alpha_2^{(0)}} Y_{-1,\alpha_2^{(0)}} (1 - R_{-1})\right]$$

η ϕ_2 είναι η αιτιώδης κύρια επίδραση της A_1 .

Γενικώς η κύρια αιτιώδης επίδραση ενός από τους p_1 παράγοντες σταδίου 1 είναι ο μέσος όρος αντιθέσεων μεταξύ δύο μέσων της Y , ένας για κάθε επίπεδο του παράγοντα σταδίου , περιθωριοποιούμε την κατανομή της R (και όλες τις άλλες ενδιάμεσες εκβάσεις στην O_2 επίσης) ο μέσος όρος είναι πέρα από τα υπόλοιπα επίπεδα παράγοντα (με τους υπόλοιπους παράγοντες να παίρνουν τις στάθμες ± 1 με ίση πιθανότητα). Ο υπολογισμός του μέσου όρου/περιθωριοποίηση όσον αφορά μια ομοιόμορφη κατανομή πέρα από τα υπόλοιπα παραγοντικά επίπεδα είναι σύμφωνα με τον καθορισμό παραγοντικών επιδράσεων σε πειραματικό σχέδιο.Ο ορισμός των επιδράσεων επεξεργασίας του σταδίου 2 επίσης περιλαμβάνει την περιθωριοποίηση (εκτός από τις επεξεργασίες του σταδίου 2 που τοποθετούνται μέσα στην έκβαση R και έτσι οι αντιθέσεις είναι μεταξύ των μέσων υπό όρους στην R).

Όροι των υπό συνθηκών προσδοκιών με εμπλεκόμενους τυχαιοποιημένους παράγοντες

Υποθέστε ότι έχουμε πειραματικά δεδομένα στα οποία οι παράγοντες τυχαιοποιούνται σύμφωνα με κατανομή στο $\{-1, 1\}^{(p_1+p_{02}+p_{12})}$. Τα ακόλουθα παρέχουν ορισμούς των παραγοντικών επιδράσεων με όρους της κατάνομης με τα δεδομένα αποτελέσματος. Έστω ότι το A_1 δείχνει ένα τυχαίο διάνυσμα των p_1 παραγοντικών επιπέδων σταδίου 1, το $A_2^{(1)}$ δείχνει το τυχαίο διάνυσμα των p_{12} παραγοντικών σταθμών σταδίου 2 για τους αποκριτές και το $A_2^{(0)}$ δείχνει το τυχαίο διάνυσμα των p_{02} παραγοντικών σταθμών σταδίου 2. Τα μικρά γράμματα δείχνουν τις πραγματοποιήσεις αυτών των τυχαίων διανυσμάτων. Σ'αυτή την περίπτωση $\{A_1, A_2^{(0)}, A_2^{(1)}\}$ είναι ξεκάθαρα ανεξάρτητη συλλογή $\{R_{\alpha_1}, Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}}, \alpha_1 \in \{-1, 1\}^{p_1}, \alpha_2^{(0)} \in \{-1, 1\}^{p_{02}}, \alpha_2^{(1)} \in \{-1, 1\}^{p_{12}}\}$. Σε κάθε αντικείμενο παρατηρείται $A_1, R, A_2^{(0)}, A_2^{(1)}, Y$ (όταν η $R = 1$, τα παραγοντικά επίπεδα δίνονται από την $A_2^{(1)}$ που ορίζονται και όταν $R = 0$, τα παραγοντικά επίπεδα δίνονται από την $A_2^{(0)}$ που ορίζονται). Οι ενδεχόμενες εκβάσεις συνδέονται στα παρατηρηθέντα δεδομένα διαμέσου της υπόθεσης της συνέπειας (Robins 1997[66]) : υποθέστε ότι για όλες τις τιμές της $\{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}\}$, αν οι $A_1 = \alpha_1, A_2^{(0)} = \alpha_2^{(0)}, A_2^{(1)} = \alpha_2^{(1)}$ τότε $Y = Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}}$ και $R = R_{\alpha_1}$.

Η τυχαιοποίηση των παραγοντικών επιπέδων μαζί με τη συνέπεια και την ικανότητα της αγνόησης συνεπάγουν ότι $E[R_{\alpha_1}] = E[R_{\alpha_1}|A_1 = \alpha_1] = E[R|A_1 = \alpha_1]$. Όμοια για κάθε $r \in \{0, 1\}, P[R_{\alpha_1} = r, A_1 = 1, A_2^{(r)} = \alpha_2^{(r)}] = P[R = r, A_1 = 1, A_2^{(r)} = \alpha_2^{(r)}]$. Υποθέτοντας ότι αυτή

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

η πιθανότητα είναι μη-μηδενική η $E[Y(\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)} | R_{\alpha_1} = r)]$ είναι ίση με $E[Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}, \alpha_2^{(1)}} | A_1 = \alpha_1, R_{\alpha_1} = r, A_2^{(r)} = \alpha_2^{(r)}]$, που από τις υποθέσεις της συνέπειας και της ικανότητας αγνόησης είναι με τη σειρά ίση με $E[Y | A_1 = \alpha_1, R = r, A_2^{(r)} = \alpha_2^{(r)}]$. Σαν αποτέλεσμα, οι αιτιώδεις επιδράσεις σταδίου 2 στην (2) είναι απλώς τα υπόλοιπα των όρων που εμπλέκονται με την $\alpha_2^{(0)}$ σε ένα κορεσμένο γραμμικό μοντέλο για την υπό όρους μέση τιμή $E[Y | A_1 = \alpha_1, R = 0, A_2^{(0)} = \alpha_2^{(0)}]$ και τα υπόλοιπα με όρους που εμπλέκονται με $\alpha_2^{(1)}$ σε ένα κορεσμένο γραμμικό μοντέλο για την υπο συνθήκη μέση τιμή $E[Y | A_1 = \alpha_1, R = 1, A_2^{(1)} = \alpha_2^{(1)}]$.

Παρακάτω συνεπάγεται ότι με την απλή ρύθμιση, στην οποία υπάρχει μόνο ένας παράγοντας σταδίου 1 και δύο παράγοντες σταδίου 2 οι β (α) παράμετροι στην (1) αναπαριστούν τις αιτιώδεις επιδράσεις σταδίου 2 για τους αποκριτές. Μια παρόμοια δήλωση δεν μπορεί να γίνει για τις επιδράσεις σταδίου 1 που δίνονται από ένα κορεσμένο γραμμικό μοντέλο για τη μέση τιμή στην (4). Αυτή η μέση τιμή μπορεί να ξαναγραφτεί ως:

$$\left(\frac{1}{2}\right)^{p_{12}} \sum_{\alpha_2^{(1)}} E[Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(1)}} | R_{\alpha_1} = 1] E[R_{\alpha_1}] + \left(\frac{1}{2}\right)^{p_{02}} \sum_{\alpha_2^{(0)}} E[Y_{\alpha_1, \alpha_2^{(0)}} | R_{\alpha_1} = 0] E[1 - R_{\alpha_1}].$$

Ξανά χρησιμοποιώντας τυχαιοποίηση και την υπόθεση της συνέπειας αυτός ο μέσος όρος μπορεί να ξαναγραφτεί όπως:

$$\begin{aligned} & \left(\frac{1}{2}\right)^{p_{12}} \sum_{\alpha_2^{(1)}} E[Y | A_1 = \alpha_1, R = 1, A_2^{(1)} = \alpha_2^{(1)}] E[R | A_1 = \alpha_1] \\ & + \left(\frac{1}{2}\right)^{p_{02}} \sum_{\alpha_2^{(0)}} E[Y | A_1 = \alpha_1, R = 0, A_2^{(0)} = \alpha_2^{(0)}] (1 - E[R | A_1 = \alpha_1]) \quad (5) \end{aligned}$$

Επιπλέον οι αιτιώδεις επιδράσεις σταδίου 1 που δίνονται από τα υπόλοιπα α_1 σε ένα κορεσμένο γραμμικό μοντέλο για το ανώτερο άθροισμα. Ο ανωτέρω τύπος (5) είναι μια εκδοχή του Robins που ονομάζεται «G-υπολογισμός» συμπερασματολογίας για τις χρονοποικίλες επεξεργασίες. Ένας πιο διαισθητικός καθορισμός για τις επιδράσεις σταδίου 1 λαμβάνει αν οι παράγοντες σταδίου 2 είναι τυχαιοποιημένοι ανεξάρτητα, σύμφωνα με τις διακριτές ομοιόμορφες κατανομές στο $\{-1, 1\}$. Τότε η (5) απλοποιείται σε $E[Y | A_1 = \alpha_1]$, ένα κορεσμένο γραμμικό μοντέλο για αυτή την υπό όρους μέση τιμή που παρέχει τον ορισμό των επιδράσεων σταδίου 1 σ' αυτή την ιδιαίτερη ρύθμιση.

Κάπως έτσι παραδόξως οι αιτιώδεις επιδράσεις σταδίου 1 και σταδίου 2 είναι όροι σε ένα μοντέλο για την υπό όρους μέση τιμή. Ορίστε:

$$\begin{aligned} E_{A_2 \sim U} [E | A_1, R, A_2^{(R)}] | A_1, R] &= \left(\frac{1}{2}\right)^{P_{12}} \sum_{\alpha_2^{(1)}} E[Y | A_1, R = 1, A_2^{(1)} = \alpha_2^{(1)}] R \\ &+ \left(\frac{1}{2}\right)^{p_{02}} \sum_{\alpha_2^{(0)}} E[Y | A_1, R = 0, A_2^{(0)} = \alpha_2^{(0)}] (1 - R). \end{aligned}$$

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

Αυτός ο ορισμός χρησιμοποιείται για να καταστήσει τους επόμενους τύπους συνοπτικά, σημειώστε ότι η (5) είναι ίση με: $E[E_{A_2 \approx U}[E[Y|A_1, R, A_2^{(R)}]|A_1, R]|A_1 = \alpha_1]$. Εξετάστε το ποσό σύμπτωσης του υπό όρους μέσου όρου, $E[Y|A_1, R, A_2^{(R)}]$:

$$\left(E[Y|A_1, R, A_2^{(R)}] - E_{A_2 \approx U}[E[Y|A_1, R, A_2^{(R)}]|A_1, R] \right) \quad (6)$$

$$+ \left(E_{A_2 \approx U}[E[Y|A_1, R, A_2^{(R)}]|A_1, R] - E[E_{A_2 \approx U}[E[Y|A_1, R, A_2^{(R)}]|A_1, R]|A_1] \right) \\ + E[E_{A_2 \approx U}[E[Y|A_1, R, A_2^{(R)}]|A_1, R]|A_1] \quad (7)$$

Ο πρώτος όρος (6) περιλαμβάνει τις αιτιώδεις επιδράσεις σταδίου 2. Ο τελευταίος όρος (7) είναι απλώς ένας άλλος τρόπος να γράψουμε την (5) και κατά συνέπεια περιλαμβάνει όλες τις αιτιώδεις επιδράσεις σταδίου 1. Ο μέσος όρος αποτελείται εξ ολοκλήρου από τις μεταβλητές ενόχλησης και μπορεί να ξαναγραφτεί ως $(R - E[R|A_1])$ φορές:

$$E_{A_2 \approx U}[E[Y|A_1, R, A_2^{(R)}]|A_1, R = 1] - E_{A_2 \approx U}[E[Y|A_1, R, A_2^{(R)}]|A_1, R = 0] \quad (8)$$

Κατά συνέπεια, στο παράδειγμα του παράγοντα σταδίου 1 και των δύο παραγόντων σταδίου 2 (ο ένας για τους αποκριτές, ο άλλος για τους μη-αποκριτές), αντικαθιστάται η γραμμική παλινδρόμηση της (1) από:

$$E[Y|A_1, R, A_2^{(R)}] = \phi_1 + \phi_2 A_2 + (R - E[R|A_1]) \\ (\psi_1 + \psi_2 A_1) + \beta_1 (1 - R) A_2^{(0)} + \beta_2 (1 - R) A_2^{(0)} A_1 + \alpha_1 R A_2^{(1)} + \alpha_2 R A_2^{(1)} A_1,$$

όπου η πρώτη σειρά αντιστοιχεί στην (7), η δεύτερη σειρά στην (8) φορές $(R - E[R|A_1])$ και η τελευταία σειράς την (6). Σημειώστε ότι ακόμα κι αν καλούμε τις παραμέτρους ψ_1, ψ_2 και το ποσοστό απάντησης σταδίου 1, η $E[R|A_1]$, οι παράμετροι ενόχλησης, αυτές οι παράμετροι μπορεί να είναι ανεξαρτήτου ενδιαφέροντος. Αυτή είναι βεβαίως η περίπτωση για το ποσοστό απάντησης σταδίου 1, επιπροσθέτως οι ψ_1, ψ_2 αντανακλούν την ικανότητα της απάντησης σταδίου 1 να προβλέψει το αρχικό αποτέλεσμα. Σημειώστε ότι οι ενοχλητικές παράμετροι ψ_1, ψ_2 θα ήταν απύσες από τον παραπάνω τύπο μόνο αν ο δείκτης απάντησης $R - E[R|A_1]$ ήταν μηδέν, δηλαδή μόνο αν η απάντηση σταδίου 1, R είναι μια ντετερμινιστική συνάρτηση της A_1 .

2.2.3 Οι 2^k παραγοντικοί σχεδιασμοί δύο σταθμών

Ο στόχος είναι να απαλειφθούν οι μη ενεργοί παράγοντες. Συνήθως θεωρούνται δύο επίπεδα για κάθε παράγοντα. Τα δύο επίπεδα θα πρέπει να συλλεχθούν για να είναι αρκετά ανόμοια έτσι ώστε να μπορεί να ληφθεί μια επίδραση επιπλέον που δεν είναι ανήθικη. Στις τοποθετήσεις όπου είναι πιθανό να υπάρξει μια μείωση στην αρχική έκβαση στα υψηλά σημεία του παράγοντα, επιλέγονται υψηλότερου επιπέδου, το αρκετά μικρό, ώστε να είναι πιθανόν

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

ανεπαρκής να εξαλείψει την επίδραση. Εάν είναι απαραίτητο, οι επόμενες δοκιμές μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να ερευνηθούν πλήρως την απόκριση της δόσης/ δόση- απόκριση.

Υποθέστε ότι υπάρχουν δύο παράγοντες σταδίου 1 $A_1 = \{A_{11}, A_{12}\}$ και ένας παράγοντας σταδίου 2 για τους αποκριτές $A_2^{(1)}$ και ένας για τους μη αποκριτές $A_2^{(0)}$. Θεωρήστε το πειραματικό σχεδιασμό στον Πίνακα 1. Κάθε σειρά στον σχεδιασμό του Πίνακα 1 παρέχει τα παραγοντικά επίπεδα που ορίζονται σε μια ομάδα αντικειμένων. Η στήλη που έχει ετικέτα $A_2^{(1)} = A_2^{(0)}$ υποδεικνύει τις ρυθμίσεις του ίδιου παραγοντικού επιπέδου για την $A_2^{(1)}$ και $A_2^{(0)}$. Σημειώστε ότι αφού η θέση του αποκριτή (μη αποκριτή) είναι γνωστή για κάθε αντικείμενο μπορούμε να δούμε το σχεδιασμό ως 2^3 ολικών παραγοντικών σχεδιασμών, ένας για τους αποκριτές της επίδρασης σταδίου 1 και ο άλλος αποκριτές για τους μη αποκριτές για την επεξεργασία σταδίου 1.

Κάθε γραμμή του σχεδιασμού αντιστοιχεί σε μια ομάδα αντικειμένων, όλων των οποίων διορίζονται με το ίδιο δυναμικό σύστημα επεξεργασίας. Για παράδειγμα, τα αντικείμενα της πρώτης ομάδας ορίζονται στο δυναμικό σύστημα επεξεργασίας: «Εφοδιάστε το $A_{11} = +1, A_{12} = -1$, εφόσον ανταποκρίνονται, εκχωρήστε $A_2^{(1)} = +1$ στο στάδιο 2 και αν δεν ανταποκρίνονται, εκχωρήστε $A_2^{(0)} = +1$ στο στάδιο 2» (σημειώστε ότι ένα δυναμικό σύστημα επεξεργασίας πρέπει να καθορίσει τις επεξεργασίες σταδίου 2 και για τους δύο αποκριτές και μη αποκριτές). Για διευκόλυνση χρησιμοποιούμε τον όρο «συσσωρευμένος» για ναδειχθεί ότι στις καταστάσεις στις οποίες οι ρυθμίσεις παραγοντικών επιπέδων για δύο παράγοντες που είναι ίσοι σε όλες τις σειρές του πειραματικού σχεδιασμού, οι παράγοντες $A_2^{(1)}$ και $A_2^{(0)}$ είναι συσσωρευμένοι. Η συσσωρευση λειτουργεί πλεονεκτικά γιατί οι ερευνητές έχουν μόνο να εφαρμόσουν ένα 2^3 σχεδιασμό ακόμα κάτω από τις υποθέσεις της ικανότητας της αγνόησης, για τις πληροφορίες σε όλα τα 2^4 δυναμικά συστήματα επεξεργασίας. Για παράδειγμα, ακόμα κι αν καμία σειρά του σχεδιασμού δεν αντιστοιχεί στην «εκχωρήστε στο $A_{11} = +1, A_{12} = +1$ και αν ανταποκριθεί εκχωρήστε στο $A_2^{(1)} = +1$ αλλά αν δεν ανταποκριθεί εκχωρήστε στο $A_2^{(0)} = -1$ », μπορούν να συνδιαστούν οι αποκριτές για τη σειρά 1 και οι μη αποκριτές σε σειρά 2 μαζί για να παραχθεί μια ομάδα αντικειμένων που ορίζονται σε αυτό το δυναμικό σύστημα επεξεργασίας.

Από τον Πίνακα 1, όλοι οι σχεδιασμοί θεωρούνται εδώ ότι κατέχουν την ιδιοκτησία/ιδιότητα ότι για κάθε παράγοντα οι μισές γραμμές του σχεδιασμού τίθενται στο +1 επίπεδο και μισές από τις γραμμές του σχεδιασμού θεωρούνται στο -1 επίπεδο. Αυτή η ιδιότητα θα παίξει ένα κρίσιμο ρόλο στον υπολογισμό των ψευδωνύμων μεταξύ των επιδράσεων. Σημειώστε ωστόσο ότι σύμφωνα με τις δυσκολίες στην συγκρότηση αντικειμένων έμφυτων σε κλινικές δοκιμές, οι ομάδες αντικειμένων μπορεί να μην είναι ακριβώς ίσες με το μέγεθος και δεύτερον ακόμα κι αν υπάρχουν ίσοι αριθμοί αντικειμένων σε κάθε ομάδα, ο αριθμός των θεμάτων που ορίστηκε με ένα ιδιαίτερο επίπεδο των $A_2^{(1)}, A_2^{(0)}$ εξαρτάται στο ποσοστό απόκρισης.

Όπως πριν υποθέστε ότι υπάρχουν p_1 παράγοντες σταδίου 1, p_{12} παράγοντες σταδίου 2 για τους αποκριτές και p_{02} παράγοντες σταδίου 2 για τους μη αποκριτές. Εδώ θεωρείται

η διαλογή επιδράσεων σταδίου 1 και σταδίου 2 χρησιμοποιώντας δεδομένα από έναν 2^k πειραματικό σχεδιασμό δύο σταδίων στον οποίο είναι $k = p_1 + \max(p_{12}, p_{02})$. Σε αντίθεση με τις κλασσικές αναλύσεις του πειραματικού σχεδιασμού (αναλύσεις που υποθέτουν κανονικότητα και είναι ακριβείς σε μεγέθη μικρών ομάδων), θεωρούνται οι αναλύσεις αυτές που προέρχονται από την θεωρία μεγάλου δείγματος (μεγέθη μεγάλων ομάδων) και είναι έτσι κατά προσέγγιση για μεγέθη μικρών ομάδων. Με αυτή την άποψη ερμηνεύεται ένα πλήρες παραγοντικό σχέδιο όπως ένα σχέδιο στο οποίο κάθε θέμα ορίζεται με την ίση πιθανότητα σε ένα από τους 2^k πιθανούς συνδιασμούς σε παραγοντικά επίπεδα. Σε μεγάλα δείγματα αυτή η τυχαιοποίηση έχει σαν αποτέλεσμα κατά προσέγγιση ισομεγέθη ομάδες ορισμένες σε κάθε γραμμή του σχεδιασμού. Δείξτε τη συλλογή του σταδίου 1, τους παράγοντες σταδίου 2 από τον A_1 , αντίστοιχα από τον A_2 . Το (A_1, A_2) έχει μια διακριτή ομοιόμορφη κατανομή σε $\{-1, 1\}^k$ όπου οι $A_2^{(1)}$ είναι οι πρώτες p_{12} καταχωρήσεις στην A_2 (αυτές θα είναι οι ρυθμίσεις των παραγόντων σταδίου 2 για τους αποκριτές) και οι $A_2^{(0)}$ είναι οι πρώτες p_{02} καταχωρήσεις στο A_2 (αυτές ανταποκρίνονται στις ρυθμίσεις των παραγόντων σταδίου 2 για τους μη αποκριτές). Τα δεδομένα αποτελούνται από N i.i.d. αντίγραφα των $\{A_1, R, A_2, Y\}$. Υπάρχουν 2^k μοναδικές τιμές του (A_1, A_2) .

Καθορίστε το X_1 ως το τυχαίο διάνυσμα που αποτελείται από μια μονάδα 1, όλους τους παράγοντες σταδίου 1 με τα διπλής κατεύθυνσης και υψηλότερα προϊόντα κατά κανόνα (2^{p_1} όροι), το $X_2^{(1)}$ ως το τυχαίο διάνυσμα που αποτελείται από όλους τους παράγοντες σταδίου 2 για τους αποκριτές, τα δύο κατευθύνσεων και υψηλότερα κατά κανόνα προϊόντα και όταν τα προϊόντα αυτών των συνδυασμών με τα μέλη του X_1 ($2^{p_1+p_{12}-2^{p_1}}$ όρους). Το $Q_2^{(0)}$ ορίζεται με τον ίδιο τρόπο. Η αποσύνθεση στην (6-8) μπορεί να γραφτεί μέσω ενός γραμμικού μοντέλου

$$E[Y|A_1, R, A_2] = X_1^T \phi + (R - p(X_1)) X_1^T \psi + R X_2^{(1)T} \beta + (1 - R) X_2^{(0)T} \alpha \quad (9)$$

όπου τα β και α είναι τα διανύσματα όλων των αιτιωδών επιδράσεων σταδίου 2 για αποκριτές και μη-αποκριτές, αντίστοιχα, το ψ είναι το διάνυσμα των ενοχλητικών επιδράσεων, το ϕ είναι ένα διάνυσμα των αιτιωδών επιδράσεων σταδίου 1 και η $p(X_1) = E[R|A_1]$ (το Q_1 είναι μια συνάρτηση της A_1).

Ανακαλέστε ότι μια παράμετρος είναι ευπροσδιόριστη αν οι διαφορετικές τιμές της παραμέτρου οδηγούν σε διαφορετικές κατανομές του A_1, R, A_2, Y . Η ικανότητα προσδιορισμού σε αυτή την ρύθμιση είναι απλή.

Λήμμα 4. Έστω ότι $P[0 < E[R|A_1] < 1] = 1$. Οι παράμετροι ϕ, ψ, β και α στην (9) είναι αναγνωρίσιμες.

Το παραπάνω λήμμα είναι μια άμεση συνέπεια δύο γεγονότων. Αρχικά οι υπό όρους μέσοι όροι, $E[R|A_1 = \alpha_1], E[Y|A_1 = \alpha_1, R = 1, A_2^{(1)} = \alpha_2^{(1)}]$ και $E[Y|A_1 = \alpha_1, R = 0, A_2^{(0)} = \alpha_2^{(0)}]$ για όλες τις τιμές του $\{\alpha_1, \alpha_2^{(1)}, \alpha_2^{(0)}\}$, είναι αναγνωρίσιμοι. Δεύτερον, η προσδοκία των $[Q_1^T, (R - p(X_1))X_1^T, R X_2^{(1)T}, (1 - R)Q_2^{(0)T}]^T$ φορών στη μετάθεση της που δίνεται από ένα διαγώνιο μπλοκ με μπλοκς, $E[X_1, X_1^T], E[X_1 p(X_1)(1 - p(X_1))X_1^T], E[X_2^{(1)} p(X_1)X_2^{(1)T}]$

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

A_{11}	A_{12}	$A_2^{(1)} = A_2^{(0)}$
+	+	+
+	-	-
-	+	-
-	-	+

και $E[X_2^{(0)}(1-p(X_1))X_2^{(0)T}]$ (ανακαλέστε $p(X_1) = E[R|A_1]$). Αυτά τα μπλοκς είναι αντιστρέψιμα κάτω από τους όρους που διευκρινίζονται στο Λήμμα 1. Η υπόθεση του Λήμματος 1 δεν είναι απαραίτητη για την αναγνωρισιμότητα του ϕ και μπορεί να αποδυναμωθεί μόνο από την ποσότητα $P[E[R|A_1] > 0] = 1$, για την αναγνωρισιμότητα του β (με μια παρόμοια δήλωση για το α). Οι λεπτομέρειες για την απόδειξη, παραλείπονται.

Για να χρησιμοποιηθεί η (9) στην εκτίμηση διαλογής $p(X_1)$ με το σχηματισμό του μέσου όρου της R για κάθε τιμή της X_1 ώστε να αποκτηθεί το $\hat{p}(X_1)$. Διεξάγεται μια γραμμική παλινδρόμηση της Y στο $\{Q_1, (R - \hat{p}(X_1))X_1, RX_2^{(1)}, (1 - R)X_2^{(0)}\}$ για να αποκτήσουμε $\hat{\phi}, \hat{\psi}, \hat{\beta}, \hat{\alpha}$. Σημειώστε ότι σε αντίθεση με τις κλασικές αναλύσεις διαλογής, αυτοί οι εκτιμητές δεν είναι ορθογώνιοι. Αυτό γιατί η ομοιογενής διακύμανση δεν θεωρείται (για παράδειγμα η υπό όρους διακύμανση της Y μπορεί να ποικιλίει από τα επίπεδα παραγόντων), τα μεγέθη ομάδων μπορεί να μην είναι ταυτόσημα και γιατί τα ποσοστά αποκρίσεων πιθανόν θα ποικιλούν από τα παραγοντικά επίπεδα σταδίου 1.

Λήμμα 5. Έστω ότι η διακύμανση της Y είναι πεπερασμένη και ότι $P[0 < E[R|A_1] < 1] = 1$. Τότε όσο $N \rightarrow \infty, \{\sqrt{N}(\hat{\phi} - \phi), \sqrt{N}(\hat{\beta} - \beta), \sqrt{N}(\hat{\alpha} - \alpha)\}$ συγκλίνει στην κατανομή σε μια κανονική πολυμεταβλητών. Αν $P[Var(Y|A_1, R, A_2) = Var(Y|A_1, R, A_2^{(R)})] = 1$, τότε οι εκτιμητές $\hat{\beta}, \hat{\alpha}$ και $\hat{\phi}$ είναι τοπικά ημιπαραμετρικά αποδοτικά.

Σε πολλές ρυθμίσεις, όλοι οι αποκριτές θα παρασχεθούν στην ίδια αγωγή. Σε αυτή την περίπτωση δεν υπάρχουν $\hat{\beta}, \beta$ και η $P[0 < E[R|A_1] < 1] = 1$ μπορεί να αντικατασταθεί από την $P[E[R|A_1] > 0] = 1$ (παρόμοιες δηλώσεις μπορούν να γίνουν εάν όλοι οι μη αποκριτές που παρέχονται στην ίδια επεξεργασία). Σημειώστε ότι η υπόθεση στις υπό όρους διακυμάνσεις, ισχύει κάτω από τις υποθέσεις συνοχής και της ικανότητας αγνόησης. Αυτό το λήμμα είναι μια ειδική περίπτωση του Λήμματος 4 παρακάτω.

2.2.4 Ο 2^{k-m} παραγοντικός σχεδιασμός δύο σταθμών-σταδίων

Μια καλύτερη χρήση των πόρων για τη διαλογή είναι η χρήση ενός 2^{k-m} κλασματικού παραγοντικού σχεδιασμού, που χρησιμοποιεί μόνο ένα $\frac{1}{2^m}$ κλάσμα των ομάδων σε ένα 2^k σχεδιασμό. Ένα παράδειγμα ενός 2^{3-1} σχεδιασμού για τη ρύθμιση στην οποία υπάρχουν δύο παράγοντες σταδίου 1 και ένας παράγοντας σταδίου 2 για καθένα από τους αποκριτές/μη-αποκριτές είναι

Αυτός ο σχεδιασμός είναι μισός, αλλά έχει όσες γραμμές (ομάδες αντικειμένων) όσες και ένας πλήρης παραγοντικός σχεδιασμός στον Πίνακα 1. Συχνά ένας $2^{(k-m)}$ σχεδιασμός επιλέγεται αρχικά από την εξακρίβωση εύλογων υποθέσεων δουλειάς σχετικά με τα παραγοντικά αποτελέσματα. Ο Wu και ο Hamada [91] παρέχουν τις αρχές που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να καθοδηγήσουν αυτές τις υποθέσεις εργασίας στην έλλειψη επιστημονικών γνώσεων (για παράδειγμα συχνά είναι εύλογο ότι τις τριπλές και υψηλότερου επιπέδου επιδράσεις είναι αμελητέες). Επιπλέον, το ψευδώνυμο που συνδέεται με τους υποψήφιους $2^{(k-m)}$ σχεδιασμούς είναι εξακριβωμένο, οι παράμετροι, δηλαδή, οι επιδράσεις, είναι ψευδείς όταν μόνο το άθροισμα τους μπορεί να προσδιοριστεί. Σημειώστε ότι το ψευδώνυμο που εμφανίζεται εδώ είναι διαφορετικό από τη σύγχυση που εμφανίζεται στην αιτιώδη συμπεραματολογία ως τελευταία που είναι μη σχεδιασμένη και λόγω των ενδεχόμενων άγνωστων μεταβλητών ενώ η προηγούμενη είναι το αποτέλεσμα του προγραμματισμένου σχεδιασμού μελέτης και είναι γνωστή. Τέλος, ο σχεδιασμός με την ψευδή δομή που είναι περισσότερο σύμφωνη με τις υποθέσεις εργασίας που επιλέγεται.

Όπως συνέβη για τους πλήρεις παραγοντικούς σχεδιασμούς, ερμηνεύουμε ένα κλασματικό παραγοντικό σχεδιασμό σαν έναν σχεδιασμό στον οποίο κάθε αντικείμενο ορίζεται με ίση πιθανότητα σε ένα από $2^{(k-m)}$ πιθανών συνδιασμών των παραγοντικών επιπέδων. Επιπλέον το (A_1, A_2) έχει μια διακριτή ομοιόμορφη κατανομή στα παραγοντικά επίπεδα που δίνονται από τις $2^{(k-m)}$ γραμμές του σχεδιασμού (ανακαλέστε τις $A_2^{(1)}$ ($A_2^{(0)}$) είναι το σύνολο των πρώτων p_{12} (p_{02} , αντίστοιχα) εισόδων στο A_2). Τα πειραματικά δεδομένα αποτελούνται από N i.i.d. αντίγραφα του $\{A_1, R, A_2, Y\}$.

Ο προσδιορισμός των επιδράσεων

Χρησιμοποιείται ένα μεγάλο δείγμα εννοιών ψευδωνυμίας. Οι επιδράσεις θα είναι ψευδώνυμες εάν μόνο το άθροισμά τους μπορεί να προσδιοριστεί. Αυτό είναι ένα πιο αδύναμο πλαίσιο από ένα πεπερασμένο πλαίσιο δείγματος από ψευδώνυμα όπως συζητάται, για παράδειγμα, στον Wu και Hamada [91], με αυτή τη ρύθμιση, οι επιδράσεις γίνονται ψευδώνυμες αν είμαστε μόνο ικανοί να ληφθεί ένας αμερόληπτος εκτιμητής του αθροίσματος τους.

Καθορίζοντας τις λέξεις χρησιμοποιούνται γενικά για να εξακριβώσουν πεπερασμένο δείγμα ψευδώνυμο. Θεωρείστε το σχεδιασμό του Πίνακα 2. Η λέξη προσδιορισμού για τον σχεδιασμό είναι $1 = A_{11}A_{12}A_2^{(1)}$ (το αποτέλεσμα του ± 1 στις τρεις στήλες είναι ίσο με το 1). Ισοδύναμα $1 = A_{11}A_{12}A_2^{(0)}$ από τη στιγμή που τα επίπεδα της $A_2^{(1)}$ είναι ίσα με τα επίπεδα της $A_2^{(0)}$. Όμοια $A_2^{(1)} = A_{11}A_{12}$ (το αποτέλεσμα του ± 1 στις στήλες 1 και 2 είναι ίσο με των ± 1 στην στήλη 3). Σε έναν πρότυπο $2^{(3-1)}$ σχεδιασμό, η λέξη προσδιορισμού $1 = A_{11}A_{12}A_2^{(0)}$ που σημαίνει ότι κάθε κύρια επίδραση είναι με μια διπλή αλληλεπίδραση (για παράδειγμα A_{11} με χρήση ψευδώνυμου γίνεται $A_{12}A_2^{(0)}$, κλπ). Προκύπτει ότι ακόμα και αν το μοντέλο ανάλυσης διαλογής για ένα δυναμικό σύστημα βασίζεται σε ένα μεταβητό μοντέλο (9), θα μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι λέξεις προσδιορισμού για να εξακριβωθεί μεγάλο δείγμα ψευδώνυμο. Αυτό σημαίνει ότι μπορούμε να χρησιμοποιηθούν από κοινού

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

απαραίτητοι σχεδιασμοί όπως εκείνοι που παρέχονται από τον Wu και Hamada [91] για να σχεδιαστούν μελέτες διανομής για δυναμικά συστήματα αγωγών. Το Λήμμα 3, παρακάτω, παρέχει όρους κάτω από τους οποίους οι λέξεις προσδιορισμού μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να καθορίσουν τα ψευδώνυμα των επιδράσεων.

Κατασκευάζεται το διάνυσμα $[X_1^T, (X_2^{(1)})^T, (X_2^{(0)})^T]$ από το (A_1, A_2) . Αυτό το διάνυσμα λαμβάνει $2(k - m)$ ίσες πιθανές τιμές διανυσμάτων. Κατασκευάζεται ο πίνακας $[\tilde{Q}_1, \tilde{X}_2^{(1)}, \tilde{Q}_2^{(0)}]$ με κάθε σειρά να αντιστοιχεί με μία από αυτές τις τιμές διανυσμάτων. Οι λέξεις προσδιορισμού προσδιορίζουν τις ίδιες στήλες σε $[\tilde{X}_1, \tilde{X}_2^{(1)}]$ και σε $[\tilde{X}_1, \tilde{X}_2^{(0)}]$. Θεωρείστε τον σχεδιασμό του Πίνακα 2, εδώ

$$\tilde{X}_1 = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix}, \tilde{X}_2^{(1)} = \tilde{X}_2^{(0)} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ -1 & -1 & 1 & 1 \\ -1 & 1 & -1 & 1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

Μαρκάροντας τις στήλες του \tilde{X}_1 σαν $\{1, A_{11}, A_{12}, A_{11}A_{12}\}$ και οι στήλες του $\tilde{X}_2^{(j)}$ με $\{A_2^{(j)}, A_{11}A_2^{(j)}, A_{12}A_2^{(j)}, A_{11}A_{12}A_2^{(j)}\}$ βλέπουμε ότι η λέξη προσδιορισμού είναι, $1 = A_{11}A_{12}A_2^{(j)}$ με $(j = 0, 1)$ προσδιορίζει τις ίδιες στήλες.

Λήμμα 6. Υποθέστε ότι $P[0 < E[R|A_1] < 1] = 1$. Κάντε την Επίσημη υπόθεση: Για κάθε ίδια στήλη και στον \tilde{X}_1 και στον $\tilde{X}_2^{(1)}$ και για κάθε ίδια στήλη και στον \tilde{X}_1 και στον $\tilde{X}_2^{(0)}$ ή:

(3α) η/οι σχετική/ές επίδραση/είς ενόχλησης (οι ψ παράμετροι) στην (9) είναι μηδενική/ές ή

(3β) οι σχετικές επιδράσεις σταδίου/σταθμών 2 (οι β, α παράμετροι) στην (9) είναι μηδενικές.

Τότε οι λέξεις προσδιορισμού μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να εξακριβώσουμε την ψευδωνυμία.

Για να γίνει το Λήμμα 3 πιο συγκεκριμένο, θεωρήστε την αναλογία της (9) για το σχεδιασμό του Πίνακα 2:

$$\begin{aligned} E[Y|A_1, R, A_2] &= \phi_1 + \phi_2 A_{11} + \phi_3 A_{12} + \phi_4 A_{11}A_{12} \\ &+ (R - p(X_1))(\psi_1 + \psi_2 A_{11} + \psi_3 A_{12} + \psi_4 A_{11}A_{12}) \\ &+ R(\beta_1 A_2^{(1)} + \beta_2 A_{11}A_2^{(1)} + \beta_3 A_{12}A_2^{(1)} + \beta_4 A_{11}A_{12}A_2^{(1)}) \\ &+ (1 - R)(\alpha_1 A_2^{(0)} + \alpha_2 A_{11}A_2^{(0)} + \alpha_3 A_{12}A_2^{(0)} + \alpha_4 A_{11}A_{12}A_2^{(0)}) \quad (11) \end{aligned}$$

Οι πίνακες στην (10) επιτρέπουν μια ποικιλία των επίσημων υποθέσεων. Για παράδειγμα, μπορούμε να κάνουμε μια επίσημη υπόθεση ότι οι $\psi_2 = \psi_3 = \psi_4 = 0$ και $\beta_4 = \alpha_4 = 0$. Τότε το Λήμμα 3 μας επιτρέπει την ανάγνωση ενός μεγάλου δείγματος ψευδωνυμίας από την λέξη προσδιορισμού, $1 = A_{11}A_{12}A_2^{(j)}$, $j = 0, 1$. Δηλαδή κάθε κύρια επίδραση εναλλάσσεται με μια

διπλή αλληλεπίδραση μεταξύ των υπόλοιπων προβλέψεων (για παράδειγμα η A_{11} εναλλάσσεται με την $A_{12}A_2^{(0)}$ κ.ο.κ.). Αυτός ο σχεδιασμός είναι περισσότερο χρήσιμος, εάν σύμφωνα με τις υποθέσεις εργασίας, δεν υπάρχουν διπλές αλληλεπιδράσεις.

Όπως πριν αν υπάρχουν μόνο παράγοντες δύο σταδίου-δύο σταθμών, για τους αποκριτές (μη-αποκριτές) τότε χρειάζεται μόνο να αποδειχθεί η $P[E[R|A_1] > 0] = 1$ (αντίστοιχα $P[E[R?A_1] < 1] = 1$). Στην επόμενη ενότητα παρέχεται ένας αλγόριθμος που βασίζεται στην απόδειξη για τον καθορισμό της ψευδωνυμίας και την κατασκευή των προβλέψεων στην ανάλυση διαλογής. Χρησιμοποιούνται μόνο οι $2^{(k-m)}$ σχεδιασμοί είτε για τον (3a) ή τον (3b) για κάθε κοινές στήλες σταδίου 1 και σταδίου 2 στο \tilde{X}_1 και στο \tilde{X}_2 του Λήμματος 3. Η χρήση των σχεδιασμών στις οποίες αυτή η επίσημη υπόθεση παραβιάζεται, παράγει ψευδωνυμία που δεν είναι εύκολα διακριτή από τις λέξεις προσδιορισμού. Σημειώστε ότι μπορεί να επιλεγεί ένας σχεδιασμός στον οποίο το \tilde{X}_1 και το \tilde{X}_2 δεν μοιράζεται μια στήλη και ως εκ τούτου οι επίσημες υποθέσεις δεν απαιτούνται. Οι επίσημες υποθέσεις, επιπλέον, στις υποθέσεις εργασίας, χρησιμοποιούνται για να επιλεγεί ο κατάλληλος 2^{k-m} σχεδιασμός. Ο σχεδιασμός επιλέγεται έτσι ώστε σύμφωνα με τις υποθέσεις εργασίας, όλες εκτός από μια επίδραση σε κάθε σύνολο ψευδώνυμων επιδράσεων είναι πιθανόν αμελητέες.

Οι επιδράσεις διαλογής

Φυσικά δεν μπορεί να προσαρμοστεί στο μοντέλο (9), η (11), αφού ο $2^{(k-m)}$ σχεδιασμός δεν μας παρέχει Y αποτελέσματα για όλες τις 2^k τιμές του $\{A_1, A_2\}$ (τα παραλειπόμενα αποτελέσματα αντιστοιχούν στις παραλειπόμενες γραμμές στο σχεδιασμό). Για να εγκρίνουμε ένα μοντέλο παλινδρόμησης, η (9) ξαναγράφεται σε όρους ψευδών επιδράσεων. Χρησιμοποιώντας τα αποτελέσματα του Λήμματος 3, μειώνεται ο αριθμός στηλών σε $\tilde{X}_1, \tilde{X}_2^{(1)}$ και $\tilde{X}_2^{(0)}$. Σημειώστε ότι απομακρύνοντας τις στήλες από αυτούς τους πίνακες είναι ισοδύναμο με την εξάλειψη των προβλέψεων σε $X_1, X_2^{(1)}$ και $X_2^{(0)}$. Η κατασκευή των παλινδρομών για την ανάλυση διαλογής είναι απλή εκτός από την περίπτωση που η επίσημη υπόθεση (3b) γίνεται, δες το βήμα 4 παρακάτω.

Ο ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΚΑΤΑΣΚΕΥΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΩΝ

1. Κατασκευάζονται οι $\tilde{X}_1, \tilde{X}_2^{(1)}$ και $\tilde{X}_2^{(0)}$. Αποβάλλονται οι διπλές στήλες σε κάθε μια από τις $\tilde{X}_1, \tilde{X}_2^{(1)}$ και $\tilde{Q}_2^{(0)}$ και τις σχετικές προβλέψεις από τις $X_1 (X_2^{(1)}, X_2^{(0)})$, διατηρώντας μόνο την πρόβλεψη που, σύμφωνα με τις υποθέσεις εργασίας, μπορεί να μην έχει μια μη-αμελητέα επίδραση. Ονομάστε το διάνυσμα αποτελέσματος $U_1(U_2^{(1)}, U_2^{(0)})$.
2. Εάν οποιεσδήποτε $\beta(\alpha)$ παράμετροι θεωρούνται μηδενικές (μέσω της υπόθεσης 3b), διαγράψτε τις προβλέψεις που συνδέονται με αυτές τις παραμέτρους στην $U_2^{(1)}$ (αντίστοιχα $U_2^{(0)}$), παρομοίως διαγράψτε τις σχετικές στήλες στην $\tilde{X}_2^{(1)}, \tilde{X}_2^{(0)}$.

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

3. Αν ορισμένες παράμετροι από αυτές της ενόχλησης, ψ , θεωρούνται μηδενικές (μέσω της υπόθεσης 3a) τότε δημιουργήστε ένα Z_3 από την U_1 με την εξάλειψη προβλέψεων στην U_1 με μια υποθετικά μηδενική ψ παράμετρο. Αλλιώς $Z_3 = U_1$. Σε αυτό το σημείο μπορούμε να ξαναγράψουμε την (9) σαν

$$E[Y|A_1, R, A_2] = U_1^T \phi'' + (R - p(U_1))Z_3^T \psi'' + RU_2^{(1)T} \beta'' + (1 - R)U_2^{(0)T} \alpha''$$

όπου τα αρχικά, στην παλινδρόμηση, υπόλοιπα δηλώνουν κάθε είσοδο στην $\psi'', \phi'', \beta'', \alpha''$, μπορεί να είναι το άθροισμα των επιδράσεων σταδίου 1, οι επιδράσεις ενόχλησης, οι επιδράσεις σταδίου 2 για τους αποκριτές και οι επιδράσεις για τους μη-αποκριτές σταδίου 2, αντίστοιχα. Εδώ το ποσοστό απόκρισης, η $E[R|A_1]$ είναι γραμμένη σαν $p(U_1)$.

4. Αν η υπόθεση 3b είναι κατασκευασμένη τότε οι λέξεις προσδιορισμού έχουν προσδιορίσει τις κοινές στήλες το λιγότερο σε δύο από τους τρεις πίνακες $\tilde{X}_1, \tilde{X}_2^{(0)}, \tilde{X}_2^{(0)}$. Αν υπάρχουν μία ή περισσότερες κοινές στήλες και στους τρεις πίνακες τότε για κάθε κοινή στήλη διαγράψτε μια σχετική πρόβλεψη για μια από κάθε $U_1, U_2^{(0)}$ ή $U_2^{(0)}$ με αποτέλεσμα $Z_1, Z_2^{(0)}$ ή $Z_2^{(0)}$. Η επιλογή της οποίας ο προάγγελος για να αποβάλλει, καθορίζει την ψευδωνυμία ως εξής. Εάν η παραλειμμένη πρόβλεψη είναι μεταβλητή σταδίου 1 τότε το υπόλοιπο της πρόβλεψης σταδίου 2 για τους αποκριτές (μη-αποκριτές) σε μια παλινδρόμηση (12) είναι μια εκτιμήτρια του αθροίσματος σταδίου 1 και των επιδράσεων σταδίου 2 για τους αποκριτές $\beta' = \phi'' + \beta''$. Εάν η παραλειμμένη πρόβλεψη είναι μια μεταβλητή σταδίου 2 για τους αποκριτές (μη-αποκριτές) τότε το υπόλοιπο της πρόβλεψης σταδίου 1 είναι μια παλινδρόμηση (12) είναι μια εκτιμήτρια $\phi' = \phi'' + \beta''$ ($\phi' = \phi'' + \alpha''$, αντίστοιχα) και το υπόλοιπο της πρόβλεψης σταδίου 2 για τους μη-αποκριτές είναι μια εκτιμήτρια της διαφοράς μεταξύ των επιδράσεων σταδίου 1 και σταδίου 2, $\alpha' = \alpha'' - \beta''$ ($\beta' = \beta'' - \alpha''$, αντίστοιχα). Λαμβάνεται

$$E[Y|A_1, R, A_2] = Z_1^T \phi' + (R - p(U_1))Z_3^T \psi' + RZ_2^{(1)T} \beta' + (1 - R)Z_2^{(0)T} \alpha' \quad (12)$$

Χρησιμοποιώντας τις υποθέσεις εργασίας, τα υπόλοιπα παλινδρόμησης μπορούν να ονομάστούν όπως αντίστοιχα στις ιδιαίτερες επιδράσεις σταδίου 1, στις επιδράσεις ενόχλησης, στις επιδράσεις σταδίου 2 για αποκριτές και στις επιδράσεις σταδίου 2 για τους μη αποκριτές.

Εξετάστε άλλη μια φορά το παράδειγμα στον Πίνακα 2, με τις επίσημες υποθέσεις ότι $\psi_2 = \psi_3 = \psi_4 = 0$ και $\beta_4 = \alpha_4 = 0$ (σχέση (11)). Μετά το βήμα 3, είναι η $U_1 = \{1, A_{11}, A_{12}, A_{11}A_{12}\}, Z_3 = \{1\}, U_2^{(j)} = \{A_2^{(j)}, A_{11}A_2^{(j)}, A_{12}A_2^{(j)}\}, j = 0, 1$. Στο βήμα 4, επιλέγεται ένα από τα διάφορα μοντέλα ανάλυσης (κάθε αντιστοιχία σε ένα διαφορετική μορφή

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ
ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

ψευδωνυμίας). Υποθέστε ότι αποβάλλεται η $A_{11}A_{12}$ στην U_1 στη μορφή Z_1 και αποβάλλονται οι $A_{11}A_2^{(1)}, A_{12}A_2^{(1)}$ από την $U_2^{(1)}$ στη μορφή $Z_2^{(1)}$ ($Z_2^{(0)} = U_2^{(0)}$), τότε σύμφωνα με το βήμα 4 ο υπό όρους μέσος όρος γίνεται

$$E[Y|A_1, R, A_2] = \phi'_1 + \phi'_2 A_{11} + \phi'_3 A_{12} + (R - p(U_1))\psi'_1 \\ + R\beta'_1 A_2^{(1)} + (1 - R)(\alpha'_1 A_2^{(0)} + \alpha'_2 A_{11} A_2^{(0)} \\ + \alpha'_3 A_{12} A_2^{(0)})$$

Όπου $\phi'_1 = \phi_1, \phi'_2 = \phi_2 + \beta_3, \phi'_3 = \phi_3 + \beta_2, \psi'_1 = \psi_1, \beta'_1 = \beta_1 + \phi_4, \alpha'_1 = \alpha_1 + \phi_4, \alpha'_2 = \alpha_2 - \beta_3$ και $\alpha'_3 = \alpha_3 - \beta_2$ από την (11).

Σε αυτό το σημείο ο συνολικός αριθμός εισόδων στο σύνολο $\{Z_1, Z_3, Z_2^{(1)}, Z_2^{(0)}\}$ είναι το πολύ πολύ $2(2^{k-m})$ και ο συνολικός αριθμός των προβλέψεων στην U_1 είναι το πολύ πολύ στο 2^{k-m} . Για να διευθετηθεί η ανάλυση διαλογής εκτιμάται η πιθανότητα $p(U_1)$ για κάθε τιμή της U_1 στον σχεδιασμό, από το ποσοστό των αποκριτών που ορίζουν εκείνη την τιμή για να ληφθεί η ποσότητα $\hat{p}(U_1)$ (η $\hat{p}(U_1)$ μπορεί να διαμορφωθεί από την κορεσμένη παλινδρόμηση της R στην U_1). Η ανάλυση διαλογής είναι μια παλινδρόμηση της Y στο $\{Z_1, (R - \hat{p}(U_1))Z_3, RZ_2^{(1)}, (1 - R)Z_2^{(0)}\}$ λαμβάνοντας κατά συνέπεια τα $\hat{\phi}', \hat{\psi}', \hat{\beta}', \hat{\alpha}'$.

Λήμμα 7. Υποθέστε ότι η διακύμανση της Y είναι πεπερασμένη και ότι $P[0 < E[R|A_1] < 1] = 1$. Τότε όσο το $N \rightarrow \infty$, η κατανομή πολλών μεταβλητών του

$$\{\sqrt{N}(\hat{\phi}' - \phi'), \sqrt{N}(\hat{\beta}' - \beta'), \sqrt{N}(\hat{\alpha}' - \alpha')\}$$

συγκλίνει σε μια κανονική μεταβλητή πολλών μεταβλητών. Επιπλέον αν το μοντέλο στην (12) είναι κορεσμένο, τότε οι εκτιμητές $\hat{\phi}', \hat{\beta}', \hat{\alpha}'$ είναι ημιπαραμετρικά αποδοτικά.

Σε γενικές γραμμές το μοντέλο (12) θα κορεστεί. Οι εξαιρέσεις προκύπτουν όταν γίνονται περισσότερες επίσημες υποθέσεις από ότι χρειάζεται. Ή όταν σύμφωνα με το σχεδιασμό, υπάρχουν ένα ή περισσότεροι παράγοντες σταδίου-στάθμεων 2 (μόνο για τους αποκριτές ή μόνο για τους μη αποκριτές) με τα επίπεδα εντελώς αντιστοιχισμένα με τα επίπεδα άλλων παραγόντων (για παράδειγμα αυτοί οι παράγοντες σταδίου 2 τυχαιοποιούνται ανεξάρτητα από τους υπόλοιπους παράγοντες και δεν συσσωρεύονται με τους άλλους παράγοντες του σχεδιασμού). Όπως και η περίπτωση για τα Λήμματα 2 και 3, αν όλοι οι αποκριτές παρέχουν την ίδια επεξεργασία τότε δεν υπάρχουν $\hat{\beta}', \beta'$ και η $P[0 < E[R|A_1] < 1] = 1$ μπορεί να αντικατασταθεί από την $P[E[R|A_1] < 1] = 1$ (παρόμοιες δηλώσεις μπορούν να γίνουν αν όλοι οι μη-αποκριτές παρέχουν την ίδια επεξεργασία).

Εκτιμήσεις μεγέθους του δείγματος

Ο αρχικός στόχος είναι να αξιολογηθεί η δραστηριότητα όλων των κύριων επιδράσεων σταδίου 1 και σταδίου 2, δηλαδή να γίνει έλεγχος, εάν κάθε κύρια επίδραση είναι μηδενική. Για

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

να επιλεγεί το μέγεθος του δείγματος N , ώστε να γίνουν οι ακόλουθες πρόχειρες προσεγγίσεις. Έστω ότι οι επίσημες υποθέσεις που έγιναν, αν κάποιες, είναι σωστές και έστω ότι η διακύμανση υπολοίπων είναι ίση διασχίζοντας τις 2^{k-m} γραμμές του σχεδιασμού, έστω σ^2 . Αν τα ποσοστά του αποκριτή σταδίου 1 ήταν ίσα (έστω με p) τότε ο ασυμπτωτικός πίνακας διακύμανση-συνδιακύμανσης των εκτιμώμενων επιδράσεων θα ήταν ένας διαγώνιος πίνακας με διαγώνια στοιχεία ίσα με $\frac{\sigma^2}{Np}$ για τις επιδράσεις σταδίου 2 για τους αποκριτές, $\frac{\sigma^2}{N(1-p)}$ για τις επιδράσεις σταδίου 2 για τους μη-αποκριτές και $\frac{\sigma^2}{N}$ για τις επιδράσεις σταδίου. Πρόχειρα γίνονται ενέργειες σαν να είναι αυτή η περίπτωση. Αν υπάρχουν παράγοντες σταδίου 2 και για τους αποκριτές και για τους μη-αποκριτές τότε το μέγεθος δείγματος προσδιορίζεται από τη μικρότερη τιμή του $\frac{\sigma^2}{p}$ και του $\frac{\sigma^2}{(1-p)}$. Το μέγεθος δείγματος για να διερευνήσουμε μια κύρια επίδραση μεγέθους Δ με τη δύναμη $1 - \beta$ χρησιμοποιώντας με ένα διπλού τύπου έλεγχο με τον τύπο ενός ποσοστού σφάλματος α είναι:

$$N = \frac{2^{(k-m)} (z_\beta + z_{\frac{\alpha}{2}})^2}{\min(p_{min}, 1 - p_{max}) \left(\frac{\Delta}{\sigma}\right)^2}$$

όπου οι p_{min}, p_{max} είναι το ελάχιστο και το μέγιστο ποσοστό απόκρισης αντίστοιχα (πέρα από τις $2^{(k-m)}$ γραμμές) και το z_u είναι το $(1 - u)$ ο τυποποιημένο κανονικό εκατοστημόριο.

Υποθέστε ότι υπάρχουν συνιστώσες σταδίου 2 και για τους αποκριτές και για τους μη αποκριτές. Αν η αναλογία σήματος-θορύβου ($SNR = \frac{\Delta}{\sigma}$) είναι πολύ υψηλό τότε το προτεινόμενο μέγεθος γραμμών θα είναι τόσο μικρό ώστε η πιθανότητα μιας ομάδας (σε αντιστοιχία με μια σειρά στο σχεδιασμό) που προκύπτει χωρίς τους αποκριτές ή με τους μη αποκριτές είναι πολύ υψηλή. Δοθέντος του ποσοστού απόκρισης p και το μέγεθος ομάδας $n = \frac{N}{2^{(k-m)}}$, η ευκαιρία για μια ομάδα αυτού του τύπου που είναι $1 - (1 - p^n - (1 - p)^n)^{2^{k-m}}$. Για να μειωθεί η δυνατότητα τέτοιων ομάδων, βρίσκεται το μικρότερο n για το οποίο η παρακάτω πιθανότητα είναι η μικρότερη από μια περικοπή (στις προσομοιώσεις χρησιμοποιούμε .01). Για να ρυθμιστεί το μέγεθος της ομάδας χρησιμοποιείται η μέγιστη τιμή των φορών του παρακάτω αριθμού 2^{k-m} και N . Σημειώνεται ότι αν δεν υπάρχουν συνιστώσες σταδίου 2 για τους αποκριτές (αντίστοιχα και για τους μη αποκριτές) τότε η $1 - p^n - (1 - p)^n$ στην παρακάτω μορφή μπορεί να αντικατασταθεί από την $1 - p^n$ (αντίστοιχα από την $1 - (1 - p)^n$).

2.2.5 Παραδείγματα

Σε αυτή την παράγραφο επεξηγούνται αρκετοί $2^{(k-m)}$ σχεδιασμοί, σχετικές εργασίες και επίσημες υποθέσεις. Τα παραδείγματα πιο κάτω είναι $2^{(k-m)}$ γενικεύσεις των κλινικών μελετών στα οποία, οι παράγοντες σταδίου 2 ποικιλούν από το αν ο ασθενής εκθέτει μια πρόωρη απάντηση. Τρεις διαφορετικοί σχεδιασμοί, που σχετίζονται με διαφορετικές επίσημες υποθέσεις διευκρινίζονται.

Θεωρείστε μια μελέτη με τέσσερις παράγοντες σταδίου 1 : S (η ειδικότητα ή γενική κλινική πρακτική), B (επιπρόσθετη θεραπεία για βελτίωση της εμμονής : ναι/όχι), C (συμ-

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

βουλευτική : εντατική/ λιγότερο εντατική) και T (το επίπεδο κατάρτησης προσωπικού: υψηλό/χαμηλό). Σε όλα τα άτομα προσφέρεται φαρμακευτική αγωγή. Υπάρχει ένας παράγοντας σταδίου 2 για τους πρώιμους μη-αποκριτές F_2 (αλλάζει η αυξάνει την φαρμακευτική αγωγή) και ένας παράγοντας σταδίου 2 για τους πρώιμους αποκριτές G_2 (διαχείριση τηλεφωνικών ασθενειών : ναι/όχι). Υποθέστε ότι οι υποθέσεις εργασίας είναι ότι οι κύριες επιδράσεις των παραγόντων και οι διπλού τύπου αλληλεπιδράσεις CG_2, TG_2, BF_2, TF_2 και η BC μπορούν να είναι ενεργές με τις υπόλοιπες επιδράσεις που είναι υποθετικά αμελητέες. Ανακαλέστε, ότι αυτές τις υποθέσεις εργασίας χρησιμοποιούνται για να δείξουν την επιλογή του $2^{(k-m)}$ σχεδιασμού, αλλά δεν είναι απαραίτητο να θεωρηθούν αληθείς στην ανάλυση διαλογής.

Στον Σχεδιασμό 1, ένας $2^{(4-1)}$ σχεδιασμός είναι κατασκευασμένος για τους παράγοντες σταδίου 1 και τότε τα επίπεδα του παράγοντα σταδίου 2 αντιστοιχίζονται με αυτό το σχεδιασμό. Στον Σχεδιασμό 2 του παράγοντα σταδίου 2 εναλλάσσεται με μια τετραπλή αλληλεπίδραση μεταξύ παραγόντων 1 σταδίου. Και οι δύο σχεδιασμοί είναι $2^{(5-1)}$ σχεδιασμοί. Στον Σχεδιασμό 3 παρακάτω επιτρέπεται ένας επιπρόσθετος παράγοντας σταδίου 2 που είναι εφαρμόσιμος μόνο για τους μη αποκριτές. Εδώ ένας $2^{(6-2)}$ αναπτύσσεται.

ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΣ 1: Αυτός ο σχεδιασμός αντιστοιχεί σε ένα $2^{(4-1)}$ σχεδιασμό με την λέξη προσδιορισμού $SBC T=1$ με τα επίπεδα παραγόντων σταδίου 2 να παράγουν έναν $2^{(5-1)}$ σχεδιασμό, δεν γίνονται επίσημες υποθέσεις. Η λέξη προσδιορισμού υποδηλώνει ότι οι πίνακες σταδίου 1 και σταδίου 2, ο \tilde{X}_1 και ο $\tilde{X}_2^{(1)}$ (ή $\tilde{X}_2^{(0)}$) δεν μοιράζονται τις στήλες και ως εκ τούτου οι επιδράσεις σταδίου 2 δεν εναλλάσσονται με τις επιδράσεις θορύβου (ή τις επιδράσεις σταδίου 1). Σαν αποτέλεσμα η εναλλαγή ακολουθεί άμεσα από την λέξη προσδιορισμού (για παράδειγμα η διπλή αλληλεπίδραση BC εναλλάσσεται με τη διπλή αλληλεπίδραση ST , και από τη στιγμή που η $SBC T G_2 = G_2$, η διπλή αλληλεπίδραση TG_2 εναλλάσσεται με την αλληλεπίδραση $SBC G_2$, και ου το κάθετης). Σημειώστε ότι αυτός ο σχεδιασμός είναι περιεχόμενο με τις υποθέσεις εργασίας σε όλες τις επιδράσεις ενδιαφέροντος που εναλλάσσονται με τις επιδράσεις που θεωρούνται αμελητέες. Η ανάλυση διαλογής χρησιμοποιεί το μοντέλο στην (12) με $Z_1 = [1, S, B, C, T, BC, SB, SC]$, $Z_3 = Z_1, Z_2^{(1)} = [G_2, SG_2, BG_2, CG_2, TG_2, SBG_2, SCG_2, BCG_2]$ και ομοίως $Z_2^{(0)} = [F_2, SF_2, BF_2, CF_2, TF_2, SBF_2, SCF_2, BCF_2]$. Αυτό είναι ένα κορεσμένο μοντέλο. Ανακαλέστε ότι σύμφωνα με την μη ορθογωνιότητα των προβλέψεων, παραλείποντας προβλέψεις από αυτό το μοντέλο είναι ισοδύναμο με το να γίνονται επίσημες υποθέσεις. Ένα πλεονέκτημα του σχεδιασμού είναι ότι οι υποθέσεις αμελητέας στις παραμέτρους θορύβου (της ψ) χρειάζεται να γίνουν. Ωστόσο αυτός ο σχεδιασμός εναλλάσσει την BC με την ST , ένας καλύτερος σχεδιασμός θα απέφευγε την εναλλαγή διπλών αλληλεπιδράσεων.

ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΣ 2: Έστω, μια επίσημη υπόθεση ότι δεν υπάρχουν τριπλές ή υψηλότερου επιπέδου αλληλεπιδράσεις σταδίου 2 (τα α και β είναι υπόλοιπα παλινδρόμησης των αλληλεπιδράσεων μεταξύ ενός παράγοντα σταδίου 2 και των δύο ή περισσότερων παραγόντων

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

σταδίου 1 είναι 0), και ότι δεν υπάρχουν τετραπλές ή υψηλότερες αλληλεπιδράσεις θορύβου εμπλέκοντας τον R και παράγοντες σταδίου 1 (τα υπόλοιπα ψ παλινδρόμησης των αλληλεπιδράσεων μεταξύ του R και των τριών ή περισσότερων παραγόντων σταδίου 1 είναι 0). Θεωρείστε έναν $2^{(5-1)}$ σχεδιασμό με την λέξη προσδιορισμού $SBCTF_2 = 1$ με την F_2 και την G_2 να στιβάζονται (έτσι μια άλλη έκφραση για την λέξη προσδιορισμού είναι $SBCTG_2 = 1$). Ο σχεδιασμός παρέχεται από τον Πίνακα 3. Οι λέξεις προσδιορισμού υποδηλώνουν ότι κάτω από τις επίσημες υποθέσεις, καμία από τις κύριες επιδράσεις σταδίου 1 ή οι διπλές αλληλεπιδράσεις εναλλάσσονται. Ενδεχομένως οι ενεργές επιδράσεις σταδίου 2, όπως η CG_2 , μπορεί να εκτιμηθεί από τη στιγμή που οι επιδράσεις θορύβου σχετίζονται με την ίδια στήλη στον πίνακα σταδίου 1 \tilde{X}_1 , (εδώ η τέταρτη αλληλεπίδραση μεταξύ της R και της SBT) είναι αμελητέες. Και οι ενδεχομένως επιδράσεις θορύβου όπως η τριπλή αλληλεπίδραση μεταξύ της R και της SB μπορεί να εκτιμηθεί από τη στιγμή που αυτές οι επιδράσεις θορύβου σχετίζονται με την ίδια στήλη στους πίνακες σταδίου 2, τους $\tilde{X}_2^{(1)}$ (ή $\tilde{X}_2^{(0)}$) ως αμελητέες επιδράσεις σταδίου 2 (εδώ οι CTG_2 και CTF_2). Για να διαλεχθούν οι παράγοντες χρησιμοποιώντας δεδομένα από τον σχεδιασμό 2, χρησιμοποιείται το μοντέλο της (12) με $Z_1 = [1, S, B, C, T, BC, SB, SC, ST, BT, CT], Z_3 = Z_1, Z_2^{(1)} = [G_2, SG_2, BG_2, CG_2, TG_2]$ και παρομοίως $Z_2^{(0)} = [F_2, SF_2, BF_2, CF_2, TF_2]$. Αυτό είναι ένα κορεσμένο μοντέλο. Σημειώστε ότι η λέξη προσδιορισμού υποδηλώνει την εναλλαγή, για παράδειγμα το υπόλοιπο β' του G_2 εκτιμά ουσιαστικά το άθροισμα της κύριας επίδρασης της G_2 και η τετραπλή αλληλεπίδραση $SBCT$.

ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΣ 3: Προκειμένου να επεξηγηθούν μερικές επιπρόσθετες θεωρήσεις, θεωρείστε τον συνυπολογισμό ενός επιπρόσθετου παράγοντα σταδίου 2 H_2 (επιπρόσθετη συμπεριφορική πιθανότητα για να βελτιωθεί η μακροπρόθεσμη φαρμακευτική αγωγή εμμονής) που μόνο ορίζεται στους μη-αποκριτές ($R = 0$). Παραπάνω υποθέστε ότι στις επίσημες υποθέσεις, δεν υπάρχουν τριπλές ή περισσότερες αλληλεπιδράσεις θορύβου εμπλέκοντας την R και τους παράγοντες σταδίου 1 και ότι τριπλές και υψηλότερου αιτιώδεις επιδράσεις σταδίου 2 είναι αμελητέες. Οι υποθέσεις εργασίας είναι ότι όλες οι επιδράσεις εκτός από τις κύριες επιδράσεις των παραγόντων και τις διπλές αλληλεπιδράσεις $TG_2, TF_2, CG_2, BF_2, F_2H_2$ και BC αναμένονται να είναι αμελητέες. Θεωρείστε τον $2^{(6-2)}$ σχεδιασμό, με την λέξη προσδιορισμού $SCTF_2 = 1$ και $BTf_2H_2 = 1$ και ο F_2 και ο G_2 συσσωρεύονται (έτσι μπορεί να εκφραστεί το παρακάτω με μια G_2 αντί για την F_2 , σημειώστε ότι το προϊόν αυτών των δύο λέξεων προσδιορισμού παράγει την $1 = SBCH_2$.) Σε αντίθεση με τους σχεδιασμούς 1 και 2, όχι μόνο ο πειραματικός σχεδιασμός αλλά και η επιλογή του μοντέλου παλινδρόμησης καθορίζει την εναλλαγή. Όντως είναι μια επιλογή αρκετών μοντέλων παλινδρόμησης που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να γίνει διαλογή στους παράγοντες με καθέναν να ανταποκρίνεται σε διαφορετική εναλλαγή. Βλέπουμε ότι μια πιθανότητα είναι να χρησιμοποιήσουμε το μοντέλο στη (12), χρησιμοποιώντας τα βήματα του αλγορίθμου που παρουσιάστηκε στην υποενότητα μηχανισμοί ανάθεσης, με την $Z_1 = [1, S, B, C, T, SB, BC, BT, SBC, SBT, BCT], Z_3 = [1, S, B, C, T], Z_2^{(1)} = [G_2, SG_2, BG_2, CG_2, TG_2]$ και $Z_2^{(0)} = [F_2, SF_2, BF_2, CF_2, TF_2, H_2, SH_2, CH_2, F_2H_2]$. Χρησιμοποιώντας τις λέξεις προσ-

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

διορισμού, μπορούμε να συναχθεί η εναλλαγή. Για παράδειγμα από τη στιγμή που οι λέξεις προσδιορισμού υποδηλώνουν ότι $G_2 = F_2 = SCT$ και ο SCT παραλείπεται από το Q_1 είναι ότι το υπόλοιπο β' του G_2 είναι το άθροισμα της κύριας επίδρασης του G_2 και η τριπλή αλληλεπίδραση SCT , παρομοίως το υπόλοιπο α' του F_2 είναι το άθροισμα της κύριας επίδρασης της F_2 και η τριπλή αλληλεπίδραση SCT . Σημειώστε ότι οι λέξεις προσδιορισμού υποδηλώνουν ότι $BF_2 = BG_2 = TH_2 = SBCT$ και συμπεριλαμβάνονται μόνο οι BF_2, BG_2 σε αυτή την παλινδρόμηση ω εκ τούτου το α' υπόλοιπο της BF_2 είναι το άθροισμα δύο διπλών αλληλεπιδράσεων BF_2, TH_2 και η τετραπλή αλληλεπίδραση $SBCT$ όπου το β' υπόλοιπο της BG_2 εκτιμά το άθροισμα της διπλής αλληλεπίδρασης BG_2 και της τετραπλής αλληλεπίδρασης $SBCT$. Σε γενικές γραμμές, δοθέντος των επίσημων υποθέσεων, οι λέξεις προσδιορισμού μαζί με την επιλογή των $Z_1, Z_2^{(1)}$ και $Z_2^{(0)}$ έχει σαν αποτέλεσμα την εναλλαγή: $\beta'_{G_2} = \beta_{G_2} + \phi_{SCT}, \beta'_{SG_2} = \beta_{SG_2} + \phi_{CT}, \beta'_{BG_2} = \beta_{BG_2} + \phi_{SBCT}, \beta'_{CG_2} = \beta_{CG_2} + \phi_{ST}, \beta'_{TG_2} = \beta_{TG_2} + \phi_{SC}, \beta'_{F_2} = \beta_{F_2} + \phi_{SCT}, \beta'_{SF_2} = \beta_{SF_2} + \phi_{CT}, \beta'_{BF_2} = \beta_{BF_2} + \beta_{TH_2} + \phi_{SBCT}, \beta'_{CF_2} = \beta_{CF_2} + \phi_{ST}, \beta'_{TF_2} = \beta_{TF_2} + \beta_{BH_2} + \phi_{SC}$ (για σαφήνεια η σχετική πρόβλεψη δίνεται ως υπογεγραμμένη στην παράμετρο). Οι υπόλοιπες παράμετροι είναι αναλλοίωτες (για παράδειγμα οι (ϕ', β', α') παράμετροι είναι ίσες με τις αντίστοιχες (ϕ, β, α) παράμετροι. Μια άλλη πιθανή ανάλυση διαλογής θα χρησιμοποιούσε την (12) με $Z_1 = [1, S, B, C, T, SB, BC, BT, CT, SBC, SBT, BCT]$ και ο $Z_2^{(0)} = [F_2, BF_2, CF_2, TF_2, H_2, SH_2, CH_2]$ αλλά αφήνει την Z_3 και την $Z_2^{(1)}$ ως είναι, δηλαδή η πρόβλεψη CT προστίθεται στο Z_1 και η πρόβλεψη SF_2 αφαιρείται από την $Z_2^{(0)}$. Σε αυτή την περίπτωση η εναλλαγή είναι ίδια με πριν εκτός από την $\phi_{CT} = \phi_{CT} - \alpha_{SF_2}, \beta'_{SG_2} = \beta_{SG_2} - \alpha_{SF_2}$ (δεν υπάρχει πια μια α'_{SF_2} παράμετρο). Και τα δύο μοντέλα ανάλυσης διαλογής που αναπτύσσονται παρακάτω έχουν 30 παράμετρους και ως εκ τούτου δεν είναι κορεσμένα μοντέλα. Αν είναι επιθυμητό θα μπορούσε να προσαρμοστεί ένα κορεσμένο μοντέλο με το να προσθέσουν δύο αλληλεπιδράσεις θορύβου στο Z_3 , την SBT και την BCT . Αυτές οι δύο αλληλεπιδράσεις θορύβου άσκοπα θεωρούνται αμελητέες στις επίσημες υποθέσεις. Για παράδειγμα, από τις λέξεις προσδιορισμού, σημειώστε ότι η στήλη που σχετίζεται με την SBT είναι η ίδια με τη στήλη που σχετίζεται με τις τριπλές αλληλεπιδράσεις σταδίου 2, τις SF_2H_2, TCH_2 και την BCF_2 , που υποτίθεται ότι είναι αμελητέες. Δηλαδή γίνεται και η υπόθεση 3α και την 3β στο Λήμμα 3 αντί για τη μία ή την άλλη. Η εκτίμηση αυτών των δύο επιδράσεων δρα σαν έναν έλεγχο στις επίσημες υποθέσεις από τη στιγμή που σύμφωνα με τις επίσημες υποθέσεις αυτές οι δύο θορυβώδεις επιδράσεις είναι μηδενικές.

Αποτελέσματα προσομοίωσης και συμπεράσματα

Οι εκτενείς προσομοιώσεις διευθετήθηκαν έτσι ώστε να αξιολογηθεί η προτεινόμενη ανάλυση, να εξεταστεί το αντίκτυπο των παραβιάσεων των επίσημων υποθέσεων και να εξεταστεί το αντίκτυπο σειρών χωρίς τους αποκριτές (ή χωρίς τους μη αποκριτές) στην ανάλυση. Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν οι τοποθετήσεις της πνευματικής υγείας όπως είναι η θεραπεία της κατάθλιψης που μαστίζει και η κατάχρηση ουσιών στην οποία τα ποσοστά απόκρισης (απουσία συμπτωμάτων) στην αρχική επεξεργασία είναι γύρω στο 50% με

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

70%, σαν ένα αποτέλεσμα στις προσομοιώσεις παρακάτω που χρησιμοποιούν αρχικά ποσοστά αποκρίσεων μέσα σε αυτή τη σειρά. Σημειώστε ότι στην πραγματική πρακτική, όταν τα ποσοστά της απόκρισης (της μη-απόκρισης) είναι χαμηλά, συχνά μόνο οι παράγοντες για τους μη-αποκριτές (αντίστοιχα, οι αποκριτές) ερευνώνται.

Τα συμπεράσματα ήταν τα ακόλουθα. Πρώτα όταν οι επίσημες υποθέσεις ισχύουν, τα τυποποιημένα σφάλματα διενεργούν καλά όταν ο Τύπος 1 σφάλματος είναι όπως έχει σχεδιαστεί. Σε γενικές γραμμές οι υπολογισμοί του μεγέθους του δείγματος εξαρτώνται από την ομάδα με τη μικρότερη αναλογία των μη-αποκριτών (ή αποκριτές). Σαν αποτέλεσμα των υπολογισμών του μεγέθους δείγματος είναι συντηρητικές και η δύναμη να ανιχνευθούν οι ενεργές κύριες επιδράσεις σταδίου 1 και οι κύριες επιδράσεις σταδίου 2 είναι υψηλότερες από την ονομαστική αξία. Οι προσομοιώσεις και με τις κανονικές και με τις μη κανονικές κατανομές σφάλματος όπως είναι μια t-κατανομή με 3 βαθμούς ελευθερίας διευθετήθηκαν επίσης, ουσιαστικά βέβαια αυτό δεν άλλαξε τα αποτελέσματα. Όταν οι επίσημες υποθέσεις παραβιάζονται (για παράδειγμα οι επιδράσεις θεωρούνται αμελητέες στις επίσημες υποθέσεις δεν είναι αμελητέες) υπάρχει ένας εκπληκτικός βαθμός της ευρωστίας, δηλαδή, η προκατάληψη είναι μικρότερου μεγέθους από αυτό που ήταν αναμενόμενο. Επίσης όταν μία ή περισσότερες γραμμές περιέχουν μόνο τους αποκριτές, προσαρμόζοντας ένα μοντέλο ανάλυσης που παρέλειπε κάποιες ενεργές επιδράσεις οδήγησε σε σχετικά ισχυρούς εκτιμητές των παρελειπόμενων επιδράσεων. Αυτή η ευρωστία συζητείται λεπτομερώς μετά από την ακόλουθη προσομοίωση 2. Παρουσιάζονται τρεις προσομοιώσεις που εξηγούν τα παραπάνω συμπεράσματα.

Οι προσομοιώσεις κάτω χρησιμοποιούν τον Σχεδιασμό 2 (δες τον Πίνακα 3). Σε αυτό το παράδειγμα οι επίσημες υποθέσεις είναι ότι δεν υπάρχουν τριπλές ή μεγαλύτερες αλληλεπιδράσεις σταδίου 2 και δεν υπάρχουν τετραπλές ή μεγαλύτερου επιπέδου αλληλεπιδράσεις θορύβου εμπλέκοντας την R και τους παράγοντες σταδίου 1. Στις προσομοιώσεις που παρέχονται παρακάτω, η R παράγεται χρησιμοποιώντας ένα ποσοστό απόκρισης δοθείσας της $\text{logit}(E[R|F_1]) = .6 + .1S + .1B + .1C + .1T$. Αυτό έχει σαν αποτέλεσμα τα ποσοστά να ποικιλούν από το .55 στο .73 διασχίζοντας 16 γραμμές, αυτό το ευρύ φάσμα των πρώων ποσοστών απάντησης είναι ακραίο για τα πεδία στην πνευματική υγεία/ κατάχρηση ουσιών, ωστόσο επιτρέπεται η επεξήγηση των ζητημάτων. Η Y κατανέμεται κανονικά με τη διαφορά υπολοίπων, σ^2 , τη θέτουμε ίση με 1. Παρουσιάζονται τα αποτελέσματα με την αναλογία σήματος-προσ-θόρυβο ($SNR = \text{μέγεθος επιδράσης} / \text{διαφορά υπολοίπων}$ ίση με το .25 ή .35 μονάδες ανά σταθερή απόκλιση. Στις προσομοιώσεις, οι ενεργές κύριες επιδράσεις είναι ίσες με το $SNR \times \sigma$, με ενεργές διπλές αλληλεπιδράσεις να είναι ίσες με το $SNR \times .5 \times \sigma$ και οι ενεργές τριπλές αλληλεπιδράσεις να είναι ίσες με το $SNR \times .25 \times \sigma$. Αυτές οι ρυθμίσεις είναι συνεπείς με το Hierarchical Ordering Principle (Wu Hamada, 2000 [91]) που δηλώνει ότι οι χαμηλότερης τάξης επιδράσεις είναι πιο πιθανό να θεωρηθούν σημαντικές από ότι οι επιδράσεις υψηλότερης τάξης και οι επιδράσεις της ίδιας τάξης είναι ισοδύναμα πιθανόν πιο σημαντικές (αυτή η αρχή χρησιμοποιείται με την απουσία της συγκεκριμένης γνώσης που δείχνει ειδάλλως). Σε όλες τις κύριες επιδράσεις και τις αλληλεπιδράσεις SB, SC, SG_2, TG_2 , και TF_2 που είναι ενεργές, ως εκ τούτου οι υποθέσεις εργασίας είναι λανθασμένες (οι υποθέσεις

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

εργασίας είναι ότι μόνο οι κύριες επιδράσεις των παραγόντων και οι διπλές αλληλεπιδράσεις TG_2, TF_2, CG_2, BF_2 και BC θεωρούνται ενεργές).

Χρησιμοποιήθηκε ο τύπος της υποεπινότητας «Εκτιμήσεις μεγέθους δείγματος» για να καθοριστεί το μέγεθος του δείγματος που απαιτείται για να ανιχνεύσει ένα δοθέν SNR στο 90% της δύναμης του με ένα 10% ποσοστό λάθους από τον Τύπο 1, για $p_{min} = .55$ και $p_{max} = .73$. Ακολουθώντας τις συστάσεις στον Collins et. al. (2007) ενδιαφέρουσες επιδράσεις ελέγχονται χρησιμοποιώντας ένα ποσοστό σφάλματος Τύπου 1 της τάξης 0.1 ή 10% (καμία διόρθωση για τις πολλαπλές δοκιμές) και τις υπόλοιπες επιδράσεις που ελέγχονται χρησιμοποιώντας ένα συνολικό ποσοστό σφάλματος Τύπου 1 της τάξης 0.1 ή 10% (χρησιμοποιώντας μια διόρθωση Bonferroni). Σε όλες τις προσομοιώσεις εκτιμάται ο πίνακας διακύμανση-συνδιακύμανσης των επιδράσεων. Ο Πίνακας 4 μας παρέχει τα αποτελέσματα από 1000 σύνολα δεδομένων, οι επίσημες υποθέσεις ισχύουν για αυτά τα σύνολα δεδομένων.

Σημειώστε ότι υπάρχουν 6 επιδράσεις που σύμφωνα με το μοντέλο εργασίας θα μπορούσε να είναι αμελητέες και είναι πραγματικά αμελητέες. Δοθέντος ενός συνολικού ποσοστού σφάλματος της τάξης .1, το εμπειρικό ποσοστό σφάλματος θα μπορούσε να είναι περίπου 0.011 και αυτό γιατί αυτή η περίπτωση όπως μπορεί να διαπιστωθεί από τις γραμμές που είναι οι ST, BT, CT, BG_2, SF_2 και CF_2 . Παρομοίως το εμπειρικό ποσοστό σφάλματος Τύπου 1 για τις ενδιαφέρουσες επιδράσεις θα μπορούσε να είναι γύρω στο .1 και αυτο μπορεί να δειχθεί από τις γραμμές που είναι οι $BC, CG_2,$ και BF_2 . Η υψηλή δύναμη στην διερεύνηση των κύριων επιδράσεων είναι σύμφωνα με τον συντηρητισμό χρησιμοποιούμενος μέσα στην επιλογή του μεγέθους ομάδας. Ανακαλέστε ότι τα ποσοστά απόκρισης ανά φάσμα ομάδας από ένα χαμηλότερα της τάξης .55 σε ένα υψηλότερο της τάξης .73. Τα μεγέθη ομάδων επιλέγονται έτσι ώστε να επιτύχει τη δύναμη του .9 για να διερευνήσει τις επιδράσεις σταδίου 2 για τους μη αποκριτές όταν το ποσοστό απόκρισης είναι .27. Από τη στιγμή που μόνο μία από τις ομάδες εκθέτει αυτό το χαμηλό ποσοστό μη απόκρισης, τα μεγέθη ομάδων είναι συντηρητικά, σαν αποτέλεσμα της υψηλής δύναμης. Σε προσομοιώσεις με ένα σταθερό ποσοστό απόκρισης μέσω όλων των 16 ομάδων (που δεν παρουσιάζονται εδώ) η δύναμη να διερευνήσει μια κύρια επίδραση για τους μη αποκριτές σταδίου 2 ποικιλεί από το .88 μέχρι το .94 περίπου, εξαρτώμενη από την προσομοίωση.

Στην επόμενη προσομοίωση, επίσης από 1000 κορεσμένα σύνολα δεδομένων, οι επίσημες υποθέσεις παραβιάζονται, υπάρχουν τριπλές ενεργές επιδράσεις σταδίου 2 για τους αποκριτές. Τα αποτελέσματα του Πίνακα 5 είναι εκπληκτικά καλά, τα αποτελέσματα σε αυτό τον πίνακα θα αναμείνονταν αν οι αλληλεπιδράσεις εμπλέκοντας τη R ήταν μηδενικές (μη θορυβώδεις αλληλεπιδράσεις). Για να δειχθεί αυτό, ανακαλέστε τις λέξεις προσδιορισμού για τον σχεδιασμό είναι $1 = SBCTG_2$ (ισοδύναμα με $1 = SBCTF_2$). Κατά συνέπεια, για παράδειγμα στην στήλη του πίνακα σταδίου 2 $\tilde{X}_2^{(0)}$ σχετίζεται με την CTF_2 είναι η ίδια με την στήλη που σχετίζεται με την SB στην \tilde{X}_1 . Αν το υπόλοιπο της αλληλεπίδρασης $(R - E[R|A_1])SB$ ήταν μηδέν (που δεν είναι) τότε θα υπήρχε η απαίτηση, οι εκτιμητές των αλληλεπιδράσεων σταδίου 1 όπως η SB θα εκτιμά την αλληλεπίδραση σταδίου 1 σύν το προϊόν των φορών του ποσοστού απόκρισης στην επίδραση της CTG_2 συν τις φορές του ποσοστού μη

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

Table 4. Simulation 1: Formal Assumptions Hold¹

Effect	True effect	Avg. Est. Effect	Std. Error	Avg. Est. Std. Error	Power ²	Bonf. Corrected Power ³
Stage 1						
<i>S</i>	.25	.248	.044	.046	1.00	
<i>B</i>	.25	.253	.044	.046	1.00	
<i>C</i>	.25	.250	.045	.046	1.00	
<i>T</i>	.25	.250	.045	.046	1.00	
<i>SB</i>	.125	.124	.045	.046		.54
<i>SC</i>	.125	.124	.046	.046		.55
<i>ST</i>	.0	.002	.046	.046		.01
<i>BC</i>	.0	.000	.045	.046	.09	
<i>BT</i>	.0	.000	.043	.046		.01
<i>CT</i>	.0	.000	.046	.046		.01
Stage 2-Responders						
<i>G₂</i>	.25	.247	.057	.058	1.00	
<i>SG₂</i>	.125	.126	.056	.058		.34
<i>BG₂</i>	.0	-.002	.055	.058		.01
<i>CG₂</i>	.0	-.001	.055	.058	.10	
<i>TG₂</i>	.125	.124	.058	.058	.71	
Stage 2 Non-responders						
<i>F₂</i>	.25	.251	.074	.076	.96	
<i>SF₂</i>	.0	.001	.077	.076		.01
<i>BF₂</i>	.0	-.002	.077	.076	.11	
<i>CF₂</i>	.0	-.001	.079	.076		.02
<i>TF₂</i>	.125	.125	.077	.076	.52	

Σχήμα 2.1: $SNR = .25$, ο παράγοντας θορύβου στην (12) είναι $(R - E[R|A_1])(.25 + .125S + .125B + .125T + .0625SB + .0625SC + .0625ST + .0625BC + .0625BT + .0625CT)$, $N = 512$. Individual Type 1 error rate is .1 Overall Type 1 error is .1

απόκρισης στην επίδραση της CTF_2 . Σε αυτή την περίπτωση, αυτό είναι $.175 + \text{ποσοστό απόκρισης}(.875) + \text{ποσοστό μη απόκρισης}(0)$.

Αν χρησιμοποιηθεί το μέσο ποσοστό μη-απόκρισης (εδώ .64), αυτό παράγει .231 που είναι κοντά στην κατά μέσο όρο εκτιμώμενη επίδραση της SB . Παρόμοιες δηλώσεις μπορούν να γίνουν για τις υπόλοιπες διπλές αλληλεπιδράσεις σταδίου 1. Αυτή η ευρωστία εξηγείται από το γεγονός ότι τα ποσοστά απόκρισης ποικιλούν από το .55 στο .73 στις ομάδες. Όπως συζητήθηκε προηγουμένως, τα λιγότερα ποσοστά απάντησης ποικίλλουν, όσο πιο στενές είναι οι προβλέψεις είναι στην ύπαρξη ορθογώνιοι. Κατά συνέπεια οι εκτιμήτριες των επιδράσεων είναι προσεγγιστικά ασύνδετες (τα μη διαγώνια στοιχεία του πίνακα συσχετισμού είναι μικρά-σε αυτή την προσομοίωση η μέγιστη συσχέτιση στην απόλυτη τιμή είναι 0.12 και ο μέσος όρος της απόλυτης τιμής των συσχετίσεων είναι 0.03). Κατά συνέπεια από τη στιγμή που τα ποσοστά αποκρίσεων δεν ποικίλλουν σημαντικά (όπως είναι στην περίπτω-

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ
ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

ση σε ορισμένα τμήματα της πνευματικής υγείας και στην κατάχρηση ουσιών) αναμένεται η ευρωστία. Παρόμοια αποτελέσματα ισχύουν όταν οι επίσημες υποθέσεις σχετικά με τα αποτελέσματα θορύβου παραβιάζονται(δεν παρουσιάζονται εδώ).

Table 5. Simulation 2: Formal Assumptions are Violated¹

Effect	True effect	Avg. Est. Effect	Std. Error	Avg. Est. Std. Error	Power ²	Bonf. Corrected Power ³
Stage 1						
<i>S</i>	.35	.359	.054	.056	1.00	
<i>B</i>	.35	.353	.050	.056	1.00	
<i>C</i>	.35	.355	.053	.056	1.00	
<i>T</i>	.35	.356	.053	.056	1.00	
<i>SB</i>	.175	.228	.054	.056		.95
<i>SC</i>	.175	.230	.054	.056		.94
<i>ST</i>	.0	.056	.054	.056		.06
<i>BC</i>	.0	.057	.053	.056	.26	
<i>BT</i>	.0	.054	.054	.056		.05
<i>CT</i>	.0	.056	.054	.056		.06
Stage 2-Responders ⁴						
<i>G₂</i>	.35	.349	.065	.069	1.00	
<i>SG₂</i>	.175	.181	.064	.069		.52
<i>BG₂</i>	.0	.006	.063	.069		.01
<i>CG₂</i>	.0	.004	.064	.069	.08	
<i>TG₂</i>	.175	.182	.067	.069	.86	
Stage 2 Non-responders						
<i>F₂</i>	.35	.348	.086	.090	.99	
<i>SF₂</i>	.0	.001	.092	.090		.01
<i>BF₂</i>	.0	.005	.089	.090	.09	
<i>CF₂</i>	.0	-.001	.090	.090		.01
<i>TF₂</i>	.175	.182	.090	.090	.65	

Σχήμα 2.2: $SNR = .35$, ο όρος θορύβου στη (12) είναι $:(R - E[R|A_1])(.35 + .175S + .175B + .175T + .0875B + .0875SC + .0875ST + 0.875BC + .0875BT + .0875CT)$, $N = 384$. Individual Type 1 error rate is .1 Overall Type 1 error rate is .1

Και οι έξι τριπλές αλληλεπιδράσεις σταδίου 2 για τους αποκριτές είναι ίσες με το .0875 αλλά δεν περιλαμβάνονται στο μοντέλο της ανάλυσης.

Επίσης, αυτή η μελέτη προσομοίωσης, επί της ευκαιρίας, δεν έχει αποτέλεσμα σε ορισμένα δείγματα με μία ή περισσότερες ομάδες να περιλαμβάνουν μόνο τους αποκριτές. Ωστόσο αυτό μπορεί να συμβεί και συνέβη μάλιστα σε άλλες προσομοιώσεις (που δεν παρουσιάζονται εδώ). Όντως όταν το $SNR = .35$ τα μεγέθη ομάδων έπρεπε να ρυθμιστούν προς τα πάνω ώστε να εξασφαλιστεί η πιθανότητα ότι όλες οι ομάδες έχουν ορισμένους μη αποκριτές, είναι πάρα πού χαμηλή(η χαμηλή επιλέγεται αυθαίρετα να είναι .01). Ακόμα και με αυτή τη ρύθμιση, ένα μέγεθος προσομοίωσης των 1000 δειγμάτων θα περιλαμβάνει

2.2. ΠΕΙΡΑΜΑΤΑ ΔΙΑΛΟΓΗΣ ΓΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ

μερικές φορές ορισμένα δείγματα στα οποία προκύπτουν οι ομάδες με τους μη αποκριτές. Αν σε ένα δοσμένο σύνολο δεδομένων, ορισμένες ομάδες (αντιστοιχίζοντας τις στήλες στον σχεδιασμό) περιέχουν μη αποκριτές προσαρμόζουμε ένα μοντέλο χρησιμοποιώντας τις υποθέσεις εργασίας, δηλαδή, $Z_1 = [1, S, B, C, T, BC]$, $Z_3 = Z_1, Z_2^{(1)} = [F_2, BF_2, TF_2]$ και $Z_2^{(0)} = [G_2, CG_2, TG_2]$. Οι υποθέσεις εργασίας είναι λανθασμένες κατά συνέπεια η παράλειψη των ενεργών επιδράσεων προκαταβάλλει τις εκτιμώμενες επιδράσεις. Για να εξεταστεί ο βαθμός της προκατάληψης διευθετείται μια προσομοίωση στην οποία οι ομάδες αντιστοιχούν σε γραμμές του σχεδιασμού που ήταν αρκετά μικρές έτσι ώστε η πιθανότητα μίας ή περισσότερων ομάδων με όλους τους αποκριτές να ήταν πιθανή, αποτελεσματικότερα προσομοιώνονται ορισμένα δείγματα κρατώντας μόνο εκείνα που είχαν μόνο ένα ή περισσότερες ομάδες με όλους τους αποκριτές. Ο Πίνακας 6 αναφέρει τα αποτελέσματα για 729 τέτοια δείγματα.

Table 6. Simulation 3: One or More Cells with No Non-responders¹

Effect	True effect	Avg. Est. Effect	Std. Error	Avg. Est. Std. Error	Power ²
Stage 1 ³					
<i>S</i>	.50	.509	.083	.088	1.00
<i>B</i>	.50	.512	.083	.088	1.00
<i>C</i>	.50	.504	.085	.088	1.00
<i>T</i>	.50	.506	.086	.088	1.00
<i>BC</i>	.0	.017	.086	.088	.09
Stage 2 Responders ³					
<i>G₂</i>	.50	.506	.115	.117	1.00
<i>CG₂</i>	.0	.017	.117	.117	.11
<i>TG₂</i>	.25	.289	.123	.118	.78
Stage 2 Non-responders					
<i>F₂</i>	.50	.484	.193	.175	.86
<i>BF₂</i>	.0	-.028	.191	.174	.14
<i>TF₂</i>	.125	.188	.192	.173	.32

¹SNR= .5; 729 samples; nuisance term is $(R - E[R|F_1])(.5 + .25S + .25B + .25T + .125SB + .125SC + .125ST + .125BC + .125BT + .125CT)$; $N = 176$.

Σχήμα 2.3: $SNR = .5$, 729 δείγματα, ο όρος θορύβου είναι $(R - E[R|F_1])(.5 + .25S + .25B + .25T + .125SB + .125SC + .125ST + .125BC + .125BT + .125CT)$, $N = 176$. Individual Type 1 error rate is .1 *SB, SC, SG₂* έχουν υπόλοιπα ίσα με το .25 αλλά παραλείπονται με την ανάλυση παλινδρόμησης.

Όπως με την προσομοίωση 2, αυτή η προσομοίωση καταδεικνύει την ευρωστία της μεθόδου ανάλυσης στην παράλειψη των ενεργών επιδράσεων. Σημειώστε ότι και η προκατάληψη των εκτιμητριών και η ποιότητα των τυποποιημένων σφαλμάτων είναι χειρότερη από τις επιδράσεις σταδίου 2 για τους μη αποκριτές. Αυτό δεν εκπλήσσει δεδομένου ότι ορισμένες γραμμές θα έχουν λίγους μη αποκριτές.

Συμπεράσματα

Μια ελκυστική εναλλακτική στη χρήση των τυχαιοποιημένων κλινικών δοκιμών στην κατασκευή δυναμικών συστημάτων αγωγής/θεραπείας είναι η χρήση των παρατηρούμενων δεδομένων στα οποία τα συστατικά δεν είναι τυχαιοποιημένα. Εδώ η παραλλαγή στην θεραπεία είναι συχνά σύμφωνα με τον ασθενή/την κλινική προτίμηση, την εμμονή του ασθενή, τη συστατική διαθεσιμότητα, κλπ. Τα δεδομένα παρατήρησης έχουν εξαιρετικό πλεονέκτημα στο οποίο συχνά υπάρχει και/ή είναι λιγότερο δαπανηρώς παρατηρούμενο από τα δεδομένα από τους σχεδιασμούς διαλογής που αναπτύσσονται εδώ. Ωστόσο σημειώστε ότι τα παρατηρούμενα δεδομένα υποφέρουν από δύο ουσιαστικά μειονεκτήματα. Οι πρώτες συμπερασματολογίες σχετικά με τις αιτιώδεις σχέσεις μέσα στην απουσία της τυχαιοποίησης απαιτούν μη ελεγχόμενες υποθέσεις δείχνοντας ενδιαφέρον γιατί τα άτομα λαμβάνουν, ή τους προσφέρουν, διαφορετικές θεραπείες. Δεύτερον, ακόμα κι αν είμαστε καλά με τις απαιτούμενες υποθέσεις, τότε επειδή δεν ελέγχουμε τα επίπεδα θεραπείας στις παρατηρούμενες μελέτες έχουμε μη ελεγχόμενη εναλλαγή. Δηλαδή, όταν οι υποθέσεις προσομοιώσεις δεν ισχύουν, η μορφή της εναλλαγής μπορεί να είναι σύνθετη και δύσκολο να εξακριβωθεί. Σε αντίθεση με τους σχεδιασμούς διαλογής που συμπεριλαμβάνονται εδώ όχι μόνο δεν βελτιώνουμε την ικανότητα μας να κάνουμε αιτιώδεις συμπερασματολογίες αλλά επίσης παρέχουμε μια καλύτερη κατανόηση στην εναλλαγή που προκύπτει σύμφωνα με τις λανθασμένες υποθέσεις προσομοίωσης. Ωστόσο υπάρχουν αρκετά ανοιχτά προβλήματα. Τέσσερα τέτοια προβλήματα ακολουθούν.

Αρχικά τίθεται το ερώτημα πως να κατασκευάσουμε τους βέλτιστους πειραματικούς σχεδιασμούς. Μια πρώτη σκέψη μπορεί να είναι η χρήση του μέγιστου .03 κριτηρίου ψηφίσματος ή ο καθορισμός του, το ελάχιστο κριτήριο παρέκκλισης. Σημειώστε ότι ο σχεδιασμός στο παράδειγμα 1 έχει μόνο resolution (ανάλυση) IV ενώ ο σχεδιασμός στο παράδειγμα 2 έχει υψηλότερη ανάλυση (resolution) V. Δεν είναι απαραίτητα αληθές ότι ο σχεδιασμός του παραδείγματος 2 είναι προτιμότερος από τη στιγμή που απαιτεί επίσημες υποθέσεις ενώ ο σχεδιασμός του παραδείγματος 1 δεν απαιτεί. Περισσότερη δουλειά απαιτείται για να ενσωματώσει κατάλληλα το ρόλο των επίσημων υποθέσεων σε μεθόδους σύγκρισης αυτών των σχεδιασμών.

Δεύτερον όπως έχει συζητηθεί στο Βήμα 4 του Αλγόριθμου που παρουσιάστηκε στην 2.2.4, στις επιδράσεις διαλογής, ορισμένοι σχεδιασμοί επιτρέπουν μοντέλα πολλαπλής ανάλυσης, εξαιτίας της μη ορθογωνιότητας των προβλέψεων, τα διαφορετικά μοντέλα έχουν αποτελέσματα στους ελέγχους με διαφορετικές δυνάμεις. Μια στρατηγική για την επιλογή μεταξύ αυτών των διαφορετικών μοντέλων ανάλυσης που απαιτούνται.

Τρίτον, οι σχεδιασμοί με μικρότερο αριθμό ομάδων (για παράδειγμα οι συνδιασμοί θεραπείας) μπορούν να εξεταστούν. Για να γίνει αυτό, η αρχή θα γινόταν με την εξάλειψη των αμελητέων επιδράσεων από ένα ενδεχόμενο μοντέλο δια μέσου των επίσημων υποθέσεων και υποθέσεων εργασίας. Έπειτα, θα ακολουθούσε η προσάθεια να βρεθεί, έστω, έναν D-βέλτιστο σχεδιασμό, που θα μπορούσε να επιτρέψει την εκτίμηση των υπόλοιπων επιδράσεων. Αυτό θα μπορούσε να παράγει σχεδιασμούς που έχουν λιγότερες από $2^{(k-m)}$

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

ομάδων. Ωστόσο, τέτοιοι σχεδιασμοί σπάνια έχουν μια καλή δομή εναλλαγής με $2^{(k-m)}$ παραγοντικοί σχεδιασμοί. Επιπλέον, οι σχεδιασμοί που προτείνονται εδώ συχνά επιτρέπουν την αξιολόγηση των υποθέσεων εργασίας, αντίθετα από τους περισσότερους D-βέλτιστους σχεδιασμούς. Αυτό θεωρείται ένα σημαντικό πλεονέκτημα.

Τέλος, σε αυτήν την ενότητα δεν αναπτύχθηκαν ενδεχόμενες δευτερεύουσες αναλύσεις που ενδεχομένως να χρησιμοποιηθούν με δεδομένα από ένα $2^{(k-m)}$ σχεδιασμό. Τέτοιες αναλύσεις μπορεί να θεωρούν πόσο καλύτερο είναι να χρησιμοποιούν συμμεταβλητές με χρονο-ποίκιλους ασθενείς στην κατασκευή κανόνων απόφασης. Οι μέθοδοι του Murphy (2003) [56] και του Robins (2004) [65] απαιτούν γενικεύσεις καθώς αυτοί οι μέθοδοι απαιτούν τυχαιοποίηση ή, τουλάχιστον, στοχαστική διακύμανση σε ορισμένους παράγοντες σταδίου 2, δηλαδή παράγοντες που έχουν οριστεί.

2.3 Οι πειραματικοί σχεδιασμοί για τον προσδιορισμό αιτιωδών μηχανισμών

2.3.1 Εισαγωγή

Κατά τη διάρκεια του τελευταίου αιώνα ο πειραματισμός αποτελεί μια ισχυρή μεθοδολογία για να εξετάσει επιστημονικές θεωρίες. Όπως ο Neyman απέδειξε το 1923 [59], ότι το βασικό πλεονέκτημα των τυχαιοποιημένων πειραμάτων είναι η ικανότητα τους να εκτιμήσουν τις αιτιώδεις επιδράσεις αμερόληπτα. Ωστόσο, μια σημαντική κριτική είναι ότι τα πειράματα παρέχουν μόνο μια ημιτελή άποψη (άποψη μαύρων κουτιών) αιτιότητας. Πολλοί κριτικοί συμφώνησαν ότι, ενώ τα πειράματα μπορούν να προσδιορίσουν τις μέσες αιτιώδεις επιδράσεις, δεν μπορούν να εξηγήσουν αιτιώδεις μηχανισμούς (για παράδειγμα ο Heckman και ο Smith (1995), ο Cook (2002) και ο Deaton (2009)). Αν αυτό είναι αληθές, αυτό αντιπροσωπεύει ένα σοβαρό περιορισμό του πειραματισμού, ειδικότερα για την έρευνα των κοινωνικών και ιατρικών επιστημών που προσπαθεί να προσδιορίσει πώς οι επεξεργασίες δουλεύουν.

Παρουσιάζονται τρόποι στη συνέχεια με σκοπό την επεξήγηση του σχεδιασμού των τυχαιοποιημένων πειραμάτων για να προσδιοριστούν οι αιτιώδεις μηχανισμοί. Χρησιμοποιείται ο όρος αιτιώδης μηχανισμός για να προσδιοριστεί μια αιτιώδης διαδικασία μέσω της οποίας η επίδραση μιας επεξεργασίας σε ένα μια έκβαση προκύπτει στο περίπου. Αυτό παρακινείται από το γεγονός ότι πολλοί εφαρμοσμένοι ερευνητές, ειδικότερα εκείνοι που ασχολούνται με τις Κοινωνικές Επιστήμες, χρησιμοποιούν τον όρο για να αναφερθούν σε μια τέτοια διαδικασία. Τυποποιείται η έννοια του αιτιώδους μηχανισμού από αυτό που είναι γνωστό στην βιβλιογραφία μεθοδολογίας ως μια «φυσική έμμεση επίδραση» ή ως «αιτιώδης επίδραση μεσολάβησης», η οποία ποσολογεί το βαθμό το βαθμό στον οποία η επεξεργασία έχει επιπτώσεις στην έκβαση μέσω της μεσολάβησης (για παράδειγμα ο Robins και ο Greenland (1992), ο Pearl (2001) και ο Imai, ο Keele και ο Yamamoto (2010) [41]).

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

Για να προσδιοριστούν οι αιτιώδεις μηχανισμοί, η πιο κοινή προσέγγιση που υιοθετείται από τους εφαρμοσμένους ερευνητές είναι αυτό που αποκαλείται ενιαίοσ-πειραματικός σχεδιασμός όπου η ανάλυση αιτιώδους μεσολάβησης εφαρμόζεται σε ένα πρότυπο τυχαιοποιημένο πείραμα. Αυτή η προσέγγιση είναι γνωστή ως ψυχολογία και άλλες πειθαρχίες (για παράδειγμα ο Baron και ο Kenny (1986) [5]). Ωστόσο, όπως τυπικά παρουσιάζεται από ορισμένους ερευνητές, απαιτούνται ισχυρές και μη ελέγξιμες υποθέσεις που είναι παρόμοιες με εκείνες που γίνονταν στις παρατηρητικές μελέτες. Κατά συνέπεια, η χρήση του ενιαίου-πειραματικού σχεδιασμού είναι συχνά δύσκολο να δικαιολογηθεί από την οπτική γωνία ενός πειραματιστή.

Για να ξεπεραστεί αυτό το πρόβλημα, στη συνέχεια αναλύονται εναλλακτικοί πειραματικοί σχεδιασμοί. Αρχικά, παρακάτω θεωρούνται δυο σχεδιασμοί που είναι χρήσιμοι σε καταστάσεις που οι ερευνητές μπορούν άμεσα να χειριστούν την μεσάζουσα μεταβλητή που βρίσκεται στο αιτιώδες μονοπάτι από την επεξεργασία στην έκβαση. Μια τέτοια μεταβλητή συχνά αναφέρεται ως ο «μεσολαβητής» και ακολουθείται αυτή η σύμβαση σε όλη την ενότητα. Κάτω από παράλληλο σχεδιασμό, κάθε θέμα ορίζεται τυχαία στο ένα από τα δύο πειράματα, από τη μία στο ένα πείραμα μόνο η μεταβλητή επεξεργασίας είναι τυχαιοποιημένη ενώ από την άλλη και στα δύο η επεξεργασία και ο μεσολαβητής είναι τυχαιοποιημένα. Κάτω από τον σχεδιασμό διασταυρώσεων, κάθε πειραματική μονάδα είναι διαδοχικά ορισμένη σε δύο πειράματα όπου η πρώτη ανάθεση διευθύνεται τυχαία και η επόμενη ανάθεση καθορίζεται χωρίς την τυχαιοποίηση στην βάση των τιμών της επεξεργασίας και του μεσολαβητή σε προηγούμενο πείραμα. Δείχνεται ότι δύο σχεδιασμοί έχουν μια δυνατότητα να βελτιώσουν τη δύναμη του προσδιορισμού του ενιαίου-πειραματικού σχεδιασμού σημαντικά.

Κατά τη διάρκεια της βελτιωμένης δύναμης ισχυρισμού, οι παράλληλοι και διασταυρωμένοι σχεδιασμοί έχουν μειονεκτήματα που δεν μπορούν να μοιραστούν με τον ενιαίο-πειραματικό σχεδιασμό. Αρχικά, είναι συχνά δύσκολο να υπολογιστεί ο μεσολαβητής σωστά. Για παράδειγμα, στα ψυχολογικά πειράματα, οι τυπικοί μεσολαβητές ενδιαφέροντος περιλαμβάνουν το συναίσθημα και τη νόηση. Δεύτερον, ακόμα κι αν ο υπολογισμός είναι πιθανός, η χρήση αυτών των σχεδιασμών απαιτεί υπόθεση συνέπειας ότι ο υπολογισμός του μεσολαβητή δεν θα επηρέαζε την έκβαση μέσω οποιουδήποτε μονοπατιού αντί του μεσολαβητή. Στα πειράματα κοινωνικών επιστημών και ιατρικής με θέματα που αφορούν τους ανθρώπους, συνεπάγονται ότι στα πειραματικά θέματα χρειάζεται να αγνοείται ο χειρισμός. Αυτή η υπόθεση συνέπειας μπορεί να είναι δύσκολο να ικανοποιηθεί ειδικότερα αν ο χειρισμός του μεσολαβητή απαιτεί μια ισχυρή παρέμβαση.

Για να εξεταστούν αυτοί οι περιορισμοί, παρακάτω, αναλύονται δύο καινούριοι πειραματικοί σχεδιασμοί που μπορούν να χρησιμοποιηθούν σε καταστάσεις όπου ο χειρισμός του μεσολαβητή δεν είναι τέλειος. Αυτοί οι σχεδιασμοί επιτρέπουν την χρήση έμμεσου και λεπτού χειρισμού, με αυτό τον τρόπο ενισχύοντας ενδεχομένως την αξιοπιστία της απαραίτητης υπόθεσης συνέπειας.

Σύμφωνα με το παράλληλο σχέδιο ενθάρρυνσης, τα πειραματικά θέματα που ορίζονται στο δεύτερο πείραμα είναι τυχαιοποιημένα ενθαρρυσμένα ώστε να πάρουν (παρά να οριστούν) τιμές του μεσολαβητή μετά την επεξεργασία που έχει τυχαιοποιηθεί. Ομοίως, ο σχεδιασμός της διασταυρωμένης ενθάρρυνσης υιοθετεί την τυχαιοποιημένη ενθάρρυνση αντί για τον άμε-

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

σο χειρισμό του δεύτερου πειράματος. Επομένως, αυτοί οι δύο σχεδιασμοί γενικεύουν τους παράλληλους και διασταυρωμένους σχεδιασμούς με το να επιτρέπουν τον ημιτελή χειρισμό. Σύμφωνα με αυτούς τους σχεδιασμούς μπορούν να εξαχθούν πληροφοριακά συμπεράσματα για τους αιτιώδεις μηχανισμούς με την εστίαση σε ένα υποσύνολο του πληθυσμού.

Σε αυτή την ενότητα, χρησιμοποιούνται οι πρόσφατες πειραματικές μελέτες από τις κοινωνικές επιστήμες ώστε να δωθεί έμφαση στις βασικές ιδέες πίσω από κάθε σχεδιασμό. Αυτά τα παραδείγματα χρησιμοποιούνται για να επεξηγήσουν πώς οι εφαρμοσμένοι ερευνητές μπορούν να εφαρμόσουν τους προτεινόμενους σχεδιασμούς στην δική τους εμπειρική δουλειά. Στην συνέχεια, χρησιμοποιείται ένα αριθμητικό παράδειγμα που βασίζεται στα πραγματικά πειραματικά δεδομένα για να επεξηγήσουν τα αναλυτικά αποτελέσματα.

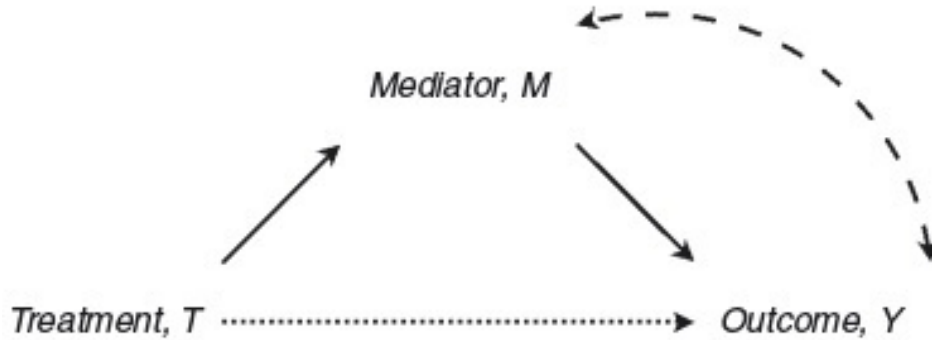
2.3.2 Το θεμελιώδες πρόβλημα του καθορισμού των αιτιωδών μηχανισμών

Ο όρος αιτιωδών μηχανισμών χρησιμοποιείται για να αντιπροσωπεύσει τη διαδικασία μέσω της οποίας η επεξεργασία επηρεάζει αιτιωδώς την έκβαση. Αυτή η οπτική πλευρά είναι ευρέως διαδεδομένη στις κοινωνικές επιστήμες και επίσης είναι συνεπής με μια κοινή χρήση του όρου με μια ποικιλία επιστημονικών κλάδων (π.χ. ο Salmon (1984) και ο Little (1990)». Συγκεκριμένα, μελετάται ο καθορισμός ενός απλού αιτιώδους μηχανισμού, που αντιπροσωπεύεται από γεμάτα τόξα στο αιτιώδες διάγραμμα του Σχήματος 1. Σε αυτό το διάγραμμα, η αιτιώδης επίδραση της επεξεργασίας T στην έκβαση Y είναι διαβιβασμένη μέσω μιας ενδιάμεσης μεταβλητής ή ενός μεσολαβητή M . Το βέλος με τις διακεκομμένες γραμμές αντιπροσωπεύει όλους τους άλλους πιθανούς αιτιώδεις μηχανισμούς της επίδρασης επεξεργασίας. Επιπλέον, η επίδραση επεξεργασίας αποσυντίθεται σε ένα άθροισμα της έμμεσης επίδρασης (ένας ιδιαίτερος μηχανισμός μέσω του μεσολαβητή του ενδιαφέροντος) και της άμεσης επίδρασης (που περιλαμβάνει όλους τους άλλους πιθανούς μηχανισμούς). Από αυτή την σκοπιά, ο καθορισμός του ρόλου του μεσολαβητή ανταποκρίνεται στο αιτιώδες μονοπάτι ενδιαφέροντος που επιτρέπει στους ερευνητές να μάθουν για την αιτιώδη διαδικασία μέσω της οποίας μια ιδιαίτερη επεξεργασία επηρεάζει μια έκβαση.

Για να οριστούν οι έμμεσες επιδράσεις επίσημα με ένα πλαίσιο ενδεχόμενων εκβάσεων, θεωρήστε ένα τυχαίο πείραμα όπου n μονάδες είναι τυχαίοποιημένες σε μια ομάδα επεξεργασίας $T_i = 1$ ή την ομάδα ελέγχου $T_i = 0$. Έστω ότι ο $M_i \in M$ ορίζει μια παρατηρούμενη τιμή ενός μεσολαβητή που πραγματοποιείται μετά την έκθεση στην επεξεργασία όπου το M είναι η υποστήριξη του M_i . Από τη στιγμή που ο μεσολαβητής μπορεί να επηρεαστεί από την επεξεργασία, υπάρχουν δύο ενδεχόμενες τιμές, $M_i(1)$ και ο $M_i(0)$, των οποίων ένας μόνο θα παρατηρηθεί, λόγω χάρη $M_i = M_i(T_i)$. Στη συνέχεια, έστω ότι $Y_i(t, m)$ ορίζει την πιθανή έκβαση που θα μπορούσε να επιφέρει αποτέλεσμα αν η μεταβλητή επεξεργασίας και ο μεσολαβητής ήταν ίσοι με t και m αντίστοιχα. Ξανά, παρατηρείται μόνο μία από τις πιθανές εκβάσεις, για παράδειγμα $Y_i = Y_i\{T_i, M_i(T_i)\}$. Σε όλη την ενότητα, υποτίθεται ότι δεν υπάρχει παρέμβαση μεταξύ των μονάδων, δηλαδή οι πιθανές εκβάσεις μιας μονάδας

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

δεν εξαρτώνται από τις τιμές της μεταβλητής επεξεργασίας και ο μεσολαβητής μια άλλης μονάδας (Cox, 1958 [12]). Έστω επίσης ότι για την απλότητα η μεταβλητή επεξεργασίας είναι δυαδική (δηλαδή $T_i \in \{0, 1\}$) για την υπόλοιπη ενότητα.



Σχήμα 2.4:

Λαμβάνοντας υπόψη αυτή την ρύθμιση, η (συνολική) αιτιώδης επίδραση της επεξεργασίας για κάθε μονάδα μπορεί να οριστεί ως:

$$\tau_i \equiv Y_i\{1, M_i(1)\} - Y_i\{0, M_i(0)\} \quad (1)$$

Τώρα, η μονάδα έμμεσης επίδρασης στο επίπεδο επεξεργασίας t ορίζεται ως:

$$\delta_i(t) \equiv Y_i\{t, M_i(1)\} - Y_i\{t, M_i(0)\} \quad (2)$$

για $t = 0, 1$ (ο Robins και ο Greenland, 1992, ο Pearl, 2001[61], ο Robins [63], 2003). Το κλειδί για την κατανόηση της εξίσωσης (2) είναι η παρακάτω ερώτηση αντιπαράδειγμα : τι αλλαγή θα προέκυπτε στην έκβαση αν αλλάζε ο μεσολαβητής από την τιμή που θα πραγματοποιούταν σύμφωνα με τις συνθήκες ελέγχου, δηλαδή $M_i(0)$, στην τιμή που θα μπορούσε να παρατηρηθεί σύμφωνα με την συνθήκη επεξεργασίας, δηλαδή $M_i(1)$, καθώς η θέση της επεξεργασίας παραμένει στο t . Επειδή αυτές οι δύο τιμές του μεσολαβητή είναι εκείνες που θα προέκυπταν φυσικά ως απαντήσεις στις αλλαγές της επεξεργασίας, η ποσότητα της εξίσωσης (2) επισημοποιεί την έννοια ενός αιτιώδους μηχανισμού που η αιτιώδης επίδραση της επεξεργασίας που διαβιβάζεται μέσω των αλλαγών στον μεσολαβητή ενδιαφέροντος.

Όμοια, ορίζεται η μονάδα άμεσης επίδρασης, απαντώντας σε όλους τους άλλους πιθανούς αιτιώδεις μηχανισμούς, ως εξής:

$$\zeta_i(t) \equiv Y_i\{1, M_i(t)\} - Y_i\{0, M_i(t)\} \quad (3)$$

για $t = 0, 1$. Το κλειδί της ερώτησης αντιπαράδειγματος είναι : ποια η διαφορά στην έκβαση του αποτελέσματος αν αλλάζει η θέση επεξεργασίας από $T_i = 0$ σε $T_i = 1$ καθώς

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

η τιμή του μεσολαβητή παραμένει σταθερή στην $M_i(t)$: Σε κάποιες περιπτώσεις, η άμεση επίδραση αντί για την έμμεση επίδραση είναι αυτή που ενδιαφέρει τους επιστήμονες.

Σύμφωνα με τον Rubin (1974) [75] και τον Holland (1986) [35], το θεμελιώδες πρόβλημα της αιτιώδους συμπερασματολογίας κάτω από το πλαίσιο των ενδεχόμενων εκβάσεων είναι αυτό που δίνεται από κάθε μονάδα και δεν γίνεται να παρατηρηθούν οι ενδεχόμενες εκβάσεις σύμφωνα με την επεξεργασία και τις συνθήκες ελέγχου στον ίδιο χρόνο. Το πρόβλημα του προσδιορισμού των αιτιωδών μηχανισμών είναι πιο αυστηρό από τον προσδιορισμό των αιτιωδών επιδράσεων. Ιδίως, αν και η $Y_i\{t, M_i(t)\}$ είναι παρατηρήσιμη για τις μονάδες με $T_i = t$, $Y_i\{t, M_i(1-t)\}$ δεν παρατηρείται για κάθε μονάδα ανεξάρτητα από την θέση επεξεργασίας του, χωρίς πρόσθετες υποθέσεις. Αυτό συνεπάγει ότι, αν και αυτό ορίζει την μέση επίδραση επεξεργασίας $\bar{\tau}$, η τυχαιοποίηση της επεξεργασίας από μόνη της μπορεί όχι μόνο να μην ορίσει την μέση έμμεση επίδραση $\bar{\delta}(t)$, αλλά ούτε και την μέση άμεση επίδραση $\bar{\zeta}(t)$. Αυτές οι μέσες επιδράσεις ορίζονται ως $\bar{\tau} \equiv E[Y_i\{1, M_i(1)\} - Y_i\{0, M_i(0)\}]$, $\bar{\delta}(t) \equiv E[Y_i\{t, M_i(1)\} - Y_i\{t, M_i(0)\}]$ και $\bar{\zeta}(t) \equiv E[Y_i\{1, M_i(t)\} - Y_i\{0, M_i(t)\}]$, για $t = 0, 1$.

Όλα μαζί, οι κατά μέσο όρο έμμεσες και άμεσες επιδράσεις προστίθενται στην κατά μέσο όρο συνολική επίδραση, δηλαδή $\bar{\tau} = \bar{\delta}(t) + \bar{\zeta}(1-t)$. Οι άμεσες και έμμεσες επιδράσεις σύμφωνα με διαφορετικά καταστάσεις θεραπείας ή αγωγής, δηλαδή, η t και η $1-t$, χρειάζεται να συνδιαστούν έτσι ώστε το άθροισμά τους να είναι ίσο με την συνολική επίδραση. Η ισότητα απλοποιείται στην μορφή $\bar{\tau} = \bar{\delta} + \bar{\zeta}$ όταν $\bar{\delta} = \bar{\delta}(1) = \bar{\delta}(0)$ και $\bar{\zeta} = \bar{\zeta}(1) = \bar{\zeta}(0)$. Ξεκάθαρα, αυτές οι σχέσεις επίσης ισχύουν στις επιδράσεις ατομικού επιπέδου. Το γεγονός ότι υπάρχει η δυνατότητα να αποσυντεθεί η κατά μέσο όρο επίδραση $\bar{\tau}$ σε ένα άθροισμα των κατά μέσο όρο άμεσων και έμμεσων επιδράσεων συνεπάγει ότι ο προσδιορισμός της κατά μέσο όρο άμεσης επίδρασης συνεπάγει ότι η κατά μέσο όρο έμμεση επίδραση εφ'όσον η κατά μέσο όρο αιτιώδη επίδραση συχνά προσδιορίζεται.

Εναλλακτικοί ορισμοί για τους αιτιώδους μηχανισμούς

Όπως απεικονίζεται στο Σχήμα 2.1, ο όρος «αιτιώδης μηχανισμός» χρησιμοποιείται για να γίνει αναφορά σε μια αιτιώδη διαδικασία μέσω της οποίας η επεξεργασία έχει επιπτώσεις στην έκβαση ενδιαφέροντος. Ξεκάθαρα, αυτός δεν είναι μόνο ο ορισμός των αιτιωδών μηχανισμών. Για παράδειγμα, ορισμένοι ερευνητές ορίζουν έναν αιτιώδη μηχανισμό σαν ένα σύνολο συστατικών, στα οποία αν παρουσιάζονται από κοινού, πάντα παράγεται μια ιδιαίτερη έκβαση. Αυτή η προοπτική, η οποία παρουσιάζεται στα πρώιμα έργα για την αιτιότητα όπως, στα έργα του Mackie (1965) και του Rothman (1976), έχει τυποποιηθεί κάτω από το πλαίσιο ικανοποιητικής αιτίας (π.χ ο Rothman και ο Greenland (2005) και ο VanderWeele και ο Robins (2007)). Ο VanderWeele (2009) επισήμως μελέτησε την σχέση του εναλλακτικού ορισμού στην διαδικασία που βασίζεται ο ορισμός του αιτιώδους μηχανισμού με την χρήση μιας διαγραμματικής προσέγγισης.

Αντί της προσπάθειας να προσδιοριστεί ένα πλήρες σύνολο ικανοποιητικών αιτιών, οι εφαρμοσμένοι ερευνητές συχνά εστιάζουν σε ένα πιο ήμερο στόχο προσδιορισμού αιτιωδών αλληλεπιδράσεων. Αυτός ο στόχος είναι για να ελέγξει αν μπορεί ή όχι να προκύψει μια

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

έκβαση μόνο όταν ένα ορισμένο σύνολο μεταβλητών είναι παρόν. Για να προσδιοριστούν οι αιτιώδεις αλληλεπιδράσεις, η πιο κοινή πρακτική είναι να καθιερωθούν στατιστικές αλληλεπιδράσεις μεταξύ δύο μεταβλητών ενδιαφέροντος με το να συμπεριληφθεί ένας όρος αλληλεπίδρασης σε ένα μοντέλο παλινδρόμησης. Ο VanderWeele και ο Robins (2008) [86] παρήγαγαν τους όρους συνθήκες κάτω από τις οποίες η διαδικασία δικαιολογείται.

Αν και δικαιολογούνται για την ανάλυση τους τα αιτιώδη συστατικά, μια τέτοια διαδικασία δεν είναι χρήσιμη για μελέτη των αιτιωδών διαδικασιών. Για παράδειγμα, αν και οι αιτιώδεις αλληλεπιδράσεις μεταξύ της επεξεργασίας και του μεσολαβητή μπορούν να οριστούν από τυχαιοποίηση και των δύο μεταβλητών, ένας τέτοιος χειρισμός δεν είναι ικανοποιητικός για τον προσδιορισμό των αιτιωδών διαδικασιών. Πιο επίσημα, να σημειωθεί ότι η υπαρξη μια αιτιώδους αλληλεπίδρασης μεταξύ της επεξεργασίας και του μεσολαβητή μπορούν να οριστούν ως

$$Y_i(1, m) - Y_i(1, m') \neq Y_i(0, m) - Y_i(0, m') \quad (4)$$

για μερικά $m \neq m'$. Αυτός ο ορισμός ξεκαθαρίζει ότι η αιτιώδη αλληλεπίδραση υπάρχει όταν η αιτιώδη επίδραση ενός άμεσου χειρισμού του μεσολαβητή ποικίλει ως μια συνάρτηση επεξεργασίας, αλλά όχι απαραίτητα όταν η επίδραση της επεξεργασίας διαβιβάζεται μέσω του μεσολαβητή. Αυτό συνεπάγει ότι η επίδραση μη μηδενικής αλληλεπίδρασης *per se* δεν συνεπάγει την ύπαρξη μιας σχετικής αιτιώδους διαδικασίας. Στην πραγματικότητα, όπως θα δειχθεί στις παρακάτω ενότητες, κάτω από ορισμένους πειραματικούς σχεδιασμούς πρέπει να υποτεθεί η απουσία των αλληλεπιδράσεων για να προσδιοριστούν οι αιτιώδεις διαδικασίες.

Τέλος, μερικοί υποστηρίζουν τους εναλλακτικούς ορισμούς των άμεσων και έμμεσων επιδράσεων που βασίζονται στην αρχική στρωματοποίηση (Rubin, 2004) και αναπτύσσουν τα νέα πειραματικά σχέδια για να τα προσδιορίσουν (Mattei και Mealli, 2011 [52]). Σε αυτό το πλαίσιο, για εκείνες τις μονάδες των οποίων η μεταβλητή μεσολάβησης δεν επηρεάζεται καθόλου από την επεξεργασία, ολόκληρη η επίδραση της επεξεργασίας μπορεί να ερμηνευθεί ως άμεση επίδραση. Ωστόσο, για τις υπόλοιπες μονάδες, οι άμεσες και οι έμμεσες επιδράσεις δεν μπορούν να οριστούν, πράγμα που το κάνει δύσκολο ώστε να απαντηθεί η κύρια ερώτηση για την ανάλυση αιτιώδους μεσολάβησης, δηλαδή είτε επηρεάζει είτε όχι η επεξεργασία την έκβαση, μέσω ενός μεσολαβητή ενδιαφέροντος. Κατά συνέπεια, σε αυτή την ενότητα, το ενδιαφέρον εστιάζεται στις άμεσες και έμμεσες επιδράσεις.

2.3.3 Η δύναμη προσδιορισμού ενός ενιαίου πειραματικού σχεδιασμού

Δοθέντος της ρύθμισης που ξαναπαρουσιάστηκε προηγουμένως, μελετάται ο ενιαίος πειραματικός σχεδιασμός, που είναι ο πιο κοινός πειραματικός σχεδιασμός που απασχόλησε τους εφαρμοσμένους ερευνητές για να προσδιορίσουν τους αιτιώδεις μηχανισμούς. Σύμφωνα με τον ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό, οι ερευνητές διεξάγουν ένα ατομικό πείραμα όπου η επεξεργασία τυχαιοποιείται. Μετά τον χειρισμό της επεξεργασίας, οι τιμές του μεσολαβητή και στη συνέχεια της έκβασης παρατηρούνται για κάθε μονάδα.

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

Η ρύθμιση

Η τυχαιοποίηση της επεξεργασίας (πιθανόν υπό συνθήκη σε ένα διάνυσμα παρατηρούμενων προ επεξεργασίας μεταβλητών X_i όπως είναι σαν ζεύγος σχεδιασμών) συνεπάγει ότι δεν υπάρχει παρατηρούμενος ή μη παρατηρούμενος συγχυτικός παράγοντας της αιτιώδους σχέσης μεταξύ της επεξεργασίας και του μεσολαβητή. Το σχήμα 2.1 κωδικοποιεί αυτή την υπόθεση καθώς κανένα σπασμένο αμφίδρομο βέλος δεν απεικονίζεται μεταξύ του T και M ή του T και Y . Τυπικά, αυτό μπορεί να γραφτεί ως εξής

Υπόθεση 1. (τυχαιοποίηση της ανάθεσης επεξεργασίας)

$$\{Y_i(t', m), M_i(t) : t, t' \in \{0, 1\}, m \in M\} \perp\!\!\!\perp T_i | D_i = 0$$

Όπου επίσης έστω ότι $0 < Pr(T_i = t | D_i = 0)$ για όλα τα t .

Εδώ, η ποσότητα $D_i = 0$ αντιπροσωπεύει ότι η κάθε μονάδα i που ανήκει στο πρότυπο τυχαιοποιημένο πείραμα όπου η επεξεργασία είναι τυχαιοποιημένη (αλλά ο μεσολαβητής δεν είναι).

Προσδιορισμός

Όπως αναφέρθηκε πιο πάνω, η τυχαιοποίηση της επεξεργασίας από μόνη της δεν μπορεί να προσδιορίσει αιτιώδεις μηχανισμούς. Κατά συνέπεια, για τον προσδιορισμό των άμεσων και έμμεσων επιδράσεων, οι ερευνητές πρέπει να βασίζονται σε μια επιπλέον υπόθεση που δεν μπορεί να δικαιολογηθεί μόνο από τον πειραματικό σχεδιασμό. Ο Imai, ο Keele και ο Yamamoto (2010) [41] έδειξαν ότι μια πιθανή τέτοια υπόθεση είναι ότι η παρατηρούμενη τιμή μεσολαβητή είναι υπό συνθήκη ανεξάρτητα των ενδεχόμενων εκβάσεων δοθέντος της ενεργούς θέσης επεξεργασίας και των παρατηρούμενων προ επεξεργασίας μεταβλητών, σε περιπτώση που εκείνες οι τιμές μεσολαβητή ήταν τυχαία διαλεγμένες. Αυτή η υπόθεση μπορεί να γραφεί επίσημα όπως ακολουθεί.

Υπόθεση 2. (διαδοχική ικανότητα αγνόησης του μεσάζοντα). Για όλα τα $t, t' = 0, 1$, και για όλα τα $x \in X$,

$$Y_i(t', m) \perp\!\!\!\perp M_i | T_i = t, X_i = x, D_i = 0,$$

όπως επίσης έστω ότι $0 < P(M_i = m | T_i = t, X_i = x, D_i = 0)$ για όλα τα $t = 0, 1$ και για όλα τα $m \in M$.

Εδώ, περιλαμβάνεται ρητά το διάνυσμα των παραγόντων σύγχυσης X_i στο σύνολο με τις συνθήκες γιατί ο πειραματικός σχεδιασμός δεν εγγυάται την υπό συνθήκη ανεξαρτησία μεταξύ των ενδεχόμενων εκβάσεων και ο παρατηρούμενος μεσολαβητής δοθέντος της θέσης επεξεργασίας μόνο. Μπορεί να αποδειχθεί ότι, σε αυτές τις πρόσθετες περιπτώσεις, οι κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις προσδιορίζονται μη παραμετρικά. Κάτω από μια υπόθεση

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

γραμμικότητας αυτή η υπόθεση επίσης δικαιολογεί την κοινή μέθοδο που διαδόθηκε από τον Baron και Kenny (1986) [5].

Στην πράξη, ωστόσο, αρκετοί πειραματιστές βρίσκουν μια τέτοια υπόθεση προσδιορισμού δύσκολη να δικαιολογηθεί για τον ίδιο λόγο που η υπόθεση μη σύμμιξης για την ανάθεση επεξεργασίας στις μελέτες παρατήρησης θεωρείται προβληματική. Για παράδειγμα, η υπόθεση 2 παραβιάζεται αν δεν υπάρχουν μη παρατηρήσιμοι συγχυτικοί παράγοντες που επηρεάζουν από κοινού τον μεσολαβητή και την έκβαση. Ο Imai, ο Keele και ο Yamamoto (2010) [41] επίσης υπέδειξαν ότι, αν και οι παρατηρούμενοι προ επεξεργασίας συγχυτικοί παράγοντες της σχέσης μεταξύ του μεσολαβητή και της έκβασης μπορούν να ελεγχθούν για απλούς τρόπους, ο μεσολαβητής-έκβαση συγχυτικοί παράγοντες που είναι αποτελέσματα μετά την επεξεργασία, δεν μπορούν να προσαρμοστούν ακόμα και όταν είναι γνωστοί και παρατηρήσιμοι. Αυτές οι πιθανότητες συνεπάγονται ότι κάνοντας την υπόθεση 2, συχνά εμπλέκει την κερδοσκοπία για τα παρατηρήσιμα χαρακτηριστικά των μονάδων και κατά συνέπεια μπορεί να μην είναι επιθυμητή αυτή η άποψη πειραματιστών.

Ισχυρά όρια

Πόσο σημαντική είναι μια επιπρόσθετη υπόθεση όπως αυτή της υπόθεσης 2 για τον προσδιορισμό των αιτιωδών μηχανισμών κάτω από το ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό; Για να απαντηθεί αυτή η ερώτηση παράγονται τα ισχυρά όρια στις κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις κάτω από την υπόθεση 1 μόνο. Αυτά τα μεγάλα ισχυρά όρια αντιπροσωπεύουν τις εμβέλεις μεταξύ των οποίων οι αληθείς τιμές των κατά μέσο όρο έμμεσων επιδράσεων είναι εγγυημένες ότι θα βρεθούν. Για την απεικόνιση, έστω ότι και η έκβαση και ο μεσολαβητής είναι δυαδικά. Τότε, είναι απλό να ληφθούν τα ισχυρά όρια με τη χρήση της προσέγγισης μέσω γραμμικού προγραμματισμού.

Ο ενιαίος πειραματικός σχεδιασμός δεν μπορεί να παρέχει ικανοποιητικές πληροφορίες για τους ερευνητές που γνωρίζουν την κατεύθυνση των έμμεσων επιδράσεων χωρίς τις επιπρόσθετες υποθέσεις που δεν μπορούν ευθέως να δικαιολογηθούν από τον πειραματικό σχεδιασμό μόνο. Δοθείσας σημασίας τέτοιων μη ελέγξιμων υποθέσεων προσδιορισμού, μερικοί προτείνουν να διεξάγουν μια ανάλυση ευαισθησίας για να αξιολογήσουν τυπικά πόσο γερά είναι τα συμπεράσματα κάποιου με την παρουσία πιθανών παραβιάσεων μιας υπόθεσης προσδιορισμού, κλειδί.

Παράδειγμα

Ο Brader και οι υπόλοιποι εξέτασαν πως η διαμόρφωση των μέσων μαζικής ενημέρωσης επηρεάζουν τις προτιμήσεις των πολιτών σχετικά με την πολιτική μετανάστευσης με την έκθεση συναισθηματικών αντιδράσεων. Στο πείραμα, τα θέματα πρώτα διαβάζονται σε μια μικρή ιστορία με ειδήσεις για την μετανάστευση όπου και η εθνικότητα ενός μετανάστη και ο τόνος της ιστορίας είναι τυχαία χειρισμένα σε έναν 2×2 παραγοντικό σχεδιασμό. Για το χειρισμό εθνικότητας, μια φωτογραφία ενός Λατίνου άντρα και ενός λευκού Καυκάσου

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

χρησιμοποιούνται. Μετά την ανάγνωση της ιστορίας, τα θέματα καλύπτουν μια τυποποιημένη μπαταρία ερωτήσεων της έρευνας, η οποία μέτρησε τις μεσολαβούσες μεταβλητές που περιλαμβάνουν το επίπεδο του θέματος για το άγχος. Οι εναγόμενοι έπειτα ρωτήθηκαν εάν η μετανάστευση θα πρέπει να αυξάνεται ή να μειώνεται, που εξυπηρετεί την μεταβλητή της έκβασης ενδιαφέροντος.

Η αρχική υπόθεση της γνήσιας μελέτης που τα μέσα μαζικής ενημέρωσης πλαισιώνουν μπορεί να εμπνεύσουν τη δημόσια γνώμη με την αλλαγή του επιπέδου αγχους. Συγκεκριμένα, τα θέματα που ορίζονται στην εικόνα του Λατίνου και ο αρνητικός τόνος θα ήταν πιθανότερο να αντιτάξει την μετανάστευση και αυτή η αντίθεση θα μπορούσε να προκληθεί μέσω ενός αυξανόμενου επιπέδου ανησυχίας.

Κάτω από τον ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό, μόνο η επεξεργασία ήταν τυχαιοποιημένη. Αυτό κάνει την υπόθεση 2 απίθανο να ισχύσει, συμβιβάζοντας την αξιοπιστία της αιτιώδους ανάλυσης της μεσολάβησης. Σε αρκετά ψυχολογικά πειράματα συμπεριλαμβανομένου αυτού, οι ερευνητές ενδιαφέρονται για ψυχολογικούς μηχανισμούς που εξηγούν αποκρίσεις συμπεριφοράς και τρόπων στους πειραματικούς χειρισμούς. Κατά συνέπεια, ο μεσολαβητής του ενδιαφέροντος είναι τυπικά ένας ψυχολογικός παράγοντας που είναι δύσκολο να χειραγωγηθεί. Κατά συνέπεια, ο ενιαίος πειραματικός σχεδιασμός χρησιμοποιείται συχνά και η αιτιώδη ανάλυση μεσολάβησης συμπεριφέρεται κάτω από την ισχυρή υπόθεση της διαδοχικής ικανότητας για αγνόηση.

2.3.4 Πειραματικοί σχεδιασμοί με άμεσο χειρισμό

Πολλοί κριτικοί του ενιαίου πειραματικού σχεδιασμού θεωρούν την τυχαιοποίηση του μεσάζοντα ως μια λύση του προσδιορισμού των αιτιωδών μηχανισμών. Για παράδειγμα, μια διάσημη στρατηγική, η γνωστή και ως «αιτιώδη αλυσίδα» προσεγγίζει που οι ερευνητές καθιερώνουν αρχικά την ύπαρξη της αιτιώδους επίδρασης της επεξεργασίας στην μεταβλητή μεσολάβησης σε μια πρότυπη τυχαιοποιημένη δοκιμή. Τότε, με ένα δεύτερο (ξεχωριστό) πείραμα, ο μεσολαβητής είναι υπολογισμένος και η επίδρασή του στην μεταβλητή της έκβασης εκτιμάται, όπου καθιερώνει την αιτιώδη αλυσίδα συνδέοντας την επεξεργασία και τις μεταβλητές έκβασης. Αν και διαισθητικά ελκύοντας, αυτή την δυβηματική διαδικασία γενικά αποτυγχάνει στο να προσδιορίσει την αιτιώδη διαδικασία για το πως η επεξεργασία επηρεάζει την έκβαση μέσω του μεσολαβητή. Για παράδειγμα, αν και η αιτιώδης επίδραση της επεξεργασίας στον μεσολαβητή και αυτή του μεσολαβητή στην έκβαση είναι ομοιογενείς σε όλες τις μονάδες, μπορούμε εύκολα να κατασκευάσουμε ένα υποθετικό πληθυσμό για τον οποίο η κατά μέσο όρο έμμεση επίδραση είναι αρνητική ακόμα και αν από κοινού κατά μέσο όρο αιτιώδη επίδραση της επεξεργασίας στον μεσολαβητή και του μεσολαβητή στην έκβαση είναι και οι δύο θετικοί.

Χειρίζοντας τον μεσολαβητή κατά συνέπεια δεν παρέχει μια γενική λύση στο πρόβλημα του προσδιορισμού αιτιωδών μηχανισμών. Αυτό, ωστόσο, με την απουσία μέσων τιμών συνεπάγει ότι οι πειραματικοί χειρισμοί του μεσολαβητή είναι άχρηστοι. Εδώ, θεωρούμε δύο πειραματικούς σχεδιασμούς που μπορεί να είναι εφαρμόσιμοι όταν ο μεσολαβητής μπορεί

άμεσα να χειραγωγηθεί.

Παράλληλος σχεδιασμός

Αρχικά θεωρείται ο παράλληλος σχεδιασμός με τον οποίο δύο τυχαιοποιημένα πειράματα συμπεριφέρονται σε παραλληλία. Ειδικότερα, το δείγμα χωρίζεται τυχαία σε δύο πειράματα. Το πρώτο πείραμα είναι πανομοιότυπο με το πείραμα που περιγράφηκε στην Ενότητα πριν όπου μόνο η επεξεργασία είναι τυχαιοποιημένη. Στο δεύτερο πείραμα, τυχαιοποιούμε ταυτόχρονα την επεξεργασία και τον μεσολαβητή, που ακολουθούνται από την μέτρηση της μεταβλητής της έκβασης. Στην βιβλιογραφία της αιτιώδους συμπερασματολογίας, ο Pearl (2001) [61], εξέτασε σιωπηρά μια στρατηγική προσδιορισμού κάτω από ένα σχεδιασμό. Η ανάλυση προσδιορισμού εδώ διαφέρει από αυτή του Pearl σε αυτό που θεωρούσε προσδιορισμό κάτω από μια διαδοχική υπόθεση ικανότητας αγνόησης που είναι παρόμοια με την Υπόθεση 2. Επίσης παράγονται τα ισχυρά όρια στις κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις με την απουσία οποιασδήποτε υπόθεσης που δεν δικαιολογείται με τον σχεδιασμό του και μόνο.

Ρύθμιση

Υποθέστε ότι χρησιμοποιείται ο $D_i = 0$ και $D_i = 1$ για να δειχθεί ότι η μονάδα i ανήκει στο πρώτο και το δεύτερο πείραμα αντίστοιχα. Τότε, η ενδεχόμενη έκβαση μπορεί να γραφτεί ως μια συνάρτηση του πειραματικού σχεδιασμού όπως και η επεξεργασία και ο μεσολαβητής, δηλαδή $Y_i(t, m, d)$. Επειδή το ενδιαφέρον εστιάζεται στον προσδιορισμό ενός αιτιώδη μηχανισμού μέσω του οποίου η επίδραση της επεξεργασίας είναι φυσικά διαδεδομένη στην έκβαση, οι ερευνητές πρέπει να υποθέσουν ότι ο χειρισμός ενός μεσολαβητή στο δεύτερο πείραμα από μόνο του δεν έχει άμεση επίδραση στην έκβαση. Ειδικότερα, ένα πειραματικό θέμα που υποτίθεται ότι αποκαλύπτει την ίδια τιμή της μεταβλητής της έκβασης (αν η επεξεργασία και ο μεσολαβητής πάρουν ένα ιδιαίτερο σύνολο τιμών) εάν η τιμή του μεσολαβητή επιλέγεται ή όχι από το θέμα ($D_i = 0$) ή ορίζεται από τον πειραματιστή ($D_i = 1$).

Επίσημα, αυτή η υπόθεση μπορεί να εμμείνει με την ακόλουθη υπόθεση συνέπειας.

Υπόθεση 3. (συνέπεια κάτω από παράλληλο σχεδιασμό).

Για όλα τα $t = 0, 1$ και για $m \in M$,

$$Y_i\{t, M_i(t), 0\} = Y_i(t, m, 1) \text{ αν } M_i(t) = m$$

Κάτω από την υπόθεση, μπορεί να γραφτεί η $Y_i(t, m, d)$ απλά ως $U_i(t, m)$ για κάθε t , m και d . Η σημαντικότητα της υπόθεσης 3 δεν μπορεί να τονιστεί. Χωρίς αυτή, το δεύτερο πείραμα δεν παρέχει πληροφορίες για τους αιτιώδεις μηχανισμούς (αν και η κατά μέσο όρο αιτιώδη επίδραση του χειρισμού του μεσολαβητή κάτω από κάθε θέση επεξεργασίας προσδιορίζεται). Εάν αυτή η υπόθεση δεν μπορεί να διατηρηθεί, κατόπιν είναι δύσκολη η διερεύνηση για τους αιτιώδεις μηχανισμούς με το να χειριστούμε τον μεσολαβητή.

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

Από τη στιγμή που η επεξεργασία είναι τυχαιοποιημένη στο πρώτο πείραμα, η υπόθεση 1 είναι εγγυημένη ότι θα ισχύσει. Παρομοίως, στο δεύτερο πείραμα, και η επεξεργασία και ο μεσολαβητής είναι τυχαιοποιημένα και ως εκ τούτου η ακόλουθη υπόθεση ισχύει κάτω από την υπόθεση 3.

Υπόθεση 4. (η τυχαιοποίηση της αγωγής και του μεσολαβητή). Για $t = 0, 1$ και για όλα τα $m \in M$,

$$Y_i(t, m) \perp\!\!\!\perp \{T_i, M_i\} | D_i = 1$$

Προσδιορισμός

Δυστυχώς, οι υποθέσεις 1,3 και 4 από μόνες τους δεν μπορούν να προσδιορίσουν τους αιτιώδεις μηχανισμούς κάτω από παράλληλο σχεδιασμό. Πιο επίσημα, σημειώστε ότι μπορεί να προσδιοριστεί η $E\{Y_i\{t, M_i(t)\}$ και η $E\{M_i(t)\}$ από το πρώτο πείραμα και η $E\{Y_i(t, m)\}$ από το δεύτερο πείραμα. Σε αντίθεση, η $E\{Y_i\{t, M_i(t')\}$ δεν προσδιορίζεται από την παρακάτω ανάλυση όπου:

$$E\{Y_i\{t, M_i(t')\}\} = \int E\{Y_i(t, m) | M_i(t') = m\} dF_{M_i | T_i=t', D_i=0}(m) \quad (5)$$

Όπου η $F(\bullet)$ αντιπροσωπεύει την συνάρτηση της κατανομής. Το πρόβλημα είναι ότι ο πρώτος όρος στο ολοκλήρωμα, και επομένως η πλευρά στην αριστερή μεριά, δεν μπορεί να προσδιοριστεί εκτός αν $Y_i(t, m)$ είναι ανεξάρτητη από την $M_i(t')$. Επιπλέον, εάν η σειρά της μεταβλητής της έκβασης είναι στο διάστημα $(-\infty, +\infty)$, τότε αυτός ο σχεδιασμός δεν παρέχει πληροφορίες για την κατά μέσο όρο επίδραση μεσολάβησης χωρίς μια επιπρόσθετη υπόθεση γιατί η αριστερή πλευρά της εξίσωσης (5) μπορεί επίσης να είναι απεριόριστη. Για να πετύχει ο προσδιορισμός, δίνεται βάση στην υπόθεση ότι δεν υπάρχει καμία αιτιώδη αλληλεπίδραση μεταξύ της επεξεργασίας και του μεσολαβητή. Χρησιμοποιώντας τον ορισμό της αλληλεπίδρασης που δίνεται στην προηγούμενη υποενότητα, η υπόθεση μπορεί να τυποποιηθεί κάτω από την υπόθεση 3 όπως ακολουθεί.

Υπόθεση 5. (καμία αλληλεπίδραση). Για όλα τα $m, m' \in M$ όπως τα $m \neq m'$,

$$Y_i(1, m) - Y_i(1, m') = Y_i(0, m) - Y_i(0, m')$$

Μια ισοδύναμη υπόθεση εισήχθη αρχικά από τον Holland (1986) [35] ως προσθήκη και αργότερα ανασκοπήθηκε από τον Robins(2003) [63] για τον προσδιορισμό των έμμεσων επιδράσεων. Η υπόθεση συνεπάγει ότι η έμμεση επίδραση εξαρτάται μόνο από την τιμή του μεσολαβητή, όχι από την επεξεργασία. Σημειώστε ότι αυτή η υπόθεση πρέπει να ισχύσει για κάθε μονάδα, όχι για για την προσδοκία.

Το επόμενο θεώρημα δείχνει ότι, αν υποθεθεί ότι δεν υπάρχει καμία επίδραση αλληλεπίδρασης, οι αιτιώδεις μηχανισμοί μπορούν να προσδιοριστούν σύμφωνα με έναν παράλληλο σχεδιασμό.

Θεώρημα 5. (Προσδιορισμός σύμφωνα με τον παράλληλο σχεδιασμό). Σύμφωνα με τις υποθέσεις 1,3,4 και 5, για $t = 0, 1$ οι κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις προσδιορίζονται και δίνονται από

$$\bar{\delta}(t) = E(Y_i|T_i = 1, D_i = 0) - E(Y_i|T_i = 0, D_i = 0) - \int \{E(Y_i|T_i = 1, M_i = m, D_i = 1) - E(Y_i|T_i = 0, M_i = m, D_i = 1)\} dF_{M_i|D_i=1}(m)$$

Σημειώστε ότι η υπόθεση καμίας αλληλεπίδρασης οδηγεί σε $\bar{\delta}(1) = \bar{\delta}(0)$ απο και και πέρα δίνεται μόνο μια έκφραση και για τις δύο ποσότητες. Το θεώρημα 1 συνεπάγει ότι, σε καταστάσεις που οι υποθέσεις 1,3,4, και 5 είναι εύλογες, οι ερευνητές μπορούν σταθερά να εκτιμήσουν την κατά μέσο όρο έμμεση επίδραση με το να συνδιάσουν τα δύο πειράματα.

Η εκτίμηση μπορεί να προχωρήσει σε δύο βήματα. Αρχικά, ο πρώτος από τους δύο όρους της έκφρασης στο θεώρημα 1 είναι κατά μέσο όρο η επίδραση επεξεργασίας στην έκβαση και μπορεί να εκτιμηθεί με τον να υπολογιστούν οι κατά μέσο όρο διαφορές στις εκβάσεις μεταξύ της επεξεργασίας και τον ομάδων ελέγχου στο πρώτο πείραμα. Στη συνέχεια, ο όρος που απομένει, είναι η κατά μέσο όρο άμεση επίδραση της επεξεργασίας στην έκβαση, που είναι επίσης η κατά μέσο όρο ελέγξιμη άμεση επίδραση κάτω από την υπόθεση 5 (Robins, 2003 [63]). Αυτό μπορεί να εκτιμηθεί με τη χρήση της πληροφορίας από το δεύτερο πείραμα, με τον υπολογισμό διαφορών στις κατά μέσο όρο εκβάσεις μεταξύ της επεξεργασίας και των ομάδων ελέγχου για κάθε τιμή του μεσολαβητή, και στη συνέχεια υπολογίζοντας τον μέσο όρο αυτών των τιμών στην παρατηρούμενη κατανομή του μεσολαβητή. Σημειώστε ότι το θεώρημα 1 ισχύει ανεξάρτητα ή όχι αν ο μεσολαβητής και η έκβαση είναι συνεχείς ή διακριτοί. Τα άλλα αποτελέσματα μας επίσης επιτρέπουν για κάθε μεσολαβητή και μεταβλητή έκβασης να δηλωθεί εκτός αν ισχύει.

Είναι σημαντικό να δώσουμε έμφαση ότι η μορφή που δίνεται στο θεώρημα 1 γενικά δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί εκτός αν η υπόθεση μη-αλληλεπίδρασης ισχύει σε επίπεδο μονάδας (υπόθεση 5). Για την απεικόνιση, θεωρήστε τον ακόλουθο πληθυσμό, ο οποίος αποτελείται από δύο τύπους ατόμων με ίσες αναλογίες: $M_i(t) = Y_i(t, 1) = Y_i(t', 0) = p$ και $M_i(t') = Y_i(t, 0) = Y_i(t', 1) = 1 - p$ όπου η p λαμβάνει τις τιμές είτε 0 είτε 1. Η υπόθεση μη-αλληλεπίδρασης κατά μέσο όρο ικανοποιείται για αυτόν τον πληθυσμό εξαιτίας $E\{Y_i(t, 1) - Y_i(t, 0)\} = E\{Y_i(t', 1) - Y_i(t', 0)\} = 0$. Υπολογίζοντας την κατά μέσο όρο έμμεση επίδραση σύμφωνα με το θεώρημα, ωστόσο, θα μας οδηγήσει σε μια εκτιμήτρια μεροληψίας: η εκτίμηση συγκλίνει στην ποσότητα $\bar{\delta}(t) = 0$ όπου η αληθής τιμή είναι $\bar{\delta}(t) = 1$. Η μεροληψία προκύπτει από το γεγονός ότι η υπόθεση 5 παραβιάζεται για κάθε άτομο σε αυτό τον υποθετικό πληθυσμό, δηλαδή η κατά μέσο όρο έμμεση επίδραση εξαρτάται από την τιμή βασικής γραμμής της θεραπείας αφού $Y_i(t, 1) - Y_i(t, 0) \neq Y_i(t', 1) - Y_i(t', 0)$ για όλα τα i σε αυτό το παράδειγμα.

Δυστυχώς, η υπόθεση 5 δεν μπορεί να εξεταστεί άμεσα επειδή για κάθε μονάδα παρατηρούμε μόνο μία από τις ενδεχόμενες τέσσερις εκβάσεις που αποτελείται από την υποτιθέμενη ισότητα. Ωστόσο, οι ερευνητές μπορούν να εξετάσουν μια επίπτωση αυτής της υπόθεσης με την έρευνα εάν η ισότητα κρατά την προσδοκία, λαμβάνοντας υπόψη το γεγονός ότι η

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

$E\{Y_i(t, m)\}$ προσδιορίζεται από το δεύτερο πείραμα. Ένας τρόπος να κάνουμε την υπόθεση 5 αξιόπιστη, είναι να συλλέξει τα χαρακτηριστικά προεπεξεργασίας που είναι γνωστά για να αφορούν το μέγεθος των αποτελεσμάτων αλληλεπίδρασης και για να εφαρμόσει το παράλληλο σχέδιο μέσα σε κάθε στρώμα, καθορισμένο από αυτές τις μεταβλητές προεπεξεργασίας. Εναλλακτικά, η ανάλυση ευαισθησίας όπως αναπτύχθηκε από τον Imai και Yamamoto(2010) μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να εξετάσει την ευρωστία των εμπειρικών συμπερασμάτων στην παραβίαση αυτής της υπόθεσης.

Ισχυρά όρια

Η σημαντικότητα της υπόθεσης με την μη-αλληλεπίδραση μπορεί να κατανοηθεί με την παραγωγή των ισχυρών ορίων στις κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις χωρίς την επιπρόσθετη υπόθεση. Επίσης συγκρίνονται τα όρια που προκύπτουν με εκείνα που λαμβάνονται στην υποεπινότητα «της δύναμης προσδιορισμού ενός ενιαίου πειραματικού σχεδιασμού» για να συγκρίνουν την βελτιωμένη ισχύ του προσδιορισμού του παράλληλου σχεδιασμού πάνω στον ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό. Όπως είναι αναμενόμενο, αυτά τα όρια είναι το λιγότερο όσο πληροφοριακά όσο τα όρια κάτω από τον ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό γιατί το πρώτο πείραμα σύμφωνα με τον παράλληλο σχεδιασμό δίνει ίδια πληροφορία σε αυτή για τον ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό όπως μια ολική, και το δεύτερο πείραμα παρέχει επιπρόσθετη πληροφορία. Επιπλέον, τα όρια υπονοούν ότι, αντίθετα από τον ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό, ο παραλληλός σχεδιασμός μερικές φορές μπορεί να προσδιορίσει το σύμβολο των κατά μέσο όρο έμμεσων επιδράσεων. Ωστόσο, υπάρχει μια ανταλλαγή μεταξύ της μη πληροφορίας του χαμηλότερου ορίου και αυτής του ανώτερου ορίου, δεδομένου τα χαμηλότερα και τα ανώτερα όρια τείνουν θετικά για κάθε $\bar{\delta}(1)$ και $\bar{\delta}(0)$. Αυτό σημαίνει ότι το εύρος των ορίων τείνει να είναι σχετικά ευρύ ακόμα και αν το σύμβολο της αληθούς τιμής προσδιορίζεται από τα δεδομένα ώστε να είναι θετικά ή αρνητικά.

Παράδειγμα

Στη νευρολογία που έχει να κάνει με την συμπεριφορά, οι μελετητές έχουν χρησιμοποιήσει τεχνολογία εικόνας εγκεφάλου, όπως η συναρτησιακή απεικόνιση μαγνητικής αντήχησης, για να μετρήσουν την λειτουργία νευρικών μηχανισμών. Η συναρτησιακή απεικόνιση μαγνητικής αντήχησης μετρά τις τοπικές αλλαγές στη ροή του αίματος στις συγκεκριμένες περιοχές εγκεφάλου, που είναι ένα πληρεξούσιο για την εγκεφαλική λειτουργία. Άλλη μια τεχνολογία, η διακρανιακή μαγνητική προσομοίωση (TMS), χρησιμοποιεί επαναλαμβανόμενους μαγνητικούς παλμούς στις εντοπισμένες περιοχές του εγκεφάλου, για να χειριστεί την ενεργοποίηση της περιοχής. Αυτό επιτρέπει κατ' αρχήν για έναν άμεσο χειρισμό του υποτιθέμενου νευρικού μηχανισμού, να συνδέεται με ένα ερέθισμα μιας απόκρισης στη συμπεριφορά. Ένας αυξανόμενος αριθμός μελετών χρησιμοποιεί TMS (για παράδειγμα ο Martin και ο Gotts (2005) και ο Paus (2005) γιατί οδηγεί άμεσα σε αιτιώδεις συμπερασματολογίες για τον εγκέφαλο που λειτουργεί παρά τις καθαρές αποδείξεις συσχετίσεων που παρέχονται από

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

τεχνικές απεικόνισης.

Για παράδειγμα, ο Knoch(2006) χρησιμοποίησε TMS για να καταλάβει τους νευρικούς μηχανισμούς υπογραμμίζοντας κοινή συμπεριφορά που παρατηρείται στην στρατηγική κατάσταση γνωστή και ως «τελεγραφικό παιχνίδι». Σε αυτό το παιχνίδι, ο «εισηγητής» αποφασίζει στο τμήμα ενός πόρου αξίας R με την προσφορά της ποσότητας p σε έναν «δέκτη» και κρατώντας την ποσότητα $R - p$ για τον πόρο. Ο δέκτης μπορεί είτε να δεχτεί την προσφορά (λαμβάνει την ποσότητα p) είτε να απορρίψει την προσφορά (και τα δύο κομμάτια λαμβάνουν 0). Τα πρότυπα οικονομικά μοντέλα αποτυγχάνουν να προβλέψουν την απόρριψη των θετικών προσφορών σε αυτό το παιχνίδι, αλλά αυτό συμβαίνει συχνά σε πειράματα εργαστηρίου. Μια προεξέχουσα εξήγηση είναι αυτή που βασίζεται στην έννοια της δικαιοσύνης, τα άτομα τείνουν να απορρίψουν άδικες προσφορές ακόμα και αν η αποδοχή τους θα εξελιχθεί σε κερδοφόρα.

Σε μια προηγούμενη μελέτη, ο Sanfey και οι λοιποί (2003) βρήκαν στοιχεία αποδείξεις βασισμένες σε συναρτησιακή απεικόνιση μαγνητικής αντήχησης όπου οι δύο περιοχές του εγκεφάλου ενεργοποιούνται όταν τα θέματα αποφασίζουν αν θα απορρίψουν ή όχι μια άδικη προσφορά : η πρόσθια νησίδα και ο ραχιαίος πλάγιος προμετωπιαίος φλοιός. Δοθέντος του αποτελέσματος, ο Knoch και οι υπόλοιποι (2006) χρησιμοποίησαν το TMS για να ερευνήσουν αν η δραστηριότητα στον ραχιαίο πλάγιο προμετωπιαίο φλοιό ελέγχει μια ώθηση ώστε να απορρίψει τις άδικες προσφορές ή να ρυθμίσει μια εγωιστική ώθηση. Υποστηρίχθηκε ότι, αν ο ραχιαίος πλάγιος προμετωπιαίος φλοιός επρόκειτο να απενεργοποιηθεί και τα άτομα δέχονταν περισσότερες άδικες προσφορές, τότε αυτό θα αντιπροσώπευε τα στοιχεία που ο ραχιαίος πλάγιος προμετωπιαίος φλοιός εξυπηρετεί τον ρόλο της εφαρμογής δίκαιης συμπεριφοράς και της ρύθμισης εγωιστικών ωθήσεων, αντί της παρεμπόδισης δίκαιων ωθήσεων.

Ο παράλληλος σχεδιασμός μπορεί να είναι εφαρμόσιμος σε αυτή τη ρύθμιση. Εδώ, η μεταβλητή της επεξεργασίας είναι είτε ένα άτομο ή μια μονάδα που λαμβάνει μια δίκαιη είτε μια άδικη προσφορά, και ως εκ τούτου μπορεί να είναι εύκολα τυχαίοποιημένο. Με την ενίσχυση (ή βοήθεια) του TMS , οι ερευνητές μπορούν επίσης να χειριστούν άμεσα τον μεσολαβητή με την αλλαγή του επιπέδου δραστηριότητας του ραχιαίου πλάγιου προμετωπιαίου φλοιού. Η μεταβλητή έκβασης, είτε η προσφορά απορριφθεί είτε όχι, μπορεί στην συνέχεια να μετρηθεί. Όπως αναπτύχθηκε παραπάνω, η υπόθεση-κλειδί προσδιορισμού είναι η υπόθεση συνέπειας (υπόθεση 3), η οποία εξουσιοδοτεί σε αυτό το πλαίσιο ότι τα θέματα δεν μπορούν να μην γνωρίζουν το γεγονός ότι έχουν υποστεί χειρισμό. Στην αρχική μελέτη, κάθε θέμα φορούσε την ίδια TMS συσκευή, και κανένα από αυτό δεν γνώριζε αν βρισκόταν ή όχι στην προσομοίωση από τον TMS, αυξάνοντας την αξιοπιστία της υπόθεσης της συνέπειας. Ωστόσο, τέτοιος χειρισμός μπορεί να είναι δύσκολος σε εφαρμογή ακόμα και με τεχνολογίες όπως ο TMS, γιατί ο ανατομικός εντοπισμός για TMS συσκευή είναι γνωστό ότι είναι ατελής (Robertson και λοιποί 2003).

Για τον παράλληλο σχεδιασμό, η υπόθεση μη-αλληλεπίδρασης επίδρασης απαιτείται για τον προσδιορισμό των αιτιωδών μηχανισμών. Είναι αυτή η υπόθεση λογική στο πείραμα του Knoch και των υπολοίπων (2006) ; Τα αποτελέσματα τους προτείνουν πως όχι. Διαπίστωσαν ότι η επίδραση της αλλαγής του μεσολαβητή σε συνθήκη δίκαιων προσφορών είναι

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

μικρότερη από της συνθήκης άδικων προσφορών. Αν και αυτό το αποτέλεσμα μπορεί να ληφθεί ως απόδειξη ότι η δικαιοσύνη των προσφορών και η ενεργοποίηση του ραχιαίου πλάγιου προμετωπιαίου φλοιού αλληλεπιδρά με αιτιώδη τρόπο στον καθορισμό της συμπεριφοράς των θεμάτων, από αυτό δεν συνεπάγεται απαραίτητα ότι ο ραχιαίος πλάγιος προμετωπιαίος φλοιός αντιπροσωπεύει μια αιτιώδη διαδικασία μέσω της οποίας η επίδραση της επεξεργασίας της δικαιοσύνης διαβιβάζεται.

2.3.5 Σχεδιασμός διασταυρώσεων

Για να βελτιωθεί περαιτέρω ο παράλληλος σχεδιασμός, πρέπει να εξεταστεί άμεσα το θεμελιώδες πρόβλημα του προσδιορισμού αιτιωδών μηχανισμών που αναπτύχθηκε στη αρχή της Ενότητας του θεμελιώδους προβλήματος του καθορισμού των αιτιωδών μηχανισμών. Για παράδειγμα, δεν μπορεί να παρατηρηθεί $M_i(1)$ για τις μονάδες με $T_i = 0$, αλλά πρέπει να προσδιοριστεί η $E[Y_i\{0, M_i(1)\}]$ για να προσδιοριστεί η $\bar{\delta}(0)$. Εδώ, θεωρείται ότι ο σχεδιασμός διασταυρώσεων όπου κάθε πειραματική μονάδα είναι εκτεθημένη και σε συνθήκες επεξεργασίας και ελέγχου διαδοχικά. Αυτός ο σχεδιασμός διαφέρει από τους πρότυπους σχεδιασμούς διασταυρώσεων με ένα σημαντικό τρόπο (Jones και Kenward , 2003). Ειδικότερα, κάτω από το σχεδιασμό, ο πειραματιστής πρώτα τυχαιοποιεί τον κανόνα στον οποία κάθε μονάδα ορίζεται στις συνθήκες επεξεργασίας και ελέγχου. Μετά την μέτρηση της τιμής του μεσολαβητή και ύστερα από αυτή την έκβαση μεταβλητής, κάθε μονάδα ορίζεται στην θέση της επεξεργασίας αντίθετα από την αρχική συνθήκη επεξεργασίας τους και στην τιμή του μεσολαβητή που παρατηρήθηκε την πρώτη περίοδο. Προαιρετικά, το δεύτερο στάδιο του σχεδιασμού μπορεί να τροποποιηθεί για να περιλάβει μια τυχαία επιλεγμένη υποομάδα για κάθε ομάδα επεξεργασίας που δεν λαμβάνει το χειρισμό μεσολαβητών. Τέλος η μεταβλητή έκβασης παρατηρείται για κάθε μονάδα στο τέλος της δεύτερης περιόδου.

Η διάισθηση πίσω από τον σχεδιασμό διασταυρώσεων είναι απλή, αν δεν υπάρχει επίδραση μεταφοράς (όπως θα οριστεί παρακάτω), τότε οι δύο παρατηρήσεις για κάθε μονάδα μπορούν να χρησιμοποιηθούν μαζί για να προσδιορίσουν τις απαιτούμενες αντίθετες ποσότητες. Αυτός ο σχεδιασμός είναι διαφορετικός από αυτόν που προτείνεται από τον Robins και τον Greenland (1992) όπου και η έκθεση και η ομοειδής επέμβαση παράγοντα (δηλαδή ο μεσολαβητής ή μεσάζον χειρισμού) είναι τυχαία ορισμένες και στις δύο χρονικές περιόδους. Έδειξαν ότι κάτω από τον εναλλακτικό σχεδιασμό η κατα μέσο όρο άμεσες και έμμεσες επιδράσεις είναι ξεχωριστά προσδιορισμένες όταν όλες οι μεταβλητές είναι δυαδικές. Αυτό το αποτέλεσμα, ωστόσο, στηρίζεται πάνω στην επιπρόσθετη ισχυρή υπόθεση ότι οι αιτιώδεις επιδράσεις της επεξεργασίας και στον μεσάζον(ή μεσολαβητή) και στην έκβαση όπως επίσης και στην αιτιώδη επίδραση του μεσάζοντα στην έκβαση είναι όλοι μονοτονικοί. Αυτή η υπόθεση μονοτονίας δεν είναι κατασκευασμένη στην ανάλυση παρακάτω. Ένας σχεδιασμός που είναι πανομοιότυπος με τον σχεδιασμό διασταυρώσεων μας επίσης τονίστηκε από τον Pearl.

Ρύθμιση

Ορίζεται η δυαδική μεταβλητή επεξεργασίας την πρώτη περίοδο από τον T_i . Ο ενδεχόμενος μεσάζοντας και οι μεταβλητές έκβασης γράφονται στην πρώτη περίοδο ως $M_i(t)$ και $Y_{i1}\{t', M_i(t)\}$ αντίστοιχα. Τότε, η κατά μέσο όρο έμμεση επίδραση δίνεται από $\bar{\delta}(t) = E[Y_{i1}\{t, M_i(1)\} - Y_{i1}\{t, M_i(0)\}]$ για $t = 0, 1$. Κατά τη διάρκεια της δεύτερης περιόδου του πειράματος, η θέση της επεξεργασίας για κάθε μονάδα ισοδυναμεί με $1 - T_i$, και η τιμή του μεσάζοντα, στον οποίο η μονάδα i ορίζεται, ισοδυναμεί με την παρατηρούμενη τιμή μεσάζοντα (μεσολαβητή) από την πρώτη περίοδο, M_i . Τέλος, η ενδεχόμενη έκβαση στην δεύτερη περίοδο μπορεί να γραφτεί ως $Y_{i2}(t, m)$ όπου η παρατηρούμενη έκβαση δίνεται $Y_{i2} = Y_{i2}(1 - T_i, M_i)$. Αφού η επεξεργασία είναι τυχαιοποιημένη, η ακόλουθη υπόθεση ικανοποιείται αυτόματα κάτω από τον σχεδιασμό διασταυρώσεων.

Υπόθεση 6. (τυχαιοποίηση της επεξεργασίας κάτω από τον σχεδιασμό διασταυρώσεων).

$$\{Y_{i1}(t, m), Y_{i2}(t', m), M_{i1}(t'') : t, t', t'' \in \{0, 1\}, m \in M\} \perp T_i$$

Όπως ο παράλληλος σχεδιασμός, κατασκευάζεται η υπόθεση συνέπειας, δηλαδή ο χειρισμός του μεσάζοντα (μεσολαβητή) στην δεύτερη περίοδο δεν επηρεάζει άμεσα την έκβαση, με την έννοια που η μεταβλητή έκβασης θα έπαιρνε την τιμή που φυσικά θα προέκυπτε αν η μονάδα επέλεγε εκείνη την ιδιαίτερη τιμή του μεσάζοντα (μεσολαβητή) χωρίς τον χειρισμό. Επιπλέον σε αυτή την υπόθεση συνέπειας, έστω ότι η απουσία της επίδρασης μεταφοράς είναι αισθητή όσο συχνά γίνεται στις πρότυπες διασταυρωμένες δοκιμές. Ειδικότερα, έστω ότι η επεξεργασία που αντιμετωπίζεται στην πρώτη περίοδο δεν επηρεάζει την κατά μέσο όρο έκβαση στην δεύτερη περίοδο, όπως δεν υπάρχει περιοδική επίδραση (δηλαδή οι κατά μέσο όρο ενδεχόμενες εκβάσεις απομένουν οι ίδιες σε δύο περιόδους). Επίσημα, αυτές οι υποθέσεις-κλειδί προσδιορισμού μπορούν να δηλωθούν ως εξής.

Υπόθεση 7. (συνέπεια και επιδράσεις μη μεταφοράς κάτω από τον σχεδιασμό διασταυρώσεων)

$$E[Y_{i1}\{t, M_i(t)\}] = E\{Y_{i2}(t, m)\} \text{ αν } M_i(t) = m \text{ για όλες τις } t = 0, 1 \text{ και } m \in M.$$

Αυτή η υπόθεση επιτρέπει να γραφτούν οι αναμενόμενες τιμές των ενδεχόμενων εκβάσεων και στις δύο περιόδους απλώς σαν $E\{Y_i(t, m)\}$. Δυστυχώς ο παράλληλος σχεδιασμός με την υπόθεση συνέπειας χρειάζεται μόνο για να ισχύει η απαίτηση, ότι συμπίπτει ελαφρώς με την υπόθεση 3. (Αν η υπόθεση ισχύει σε ατομικό επίπεδο, μπορεί να προσδιοριστεί το ατομικό επίπεδο άμεσων και έμμεσων επιδράσεων). Μαζί, αυτές οι υποθέσεις επιτρέπουν στους ερευνητές να παρατηρήσουν δύο ενδεχόμενες εκβάσεις για κάθε μονάδα σε διαφορετικές συνθήκες επεξεργασίας διαδοχικά καθώς η τιμή του μεσάζοντα παραμένει σταθερή.

Η υπόθεση 7 μπορεί να παραβιαστεί εάν, για παράδειγμα, η έκθεση στην συνθήκη πρώτης επεξεργασίας παρέχει θέματα με ένα σημείο αναφοράς, που μπορούν να χρησιμοποιήσουν στο να αποφασίσουν πως να αποκριθούν στην ακόλουθη συνθήκη επεξεργασίας στο δεύτερο πείραμα. Όπως στην υπόθεση 5, είναι πιθανό να ελεγχθεί η υπόθεση 7 άμεσα, ωστόσο,

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

η υπόθεση μπορεί να ελεγχθεί άμεσα αν τροποποιηθεί το δεύτερο πείραμα ώστε να περιλαμβάνει μια προαιρετική υποομάδα για κάθε ομάδα επεξεργασίας που δεν λαμβάνει κανένα χειρισμό μεσάζοντα (μεσολαβητή). Αυτός ο έλεγχος μπορεί να γίνει με την σύγκριση της κατά μέσο όρο παρατηρούμενης έκβασης μεταξύ κάθε μίας από αυτές τις υποομάδες με την κατά μέσο όρο έκβαση μεταξύ της ομάδας αντίθετης επεξεργασίας στο πρώτο πείραμα. Αν η διαφορά μεταξύ των τιμών είναι ασήμαντη και για τις συνθήκες επεξεργασίας, ο αναλυτής μπορεί να γνωρίζει ότι η υπόθεση επίδρασης μεταφοράς (αλλά όχι απαραίτητα η συνέπεια) είναι εύλογη.

Προσδιορισμός

Σύμφωνα με τον σχεδιασμό διασταυρώσεων, οι πειραματιστές τείνουν να μετράνε τις ενδεχόμενες εκβάσεις κάτω από διαφορετικές τιμές επεξεργασίας και μεσολαβητή για κάθε μονάδα. Αυτό βοηθά να εξεταστεί το θεμελιώδες πρόβλημα του προσδιορισμού των αιτιωδών μηχανισμών που συζητήθηκε στην Ενότητα 2.3.2. Το ακόλουθο θεώρημα συνοψίζει το γεγονός ότι κάτω από τον σχεδιασμό διασταυρώσεων η τυχαιοποίηση και η υπόθεση της συνέπειας και οι επιδράσεις μεταφοράς προσδιορίζουν την κατά μέσο όρο επίδραση.

Θεώρημα 6. (Προσδιορισμός κάτω από τον σχεδιασμό διασταυρώσεων).

Σύμφωνα με τις υποθέσεις 6 και 7, η κατά μέσο όρο επίδραση προσδιορίζεται και δίνεται από

$$\bar{\delta}(1) = E(Y_{i1}|T_i = 1) - E(Y_{i2}|T_i = 0),$$

$$\bar{\delta}(0) = E(Y_{i2}|T_i = 1) - E(Y_{i1}|T_i = 0)$$

Ισχυρά όρια

Σύμφωνα με τον σχεδιασμό διασταυρώσεων, η υπόθεση της συνέπειας και οι επιδράσεις μεταφοράς είναι κρίσιμες. Χωρίς αυτή, τα ισχυρά όρια στις κατά μέσο όρο επιδράσεις θα ήταν όντως πανομοιότυπες σε εκείνες σύμφωνα με τον ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό που δίνεται από τις εξισώσεις (6) και (7) γιατί το δεύτερο πείραμα παρέχει μη σχετική πληροφόρηση. Αυτό είναι ίδιο με τον πρότυπο σχεδιασμό διασταυρώσεων όπου η υπόθεση της επίδρασης μεταφοράς παίζει έναν σημαντικό ρόλο αν και η διαφορά είναι σύμφωνα με τον πρότυπο σχεδιασμό διασταυρώσεων, πως αυτή η υπόθεση πρέπει άμεσα να εξεταστεί.

Παράδειγμα

Σε ένα έγγραφο ορόσημο, ο Bertrand και ο Mullainathan (2004) πραγματοποίησαν ένα τυχαίο υπαίθριο πείραμα για να εξετάσουν τη διάκριση αγοράς εργασίας ενάντια στους Αφροαμερικάνους. Δημιούργησαν φανταστικές ανακεφαλαιώσεις, μερικές με τα τυπικά ονόματα λευκών και άλλες με τα ονόματα Αφροαμερικάνων, κατά συνέπεια μόνο διαφοροποιώντας την αντιληπτή φυλετική ταυτότητα των υποψηφίων (η επίδραση T_i που είναι ίση με 1 αν ο

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

υποψήφιος i είναι λευκός και 0 αν είναι μαύρος) καθώς ενδεχομένως κρατώντας τα αντιληπτά προσόντα τους (ο μεσολαβητής ή μεσάζον M_i) σταθερά. Αυτές οι ανακεφαλαιώσεις έπειτα στέλνονται τυχαία σε ενδεχόμενους εργοδότες και επανακαλούνται για τις συνεντεύξεις όπου μετρώνται ως τιμές της μεταβλητής έκβασης ενδιαφέροντος. Ο Bertrand και ο Mullainathan (2004) διαπίστωσαν ότι οι ανακεφαλαιώσεις με τα ονόματα λευκών είναι πιο πιθανό να επανακληθούν σε σχέση με εκείνες των μαύρων ονομάτων.

Σύμφωνα με τον γνήσιο πειραματικό σχεδιασμό, οι ερευνητές θα μπορούσαν να εκτιμήσουν την κατά μέσο όρο επίδραση του χειρισμού της φυλής των υποψηφίων στις επανακλήσεις, δηλαδή η κατά μέσο όρο ελεγχόμενη άμεση επίδραση $\eta(m) = E\{Y_i(1, m) - Y_i(0, m)\}$ όπου η m αντιπροσωπεύει το ιδιαίτερο προσόν που διευκρινίζεται στις ανακεφαλαιώσεις. Μια εναλλακτική αιτιώδη ποσότητα ενδιαφέροντος είναι η κατά μέσο όρο άμεση επίδραση της φυλετικής ταυτότητας των υποψηφίων με τους Αφροαμερικάνους, που αντιπροσωπεύει την κατά μέσο όρο αύξηση στην επανακλήση, αν οι Αφροαμερικάνοι υποψήφιοι ήταν λευκοί αλλά τα προσόντα τους παρέμεναν σε μια πραγματική τιμή, δηλαδή $E[Y_i\{1, M_i(0)\} - \{0, M_i(0)\} | T_i = 0]$. Αυτή η ποσότητα μπορεί κατά συνέπεια να ερμηνευτεί ως η μερίδα της επίδρασης της φυλής που δεν περνά από τον αιτιώδη μηχανισμό αντιπροσωπευόμενη από τα αντιληπτά προσόντα.

Ο προσδιορισμός της ποσότητας είναι χρήσιμος για να απομονώσει με τον βαθμό που η εργασία Αφροαμερικάνων υποψηφίων τους διακρίνει και όχι βάσει των προσόντων τους, αλλά της φυλής τους. Αν η ποσότητα είναι θετική, τότε μπορεί να προταθεί φυλετική διάκριση στην αγορά εργασίας. Η διαφορά-κλειδί μεταξύ των δύο ποσοτήτων είναι ότι η πρώτη είναι υπό συνθήκες σε ένα ιδιαίτερο προσόν ορισμένο από τους πειραματιστές ,ενώ η τελευταία κρατά τα προσόντα των υποψηφίων σταθερά στις πραγματικές παρατηρούμενες τιμές. Οι δύο ποσότητες είναι διαφορετικές εφ'όσον η αλληλεπίδραση μεταξύ της φυλετικής διάκρισης στο επίπεδο των προσόντων ισχύει, δηλαδή $\eta(m) \neq \eta(m')$ για $m \neq m'$. Πράγματι, ο Bertrand και ο Mullainathan (2004) βρήκαν ότι το φυλετικό χάσμα είναι μεγαλύτερο όταν τα προσόντα είναι υψηλότερα, δείχνοντας ότι αυτές οι δύο ποσότητες είναι πιθανό να αποκλιστούν.

Με αυτή την ρύθμιση, ο σχεδιασμός διασταυρώσεων και οι παραλλαγές της μπορούν να είναι εφαρμόσιμες. Στην αρχική μελέτη, οι συγγραφείς χειρίστηκαν ευθέως τα προσόντα με το να δημιουργήσουν φανταστικές ανακεφαλαιώσεις (δηλαδή η ρύθμιση M_i σε κάποιο αυθαίρετο m). Αντ'αυτού, θα μπορούσαν να επιλεγθούν οι πραγματικές ανακεφαλαιώσεις των Αφροαμερικάνων υποψηφίων που εργάζονται για να λάβουμε $M_i(0)$. Η αποστολή αυτών των ανακεφαλαιώσεων χωρίς οποιαδήποτε τροποποίηση θα μας επιτρέψει να προσδιοριστεί $E[Y_i\{0, M_i(0)\} | T_i = 0]$. Θα μπορούσαμε να αλλάξουμε τα ονόματα των υποψηφίων με τα ονόματα λευκών για να προσδιορίσουμε την αντίθετη έκβαση $E[Y_i\{1, M_i(0)\} | T_i = 0]$ χωρίς να αλλάξουμε τα άλλα μέρη των ανακεφαλαιώσεων (δηλαδή κρατώντας το M_i σταθερό στο $M_i(0)$). Η υπόθεση της συνέπειας είναι εύλογη εδώ ,όσο οι ενδεχόμενοι εργοδότες παραμένουν απληροφόρητοι από τον χειρισμό των ονομάτων όπως έγινε στην γνήσια μελέτη. Η επίδραση μεταφοράς μπορεί να είναι προβληματική αν η ίδια ανακεφαλαιώση με διαφορετικά ονόματα αποστέλλεται στον ίδιο ενδεχόμενο εργοδότη πάνω από δύο χρονικές περιόδους. Ευτυχώς, αυτό το πρόβλημα μπορεί να ξεπεραστεί με την αποστολή ανακεφαλαιώσεων σε

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

διαφορετικούς (τυχαία ταιριασμένους) εργοδότες στον ίδιο χρόνο, εκεί με τον υπολογισμό μέσου όρου της κατανομής των ενδεχόμενων εργοδοτών. Αυτή η στρατηγική είναι αποτελεσματική γιατί η υπόθεση της συνέπειας και οι επιδράσεις μη μεταφοράς χρειάζεται μόνο να κρατήσουν στην προσδοκία. Κατά συνέπεια, οι ερευνητές διατίθενται να συμπεράνουν πόσο μπορεί να είναι αποδοτική η διάκριση της αγοράς εργασίας με την φυλή αντί τα προσόντα του υποψηφίου εργασίας.

2.3.6 Πειραματικοί σχεδιασμοί με ατελή χειρισμό

Αν και παραπάνω οι δύο πειραματικοί σχεδιασμοί αποφέρουν μεγαλύτερη δύναμη προσδιορισμού από τον πρότυπο ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό, ο άμεσος χειρισμός του μεσολαβητή (μεσάζοντα) είναι συχνά δύσκολος σε εφαρμογή. Περισσότερα, ακόμα και αν τέτοιοι χειρισμοί είναι πιθανοί, οι υποθέσεις συνέπειας μπορεί να μην είναι αξιόπιστες ειδικά αν μια δυνατή παρέμβαση πρέπει να δοθεί για να ελεγχθεί η τιμή του μεσάζοντα (μεσολαβητή). Για να προσδιοριστεί αυτό το ζήτημα, θεωρούνται οι νέοι πειραματικοί σχεδιασμοί για να γενικευτούν οι δύο προηγούμενοι σχεδιασμοί με το να επιτραπεί για τον ημιτελή χειρισμό του μεσάζοντα. Αυτοί οι σχεδιασμοί μπορεί να είναι χρήσιμοι σε καταστάσεις που οι ερευνητές μπορούν μόνο να ενθαρρύνουν (αντί να ορίζουν) πειραματικά θέματα για να πάρουν μια ιδιαίτερη τιμή του μεσάζοντα. Τέτοια τυχαιοποιημένη ενθάρρυνση έχει μελετηθεί προηγουμένως στο πλαίσιο του προσδιορισμού επιδράσεων επεξεργασίας (ο Angrist και λοιποί, 1996 [3]) και αρχικές στρωματοποιημένες άμεσες επιδράσεις (ο Mattei και ο Mealli, 2011 [52]).

Εδώ, θεωρείται η χρήση της τυχαιοποιημένης ενθάρρυνσης για τον προσδιορισμό των αιτιωδών μηχανισμών , που ενδεχομένως είναι προτιμότεροι ακόμα και όταν ο άμεσος χειρισμός είναι πιθανός γιατί η λεπτή ενθάρρυνση τείνει να αυξήσει την αξιοπιστία της υπόθεσης της συνέπειας για τον χειρισμό μεσάζοντα (μεσολαβητή). Η χρήση της ενθάρρυνσης που γίνεται, διαφέρει από μερικές προηγούμενες εργασίες στην βιβλιογραφία που η μεταβλητή της επεξεργασίας χρησιμοποιείται σαν μια μεταβλητή οργανική για τον μεσολαβητή (μεσάζον) υπό τον πρότυπο σχεδιασμό με την υπόθεση της μη άμεσης επίδρασης για την άμεση επίδραση της επεξεργασίας στην έκβαση, ο προσδιορισμός των οποίων είναι τυπικά ένα αρχικό επίτευγμα της αιτιώδους ανάλυσης μεσολάβησης.

Ο παράλληλος σχεδιασμός ενθάρρυνσης

Ο παράλληλος σχεδιασμός ενθάρρυνσης είναι μια γενίκευση του παράλληλου σχεδιασμού όπου ο χειρισμός του μεσάζοντα (μεσολαβητή) μπορεί να είναι ατελής. Κατά συνέπεια, αντί για τον άμεσο χειρισμό του μεσολαβητή (μεσάζοντα) στο δεύτερο πείραμα, τυχαία ενθαρρύνονται θέματα για να πάρουν μια ιδιαίτερη τιμή του μεσάζοντα.

Ρύθμιση

Επίσημα, έστω η Z_i αντιπροσωπεύει την τριαδική μεταβλητή ενθάρρυνσης όπου είναι ίση με το 1 ή το -1 αν το θέμα i είναι αντίστοιχα θετικά ή αρνητικά ενθαρρυσμένο και είναι ίσο με το 0 αν δεν δίνεται τέτοια ενθάρρυνση. Τότε, η ενδεχόμενη τιμή του μεσάζοντα μπορεί να γραφτεί σαν μια συνάρτηση και της επεξεργασίας και της ενθάρρυνσης, δηλαδή $M_i(t, z)$ για $t = 0, 1$ και $z = -1, 0, 1$. Παρομοίως η ενδεχόμενη έκβαση είναι μια συνάρτηση της ενθάρρυνσης όπως και της επεξεργασίας και του μεσάζοντα δηλαδή $Y_i(t, m, z)$. Τότε, οι παρατηρούμενες τιμές του μεσάζοντα (μεσολαβητή) και της έκβασης δίνονται από $M_i(T_i, Z_i)$ και $Y_i\{T_i, M_i(T_i, Z_i), Z_i\}$ αντίστοιχα. Για λόγους απλότητας, υποθέτουμε ότι ο μεσάζοντας είναι δυαδικός. Η τυχαιοποίηση της επεξεργασίας και της ενθάρρυνσης συνεπάγει ότι η ακόλουθη υπόθεση ανεξαρτησίας ισχύει.

Υπόθεση 8. (τυχαιοποίηση της επεξεργασίας και της ενθάρρυνσης) .Για $m = 0, 1$,

$$\{Y_i(t, m, z), M_i(t', z') : t, t' \in \{0, 1\}, z, z' \in \{-1, 0, 1\}\} \perp \{T_i, Z_i\}$$

Εδώ, και η επεξεργασία και η ενθάρρυνση υποτίθεται ότι είναι κάτω από τέλειο έλεγχο του αναλυτή και κατά συνέπεια συνθηκολογώντας για προ επεξεργασία και προ ενθάρρυνση οι συμμεταβλητές δεν απαιτούνται.

Επιπλέον, όπως έγινε και στον προτυπο σχεδιασμό ενθάρρυνσης, κάνουμε δύο υποθέσεις «τον περιορισμό του αποκλεισμού» και την «μονοτονικότητα», δες ο Angrist κι οι υπόλοιποι (1996) [3]). Αρχικά, υποθέτουμε ότι η ενθάρρυνση επηρεάζει την έκβαση μόνο μέσω του μεσολαβητή (μεσάζοντα). Αυτό αντιπροσωπεύει την υπόθεση συνέπειας κάτω από τον παράλληλο σχεδιασμό ενθάρρυνσης. Δεύτερον, υποθέτουμε ότι η ενθάρρυνση μονοτονικά επηρεάζει τον μεσάζοντα (μεσολαβητή), δεν υπάρχουν “defiers” που συμπεριφέρονται ακριβώς αντίθετα με την ενθάρρυνση. Χωρίς την απώλεια της γενικότητας, αυτές οι δύο υποθέσεις μπορούν να επισημοποιηθούν ως εξής:

Υπόθεση 9. (συνέπεια υπό την επιρροή του παράλληλου σχεδιασμού ενθάρρυνσης) Για

όλα τα $t = 0, 1$ και $z, z' = -1, 0, 1$,

$$Y_i\{t, M_i(t, z), z\} = Y_i\{t, M_i(t, z'), z'\} \text{ αν } M_i(t, z) = M_i(t, z')$$

Υπόθεση 10. (μονοτονικότητα).Για $t = 0, 1$,

$$M_i(t, 1) \geq M_i(t, 0) \geq M_i(t, -1)$$

Επειδή οι ενδεχόμενες εκβάσεις δεν εξαρτώνται άμεσα από την τιμή της ενθάρρυνσης σύμφωνα με την υπόθεση 9, μπορούν να τους γραφτούν απλά σαν $Y_i(t, m)$ για κάθε t και m .

Σύμφωνα με τον παράλληλο σχεδιασμό ενθάρρυνσης, η ποσότητα του ενδιαφέροντος μας είναι η κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις για τους «συμμορφωμένους» που αναφέρονται σε εκείνους που επηρεάζονται είτε από την θετική είτε από την αρνητική ενθάρρυνση στην προορισμένη κατεύθυνση κάτω από μια δεδομένη θέση επεξεργασίας. Σημειώνεται ότι εκείνη η θέση συμμόρφωσης μπορεί να εξαρτάται από το πως η ενθάρρυνση εφαρμόζεται. Η ποσότητα

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

στην οποία εστιάζουμε είναι ανάλογη των κατά μέσο όρο συμμορφωμένων αιτιωδών επιδράσεων, που μπορούν να προσδιοριστούν σύμφωνα με τον πρότυπο σχεδιασμό ενθάρρυνσης (ο Angrist και οι λοιποί 1996 [3]). Επίσημα μπορεί να οριστούν οι κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις σύμφωνα με αυτή την ρύθμιση ως εξής :

$$\bar{\delta}^* = E[Y_i\{t, M_i(t, 0)\} - Y_i\{t, M_i(t', 0)\} | (M_i(t, -1), M_i(t, 0), M_i(t, 1))] \\ \in \{(0, 0, 1), (0, 1, 1)\} \text{ για } t = 0, 1 \text{ και } t \neq t'$$

Ισχυρά όρια

Δοθέντος αυτής της ρύθμισης, μελετάμε την δύναμη του προσδιορισμού του παράλληλου σχεδιασμού ενθάρρυνσης ξανά χρησιμοποιώντας μια οριακή προσέγγιση. Ξανά, για λόγους απλότητας και σύγκρισης με άλλους σχεδιασμούς, εστιάζουμε στην περίπτωση που η έκβαση είναι επίσης δυαδική. Σε αυτή την περίπτωση, σύμφωνα με τις υποθέσεις 8-10, τα ισχυρά όρια μπορούν να παράγονται αριθμητικά με τη χρήση μιας πρότυπης γραμμικής προγραμματιστικής ρουτίνας.

Παράδειγμα

Όπως μια ενδεχόμενη εφαρμογή του παράλληλου σχεδιασμού ενθάρρυνσης, θεωρούμε το πείραμα με τη διαμόρφωση των μέσων μαζικής ενημέρωσης του Brader και υπολοίπων (2008) που χρησιμοποίησε τον ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό. Όπως αναπτύχθηκε προηγουμένως, ο μεσάζοντας του ενδιαφέροντος σε αυτή την μελέτη είναι το επίπεδο του άγχους : ένα ψυχολογικός παράγοντας που είναι δύσκολο να χειραγωγηθεί (χειριστεί) με άμεσο τρόπο. Αν και αυτό αποτρέπει τους ερευνητές από την χρήση του παράλληλου σχεδιασμού, ο παράλληλος σχεδιασμός ενθάρρυνσης μπορεί να είναι εφαρμόσιμος σε αυτό το είδος ψυχολογικού πειράματος. Σύμφωνα με τον παράλληλο σχεδιασμό ενθάρρυνσης, αρχικά χωρίζεται τύχαια το δείγμα σε δύο μονάδες. Στη συνέχεια, από τη μια ομάδα, η επεξεργασία είναι τυχαία ορισμένη αλλά χωρίς την επιρροή του μεσάζοντα (μεσολαβητή). Για την άλλη ομάδα, οι πειραματιστές τυχαίοποιούν την επεξεργασία και τον έμμεσο χειρισμό για να αλλάξουν το επίπεδο άγχους. Αφού ο χειρισμός του ψυχολογικού παράγοντα είναι πιθανόν ατελής, αυτό αποτελεί τον παράλληλο σχεδιασμό ενθάρρυνσης.

Στην βιβλιογραφία ψυχολογίας, υπάρχουν άπειροι τρόποι για να χειριστεί το αίσθημα έμμεσως. Μια κοινή μέθοδος είναι ο αυτοβιογραφικός συναισθηματικός στόχος μνήμης, όπου οι συμμετέχοντες γράφουν για ένα γεγονός της ζωής τους που τους έκανε να νιώσουν ένα ιδιαίτερο συναίσθημα (για παράδειγμα ο Lerner και ο Keltner (2001)». Χρησιμοποιώντας ένα τέτοιο στόχο για το χειρισμό του άγχους, θα ικανοποιούσε την υπόθεση συνέπειας (υπόθεση 9). Αν, για κάθε δοθέν ορισμό επεξεργασίας και επιπέδου άγχους, ένα θέμα αναφέρει την ίδια προτίμηση μετανάστευσης ανεξάρτητα αν το επίπεδο άγχους είχε χειριστεί ή επιλεγεί από το θέμα-άτομο. Η υπόθεση παραβιάζεται αν, για παράδειγμα, ένα θέμα ερμηνεύει τον στόχο της συγγραφής μιας αρνητικής εμπειρίας σαν μια ένδειξη ότι το πείραμα εκφράζει

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

ανησυχία για τις αρνητικές πτυχές της μετανάστευσης. Το πρωτόκολλο για να ελαχιστοποιήσει τέτοια προβλήματα (για παράδειγμα με το να μην αναφέρει την μετανάστευση ή κάποια άλλη εθνικότητα στις οδηγίες στόχου) μπορεί να βοηθήσει για να κάνουμε την υπόθεση συνέπειας πιο εύλογη.

Η άλλη υπόθεση κλειδί της μονοτονικότητας (υπόθεση 10) θα παραβιαστεί αν δεν υπάρχουν θέματα των οποίων το επίπεδο άγχους θα μειωνόταν από το έργο γραφής, που εξέφρασε έντονα, την αύξηση άγχους. Αυτή θα μπορούσε να είναι μια σοβαρή ανησυχία γιατί έχει βρεθεί ότι η πράξη της έκφρασης ενός ορισμένου αισθήματος μπορεί να έχει μια καθαρτική επίδραση στο αίσθημα και να μειώσει την ένταση στο μυαλό κάποιου. Η προσεκτική επιλογή του συγγραφικού έργου θα είναι κατά συνέπεια ένας κρίσιμος παράγοντας στην επιτυχώς εφαρμογή αυτού του σχεδιασμού στην πράξη.

2.3.7 Σχεδιασμός ενθάρρυνσης διασταυρώσεων

Είναι επίσης πιθανό να γενικευτεί ο σχεδιασμός διασταυρώσεων, έτσι ώστε ο ατελής χειρισμός του μεσάζοντα (μεσολαβητή) να επιτρέπεται . Κατά συνέπεια ο σχεδιασμός ενθάρρυνσης διασταυρώσεων, μετά την επεξεργασία θα τυχαιοποιείται, η τιμή του μεσάζοντα και στην συνέχεια προαιρετικά η τιμή της έκβασης παρατηρούνται για κάθε μονάδα, επεξεργασία και ομάδες ελέγχου. Κατά συνέπεια, η πρώτη περίοδος παραμένει ίδια μετά τον σχεδιασμό διασταυρώσεων εκτός από το γεγονός ότι η μέτρηση της μεταβλητής έκβασης δεν απαιτείται πλέον για τον προσδιορισμό. Η δεύτερη περίοδος, ωστόσο, είναι διαφορετική. Μετά τον ορισμό κάθε μονάδας στην συνθήκη επεξεργασίας αντίθετης της θέσης της πρώτης περιόδου τους, ο πειραματιστής ενθαρρύνει τυχαία επιλεγμένες μονάδες έτσι ώστε ο μεσάζοντας (μεσολαβητής) να είναι ίσος με την παρατηρούμενη τιμή του στην πρώτη περίοδο.

Όπως φαίνεται παρακάτω, σύμφωνα με μερικές υποθέσεις αυτός ο σχεδιασμός προσδιορίζει έμμεσες επιδράσεις για τον ειδικό υποπληθυσμό που καλείται εύκαμπτες μονάδες. Εκτιμώντας ότι οι πληροφορίες από την πρώτη περίοδο που αρχικά χρησιμοποιούνται για να καθορίσουν την κατεύθυνση της ενθάρρυνσης που δίνεται σε δεύτερη περίοδο, η (τυχαιοποιημένα επιλεγμένη) ομάδα που δεν λαμβάνει ενθάρρυνση την δεύτερη περίοδο χρησιμοποιείται για το ποσοστό αυτών των εύκαμπτων μονάδων, ή εκείνων που θα άλλαζαν συμπεριφορά στην απόκριση της ενθάρρυνσης. Στη συνέχεια συνδιάζονται με άλλες πληροφορίες που λαμβάνονται από την δεύτερη περίοδο για να προσδιορίσουν τους αιτιώδους μηχανισμούς μεταξύ των εύκαμπτων.

Ρύθμιση

Επίσημα, έστω ότι η V_i αντιπροσωπεύει μια τυχαιοποιημένη δυαδική μεταβλητή ενθάρρυνσης όπου η $V_i = 1$ δείχνει ότι η μονάδα i λαμβάνει την ενθάρρυνση για να λάβει την ίδια τιμή του μεσάζοντα κατά τη διάρκεια της δεύτερης περιόδου όπως και στην πρώτη περίοδο. Η $V_i = 0$ αντιπροσωπεύει την απουσία τέτοιας ενθάρρυνσης (δηλαδή να μην κάνει τίποτα). Τότε, οι ενδεχόμενες τιμές του μεσάζοντα (μεσολαβητή) κατά τη διάρκεια της δεύτερης

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

περιόδου μπορεί να γραφτούν σαν $M_{i2}(t, v)$ σύμφωνα με την θέση επεξεργασίας t και η θέση ενθάρρυνσης v της περιόδου. Παρομοίως, γράφονται οι ενδεχόμενες εκβάσεις για την δεύτερη περίοδο όπως $Y_{i2}(t, m, v)$ όπου η t και η m αντιπροσωπεύουν τις τιμές της επεξεργασίας και του μεσάζοντα (μεσολαβητή) κατά τη διάρκεια της δεύτερης περιόδου, και η v δείχνει την θέση ενθάρρυνσης. Όπως πριν, έστω ότι η συνέπεια στην οποία ο έμμεσος χειρισμός του μεσάζοντα (μεσολαβητή) μέσω της ενθάρρυνσης δεν έχει άμεση επίδραση στην έκβαση εκτός από αυτή της τιμής αποτελέσματος του μεσάζοντα (μεσολαβητή). Αυτή η υπόθεση, μαζί με την υπόθεση της επίδρασης μη μεταφοράς (και για τον μεσάζοντα και για την έκβαση), μπορεί να τυποποιηθεί ως εξής.

Υπόθεση 11. (συνέπεια και επιδράσεις μη μεταφοράς κάτω από τον σχεδιασμό ενθάρρυνσης διασταυρώσεων). Για όλα τα $t, t', v = 0, 1$
 $M_{i1}(t) = M_{i2}(t, 0)$ και $Y_{i1}\{t, M_{i1}(t')\} = Y_{i2}\{t, M_{i2}(t, v), v\}$ αν $M_{i1}(t') = M_{i2}(t, v)$.

Το πρώτο μέρος αυτής της υπόθεσης επιτρέπει και τον ενδεχόμενο μεσάζοντα (μεσολαβητή) στην πρώτη περίοδο όπως επίσης και τον μεσάζοντα δεύτερης περιόδου όταν η $V_i = 0$ να γραφτεί απλά σαν $M_i(t)$ για κάθε t . Όμοια, η έννοια για τις ενδεχόμενες εκβάσεις και στις δύο περιόδους μπορεί να απλοποιηθεί σε $Y_i(t, m)$.

Ένα πλεονέκτημα του σχεδιασμού ενθάρρυνσης είναι ότι, αντίθετα από το σχεδιασμό διασταυρώσεων, οι ερευνητές μπορούν να ελέγχουν τις αισθητές επιπτώσεις των υποθέσεων της συνέπειας και των επιδράσεων μεταφοράς. Αρχικά είναι πιθανό να ελεγχουμε αν η πρώτη ισότητα στην υπόθεση 11 ισχύει κατά μέσο όρο με την σύγκριση την $E(M_{i1}|T_i = t)$ με $E(M_{i2}|T_i = 1 - t, V_i = 0)$ για $t = 0, 1$. Αυτό γιατί αυτές οι δύο ποσότητες είναι ίσες στις αναμενόμενες τιμές των δύο ενδεχόμενων τιμών μεσάζοντα (μεσολαβητή) στην πρώτη ισότητα στην υπόθεση 11 όταν και η επεξεργασία και η ενθάρρυνση είναι τυχαιοποιημένα. Δεύτερον, η δεύτερη ισότητα στην υπόθεση 11 μπορεί μερικώς να ελεγχθεί από την σύγκριση $E(Y_{i1}|T_i = t, M_{i1} = m)$ με $E(Y_{i2}|T_i = 1 - t, M_{i2} = m, V_i = 0)$ για $m = 0, 1$. Αυτό γιατί αυτές οι ποσότητες είναι ίσες με $E\{Y_{i1}(t, m)|M_{i1}(t) = m\}$ και $E\{Y_{i2}(t, m, 0)|M_{i2}(t, 0) = m\}$ αντίστοιχα και κατά συνέπεια σύμφωνα με την υπόθεση ότι η πρώτη ισότητα στην υπόθεση 11 είναι αληθής η σύγκριση παράγει μια δοκιμή αν η δεύτερη ισότητα ισχύει στην προσδοκία όταν $v = 0$. Ωστόσο, θα έπρεπε να σημειωθεί ότι αυτή η διαδικασία δεν έχει επίπτωση για την περίπτωση στην οποία $v = 0$ και κατά συνέπεια δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για έλεγχο αν υπάρχει μια άμεση επίδραση ενθάρρυνσης της στην έκβαση. Εντούτοις, προτείνουμε την μέτρηση της πρώτης περιόδου έκβαση γιατί επιτρέπει έλεγχο αν υπάρχει καμία επίδραση μεταφοράς και συχνά εμπλέκει λίγο επιπρόσθετο κόστος.

Επιπροσθέτως με αυτές τις υποθέσεις, που είναι βασικά ισοδύναμες με τις υποθέσεις που κατασκευάζονται σύμφωνα με τον σχεδιασμό διασταυρώσεων, δίνεται βάση στην ακόλουθη υπόθεση μονοτονίας όπως έγινε στον παράλληλο σχεδιασμό ενθάρρυνσης. Ιδιαίτερως, έστω ότι καμία μονάδα δεν θα λάμβανε την τιμή του μεσάζοντα (μεσολαβητή) που είναι ίση με την παρατηρούμενη τιμή από την πρώτη περίοδο μόνο όταν δεν ενθαρρύνονται. Όταν ο μεσάζοντας (μεσολαβητής) είναι δυαδικός, η υπόθεση μπορεί να γραφτεί επίσημα ως ακολούθως.

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

Υπόθεση 12. (*no defier*). Για κάθε $t = 0, 1$ και $m \in M$,

$$Pr\{M_{i2}(1-t, 0) = m, M_{i2}(1-t, 1) = 1-m | M_{i1} = m, T_i = t\} = 0$$

Τέλος για την τυχαιοποίηση της επεξεργασίας και την ενθάρρυνση συνεπάγει την ακόλουθη υπόθεση.

Υπόθεση 13. (η τυχαιοποίηση για την επεξεργασία και την ενθάρρυνση). Για κάθε $m^* \in M$ και $t^* \in \{0, 1\}$,

$$\{Y_{i1}(t, m), Y_{i2}(t', m, v), M_{i2}(t^2) : t, t', t_1, t_2, v \in \{0, 1\} m \in M\} \perp T_i$$

$$\{Y_{i2}(t', m, v), M_{i2}(t_2) : t', t_2, v \in \{0, 1\}, m \in M\} \perp V_i | M_{i1} = m^*, T_i = t^*$$

Προσδιορισμός

Σύμφωνα με αυτές τις υποθέσεις και τον δυαδικό μεσάζοντα (μεσολαβητή) και τις μεταβλητές έκβασεις, μπορεί να προσδιοριστεί η κατά μέσο όρο έμμεση επίδραση αλλά μόνο για ένα υποσύνολο του πληθυσμού που μπορεί επιτυχώς να χειραγωγηθεί από έναν πειραματιστή δια μέσω με την ενθάρρυνση. Αυτές οι εύκαμπτες μονάδες είναι εκείνες για των οποίων η τιμή του μεσάζοντα στο δεύτερο πείραμα είναι ίδια με την τιμή του πρώτου πειραμάτος μόνο αν ενθαρρύνονται. Το ενδιαφέρον εστιάζεται στον υποπληθυσμό γιατί, όπως στις μεθόδους οργανικής μεταβλητής, αυτός ο σχεδιασμός δεν είναι πληροφοριακός για εκείνους που δεν επηρεάζονται από την ενθάρρυνση. Επίσημα, οι κατά μέσο όρο επιδράσεις μεταξύ των εύκαμπτων μονάδων ορίζονται ως

$$\bar{\delta}_P(t) = E[Y_i\{t, M_i(1)\} - Y_i\{t, M_i(0)\} | M_{i2}(t, 0) = 1 - M_{i1}(1-t), M_{i2}(t, 1) = M_{i1}(1-t)]$$

Παράδειγμα

Σαν μια ενδεχόμενη εφαρμογή του σχεδιασμού ενθάρρυνσης διασταυρώσεων, θεωρείται το πρόσφατο πείραμα έρευνας από τον Hainmueller και τον Hiscox (2010) [32] για τις επιδράσεις της διαμόρφωσης ζητημάτων στις προτιμήσεις προς τη μετανάστευση. Μελέτησαν πως οι προτιμήσεις μετανάστευσης του χαμηλού εισοδήματος των Αμερικάνων πολιτών, είναι επηρεασμένες από το αν ερωτούνται για τις υψηλές ή τις χαμηλές ικανότητες μεταναστών. Μια από τις υποθέσεις για την οποία ανησυχούν είναι ότι ο ανταγωνισμός πέρα από τους δημόσιους πόρους μεταξύ των ντόπιων και των μεταναστών οδηγεί σε μεγαλύτερη αντίθεση προς τη μετανάστευση. Αν αυτό είναι αληθές, οι ντόπιοι θα διαμορφώσουν τις αρνητικές προσδοκίες για την επίδραση των μεταναστών στην πρόσβαση τους στις δημόσιες υπηρεσίες. Αν και ο Hainmueller και ο Hiscox (2010) [32] δεν μπορούσαν να ελέγχουν εμμέσως αυτόν τον μηχανισμό, μια τροποποίηση του αρχικού πειραματικού σχεδιασμού μπορεί να το επιτρέψει.

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

Η μελέτη χρησιμοποίησε το πρότυπο 2×2 σχεδιασμό διασταυρώσεων που οι εναγόμενοι ερευνών ήταν πρώτοι τυχαία που κλήθηκαν να εξεταστούν είτε στις υψηλές ή τις χαμηλές μεταναστευτικές ικανότητες και όταν το κάνουν να εκφράσουν τις πολιτικές προτιμήσεις τους για την αυξανόμενη μετανάστευση. Δύο εβδομάδες αργότερα, οι ίδιοι εναγόμενοι ερευνήθηκαν πάλι, εκτός από το γεγονός ότι ρωτήθηκαν για την άλλη ομάδα ικανότητας, με αυτόν τον τρόπο αντιστρέφοντας την επεξεργασία. Ο Hainmueller και ο Hiscox (2010) [32] διαπίστωσαν ότι οι εκφρασμένες προτιμήσεις για την μετανάστευση διαφέρουν ουσιαστικά ανάλογα με το αν οι εναγόμενοι ρωτήθηκαν για τους μετανάστες χαμηλής ή υψηλής ικανότητας. Οι εναγόμενοι χαμηλού εισοδήματος που αντέταξαν την μετανάστευση μετά την έκθεση τους στη διαμόρφωση της χαμηλής μεταναστευτικής ικανότητας έτεινε να γίνει ευνοϊκή όταν ρωτήθηκαν για να θεωρήσουν υψηλές μεταναστευτικές δραστηριότητες.

Για να ερευνηθεί ο υποτιθέμενος αιτιώδης μηχανισμός, ο γνήσιος πειραματικός σχεδιασμός μπορεί να είναι τροποποιημένος ως εξής. Μετά από την διαμόρφωση των περίπου υψηλών ($T_i = 1$) ή χαμηλών ικανοτήτων των μεταστατών ($T_i = 0$), οι εναγόμενοι θα υποβάλλονταν σε ερωτηματολόγιο για τις προσδοκίες τους για την ευκολία τους στην πρόσβαση στις δημόσιες υπηρεσίες ή στην διαθεσιμότητα της πρόνοιας στο μέλλον M_{i1} . Στο δεύτερο πείραμα, για τους ίδιους εναγόμενους, η ικανότητα επεξεργασίας θα αντιστρεφόταν αλλά το πείραμα θα περιελάμβανε έναν επιπρόσθετο χειρισμό σχεδιασμένο να αλλάξει τις προσδοκίες για την πρόσβαση δημόσιων υπηρεσιών στην ίδια κατεύθυνση που παρατηρήθηκε στο πρώτο πείραμα (V_i). Για παράδειγμα, αν στο πρώτο πείραμα έλαβαν την χαμηλού πλαισίου ικανότητα και δήλωσαν ότι αναμένουν μελλοντική πρόσβαση στις δημόσιες υπηρεσίες για να μειώσουν, τότε ο χειρισμός δεύτερης περιόδου των προσδοκιών μπορούσε να είναι στην μορφή από μια είδηση που αναφέρει ότι οι κρατικοί προϋπολογισμοί ήταν απίθανο να είναι σε θέση να υποστηρίξουν τα μελλοντικά κοινά έξοδα υπηρεσιών. Μετά από αυτό τον χειρισμό της της μεταβλητής μεσολάβησης οι εναγόμενοι θα ρωτούνταν για τις προσδοκίες τους για την πρόσβαση στην δημόσια υπηρεσία (M_{i2}) και οι προτιμήσεις τους στις ροές μετανάστευσης (Y_{i2}).

Είναι η υπόθεση επίδρασης μη μεταφοράς πιθανόν να θεωρηθεί σαν παράδειγμα. Στο γνήσιο πείραμα του Hainmueller και του Hiscox (2010) [32] σκόνταψαν στα δύο κύματα έρευνας τους μετά από δύο εβδομάδες περίπου και βρήκαν μικρές επιδράσεις μεταφοράς. Η μεγάλη περίοδος εδαφικής διάβρωσης στο σχέδιό τους κάνει την υπόθεση επίδρασης μη-μεταφοράς πιο εύλογη. Όσο για την υπόθεση συνέπειας, η ερώτηση-κλειδί είναι αν η χρήση της είδησης έχει μια άμεση επιρροή στις προτιμήσεις για την μετανάστευση πέραν του υποτιθέμενου μηχανισμού. Η ερώτηση για αυτή την απάντηση ίσως να απαιτεί επιπρόσθετη έρευνα.

2.3.8 Αριθμητικό παράδειγμα-Παρατηρήσεις

Τώρα επεξηγούνται μερικά από τα αποτελέσματα ανάλυσης μας με την χρήση ενός αριθμητικού παραδείγματος που βασίζεται στο πείραμα διαμόρφωσης των μέσων μαζικής ενημέρωσης από τον Brader και τους υπόλοιπους (2008). Όπως περιγράφηκε νωρίτερα, η

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

ουσιαστική ερώτηση ενδιαφέροντος είναι εάν η επίδραση των μέσων μαζικής ενημέρωσης που διαμορφώνουν την προτίμηση μετανάστευσης των θεμάτων προκύπτει από τις αλλαγές στο επίπεδο άγχους. Ο πίνακας 1 περιγράφει περιγραφικές στατιστικές και εκτιμώμενες κατά μέσο όρο επιδράσεις επεξεργασίας υπολογισμένες από τα γνήσια πειραματικά αποτελέσματα. Οι εναγόμενοι στην συνθήκη επεξεργασίας (η εικόνα του Λατίνου και ο αρνητικός τόνος) εξέθεσαν σημαντικά υψηλότερα επίπεδα ανησυχίας και αντίθεσης στην μετανάστευση από ότι έκαναν οι εναγόμενοι σε άλλες συνθήκες, οδηγούμενοι σε εκτιμώμενες κατά μέσο όρο επιδράσεις επεξεργασίας σημαντικά μεγαλύτερα από το 0.

Table 1. Descriptive statistics and estimated average treatment effects from the immigration experiment†

Response variable	Results for treatment group		Results for control group		Average treatment effect (standard error)
	Mean	Standard deviation	Mean	Standard deviation	
Anxiety level	0.603	0.493	0.328	0.471	0.275 (0.069)
Opposition to immigration	0.824	0.384	0.641	0.481	0.182 (0.058)
Sample size	68		198		

†The middle four columns show the mean and standard deviation of the mediator and outcome variables for each group. The last column reports the estimated average causal effects of the treatment (Latino image and negative tone) as opposed to the control condition on the hypothesized mediator and outcome variables along with their standard errors. The estimates suggest that the treatment affected each of these variables in the expected directions.

Εδώ πραγματοποιείται μια μελέτη προσομοίωσης χρησιμοποιώντας αυτά τα αποτελέσματα σαν αφετηρία. Παράγεται αρχικά μια κατανομή πληθυσμού των ενδεχόμενων εκβάσεων και των μεσολαβητών (μεσάζοντων) καθώς επίσης και τύπους συμμόρφωσης όσον αφορά την ενθάρρυνση. Για να εξασφαλιστεί η συγκρισιμότητα των προσομοιωμένων δεδομένων με την κατανομή των παρατηρούμενων μεταβλητών, σχεδιάζονται τυχαία οι κοινές πιθανότητες αυτών των αιτιωδών τύπων από μια προγενέστερη κατανομή που είναι σύμφωνη με τα γνήσια δεδομένα. Η πληθυσμιακή κατανομή αποτελεσμάτων παράγεται κατά συνέπεια με τέτοιο τρόπο που τα παρατηρούμενα δεδομένα στον Πίνακα 1 θα μπορούσαν να έχουν προκύψει από τη διαδικασία παραγωγής δεδομένων. Μπορεί τυχαία να οριστεί και η πειραματική συνθήκη για τον παράλληλο σχεδιασμό (D_i) και η θέση ενθάρρυνσης (Z_i) για τον προσομοιωμένο πληθυσμό. Τα ποσοστά των συμμορφωμένων που προκύπτουν είναι 0,730 για την ομάδα επεξεργασίας και 0,390 για την ομάδα ελέγχου. Τέλος, οι παρατηρούμενες τιμές του μεσάζοντα και της έκβασης σύμφωνα με τους σχεδιασμούς ορίζονται στην βάση αυτών των δύο μεταβλητών.

Το σχήμα παρουσιάζει τα ισχυρά όρια στις κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις για $t = 1$ (σχήμα (α) και $t = 0$ σχήμα (β) σύμφωνα με διαφορετικούς πειραματικούς σχεδιασμούς που υπολογίζονται από τον προσομοιωμένο πληθυσμό. Και στις δύο επιτροπές, οι κορυφαίοι τρεις γεμάτοι κύκλοι αντιπροσωπεύουν τις αληθείς τιμές των κατά μέσο όρο έμμεσων επιδράσεων ($\bar{\delta}(1) = 0.301$ και $\bar{\delta}(0) = -0.045$) και οι κατώτατοι κύκλοι δείχνουν τις κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις συμμορφούμενων ($\bar{\delta} * (1) = 0.392$ και $\bar{\delta} * (0) = 0.014$). Οι

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

οριζόντιοι φραγμοί αντιπροσωπεύουν τα όρια (από την κορυφή έως κάτω) υπό την επιρροή του ενιαίου πειραματικού σχεδιασμού, του παράλληλου σχεδιασμού και του παράλληλου σχεδιασμού ενθάρρυνσης. Για τον παράλληλο σχεδιασμό ενθάρρυνσης, παρουσιάζουμε τα ισχυρά όρια και για $\bar{\delta}(t)$ και $\bar{\delta}^*(t)$. Οι γραφικές παραστάσεις επεξηγούν τις σχετικές δυνατόμεις προσδιορισμού των πειραματικών σχεδιασμών. Σύμφωνα με τον ενιαίο πειραματικό σχεδιασμό, τα ισχυρά όρια είναι πλατιά και για το $\bar{\delta}(1)$ και για το $\bar{\delta}(0)$ και περιλαμβάνουν το 0 ($[-0.175, 0.825]$ και $[-0.642, 0.359]$ αντίστοιχα). Σε αντίθεση, ο παράλληλος σχεδιασμός δείχνει τον συμβολισμό του $\bar{\delta}(1)$ να είναι θετική χωρίς να βασίζεται σε κάποια μη ελέγξιμη υπόθεση ($[0.090, 0.693]$), αν και όπως ήταν αναμενόμενο αποτυγχάνει να προσδιορίσει τον συμβολισμό του $\bar{\delta}(0)$ ($[-0.362, 0.358]$), του οποίου η αληθινή τιμή είναι κοντά στο 0. Ο παράλληλος σχεδιασμός ενθάρρυνσης είναι ελαφρώς λιγότερο πληροφοριακός για τις κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις από ότι ο παράλληλος σχεδιασμός αλλά εν τούτοις προσδιορίζει τον συμβολισμό του $\bar{\delta}(1)$, με τα ισχυρά όρια του $[0.026, 0.718]$ και $[-0.403, 0.359]$ για τα $\bar{\delta}(1)$ και $\bar{\delta}(0)$ αντίστοιχα. Επιπλέον, ο παράλληλος σχεδιασμός ενθάρρυνσης είναι ακόμα πιο πληροφοριακός για τις κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις συμμορφωμένων, τα ισχυρά όρια για $\bar{\delta}^*$ είναι στενότερα από οποιαδήποτε από τα όρια για τις κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις και για την $t = 1$ και για την $t = 0$ και δεν περιλαμβάνουν το 0 για τα προηγούμενα ($[0.089, 0.686]$ και $[-0.212, 0.183]$). Στο ποσό, για τον προσομοιωμένο μας πληθυσμό που βασίζεται στα πειραματικά δεδομένα του Brader και των υπολοίπων (2008), ο παράλληλος σχεδιασμός και ο παράλληλος σχεδιασμός ενθάρρυνσης είναι ουσιαστικά πιο πληροφοριακοί για τις κατά μέσο όρο έμμεσες επιδράσεις από ότι του πρότυπου ενιαίου πειραματικού σχεδιασμού.

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

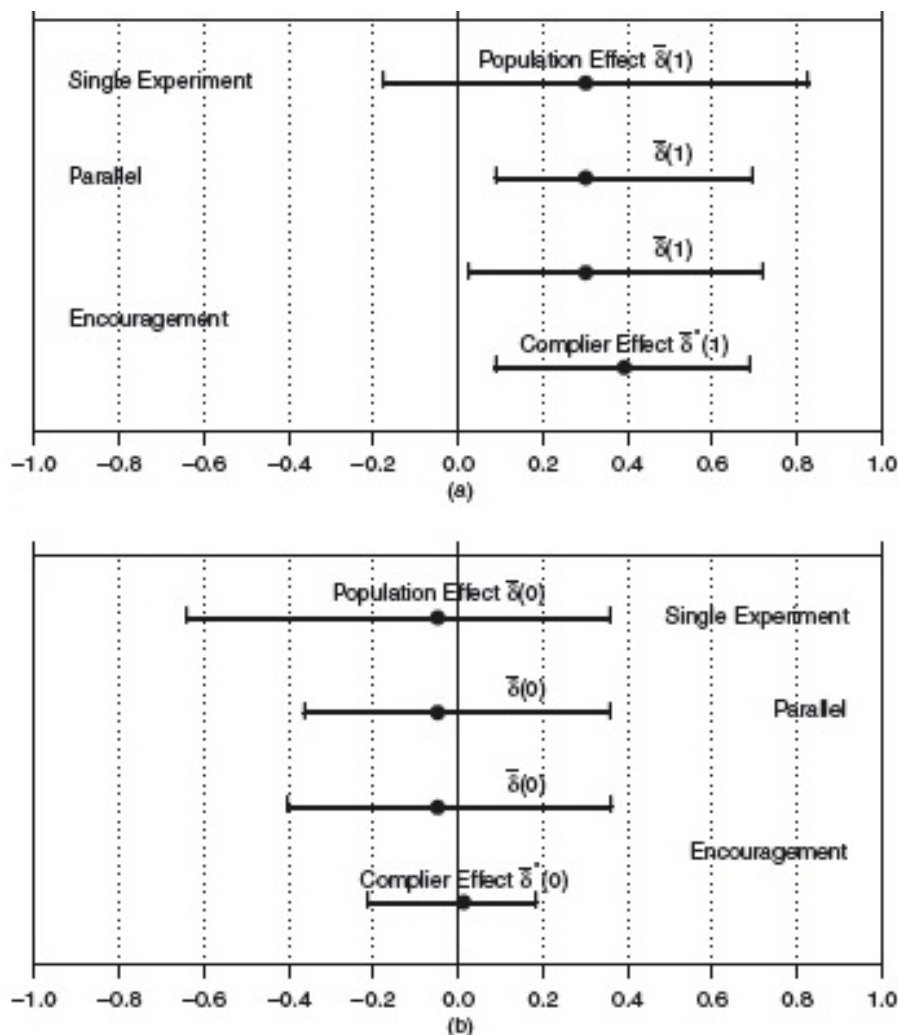


Fig. 2. Identification power of alternative experimental designs: sharp bounds on the average indirect effects for (a) the treatment and (b) the control conditions calculated on the basis of the hypothetical population that we generated (\bullet , true values of $\bar{\delta}(t)$ (top three) and $\bar{\delta}^*(t)$ (bottom); --- sharp bounds under (from top to bottom) the single-experiment design, parallel design and parallel encouragement design); the graphs show improved identification powers of the new designs compared with the traditional single-experiment design

Παρατηρήσεις

Ο προσδιορισμός των αιτιωδών μηχανισμών είναι στην καρδιά της επιστημονικής έρευνας. Οι εφαρμοσμένοι ερευνητές σε μια ποικιλία επιστημονικών κλάδων επιδιώκουν να εξηγήσουν τις αιτιώδεις διαδικασίες όπως και τις εκτιμώμενες αιτιώδεις επιδράσεις. Σαν συνέπεια, η πειραματική έρευνα συχνά δέχεται κριτικές και χαρακτηρίζεται σαν μια προσέγγιση μαύρου κουτιού που αγνοεί τους αιτιώδεις μηχανισμούς. Παρά αυτή την κατάσταση, και οι μεθοδολογιστές και οι πειραματιστές έχουν δώσει σχετικά μικρή προσοχή σε μια σημαντική ερώτηση στο πως σχεδιάζουμε ένα πείραμα για να ελέγξουμε την ύπαρξη των υποθετικών αι-

2.3. ΟΙ ΠΕΙΡΑΜΑΤΙΚΟΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΙ ΓΙΑ ΤΟΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΜΗΧΑΝΙΣΜΩΝ

τιωδών μηχανισμών εμπειρικά. Σε αυτή την ενότητα, αναπτύχθηκε η πρόταση εναλλακτικών πειραματικών σχεδιασμών και αναλύθηκε η δύναμη του προσδιορισμού για κάθε σχεδιασμό σύμφωνα με ποικίλες υποθέσεις.

Στην εφαρμοσμένη έρευνα, η πιο κυρίαρχη προσέγγιση είναι ο ενιαίος πειραματικός σχεδιασμός που μόνο η μεταβλητή επεξεργασίας τυχαιοποιείται. Η θεμελιώδης δυσκολία αυτής της προσέγγισης είναι ότι όπως στις παρατηρούμενες μελέτες η απουσία των μη παρατηρήσιμων συγχυτικών παραγόντων, απαιτείται για προσδιορισμό αλλά αυτό δεν είναι εγγυημένο σε καμία των περιπτώσεων ότι θα ισχύσει στην πράξη. Για να παραμεριστεί αυτός ο περιορισμός, προτείνουμε μερικούς εναλλακτικούς πειραματικούς σχεδιασμούς που εμπλέκουν με κάποιον τρόπο χειρισμό του μεσάζοντα (μεσολαβητή). Μερικοί σχεδιασμοί που εξετάζονται απαιτούν τον ευθύ χειρισμό του μεσάζοντα ενώ άλλοι επιτρέπουν τον έμμεσο και ατελή χειρισμό.

Η υπόθεση κλειδί σύμφωνα με αυτούς τους πειραματικούς σχεδιασμούς είναι ότι στην πράξη χειραγωγώντας τον μεσάζοντα δεν επηρεάζεται άμεσα η έκβαση (εκτός από το γεγονός ότι ο μεσολαβητής (μεσάζοντας) παίρνει μια ιδιαίτερη τιμή). Για να ικανοποιηθεί αυτή η υπόθεση συνέπειας, ο μεσάζοντας πρέπει να χειραγωγηθεί με ένα τρόπο που οι πειραματικές μονάδες συμπεριφέρονται σαν να είχαν επιλέξει την τιμή του μεσάζοντα οι ίδιοι. Αυτό μπορεί να εμφανιστεί ώστε να προτείνει κάθε πειραματικό σχεδιασμό που περιλαμβάνει κάποιο είδος χειρισμού από το μεσολαβητή και είναι ενδεχομένως περιορισμένης χρήσης για την ανάλυση αιτιωδών μηχανισμών. Ωστόσο, μέσω της συζήτησης των πρόσφατων πειράματων κοινωνικών επιστημών, έχουμε δείξει ότι τέτοιος χειρισμός μπορεί να προκύψει πιθάνος μέσω τεχνολογικών προόδων σε πειραματική μεθοδολογία (π.χ. το πείραμα νευροεπιστημών που αναπτύχθηκε πριν) όπως και η δημιουργία στο μέρος των πειραματιστών (π.χ το πείραμα διάκρισης αγοράς εργασίας που αναπτύχθηκε πριν).

Η προτεινόμενη μεθοδολογία υπογραμμίζει τις υποθέσεις προσδιορισμού που συνδέονται άμεσα με τον πειραματικό σχεδιασμό αντί εκείνων που τα χαρακτηριστικά των πειραματικών μονάδων. Αν και οι πειραματιστές μπορούν να διαδραματίσουν ένα παθητικό ρόλο όταν κάνοντας τον δεύτερο τύπο υποθέσεων, μπορούν να βελτιώσουν την ισχύ του πρώτου τύπου υποθέσεων μέσω του προσεκτικού σχεδιασμού και της εφαρμογής των πειραμάτων. Κατά συνέπεια, είναι αρκετά ελπιδοφόρο το γεγονός οι πειραματικοί σχεδιασμοί που εξετάζονται σε αυτή την ενότητα θα ανοίξουν τις δυνατότητες ώστε να προσδιοριστούν οι αιτιώδεις μηχανισμοί πειραματικά μέσω έξυπνων χειρισμών και μελλοντικών τεχνολογικών αναπτύξεων. Αν και σε αυτό την ενότητα αναπτύχθηκαν μόνο τα παραδείγματα κοινωνικών επιστημών, συνιστάται η χρήση σχεδιασμών για άλλες ρυθμίσεις, όπως η μεγάλης κλίμακας ιατρικές δοκιμές ή οι αξιολογήσεις δημόσιας πολιτικής.

Κεφάλαιο 3

3.1 Αιτιώδεις επιδράσεις σε κλινικές και επιδημιολογικές μελέτες μέσω ενδεχόμενων αποτελεσμάτων

Ένα κεντρικό πρόβλημα στις κλινικές και επιδημιολογικές μελέτες είναι πως να εξάγονται συμπεράσματα για τις αιτιώδεις επιδράσεις των θεραπειών ή των παραγόντων, για παράδειγμα πως η παροχή ανθυγιεινού νερού προκαλούν επιδημίες χολέρας, και αν μπορούν τα μέτρα δημόσιας υγείας να βελτιώσουν την παροχή νερού, ώστε να μειωθεί η αιτία της θνησιμότητας και του πόνου. Μπορεί η έκθεση στο κάπνισμα ή τα υψηλά επίπεδα τοξικών χημικών να προκαλέσουν καρκίνο. Μπορεί μια νέα θεραπεία για τον καρκίνο να παρατείνει την επιβίωση.

Εδώ αναθεωρείται μια προσέγγιση στην εξαγωγή συμπερασματολογιών για τις αιτιώδεις επιδράσεις μέσω ενδεχόμενων αποτελεσμάτων, και αναπτύσσεται η εφαρμογή αυτής της προσέγγισης σε έναν αριθμό από σχεδιασμούς δεδομένων συλλογής και προβλήματα συσχέτισμού που συνήθως ενθαρρύνεται σε κλινικές έρευνες και την επιδημιολογία. Η διατύπωση συχνά υπονοείται από άλλες προσεγγίσεις στην αιτιώδη συμπερασματολογία, αλλά ο στόχος μας είναι οι ιδέες που παρέχονται από την διατύπωση ενδεχόμενων εκβάσεων, από ότι η σύγκριση με άλλες προσεγγίσεις. Το άρθρο είναι μια προέκταση της δουλειάς του Rubin [74], ο οποίος εστιάζει στη διδασκαλία της αιτιώδους συμπερασματολογίας σε τμήματα στατιστικής και οικονομικών.

Πιο κάτω ορίζεται η αιτιώδη επίδραση μιας θεραπείας ή ενός παράγοντα σε μια έκβαση, για ένα άτομο ή για ένα πληθυσμό, και δηλώνονται οι υποθέσεις που σχετίζονται με αυτό τον ορισμό. Στη συνέχεια δίνεται έμφαση σε κρίσιμους ρόλους των μηχανισμών της ανάθεσης θεραπείας και της διαλογής δείγματος στην εκτίμηση των αιτιωδών επιδράσεων, και στη συνέχεια αναθεωρούνται τρεις προσεγγίσεις στην συμπερασματολογία και με την συγκριτικά απλή ρύθμιση μια τυχαιοποιημένης κλινικής δοκιμής με πλήρης συμμόρφωση και χωρίς να λείπουν δεδομένα και σε πιο σύνθετες ρυθμίσεις συμπεριλαμβανομένου, συμμεταβλητών και διαδοχική κατανομή επεξεργασίας. Εξετάζονται οι περιπλοκές στην αιτιώδη συμπερασμα-

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

τολογία σε τυχαιοποιημένες κλινικές δοκιμές που προκύπτουν από τη μη συμμόρφωση ή τα ελλιπή δεδομένα. Θεωρείται η αιτιώδη συμπερασματολογία στις μελέτες παρατήρησης, που μπορεί ενδεχομένως να προκαταληφθούν από την διαλογή τους στις θεραπείες. Αναλυτικές προσεγγίσεις όπως η ρύθμιση συμμεταβλητών, οι μέθοδοι ζευγαρώματος, το ταίριασμα ροπής και η υποταξινόμηση, και η ανάλυση ευαισθησίας αναθεωρούνται.

3.1.1 Ο ορισμός των αιτιωδών επιδράσεων μέσω των ενδεχόμενων εκβάσεων

Η έννοια της «αιτίας» είναι σύνθετη και περίπλοκη, αλλά για την εμπειρική έρευνα, η ιδέα της αιτιώδους επίδρασης ενός παράγοντα ή θεραπείας μοιάζει πιο απλή και πρακτικά χρήσιμη. Το πρότυπο κλειδί είναι ο ορισμός των αιτιωδών επιδράσεων μέσω των ενδεχόμενων αποτελεσμάτων. Οι αιτιώδεις εκτιμητές είναι δείκτες σύγκρισης των ενδεχόμενων εκβάσεων που θα μπορούσε να έχει παρατηρηθεί κάτω από διαφορετικές εκθέσεις μονάδων σε θεραπείες. Για παράδειγμα, η αιτιώδης επίδραση της λήψης ασπιρίνης 2 ώρες νωρίτερα, εμπλέκει μια σύγκριση μεταξύ ασθενούς με πονοκέφαλο που πήρε την ασπιρίνη (2 ώρες νωρίτερα) με το τι θα συνέβαινε αν δεν είχε πάρει ασπιρίνη : το $Y(1)$ είναι το αποτέλεσμα (ένα μέτρο του πονοκέφαλου) χωρίς ασπιρίνη και το $Y(2)$ είναι το αποτέλεσμα με την ασπιρίνη, η διαφορά, $Y(2) - Y(1)$, είναι μια προφανής ερμηνεία της αιτιώδους επίδρασης της ασπιρίνης στον πονοκέφαλο. Πιο γενικά, η $Y(W)$ είναι το αποτέλεσμα σύμφωνα με την θεραπεία-αγωγή $W = 1, 2, \dots$.

Αυτή η διαφανής και διαισθητική ερμηνεία των αιτιωδών επιδράσεων δια μέσου των ενδεχόμενων αποτελεσμάτων είναι γνωστή σε ορισμένους κύκλους (24) όπως το Αιτιώδες Μοντέλο του Rubin, αλλά η επίσημη θεώρηση, στο πλαίσιο της συμπερασματολογίας που βασίζεται στην τυχαιοποίηση στα τυχαιοποιημένα πειραμάτα, χρονολογείται πίσω στο Neyman [58] [72], και η διαφανής ιδέα μπορεί να βρεθεί στη βιβλιογραφία της εμπειρικής έρευνας σε διάφορα πεδία, συμπεριλαμβανομένου των οικονομικών της Επιδιομοιολογίας, των κοινωνικών και συμπεριφοραστικών επιστημών, και της στατιστικής. Ο Rubin παρείχε ένα επίσημο πλαίσιο το οποίο ανέπτυξε την ιδέα μεταξύ των τυχαιοποιημένων πειραμάτων και της συμπερασματολογίας που βασίζεται στην τυχαιοποίηση. Αυτό το αναπτυγμένο πλαίσιο επίσης επιτρέπει την επίσημη θεώρηση των περιπλοκών, όπως τα απρομελέτητα ελλιπή δεδομένα και η μη πληρότητα.

Το πρόβλημα κλειδί για την συμπερασματολογία είναι ότι παρατηρούμε την έκβαση Y για μόνο μία από τις πιθανές θεραπείες-αγωγές, δηλαδή η επεξεργασία που πραγματικά ορίζεται-ιδιαίτερα, αν θεωρηθεί η ασπιρίνη για την θεραπεία πονοκεφάλου, τότε παρατηρείται η $Y(2)$ αλλά δεν παρατηρείται η $Y(1)$, που είναι η έκβαση που θα μπορούσε να παρατηρηθεί αν η ασπιρίνη δεν είχε χορηγηθεί. Τα αποτελέσματα κάτω από τις θεραπείες-αγωγές που δεν ορίζονται, μπορεί να θεωρηθεί σαν ελλιπής, και το πρόβλημα είναι αυτό του σχηματισμού συμπερασματολογιών για τις τιμές που απουσιάζουν με τα παρατηρηθέντα δεδομένα.

Όταν ο ορισμός ατομικού επιπέδου των αιτιωδών επιδράσεων διαμέσου των ενδεχόμενων

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Subject	Y(11)	Y(12)	Y(21)	Y(22)
1	a	b	c	d
2	e	f	g	h

Πίνακας 3.1: Οι τέσσερις ενδεχόμενες εκβάσεις για τα δύο αντικείμενα όταν η σταθερή τιμή ατομικής θεραπείας δεν υπάρχει στην υπόθεση. $Y(jk)$ = η έκβαση που δίνεται όταν το αντικείμενο 1 λαμβάνει την θεραπεία j και το αντικείμενο 2 λαμβάνει την θεραπεία k .

Subject	Y(1)	Y(2)
1	a = b	c = d
2	e = g	f = h
...
N	y	z

Πίνακας 3.2: Οι ενδεχόμενες εκβάσεις για N αντικείμενα σύμφωνα με την SUTVA. Οι εισαγωγές για τα πρώτα δύο αντικείμενα ανταποκρίνονται στο πρώτο σχήμα.

εκβάσεων εφαρμόζεται σε ένα σύνολο ατόμων, μια περιπλοκή είναι ότι τα αποτελέσματα για ένα ιδιαίτερο άτομο μπορεί να εξαρτηθεί από θεραπείες-αγωγές και εκβάσεις για άλλα άτομα αυτού του συνόλου. Για παράδειγμα, υποθέστε ότι είμαστε στο ίδιο δωμάτιο και η δική σας ασπιρίνη για τον πονοκέφαλο σας επηρεάζει τη δήλωση του δικού μου πονοκέφαλου είτε πάρω είτε δεν πάρω ασπιρίνη (αν δεν πάρετε ασπιρίνη και ο πονοκέφαλος σας μειωθεί, τα παράπονα σας θα είναι αφόρητα). Το σχήμα 1 δείχνει ότι, για δύο άτομα, τότε υπάρχουν τέσσερις πιθανές εκβάσεις : $Y(11), Y(12), Y(21)$ και $Y(22)$ για κάθε αντικείμενο, όπου η $Y(jk)$ υποδηλώνει την έκβαση όταν το πρώτο άτομο λαμβάνει θεραπεία j και το δεύτερο άτομο λαμβάνει θεραπεία k . Για παραπάνω από δύο άτομα, ο αριθμός των ενδεχόμενων εκβάσεων αυξάνεται εκθετικά. Αυτό το πρόβλημα αποφεύγεται από την υπόθεση της «καμία παρέμβαση μεταξύ των μονάδων» (9), ή πιο γενικά, η υπόθεση «σταθερή τιμή ατομικής-θεραπείας» (SUTVA), που επίσης υποθέτει ότι δεν υπάρχουν κρυμμένες πλευρές θεραπειών (για παράδειγμα αποτελεσματικές και μη ταμπλέτες ασπιρίνης). Η κύρια ιδέα είναι ότι η αιτιώδης επίδραση για ένα ιδιαίτερο άτομο δεν εξαρτάται από τις υποθέσεις άλλων ατόμων. Σύμφωνα με την SUTVA, κάθε μονάδα έχει απλά δύο ενδεχόμενες εκβάσεις κάτω από τις θεραπείες-αγωγές 1 και 2. Ως εκ τούτου το πλήρες σύνολο των ενδεχόμενων εκβάσεων για τις N μονάδες μπορεί να αντιπροσωπευτεί από έναν $N \times 2$ πίνακα, όπως φαίνεται στο Σχήμα 2. Χωρίς μερικούς, τέτοιους πάνω κάτω περιορισμούς αποκλεισμού που περιορίζουν το εύρος των ενδεχομένων εκβάσεων, η αιτιώδης συμπερασματολογία είναι απίθανη. Τίποτα δεν είναι λάθος κάνοντας υποθέσεις, αντιθέτως αποτελούν τα σκέλη που ενώνουν τον τομέα των στατιστικών στους επιστημονικούς κλάδους. Η ποιότητα αυτών των υποθέσεων, όχι η ύπαρξή τους, είναι το ζήτημα.

3.1.2 Μηχανισμοί ανάθεσης και επιλογής

Η ανάγκη για έναν προϋποτιθέμενο μηχανισμό ανάθεσης

Χωρίς ένα μοντέλο για το πως οι θεραπείες -αγωγές ανατίθενται στις μονάδες, η επίσημη αιτιώδη συμπερασματολογία, τουλάχιστον χρησιμοποιώντας πιθανοτικές καταστάσεις, είναι απίθανη. Αυτό δεν σημαίνει ότι δεν μπορεί να γίνει τίποτα εκτός αν ο μηχανισμός ανάθεσης είναι γνωστός, αλλά αυτό σημαίνει ότι οι πιθανοτικές καταστάσεις για τις αιτιώδεις επιδράσεις (όπως τα διαστήματα εμπιστοσύνης ή οι ισχυρισμοί που εκτιμώνται είναι αμερόληπτα) δεν μπορούν να κάνουν υποθέσεις για τη φύση του μηχανισμού.

Για να τονιστεί η ανάγκη της τοποθέτησης ενός μηχανισμού ανάθεσης, έστω ότι η κατάσταση που απεικονίζεται στον Πίνακα 1, στον οποίο κάθε ένας από τους τέσσερις ασθενείς, ανατίθεται μια θεραπεία-αγωγή ελέγχου (θεραπεία 1) ή μια καινούρια θεραπεία (θεραπεία 2) από έναν φυσικό όπου η Y είναι ο αριθμός χρόνων που έζησαν μετά την εγχείρηση. Η στήλη 1 αναφέρεται σε ενδεχόμενες εκβάσεις σύμφωνα με την θεραπεία 1, το διάλυσμα $Y(1)$, και η στήλη 2 στις ενδεχόμενες εκβάσεις, το $Y(2)$, σύμφωνα με την θεραπεία 2, αυτή η αναπαράσταση κάνει την SUTVA υπόθεση. Οι ατομικές αιτιώδεις επιδράσεις, που ορίζονται σαν την διαφορά των ετών που έζησαν σύμφωνα με τις θεραπείες 2 και 1, που δίνονται στην τρίτη στήλη. Η τέταρτη στήλη, με την ετικέτα W , υποδηλώνει την θεραπεία για κάθε ασθενή που την παραλαμβάνει. Ο γιατρός σε αυτό το παράδειγμα είναι σαν τον καθένα που θα ήθελε να το χρησιμοποιήσει, γιατί οι δύο τελευταίες στήλες στον Πίνακα 1 δείχνουν ότι σε κάθε ασθενή ανατίθεται μια καλύτερη θεραπεία-όχι καλύτερα για τον μέσο ασθενή αλλά καλύτερα για τον ασθενή σαν άτομο. Αλλά τι γενικές κατακλείδες προτείνουν τα δεδομένα παρατήρησης: Η μέση παρατηρούμενη διάρκεια επιβίωσης για εκείνους που δίνεται η θεραπεία 1 είναι 1 χρόνος παραπάνω από εκείνους που δίνεται η θεραπεία 2, έτσι η προφανής, αλλά λανθασμένη κατακλείδα είναι ότι η θεραπεία 1 είναι η ανώτερη για την ομάδα ασθενών, οι οποίοι αντιπροσωπεύονται από τους τέσσερις ασθενείς. Αυτή η κατακλείδα είναι λανθασμένη γιατί οι τυπικές αιτιώδεις επιδράσεις (για παράδειγμα ο μέσος η μέση τιμή των ατομικών αιτιωδών επιδράσεων στον Πίνακα 1, στη στήλη 3) ξεκάθαρα η ευνοϊκότερη θεραπεία 2 για αυτούς τους ασθενείς, δίνοντας ένα μέσο πλεονέκτημα τριών ετών.

Η ερμηνεία των αιτιωδών επιδράσεων διαμέσου των ενδεχόμενων εκβάσεων και της επίσημης θεώρησης του μηχανισμού ανάθεσης, διευκρινίζει τους ρόλους των δύο ισχυρών χαρακτηριστικών σχεδιασμού των επιδημιολογικών και κλινικών μελετών: η συμπερίληψη μια ομάδας ελέγχου, και η τυχαιοποίηση των θεραπειών στα αντικείμενα. Ειδικότερα, επειδή η αιτιώδης επίδραση μιας ιδιαίτερης θεραπείας ορίζεται με την αναφορά σε μια δεύτερη θεραπεία ελέγχου, μια ομάδα ελέγχου χρειάζεται, εκτός αν το αποτέλεσμα σύμφωνα με την θεραπεία ελέγχου είναι πολύ καλά κατανοητή, γιατί παρατηρείται μόνο ένα από τα δύο αποτελέσματα για δοθέν άτομο. Η τυχαιοποίηση είναι ένας μηχανισμός ανάθεσης που επιτρέπει τις αιτιώδεις επιδράσεις για τις ομάδες που εκτιμώνται σχετικά εύκολα.

Αντίστοιχα, στα κλασσικά πλήρως τυχαιοποιημένα πειράματα, η W ανατίθεται τυχαία

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Ασθενής	Y(1)	Y(2)	Y(2) - Y(1)	W
1	(1)	6	(5)	2
2	(3)	12	(9)	2
3	9	(8)	(-1)	1
4	11	(10)	(-1)	1
Μέση Τιμή	10 ^b	9 ^b	(3)	

Πίνακας 3.3: Τεχνητό παράδειγμα για σύμμικτο μηχανισμό ανάθεσης

και ως εκ τούτου ανεξάρτητα από τα αποτελέσματα. Στους όρους της υπό συνθήκης πιθανότητας, η πιθανότητα που μια μονάδα ή ένα άτομο, με τα ενδεχόμενα αποτελέσματα $Y(1)$ και $Y(2)$ ανατίθεται μια θεραπεία W , είναι μια σταθερά που δεν εξαρτάται από τις τιμές της $Y(1)$ και $Y(2)$, δηλαδή:

$$P(W|Y(1), Y(2)) = P(W)$$

για όλες τις $Y(1), Y(2)$ (1)

όπου η αριστερή πλευρά είναι η υπό συνθήκη πιθανότητα της ανάθεσης W δοθέντος των ενδεχόμενων αποτελεσμάτων $Y(1)$ και $Y(2)$. Έστω οι \bar{y}_1 και \bar{y}_2 δηλώνουν τους μέσους δείγματος των αποτελεσμάτων των ατόμων που ανατίθενται στις θεραπείες 1 και 2, αντίστοιχα. Σύμφωνα με την τυχαία ανάθεση, η διαφορά στους μέσους δείγματος $\bar{y}_1 - \bar{y}_2$ είναι μια αμερόληπτη εκτιμήτρια της μέσης αιτιώδους επίδρασης.

Έστω η Q δηλώνει ένα σύνολο συμμεταβλητών που καταγράφουμε μια μονάδα, και έστω ότι η Y_{obs} δηλώνει το αποτέλεσμα που καταγράφεται και η Y_{mis} τα μη καταγεγραμμένα αποτελέσματα των θεραπειών που δεν αναθέτονται. Η Εξίσωση 1 είναι ένα παράδειγμα ενός μηχανισμού που «αγνοείται», το βασικό χαρακτηριστικό στο οποίο αυτή η ανάθεση εξαρτάται από τα δεδομένα μόνο μέσω της X και της Y_{obs} , δηλαδή, ένας μηχανισμός που αγνοείται έχει την κυριότητα που

$$P(W|X, Y_{obs}, Y_{mis}) = P(W|X, Y_{obs})$$

για όλες τις τιμές της Y_{obs} (2).

Σημαντικά παραδείγματα μηχανισμών που παραλείπονται είναι «μη-σύμμικτά» πειράματα, στα οποία ο μηχανισμός εξαρτάται μόνο από τις παρατηρούμενες συμμεταβλητές Q :

$$P(W|X, Y_{obs}, Y_{mis}) = P(W|X)$$

για όλες τις τιμές Y_{mis}, Y_{obs} (3).

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Άλλοι σημαντικοί σχεδιασμοί επιτρέπουν την ανάθεση να εξαρτάται όχι μόνο από τις συμμεταβλητές αλλά και από τις παρατηρούμενες εκβάσεις, και ως εκ τούτου δεν ικανοποιούν την Εξίσωση 3 αλλά ικανοποιούν την πιο αδύναμη συνθήκη ικανότητας αγνόησης, την Εξίσωση 2. Ιδιαίτερος, σε μελέτες που εμπλέκουν κλιμακώμενη είσοδο αντικειμένων, οι σχεδιασμοί με αμερόληπτα νομίσματα επιτρέπουν κατανομές αντικειμένων να εξαρτώνται από παρατηρούμενες εκβάσεις άλλων αντικειμένων που έχουν ανατεθεί νωρίτερα στη μελέτη. Αυτοί οι σχεδιασμοί μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να περιορίσουν τις αναθέσεις στην θεραπεία που μοιάζει να είναι κατώτερη. Σε μελέτες που εμπλέκονται επαναλαμβανόμενα μέτρα πάνω στο χρόνο και στις κατανομές με σειριακή θεραπεία, η κατανομή σε έναν ιδιαίτερο χρόνο μπορεί να εξαρτάται από τα αποτελέσματα που καταγράφονται για το ίδιο άτομο σε πρώιμα χρονικά σημεία, αποδίδοντας μια μορφή μιας ακολουθιακής ικανότητας αγνόησης.

Βεβαίως, σε ορισμένες μελέτες επιδημιολογίας, η ανάθεση από την τυχαιοποίηση δεν είναι πιθανή. Σε τέτοιες περιπτώσεις, οποιαδήποτε ανάλυση παρατηρούμενων δεδομένων πρέπει να παίρνουν το μηχανισμό ανάθεσης υπόψη τους, γιατί το λιγότερο μισές οι ενδεχόμενες εκβάσεις (που ορίζονται οι αιτιώδεις επιδράσεις) είναι απύσες, η διαδικασία που τις κάνει απύσες μπορεί να είναι μέρος του μοντέλου συμπερασματολογίας.

Οι μηχανισμοί στους οποίους οι αναθέσεις θεραπείας ενδεχομένως μπλέκονται με τις εκβάσεις, όπως στο παράδειγμα που αναπαριστάται στον Πίνακα 1, ονομάζονται «μη αγνοήσιμες». Παρακάτω αναπτύσσονται μεθόδοι συμπερασματολογίας για τυχαιοποιημένες μελέτες, και αργότερα μελέτες παρατήρησης που θεωρείται ότι επιβάλλεται μηχανισμός είναι ενδεχομένως μη αγνοήσιμες.

Η επιλογή μηχανισμών για συμπερασματολογία για έναν πληθυσμό βασισζόμενο σε ένα δείγμα

Η αιτιώδης συμπερασματολογία για ένα ιδιαίτερο δείγμα ατόμων εξαρτάται από τον μηχανισμό ανάθεσης θεραπειών σε αυτό το δείγμα. Συχνά ενδιαφέρον παρουσιάζει η εξαγωγή συμπερασματολογίας για έναν μεγαλύτερο πληθυσμό ατόμων, όπου το δείγμα προορίζεται για να αντιπροσωπεύσει τον πληθυσμό. Τέτοιες συμπερασματολογίες δεν εξαρτώνται μόνο από τον μηχανισμό κατανομής θεραπείας αλλά επίσης από το μηχανισμό επιλογής του δείγματος από τον πληθυσμό. Ο ιδανικός σχεδιασμός για την αιτιώδη συμπερασματολογία για έναν πληθυσμό, θα εμπλεκόταν τυχαία στην επιλογή αντικειμένων και η τυχαία κατανομή θεραπειών σε αυτά τα αντικείμενα. Ωστόσο, οι μελέτες που εμπλέκονται σε τυχαιοποιημένα επιλογή και η κατανομή θεραπειών είναι σπάνιες στην πρακτική. Επιπλέον οι μελέτες παρατήρησης μπορεί να εμπλέκουν τυχαία δείγματα ενός πληθυσμού προς μελέτη, αλλά η μη τυχαία κατανομή θεραπειών ή συνθηκών που μελετώνται. Από την άλλη, οι κλινικές δοκιμές συχνά εμπλέκουν τυχαία κατανομή των θεραπειών αλλά σπάνια εμπλέκουν επιλογή από αντικείμενα από τον πληθυσμό.

Η επιλογή μηχανισμού μπορεί να τυποποιηθεί σαν μια κατανομή ενός συνόλου από δυαδικές μεταβλητές Σ που υποδηλώνουν αν τα μέλη ενός πληθυσμού που επιλέγονται. Παράλληλίζοντας την ερμηνεία της Εξίσωσης 2 για την κατανομή θεραπείας, η κύρια συνθήκη

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

για ένα μηχανισμό παράλειψης-επιλογής δηλαδή η επιλογή εξαρτάται μόνο από τα δεδομένα μόνο μέσω των παρατηρούμενων εκβάσεων, δηλαδή

$$P(S|X, W, Y_{obs}, Y_{mis}, Y_{exc}) = P(S|X, W, Y_{obs})$$

για όλες τις τιμές Y_{obs}, Y_{exc} (4).

όπου η Y_{exc} αντιπροσωπεύει τα ενδεχόμενα αποτελέσματα για τις μονάδες του πληθυσμού που αφαιρούνται από το δείγμα. Αν η Εξίσωση 4 μπορεί να δικαιολογηθεί, τότε η επιλογή μηχανισμού μπορεί να αγνοηθεί για τον πληθυσμό αιτιώδους συμπερασματολογίας, αλλά διαφορετικά ένα μοντέλο για την επιλογή χρειάζεται να ενσωματωθεί σε ανάλυση. Η επέκταση στην οποία η μη αγνοήσιμη επιλογή οδηγεί σε μεροληψία στις εκτιμώμενες επιδράσεις πληθυσμού που εξαρτάται σε ένα βαθμό από την συσχέτιση μεταξύ των επιδράσεων θεραπείας και επιλογής, μετά την διευθέτηση μετρήσιμων συμμεταβλητών. Αυτό το ζήτημα διευθετείται άτυπα όταν οι μέσες επιδράσεις θεραπείας συγκρίνονται από μια ποικιλία μελετών που εμπλέκονται διαφορετικά δείγματα μελέτης, η σχετική σταθερότητα εκτημητών είναι η απόδειξη ότι οι επιδράσεις επιλογής μπορεί να είναι μικρότερες, αλλά η μεγάλη ετερογένεια επιδράσεων προτείνει ότι τα ζητήματα επιλογής χρειάζονται πιο φροντισμένη προσοχή.

3.1.3 Σημαντικοί τρόποι συμπερασματολογίας για τυχαιοποιημένες μελέτες

Δεν χρειάζονται περισσότερες υποθέσεις για συνέχεια σε μορφές αιτιώδους συμπερασματολογίας που βασίζονται απλώς στην κατανομή στατιστικής που γίνεται από έναν τυχαιοποιημένο μηχανισμό ανάθεσης. Αυτές οι μορφές της συμπερασματολογίας θεμελιώθηκαν στο πλαίσιο των κλασικών τυχαιοποιημένων πειραμάτων. Είναι χρήσιμο να περιγραφούν μέθοδοι σχεδιασμού έγκυρων αιτιώδων συμπερασματολογιών σε αυτή τη ρύθμιση πριν θεωρηθούν περισσότερες περίπλοκες ρυθμίσεις που εμπλέκονται σε μη τυχαιοποιημένα δεδομένα.

Θεμελιωδώς, υπάρχουν τρεις επίσημοι στατιστικοί τρόποι αιτιώδους συμπερασματολογίας, ένας κατά Bayesian και άλλοι δύο βασισμένοι στην τυχαιοποίηση. Από τους δύο ευδιάκριτους τρόπους της συμπερασματολογίας που βασίζεται στην τυχαιοποίηση, μία σύμφωνα με τον Neyman και η άλλη είναι σύμφωνα με τον Fisher.

Η τυχαιοποίηση βασισόμενη κατά Fisherian

Η προσέγγιση του Fisher είναι πιο άμεση εννοιολογικά, και είναι πιο στενά συνδεδεμένη με την μαθηματική ιδέα της απόδειξης από την αντίθεση. Είναι βασικά μια στοχαστική απόδειξη από την αντίθεση, δοθείσας της P τιμής, ένα μέτρο της ευλογοφάνειας της μηδενικής υπόθεσης της απολύτης μη ύπαρξης επίδρασης που στη μελέτη συμπεριλαμβάνονται τα αντικείμενα απόλυτα.

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Το πρώτο στοιχείο του τρόπου του Fisher στην συμπερασματολογία, είναι η μηδενική υπόθεση, στην οποία σχεδόν πάντα ισχύει $Y(1) = Y(2)$ για όλες τις μονάδες, και οι θεραπείες έχουν ακριβώς τα ίδια αποτελέσματα. Σύμφωνα με τη μηδενική υπόθεση, όλα τα ενδεχόμενα συμπεράσματα είναι γνωστά από το παρατηρηθέν αποτέλεσμα Y_{obs} γιατί η $Y(1) = Y(2) = Y_{obs}$. Ακολουθεί ότι, σύμφωνα με αυτή την μηδενική υπόθεση, η τιμή κάθε στατιστικού, T , όπως η διαφορά των παρατηρούμενων μέσων των μονάδων που εκτίθενται στην θεραπεία 2 και οι μονάδες που εκτίθενται στην θεραπεία 1, $\bar{y}_2 - \bar{y}_1$, είναι γνωστή όχι μόνο από την παρατηρούμενη ανάθεση, αλλά για όλες τις πιθανές αναθέσεις W .

Υποθέστε ότι επιλέγεται ένα στατιστικό T , όπως η διαφορά $\bar{y}_2 - \bar{y}_1$, και υπολογίζεται η τιμή του σύμφωνα με την πιθανή ανάθεση (έστω ότι η μηδενική υπόθεση είναι αληθής) και επίσης υπολογίζεται η πιθανότητα της ανάθεσης σύμφωνα με τον τυχαιοποιημένο μηχανισμό ανάθεσης. Στα περισσότερα κλασσικά πειράματα, αυτές οι πιθανότητες είναι είτε μηδενικές ή μια κοινή τιμή για όλες τις αναθέσεις. Για παράδειγμα, σε ένα πλήρως τυχαιοποιημένο πείραμα με $N = 2n$ μονάδες, οι n είναι τυχαία επιλεγμένες ώστε να λαμβάνουν την θεραπεία 2 και οι n ώστε να λαμβάνουν την θεραπεία 1. Τότε κάθε ανάθεση W που έχει n μονάδες ανατίθενται σε κάθε θεραπεία που έχει πιθανότητα $1/C_n^N$, όπου η $C_n^N = (N) \times (N-1) \times \dots \times (n+1) / (1 \times 2 \times \dots \times (N-n))$ είναι ο διωνυμικός συντελεστής, και όλοι οι άλλοι W έχουν μηδενική πιθανότητα. Γνωρίζοντας την τιμή της T και της πιθανότητας για κάθε W , είναι εφικτό στην συνέχεια να υπολογιστεί η πιθανότητα (κάτω από τον μηχανισμό ανάθεσης και την μηδενική υπόθεση) που θα μπορούσε να παρατηρηθεί μια τιμή της T που είναι ασυνήθιστη ή πιο πολύ ασυνήθιστη από την παρατηρούμενη τιμή της T , όπου η έννοια ασυνήθιστη ορίζεται a priori, τυπικά από το πόσο αντιφατική είναι η T από το μηδέν. Αυτή η πιθανότητα είναι η τιμή P από την παρατηρούμενη τιμή του στατιστικού T κάτω από την μηδενική υπόθεση, οι μικρές τιμές ερμηνεύονται σαν μια απόδειξη ενάντια στην μηδενική υπόθεση.

Αυτή η μορφή συμπερασματολογίας είναι πολύ κομψή, αλλά περιορισμένη, το μηδενικό μοντέλο είναι πολύ περιορισμένο, ο έλεγχος στατιστικής είναι κάπως αυθαίρετος, και μια μικρή P τιμή δεν υπονοεί απαραίτητα ότι οι αποκλίσεις από την μηδενική υπόθεση είναι ουσιαστικά σημαντικές. Παρόλαυτα, είναι σημαντικό να υπολογιστεί μια P τιμή, αν η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται για μια κατάλληλη επιλογή του στατιστικού T .

Η συμπερασματολογία βασισμένη κατά Neyman

Η μορφή του Neyman, της συμπερασματολογίας βασισμένη στην τυχαιοποίηση, μπορεί να παρατηρηθεί στον σχεδιασμό συμπερασματολογιών από την αξιολόγηση των προσδοκιών στατιστικής σύμφωνα με την κατανομή που προκαλείται από τον μηχανισμό ανάθεσης για να υπολογιστεί ένα διάστημα εμπιστοσύνης για την τυπική αιτιώδη επίδραση. Η βασική ιδέα είναι ίδια με το κλασικό άρθρο του Neyman στην συμπερασματολογία που βασίζεται στην τυχαιοποίηση των ερευνών. Τυπικά, ένας αμερόληπτος εκτιμητής του αιτιώδους εκτιμητή (η τυπική αιτιώδη επίδραση, για παράδειγμα ο μέσος) δημιουργείται, και ένας αμερόληπτος εκτιμητής της διασποράς αυτού του αμερόληπτου εκτιμητή που ανακαλύφτηκε (η μεροληψία

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

και η διακύμανση ορίζονται και οι δύο από την κατανομή τυχαιοποίησης). Τότε μια απήχηση κατασκευάζεται στο κεντρικό οριακό θεώρημα της κανονικότητας του εκτιμητή σύμφωνα με την κατανομή τυχαιοποίησης του, από την οποία ένα διάστημα εμπιστοσύνης για τον αιτιώδη εκτιμητή εξασφαλίζεται.

Για σαφήνεια, ο αιτιώδης εκτιμητής είναι τυπικά η μέση αιτιώδης επίδραση $\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1$, όπου οι μέσοι σύμφωνα με όλες τις μονάδες στον πληθυσμό που μελετάται και στην παραδοσιακή στατιστική για την εκτίμηση της επίδρασης είναι η διαφορά του δείγματος των μέσων για τις δύο ομάδες, $\bar{y}_2 - \bar{y}_1$, που μπορούν να παρουσιαστούν ως αμερόληπτες για $\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1$ κάτω από την απλή τυχαία ανάθεση θεραπειών. Σε πλήρη τυχαιοποιημένα πειράματα με τις n_1 μονάδες να ανατίθενται για πρώτη θεραπεία και τις n_2 μονάδες να ανατίθενται για δεύτερη θεραπεία, η εκτιμώμενη διακύμανση είναι $se^2 = \frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}$, όπου η s_1^2 και η s_2^2 είναι οι διακυμάνσεις δείγματος στις δύο ομάδες θεραπείας, η se^2 υπερεκτιμά την πραγματική διακύμανση της ποσότητας $\bar{y}_2 - \bar{y}_1$ εκτός αν όλες οι ατομικές αιτιώδεις επιδράσεις είναι οι ίδιες. Το τυπικό 95% διάστημα εμπιστοσύνης για την $\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1$ είναι η $\bar{y}_2 - \bar{y}_1 \pm 1.96se$, που σε αρκετά μεγάλα δείγματα, περιλαμβάνει την $\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1$ σε $\geq 95\%$ των πιθανών τυχαίων αναθέσεων. Αν παρατηρούμε τις N μονάδες σαν ένα τυχαίο δείγμα από έναν βασικό άπειρο πληθυσμό μονάδων, τότε η se^2 είναι ακριβώς αμερόληπτη για τη διασπορά της $\bar{y}_2 - \bar{y}_1$ σε ένα τυχαίο δείγμα μονάδων και τυχαιοποιημένης ανάθεσης θεραπειών.

Η μορφή του Neyman στην συμπερασματολογία δεν είναι καθοδηγητική στο να πει τι ακριβώς να γίνεται, αλλά μάλλον στοχεύεται στις αξιολογήσεις διαδικασιών για την αιτιώδη συμπερασματολογία, σε επαναλαμβανόμενες εφαρμογές, πόσο συχνά το διάστημα $\bar{y}_2 - \bar{y}_1 \pm 1.96se$ περιλαμβάνει το $\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1$. Εντούτοις, μορφοποιεί την βάση για το μεγαλύτερο μέρος από τις πιο σημαντικές περιοχές της εφαρμογής που λαμβάνει χώρα (για παράδειγμα στον κόσμο της φαρμακευτικής ανάπτυξης και της αποδοχής και των τυχαιοποιημένων κλινικών δοκιμών στην Ιατρική). Η μορφή της συμπερασματολογίας είναι επίσης η βάση για το μεγαλύτερο μέρος αυτών που λαμβάνουν χώρα για την αιτιώδη συμπερασματολογία στην επιδημιολογία όταν μια τυχαιοποιημένη μελέτη γίνεται ή ανατίθεται. Δηλαδή, η ανάλυση των μη τυχαιοποιημένων επιδημιολογικών δεδομένων σχεδόν πάντα βασίζεται στη Neymanian συμπερασματολογία κάτω από μια απλή υπόθεση ότι σε κάποιο επίπεδο, συζητείται αργότερα, η τυχαιοποίηση που έλαβε μέρος.

Συμπερασματολογία που βασίζεται σε μοντέλο

Η τρίτη μορφή στατιστικής συμπερασματολογίας για τις αιτιώδεις επιδράσεις είναι η συμπερασματολογία που βασίζεται σε μοντέλο, στην οποία το μοντέλο για τον μηχανισμό ανάθεσης $P(W|X, Y(1), Y(2))$, συμπληρώνεται με ένα μοντέλο για τα δεδομένα, $P(Y(1), Y(2)|X)$, που σχεδόν πάντα συντάσσεται από άγνωστες παραμέτρους θ . Κατά τη γνώμη μας, η εκδοχή κατά Bayesian της συμπερασματολογίας που βασίζεται στο μοντέλο είναι πιο γενική και εννοιολογικά πιο ικανοποιητική. Σε αυτή την προσέγγιση, η θ δίνεται σε prior κατανομή και η αιτιώδης συμπερασματολογία συμπεριλαμβάνεται από μια κατά συνθήκη κατανομή από έναν αιτιώδη εκτιμητή δοθέντος παρατηρούμενων δεδομένων, που ακολουθείται από το θεώρημα

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

του Bayes από τα παρατηρούμενα δεδομένα και τα μοντέλα για τον μηχανισμό ανάθεσης και τα δεδομένα.

Αναλυτικότερα, υποθέστε ότι ο αιτιώδης εκτιμητής είναι ο $\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1$, όπως προηγουμένως, έτσι η μεταγενέστερη κατανομή, δηλαδή η υπό συνθήκη κατανομή δοθέντος των προδιαγραφών του μοντέλου και των παρατηρούμενων τιμών των W, X και Y , ακολουθούν από την μεταγενέστερη κατανομή προβλέψεων των τιμών που απουσιάζουν Y_{mis} , αξιολογημένες στις παρατηρούμενες τιμές των W, X και Y_{obs} . Με μεγάλα δείγματα, η ανάλυση κατά Bayesian για ένα από ανεξάρτητο κανονικό μοντέλο συμφωνεί πολύ στενά με προσέγγιση εμπιστοσύνης του Neyman. Η μεταγενέστερη κατανομή της $\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1$ είναι κανονική με μέση τιμή $\bar{y}_2 - \bar{y}_1$ και η διασπορά $\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} - c$, όπου η c είναι μηδέν για την συμπερασματολογία για την μέση τιμή για έναν άπειρο πληθυσμό και σε ένα πεπερασμένο πληθυσμό c είναι ανάλογη με την διασπορά των ατομικών αιτιωδών επιδράσεων και ως εκ τούτου είναι μηδενική όταν η αιτιώδης επίδραση είναι επιπρόσθετη. Για περισσότερα πολύπλοκα προβλήματα που έχουν έλλειψη από απλές αναλυτικές μεταγενέστερες κατανομές, οι μεταγενέστερες κατανομές μπορούν να υπολογιστούν από την αλυσίδα Markov σε Monte Carlo μεθόδους που αποτελεσματικά υπολογίζουν τις τιμές των ενδεχόμενων εκβάσεων που λείπουν Y_{mis} . Η προσέγγιση της προσομοίωσης από τα ενδεχόμενα αποτελέσματα που λείπουν είναι πολύ διαισθητικά, ακόμα και για τους μη στατιστικούς.

Θα έπρεπε να δοθεί έμφαση εδώ στο γεγονός ότι οι παράμετροι θ των μοντέλων για τα δεδομένα (για παράδειγμα, τα υπόλοιπα της παλινδρόμησης σε κανονικά γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης) δεν είναι αιτιώδεις επιδράσεις. Για παράδειγμα, υποθέστε ότι η Y είναι μια δυαδική μεταβλητή που υποδεικνύει 5 χρόνια επιβίωσης. Μπορεί να είναι λογικό στο μοντέλο με τις λογο-πιθανότητες της πιθανότητας επιβίωσης σαν μια επιπρόσθετη συνάρτηση της ομάδας θεραπείας και των συμμεταβλητών. Από την άλλη, οι αιτιώδεις επιδράσεις ενδιαφέροντος μπορεί να είναι άμεσες συγκρίσεις των ποσοστών επιβίωσης σύμφωνα με καινούριες και ελεγχόμενες θεραπείες. Ο ερευνητής ορίζει τον αιτιώδη εκτιμητή, αλλά η φύση επιλέγει μορφές κατανομής για τις μεταβλητές. Η συμπερασματολογία κατά Bayesian μέσω της προσομοίωσης είναι ιδανικά κατάλληλη για να διευθετήσετε τέτοιες ερωτήσεις. Υποστηρίζεται η προσέγγιση κατά Bayes βασισμένη στο μοντέλο είναι από τις πιο άμεσες και ευέλικτες μορφές συμπερασματολογίας για τις αιτιώδεις επιδράσεις. Ωστόσο, οι προσεγγίσεις βασιζόμενες σε μοντέλο πετυχαίνουν αυτά τα πλεονεκτήματα με το να αξιώνουν μια κατανομή για τα δεδομένα $P(Y(1), Y(2)|X)$, που οι προσεγγίσεις που βασίζονται στην τυχαιοποίηση αποφεύγουν. Μια τέτοια κατανομή μπορεί να είναι πολύ χρήσιμη, αλλά μπορεί να είναι και σαν ένα όπλο στα χέρια ενός παιδιού, δηλαδή γεμάτο κίνδυνο για τον αφελή αναλυτή δεδομένων. Τα μοντέλα χρειάζεται να είναι πολύ προσεκτικά διαλεγμένα για να ανακλούν τα χαρακτηριστικά κλειδιά του προβλήματος και θα έπρεπε να ελέγχονται για σημαντικές παραβιάσεις και να τροποποιούνται όταν είναι απαραίτητο.

Εν περιλήψει, κάποιος πρέπει να είναι πρόθυμος για να χρησιμοποιήσει τα καλύτερα χαρακτηριστικά όλων αυτών των προσεγγίσεων συμπερασματολογίας. Σε απλά κλασικά τυχαιοποιημένα πειράματα με κανονικοποιημένα δεδομένα, οι τρεις προσεγγίσεις δίνουν πα-

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

ρόμοιες πρακτικές απαντήσεις, αλλά δεν ανταποκρίνονται σε πιο δύσκολες υποθέσεις στις οποίες κάθε προοπτική παρέχει διαφορετικές δυνατότητες. Ιδανικά, σε κάθε πρακτική ρύθμιση, οι απαντήσεις από τις προοπτικές δεν είναι σε σύγκρουση, τουλάχιστον με τα κατάλληλα μοντέλα, η κατάλληλη βελτίωση και τα μεγάλα δείγματα.

Ο ρόλος των συμμεταβλητών σε τυχαιοποιημένες μελέτες

Οι συμμεταβλητές είναι μεταβλητές των οποίων οι τιμές δεν επηρεάζονται από τις αναθέσεις θεραπείας-αγωγής και των μεταγενέστερων αποτελεσμάτων, τέτοιες μεταβλητές που καταγράφονται πριν την τυχαιοποίηση σε ομάδες θεραπείας (για παράδειγμα το έτος γέννησης ή τα αποτελέσματα προμέτρησης σε μια εκπαιδευτική εκτίμηση). Οι συμμεταβλητές είναι τυπικά κρίσιμες σε μια λογική ανάλυση μιας επιδημιολογικής μελέτης. Αλλά είναι σημαντικό να κατανοηθεί πρώτα ο ρόλος σε τυχαιοποιημένα πειράματα. Αν μια συμμεταβλητή χρησιμοποιείται σε ένα μηχανισμό ανάθεσης, όπως μια μεταβλητή μπλοκ σε ένα τυχαιοποιημένο μπλοκ σχεδιασμό, αυτή η συμμεταβλητή πρέπει να χρησιμοποιηθεί σε μια ανάλυση με έγκυρη συμπερασματολογία, ανεξάρτητα της προοπτικής συμπερασματολογίας. Σε κλασικά πλήρη τυχαιοποιημένα πειράματα στα οποία οι συμμεταβλητές δεν χρησιμοποιούνται για ανάθεση θεραπείας, οι συμμεταβλητές μπορεί να χρησιμοποιούνται ακόμα για να αυξήσουν την αποδοτικότητα μιας εκτίμησης.

Ο ρόλος των συμμεταβλητών στην αύξηση της αποδοτικότητας είναι πιο διάφανη με μια συμπερασματολογία κατά Bayesian, για παράδειγμα, σε μια κλινική δοκιμή για να εξετάσουμε μια νέα ιατρική μέθοδο, τα παρατηρηθέντα αποτελέσματα δριμύτητας ασθενειών προεπεξεργασίας-προθεραπείας, είναι τυπικά εύκολο να προβλεφθεί ότι είναι ελλιπή από αποτελέσματα προ-θεραπείας, για παράδειγμα, αποτελέσματα μεταγενέστερης θεραπείας σύμφωνα με την θεραπεία δεν λαμβάνονται. Έτσι, χρησιμοποιώντας προεπεξεργασμένα αποτελέσματα βελτιώνεται η πρόβλεψη της Y_{mis} και μειώνεται η διακύμανση των εισαγωγικών ελλειπουσών ενδεχόμενων εκβάσεων. Για παράδειγμα, όταν χρησιμοποιούμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης η διασπορά υπολοίπων των αποτελεσμάτων μετά την θεραπεία, μετά την ρύθμιση για τα προεπεξεργασμένα αποτελέσματα είναι μικρότερη από τη διασπορά των αποτελεσμάτων μετά την θεραπεία μόνα τους.

Από τις προοπτικές Neymanian και Fisherian, μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι συμμεταβλητές για να οριστεί μια νέα στατιστική για να εκτιμήσει αιτιώδεις εκτιμητές. Για παράδειγμα, ένας μπορεί να χρησιμοποιήσει κατά μέσο όρο παρατηρούμενα αποκτηθέντα αποτελέσματα $(\bar{y}_2 - \bar{x}_2) - (\bar{y}_1 - \bar{x}_1)$ όπου οι x_2 και x_1 είναι κατά μέσο όρο παρατηρούμενα προεπεξεργασίας αποτελέσματα και οι \bar{y}_2 και \bar{y}_1 είναι κατά μέσο όρο τα παρατηρούμενα αποτελέσματα μετά την θεραπεία ή επεξεργασία, αντί για την διαφορά $\bar{y}_2 - \bar{y}_1$ των κατά μέσο όρο αποτελεσμάτων μετά την θεραπεία, για να εκτιμήσουν την ποσότητα $\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1$. Αν οι X και Y συσχετίζονται από την προοπτική κατά Neymanian, η διασπορά της διαφοράς κατά μέσο όρο των αποκτηθέντων αποτελεσμάτων θα είναι μικρότερη από την διασπορά της διαφοράς του κατά μέσου όρου των αποτελεσμάτων των μεταγενέστερων ελέγχων, που μεταφράζεται σε μικρότερες εκτιμώμενες διακυμάνσεις με μικρότερα διαστήματα εμπιστοσύνης. Από

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

την προοπτική κατά Fisher, αυτό μείωσε την διασπορά και την μεταποίησε σε περισσότερο δυναμικούς ελέγχους της μηδενικής υπόθεσης, κάτω από μια εναλλακτική υπόθεση, οι μικρότερες πραγματικές αποκλίσεις από την μηδενική υπόθεση είναι πιο πιθανό να οδηγήσουν σε περισσότερο σημαντικές P τιμές.

Υποθέστε μια ακραία υπόθεση που μια καινούρια θεραπεία προσθέτει βασικά 10 σημεία σε κάθε αποτέλεσμα προ-θεραπείας, όπου η παλιά θεραπεία δεν κάνει τίποτα. Τα παρατηρηθέντα αποτελέσματα που έχουν αποκτηθεί έχουν βασικά μηδενική διασπορά σε κάθε ομάδα θεραπείας, όπου τα αποτελέσματα μετά τη θεραπεία έχουν τις ίδιες διασπορές με αυτά της προεπεξεργασίας. Αυτό σημαίνει ότι τα διαστήματα εμπιστοσύνης κατά Neymanian για τη διαφορά στα αποτελέσματα που έχουν αποκτηθεί, είναι πολύ μικρότερη από αυτή των αποτελεσμάτων μετά την θεραπεία. Επίσης, η παρατηρούμενη τιμή της διαφοράς των αποτελεσμάτων που έχουν παρατηρηθεί είναι η πιο ακραία τιμή που μπορεί να παρατηρηθεί σύμφωνα με την μηδενική υπόθεση κατά Fisherian, και έτσι το παρατηρηθέν αποτέλεσμα με τα αποκτηθέντα αποτελέσματα είναι όσο σημαντικό γίνεται, που δεν είναι αληθές για την διαφορά στα παρατηρηθέντα αποτελέσματα μετά την θεραπεία.

Πιο σύνθετα τυχαιοποιημένα πειράματα

Η ενδεχόμενη θεώρηση έχβασης αιτιωδών επιδράσεων επεκτείνεται με έναν φυσικό τρόπο σε πιο σύνθετους τυχαιοποιημένους σχεδιασμούς. Για παράδειγμα, αν οι $K > 2$ θεραπείες είναι τυχαιοποιημένες, τότε κάθε αντικείμενο έχει K ενδεχόμενες εκβάσεις, μια για κάθε θεραπεία. Αν οι θεραπείες είναι συνδιασμοί σε έναν παραγοντικό σχεδιασμό με J παράγοντες, με τον παράγοντα j να έχει k_j επίπεδα, τότε υπάρχουν $K = k_1 \times k_2 \times \dots \times k_j$ συνδιασμοί θεραπείας, και οι μέθοδοι ανάλυσης του κλασσικού πειραματικού σχεδιασμού μπορούν να εφαρμοστούν για τη μελέτη των αιτιωδών επιδράσεων παραγόντων και των αλληλεπιδράσεων τους.

Σε μια διαμηκή μελέτη μιας σειράς από αποφάσεις θεραπείας και ακολουθιακής ικανότητας αγνόησης, υποθέστε ότι υπάρχουν J χρονικά σημεία στα οποία οι θεραπείες αναθέτονται, και στο χρονικό σημείο j υπάρχουν k_j πιθανές επιλογές θεραπείας. Ξανά, υπάρχουν, $K = k_1 \times k_2 \times \dots \times k_j$ πιθανοί συνδιασμοί θεραπείας και K ενδεχόμενες εκβάσεις για κάθε άτομο στην μελέτη. Η ανάθεση μιας επιλογής θεραπείας σε ένα ιδιαίτερο χρονικό σημείο μπορεί να εξαρτηθεί από την Y_{obs} μέσω εκβάσεων για τις θεραπείες που καταγράφονται πριν το χρονικό σημείο. Σε μια σειρά δημοσιεύσεων, ο Robins και οι συνάδελφοι του ανέπτυξαν μοντέλα για την αξιολόγηση αιτιωδών επιδράσεων σε ιδιαίτερους συνδιασμούς θεραπείας σε αυτή τη ρύθμιση, τυπικά για τον συνδιασμό που αναθέτει την ενεργή θεραπεία σε κάθε χρονικό σημείο που συγκρίνεται με έναν συνδιασμό που αναθέτει μια θεραπεία ελέγχου σε κάθε χρονικό σημείο. Επειδή μερικοί συνδιασμοί θεραπείας μπορεί να μην παρατηρούνται, ιδιαίτερα αν το K είναι μεγάλο, αυτοί οι μέθοδοι από την απαραίτητη ανάγκη για τη δημιουργία σχετικών δυνατών υποθέσεων προσομοίωσης, κάνουν τις συμπερασματολογίες πιο εφικτές. Εντούτοις, αν οι υποθέσεις είναι εύλογες, οι απαντήσεις είναι πιθανόν ανώτερες σε εκείνες που λαμβάνονται από μεθόδους που αποτυγχάνουν να συμπεριληφθούν στον απολογισμό

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

μιας διαδοχικής φύσης της διαδικασίας κατανομής θεραπείας.

Όταν η πιθανότητα ανάθεσης θεραπείας επιτρέπεται να εξαρτιέται από τις συμμεταβλητές ή τα καταγεγραμμένα αποτελέσματα και ως εκ τούτου, ποικιλίει κι από μονάδα σε μονάδα, οι ατομικές πιθανότητες ανάθεσης $p_i \equiv P(W_i|X_i, Y_{obs})$ ονομάζονται αποτελέσματα ροπής. Για την συμπερασματολογία Neymanian, απαιτούνται να είναι αυστηρά μεταξύ 0 και 1, και είναι ποσότητες κλειδιά στην ανάλυση. Όταν τα αποτελέσματα ροπής είναι γνωστά, ο μηχανισμός ανάθεσης είναι βασικά γνωστός, και απλές γενικεύσεις των μορφών κατά Fisherian και Neymanian, των αντίστοιχων συμπερασματολογιών, μπορούν να εφαρμοστούν. Ιδιαίτερα, η εκτίμηση του Horvitz-Thompson [37], στην οποία οι παρατηρήσεις ζυγίζονται από τις αντίστροφες πιθανότητες των παρατηρηθέντων, παίζει έναν ρόλο κλειδί και για τις δύο μορφές συμπερασματολογίας. Ένα σημαντικό σημείο είναι ότι όταν υπάρχει λίγη επικάλυψη ή καθόλου στα αποτελέσματα ροπών στις ομάδες θεραπείας, καμία αιτιώδη συμπερασματολογία δεν είναι πιθανή χωρίς τις ισχυρές εξωτερικές υποθέσεις.

Με την κατά Bayes συμπερασματολογία, ένας μη σύμμικτος μηχανισμός ανάθεσης είναι αγνοήσιμος, δηλαδή, μετά την συμπερίληψη των συμμεταβλητών που καθορίζουν τις πιθανότητες ανάθεσης ή μια επαρκής περίληψη (τέτοια ώστε, πιθανόν, το διάνυσμα των αποτελεσμάτων ροπής στο μοντέλο), η ανάλυση αρχικά προχωρά σαν ένα κλασικό τυχαιοποιημένο πείραμα. Σε αυτή την περίπτωση, ωστόσο, μπορεί να υπάρχει μεγαλύτερη ευαισθησία στην προδιαγραφή του μοντέλου από ένα κλασικό τυχαιοποιημένο πείραμα. Αυτή η ευαισθησία είναι η αναλογία κατά Bayesian της αυξανόμενης διασποράς του εκτιμητή Horvitz-Thompson [37] σε μη ισορροπημένους σχεδιασμούς και της μείωσης ισχύος σε τέτοιους σχεδιασμούς καθώς γίνονται περισσότερο ασταθή.

3.1.4 Απειλές στη μη σύμμικτη ανάθεση θεραπείας

Στην πράξη, η συμπερασματολογία για τις αιτιώδεις επιδράσεις είναι συχνά περίπλοκη από την έλλειψη συμμόρφωσης και ανολοκλήρωτων δεδομένων. Η θεώρηση ενδεχόμενου αποτελέσματος παρέχει εννοιολογική σαφήνεια και ένα σύνολο από εργαλεία για την διαπραγμάτευση αυτών των περιπλοκών. Στην επόμενη ενότητα αναπτύσσεται το ζήτημα της μη συμμόρφωσης, και αργότερα το ζήτημα των ελλειπών δεδομένων.

Μη συμμόρφωση

Η ανάλυση μιας μη τυχαιοποιημένης μελέτης είναι περίπλοκη όταν τα αντικείμενα δεν συμμορφώνονται με την θεραπεία που ανατίθεται. Μια ανάλυση πρόθεσης προς μεταχείρισης (ITT) συγκρίνει τα αποτελέσματα των αντικειμένων από τις ομάδες τυχαιοποίησης (σαν μια τυχαιοποιημένη ανάλυση), αγνοώντας τις πληροφορίες συμμόρφωσης. Η επίδραση ITT μετρά την επίδραση της θεραπείας τυχαιοποίησης αντί για την επίδραση της θεραπείας για εκείνους που πραγματικά την λαμβάνουν. Ο εκτιμητής ITT προστατεύεται από την επιλογή μεροληψίας από την τυχαιοποιημένη θεραπεία ανάθεσης, αλλά σε γενικές γραμμές είναι ένα διαστρεβλωμένο μέτρο της επίδρασης αυτής της θεραπείας. Εναλλακτικά, τα αντικείμενα

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

μπορούν να ταξινομηθούν από τις θεραπείες που πραγματικά λαμβάνονται (σαν μια ανάλυση αντιμετώπισης). Το πρόβλημα τότε είναι ότι η τυχαιοποίηση παραβιάζεται, και οι σύμμικτοι παράγοντες ανατίθενται με την μεταστροφή των θεραπειών που ανατίθενται ενδεχομένως για να αλλοιώσει την αιτιώδη ερμηνεία των επιδράσεων θεραπείας.

Η ερμηνεία του ενδεχόμενου αποτελέσματος των αιτιωδών επιδράσεων παρέχει μια χρησιμική βάση για την κατανόηση προβλημάτων μη συμμόρφωσης και οι υποθέσεις υπονοούνται από διάφορες στρατηγικές εκτίμησης. Οι συμμετέχοντες ταξινομούνται σαν έναν από τους τέσσερις τύπους, στους συμμορφωμένους, στους προκλητικούς, σε αυτούς που δεν είναι λήπτες, και στους λήπτες, στο πλαίσιο αυτού του πειράματος. Οι συμμορφωμένοι είναι οι άνθρωποι που θα μπορούσαν να υιοθετήσουν οποιαδήποτε θεραπεία ανατίθεται, οι μη λήπτες είναι οι άνθρωποι που θα έπαιρναν την θεραπεία ελέγχου ανεξάρτητα από τι έχουν ανατεθεί, οι λήπτες θα μπορούσαν να πάρουν ενεργή θεραπεία ανεξάρτητα από τι έχουν ανατεθεί, και οι προκλητικοί είναι εκείνοι που θα μπορούσαν να υιοθετήσουν την αντίθετη θεραπεία για την ανάθεσή τους. Έστω η C δηλώνει το δείκτη συμμόρφωσης του συμμετέχοντα, όπου $C=1$ για τους συμμορφωμένους και $C=0$ για όλους τους μη συμμορφωμένους: οι προκλητικοί, οι μη λήπτες και οι λήπτες.

Στην πράξη, παρατηρείται η κατάσταση συμμόρφωσης μόνο για την θεραπεία που έχει ανατεθεί, έτσι η πλήρης κατάσταση συμμόρφωσης των αντικειμένων παρατηρείται ατελώς. Ειδικότερα, αν το αντικείμενο ανατίθεται σε μια νέα θεραπεία και συμμορφώνεται, τότε το συγκεκριμένο αντικείμενο μπορεί να είναι ένας συμμορφωτής ή ένας λήπτης. Αν ένα αντικείμενο ανατίθεται σε μια νέα θεραπεία και αποτυγχάνει να συμμορφωθεί, τότε το αντικείμενο μπορεί να είναι ένας μη λήπτης ή ένας προκλητικός. Αν ένα αντικείμενο ανατίθεται στον έλεγχο και συμμορφώνεται, τότε το αντικείμενο μπορεί να είναι ένας συμμορφωμένος ή ένας μη λήπτης. Αν ένα αντικείμενο ανατίθεται στον έλεγχο και περιέχει τη νέα θεραπεία, τότε το αντικείμενο μπορεί να είναι ένας λήπτης ή ένας προκλητικός. Ο Imbens και Rubin [43] μεταχειρίζονται αυτή την μερική πληροφόρηση για την συμμόρφωση σαν ένα πρόβλημα με ελλιπή δεδομένα.

Έστω μια SUTVA υπόθεση θεωρείται, έτσι ώστε οι αιτιώδεις επιδράσεις ατομικού επιπέδου να μπορούν να οριστούν χωρίς αναφορά σε άλλα άτομα στην μελέτη. Για έναν εναγόμενο που ανατίθεται σε μια ομάδα W , έστω ότι η $A(W)$ είναι η θεραπεία που υιοθετείται και έστω ότι η $Y(W)$ το ενδεχόμενο αποτέλεσμα. Η αιτιώδη επίδραση ατομικού επιπέδου της θεραπείας που ανατίθεται (W) στην θεραπεία που υιοθετείται A είναι η $A(2) - A(1)$, και η αιτιώδης επίδραση ατομικού επιπέδου της θεραπείας που ανατίθεται (W) στο αποτέλεσμα (Y) είναι η $Y(2) - Y(1)$. Αυτές οι επιδράσεις ατομικού επιπέδου της W στην A και Y είναι γενικά μη παρατηρήσιμες, γιατί οι μονάδες δεν μπορούν να ανατεθούν και στις ελεγχόμενες και στις πειραματικές θεραπείες. Ωστόσο, οι κατά μέσο όρο ITT επιδράσεις και στην A και στην Y μπορούν να εκτιμηθούν εύκολα από τους μέσους των ομάδων των αποκριτών σε μια τυχαιοποιημένη δοκιμή.

Μια άλλη αιτιώδη επίδραση ενδιαφέροντος σε πολλές μελέτες θεραπειών είναι η Συμμορφωμένη-Μέση-Αιτιώδη-Επίδραση (ή στα Αγγλικά σαν συντομογραφία CACE-Complier-Average-Causal-Effect), που είναι η κατά μέσο όρο αιτιώδη επίδραση για

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

τον υποπληθυσμό των συμμορφωμένων, ορισμένο από $C = 1$. Για τους συμμορφωμένους, $A(1) = 1$ και $A(2) = 2$, και

$$CACE = E(Y(2) - Y(1)|C = 1) \quad (5)$$

όπου η συνθήκη $C = 1$ είναι ιδανική στην συνθήκη $A_{(1)} = 1$ και $A(2) = 2$. Η CACE είναι μια έγκυρη αιτιώδη επίδραση γιατί είναι ένα περιληπτικό μέτρο των επιδράσεων σε ατομικό επίπεδο σε έναν υποπληθυσμό ενδιαφέροντος, ονομαστικά ως συμμορφωμένοι. Η CACE και η επίδραση ITT συλλαμβάνει δύο χαρακτηριστικά θεραπείας του ενδεχόμενου ενδιαφέροντος-η επίδραση της θεραπείας σε εκείνους που μπορεί να το λαμβάνουν σε αυτό το πείραμα και το γενικό αντίκτυπο μιας θεραπείας σε όλο τον πληθυσμό, συμπεριλαμβανομένου των μη συμμορφωμένων.

Οι δύο κοινές μέθοδοι ανάλυσης, η ανάλυση «αντιμετώπισης» και η «ανά πρωτόκολλο», είναι γενικά ελαττωματικές γιατί δεν εκτιμούν την CACE ή οποιαδήποτε άλλη χρήσιμη περίληψη στις αιτιώδεις επιδράσεις ατομικού επιπέδου. Η ανάλυση αντιμετώπισης ταξινομεί τα αντικείμενα με την θεραπεία που υιοθετείται $A(W)$ και εκτιμά

$$E(Y(W)|A(W) = 2) - E(Y(W)|A(W) = 1)$$

Αυτό δεν είναι η μέση τιμή των αιτιωδών επιδράσεων ατομικού επιπέδου, γιατί συγκρίνει μέσους της Y για τις ομάδες με διαφορετικά χαρακτηριστικά. Ειδικότερα, συγκρίνει το μέσο αποτέλεσμα εκείνων που υιοθετούν την θεραπεία 2 (ονομαστικά, οι συμμορφωμένοι ανατίθενται στην θεραπεία 2, οι προκλητικοί ανατίθενται στην θεραπεία 1, και οι λήπτες ανατίθενται σε κάθεμια θεραπεία), με το μέσο αποτέλεσμα εκείνων που υιοθετούν την θεραπεία 1 (ονομαστικά, οι συμμορφωμένοι ανατίθενται στην θεραπεία 1, οι προκλητικοί ανατίθενται στην θεραπεία 2, και οι μη λήπτες ανατίθενται σε κάθεμια από τις θεραπείες). Μια «ανά πρωτόκολλο» ανάλυση συγκρίνει τα αντικείμενα που πραγματικά υιοθετούν τις θεραπείες που τους ανατίθενται και εκτιμάται

$$E(Y(2)|A(2) = 2) - E(Y(1)|A(1) = 1)$$

που δεν είναι επίσης μια μέση τιμή των αιτιωδών επιδράσεων σε ατομικό επίπεδο. Συγκρίνει τα αποτελέσματα εκείνων που ανατίθενται και υιοθετείται με την θεραπεία 2 (δηλαδή οι συμμορφωμένοι και οι λήπτες ανατίθενται στη 2) με τα αποτελέσματα εκείνων που ανατίθενται και η υιοθετημένη θεραπεία 1 (δηλαδή, οι συμμορφωμένοι και οι μη λήπτες ανατίθενται στο 1). Η μορφή του ενδεχόμενου αποτελέσματος των αιτιωδών επιδράσεων βοηθά να ταξινομηθούν οι ανεπάρκειες αυτών των κοινών μεθόδων ανάλυσης. Το επίκεντρο της μορφής CACE είναι η διάκριση μεταξύ της ερμηνείας ενός «αληθούς» συμμορφωμένου (η συμμόρφωση σύμφωνα και με τις δύο θεραπείες) και ένας «παρατηρούμενος» συμμορφωμένος (η συμμόρφωση σύμφωνα με την θεραπεία-αγωγή πραγματικά ανατίθεται).

Η CACE στην Εξίσωση 5 είναι ένας έγκυρος αιτιώδης εκτιμητής, αλλά δεν είναι αμέσως εμφανές πως εκτιμάται αυτό γιατί η κατάσταση συμμόρφωσης C των ατόμων είναι γενικά

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

άγνωστη. Ωστόσο, η CACE μπορεί να εκτιμηθεί από τα δεδομένα σύμφωνα με την SUTVA και η τυχαία ανάθεση του W , αν κάνουμε τις ακόλουθες επιπρόσθετες υποθέσεις (1):

1. Ο περιορισμός αποκλεισμού της ανάθεσης θεραπείας δοθείσας θεραπείας, λαμβάνεται: για τους μη λήπτες και για τους λήπτες, των οποίων η θεραπεία που υιοθετείται είναι η ίδια ανεξάρτητα της θεραπείας που ανατίθεται, το αποτέλεσμα Y είναι η ίδια ανεξάρτητα από την θεραπεία που ανατίθεται, δηλαδή, $Y(1) = Y(2)$ αν $A(1) = A(2)$
2. Η μονοτονία της ανάθεσης θεραπείας και η θεραπεία που υιοθετείται (δεν υπάρχουν προκλητικοί).
3. Ο μη μηδενικός παρονομαστής (ο πληθυσμός περιλαμβάνει μερικούς συμμορφωμένους).

Για να παράγουμε μια εκτίμηση της CACE σύμφωνα με αυτές τις υποθέσεις, σημειώστε ότι:

$$E(Y(2) - Y(1)) = E(Y(2) - Y(1)|C = 1)P(C = 1) + E(Y(2) - Y(1)|C \neq 1)P(C \neq 1) \quad (6).$$

Σύμφωνα με την υπόθεση 2, η επίδραση της θεραπείας για τους μη λήπτες και για τους λήπτες είναι ιδανικά μηδέν. Αν, επιπροσθέτως, η υπόθεση 3 ισχύει (δεν υπάρχουν προκλητικοί), τότε ο δεύτερος όρος στην δεξιά πλευρά της Εξίσωσης 6 είναι μηδέν, και

$$E(Y(2) - Y(1)|C = 1) = E(Y(2) - Y(1))/P(C = 1) \quad (7)$$

δηλαδή, η CACE είναι η ITT επίδραση διαιρεμένη από την αναλογία των συμμορφωμένων. Τώρα σύμφωνα με την τυχαίοποιημένη κατανομή θεραπείας, ο τυπικός ITT εκτιμητής για την επίδραση της W στην Y , η διαφορά των μέσων δειγμάτων $\bar{y}_2 - \bar{y}_1$ είναι ένας αμερόληπτος εκτιμητής του αριθμητή της Εξίσωσης 7. Επίσης, έστω η p_2 είναι η ροπή των αντικείμενων στην ομάδα θεραπείας που υιοθετεί την νέα θεραπεία. Τότε η p_2 ένας αμερόληπτος εκτιμητής της ροπής των συμμορφωμένων ή ληπτών (εκείνων που υιοθετούν την θεραπεία όταν τους ανατίθεται), και η p_1 είναι ένας αμερόληπτος εκτιμητής της ροπής των ληπτών (εκείνων που υιοθετούν την θεραπεία όταν ο έλεγχος ανατίθεται). Ως εκ τούτου η $p_2 - p_1$ είναι ένας αμερόληπτος εκτιμητής της ροπής των συμμορφωμένων, $P(C = 1)$. Επιπλέον ένας προσεγγιστικά αμερόληπτος εκτιμητής της CACE είναι ο :

$$IVE = \frac{\bar{y}_2 - \bar{y}_1}{p_2 - p_1}, \quad (8).$$

που είναι μια εκτιμώμενη ITT επίδραση διαιρεμένη από τη διαφορά των ροπών που υιοθετούν την νέα θεραπεία στην νέα θεραπεία και στις ομάδες ελέγχου. Η υπόθεση 3 βεβαιώνει ότι ο παρονομαστής στην Εξίσωση 8 είναι μη μηδενικός. Η Εξίσωση 8 μερικές φορές ονομάζεται ο εκτιμητής instrumental μεταβλητής (IV). Η παραγωγή σε αυτό τον εκτιμητή κάνει

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

τις απλές υποθέσεις που είναι κρυμμένες σε άλλες μορφές (5). Ιδιαίτερα, ο περιορισμός αποκλεισμού, η υπόθεση 1, παίζει ένα ρόλο κλειδί, και δεν είναι μια συνέπεια της τυχαιοποίησης των θεραπειών.

Ένα άλλο πλεονέκτημα της θεώρησης ενδεχόμενου αποτελέσματος είναι αυτή που οδηγεί σε περισσότερο αποδοτικοί εκτιμητές της CACE από τον εκτιμητή IV (Εξίσωση 8). Οι κατά Bayesian μορφές για την συμπερασματολογία για την CACE μεταχειρίζεται τον δείκτη συμμόρφωσης C σαν ελλειπή δεδομένα και χρησιμοποιούν επαναληπτικές τεχνικές προσομοίωσης όπως την αύξηση δεδομένων. Το γενικό θέμα της αιτιώδους συμπερασματολογίας όταν υπάρχει μη συμμόρφωση είναι προσωρινά μια ενεργή περιοχή έρευνας.

Ελλειπή δεδομένα

Τα ελλειπή δεδομένα είναι ένα διάχυτο πρόβλημα στις επιδημιολογικές και κλινικές μελέτες, ιδιαίτερα όταν εμπλέκονται επαναλαμβανόμενες μετρήσεις μέσα στο χρονικό πλαίσιο. Η στατιστική αναλύει όταν υπάρχουν ελλειπείς τιμές, που πολύ συχνά περιορίζονται σε απλές και σχετικά ειδικές αποτυπώσεις, όπως η απόρριψη των ελλιπών περιπτώσεων ή ο καταλογισμός απεριόριστων μέσων ή την τελευταία καταγεγραμμένη τιμή σε μια διαμηκή μελέτη. Αυτές οι αναλύσεις κάνουν ισχυρές υποθέσεις σχετικά με τη φύση του μηχανισμού των ελλιπών δεδομένων και συχνά παράγουν μεροληπτικές συμπερασματολογίες.

Οι μέθοδοι που καταλογίζουν ή συμπληρώνουν τις ελλειπείς τιμές έχουν το πλεονέκτημα ότι οι παρατηρούμενες τιμές σε ημιτελείς περιπτώσεις είναι διατηρητέες. Κατά συνέπεια, σε τυχαιοποιημένες δοκιμές, η εξισορρόπηση για τους παράγοντες σύγκρισης που διατίθενται από την τυχαιοποίηση, συντηρείται. Καλύτερες μέθοδοι καταλογισμού καταλογίζει ένα σχέδιο από μια κατανομή πρόβλεψης των ελλιπών τιμών, δοθέντων των παρατηρούμενων δεδομένων. Για παράδειγμα, σε έναν καταλογισμό στοχαστικής παλινδρόμησης, κάθε ελλειπή τιμή αντικαθίσταται από την πρόβλεψη παλινδρόμησης σύν ένα τυχαίο σφάλμα, με μια διασπορά ίση με την εκτιμώμενη διασπορά υπολοίπων. Μια σοβαρή ατέλεια με όλες τις μεθόδους καταλογισμού δηλαδή κάνουν τα δεδομένα που δεν υπάρχουν. Ακριβέστερα, μια τιμή μόνο καταλογισμού, που δεν μπορεί να τις παρουσιάσει όλες από την αβεβαιότητα για την τιμή που θα καταλογιστεί, έτσι αναλύει ότι μεταχειρίζονται καταλογισμένες τιμές όπως τις παρατηρούμενες τιμές γενικά, που υπερεκτιμούν την αβεβαιότητα, ακόμα κι αν η μη απόκριση μοντελοποιείται σωστά.

Συχνά ο πολλαπλός καταλογισμός δεν είναι πιο δύσκολος από την χρήση μονού καταλογισμού-ο επιπρόσθετος καταλογισμός από την επανάληψη μια ανάλυσης M φορές δεν είναι σημαντικό φορτίο, και οι μέθοδοι για τους συνδιασμούς συμπερασματολογιών είναι απλές. Η περισσότερη δουλειά είναι σε γενικά καλές προβλέψιμες κατανομές για τις ελλειπείς τιμές, όχι επαναληπτικά στον σχεδιασμό μιας και μια καλή κατανομή δημιουργείται. Η θεωρία που υπογραμμίζεται από τον πολλαπλό καταλογισμό είναι κατά Bayesian, και η μέθοδος είναι στενά συνδεδεμένη με τις μεθόδους προσομοίωσης του Bayes. Ωστόσο, η μέθοδος έχει συχνά καλές ιδιότητες αν το μοντέλο καταλογισμού είναι προσεκτικά διευκρινισμένο.

Μια άλλη ισχυρή και αρχική προσέγγιση στο χειρισμό των ελλιπών δεδομένων, ειδικό-

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

τερα σε μεγάλα δείγματα, είναι η μέγιστη πιθανότητα βασισμένη σε ένα στατιστικό μοντέλο για τα δεδομένα και τον μηχανισμό ελλειπών δεδομένων. Αυτή η μέθοδος σχετίζεται στον πολλαπλό καταλογισμό, χρησιμοποιεί όλες τις πληροφορίες σε πλήρεις και ατελείς περιπτώσεις, και παράγει συμπερασματολογίες που λογαριάζουν για την απώλεια των πληροφοριών που προκύπτουν από το γεγονός ότι οι τιμές απουσιάζουν. Οι μέθοδοι είναι με αρχές έτσι ώστε να βασίζονται σε απλές υποθέσεις για τα δεδομένα και τον μηχανισμό δεδομένων που απουσιάζουν, που μπορούν να αξιολογηθούν και να τροποποιηθούν ανάλογα με τις ανάγκες.

Μέχρι πρόσφατα, οι περισσότερες μέθοδοι χειρισμού ελλειπή δεδομένων, έχουν θεωρήσει τα ελλειπή δεδομένα ότι απουσιάζουν τυχαία (MAR), σε μια έννοια που θεωρείται από τον Rubin. Μιλώντας αόριστα, αυτή η υπόθεση ισχύει αν η έλλειψη απουσίας δεν εξαρτάται από τις απύσες τιμές μετά από τη ρύθμιση των τιμών που παρατηρούνται από το σύνολο δεδομένων. Αυτή η υπόθεση είναι πραγματική σε μερικές ρυθμίσεις αλλά όχι σε άλλες. Για παράδειγμα, σε διαμηκείς δοκιμές διακοπής καπνίσματος, η εγκατάλειψη είναι μη-MAR αν αυτό συσχετίζεται με το αποτέλεσμα θεραπείας, όπως είναι η περίπτωση αν τα αντικείμενα αποτυγχάνουν να δείξουν για μια κλινική επίσκεψη γιατί αποτυγχάνουν και δεν θέλουν να το παραδεχτούν, ή από την άλλη, αν τα αντικείμενα αποτυγχάνουν να δείξουν γιατί έχουν διακόψει το κάπνισμα και δεν αποτελεί κίνητρο η συμμετοχή τους σε περαιτέρω μελέτη σχετικά με τη διακοπή. Άλλες μορφές εγκατάλειψης, όπως λόγω του απεντοπισμού, μπορεί να είναι αληθοφανώς ανεξάρτητες από το αποτέλεσμα και ως εκ τούτου ενδεχομένως η MAR, ιδιαίτερα αν τα χαρακτηριστικά σχετίζονται με τον απεντοπισμό και το αποτέλεσμα, συμπεριλαμβάνονται στην ανάλυση.

Όταν τα δεδομένα δεν είναι MAR, ένα μοντέλο για τον μηχανισμό των ελλειπών δεδομένων χρειάζεται να είναι ενσωματωμένο στην ανάλυση για να παράγουμε κατάλληλες συμπερασματολογίες. Μικρές αναφορές μοντέλων για τα διαμηκή δεδομένα με εγκαταλείψεις που περιλαμβάνουν ένα μοντέλο για την απουσία δεδομένων μηχανισμού. Ένα χρήσιμο χαρακτηριστικό αυτών των μοντέλων είναι ότι ο αναλύστας δεδομένων παρακινείται να θεωρήσει τη φύση της διαδικασίας δεδομένων που απουσιάζουν και τους λόγους για μη απόκριση. Για παράδειγμα, σε μια διαμηκή μελέτη για τις επεμβάσεις καπνίσματος, διαφορετικοί λόγοι εγκατάλειψης, όπως η αποτυχία θεραπείας ή ο επανεντοπισμός, μπορεί να διακριθεί στην ανάλυση και μοντελοποιείται με διαφορετικούς και κατάλληλους τρόπους. Η ευαισθησία στην μη αγνοήσιμη μη ανταπόκριση μπορεί να μειωθεί με το να υποθέσει ότι ορισμένα είδη της μη απόκρισης είναι αγνοήσιμα, κατά συνέπεια ο περιορισμός του μη αγνοήσιμου τμήματος στις ιδιαίτερες μορφές εγκατάλειψης, και με την συμπερίληψη στις μεταβλητές ανάλυσης που μετρούνται πριν από την εγκατάλειψη θεραπείας που είναι προβλεψίμα με την έκβαση θεραπείας.

Ένα πρόβλημα με τέτοια μοντέλα είναι ότι τα δεδομένα συχνά δεν παρέχουν αξιόπιστες πληροφορίες για την εκτίμηση παραμέτρων χωρίς αδύναμες και μη ελέγξιμες υποθέσεις. Κατά συνέπεια ο αναλύστας συχνά οδηγείται σε αναλύσεις ευαισθησίας, στις οποίες οι συμπερασματολογίες επιδεικνύονται κάτω από μια ποικιλία εναλλακτικών υποθέσεων για τον μηχανισμό. Ο Little και Yau [48] [47] περιγράφουν μια ανάλυση ευαισθησίας για μια ITT ανάλυση που εμπλέκεται σε διαμηκή δεδομένα, στα οποία τα αποτελέσματα απουσιάζουν

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

μετά την εγκατάλειψη που καταλογίζονται πολλαπλά από ένα μοντέλο αντιμετώπισης. Ο Frangakis και Rubin [25] [26] αναπτύσσουν μια εκτίμηση της CACE όταν υπάρχει και μη συμμόρφωση και με δεδομένα που απουσιάζουν, και δεν δείχνουν ότι , ακόμα και για έγκυρη συμπερασματολογία για την επίδραση ΙΤΤ, αυτό βοηθά στη μοντελοποίηση της μη συμμόρφωσης.

3.1.5 Η αιτιώδη συμπερασματολογία σε μελέτες παρατήρησης

Οι μελέτες παρατήρησης όπως γίνονται αντιληπτές σε όρους μη συγχυτικών σχεδιασμών

Σε μελέτες παρατήρησης, στις οποίες η ανάθεση θεραπειών δεν είναι υπό τον έλεγχο του ερευνητή, πολλές επιδημιολογικές μελέτες υποθέτουν ότι η ανάθεση θεραπείας είναι αγνοήσιμη, αφού ενδεχομένως ελέγχεται για καταγεγραμμένους συγχυτικούς παράγοντες. Δηλαδή, υπάρχει μια υπόθεση, που μπορεί ή μπορεί να μην είναι κατασκευασμένη απλά, ότι η ανάθεση θεραπείας ανταποκρίνεται στο τυχαιοποιημένο μη συγχυτικό πείραμα. Ακόμα, αυτή είναι μια κρίσιμη μη επαληθεύσιμη υπόθεση, γενικά εξαρτημένη στην επέκταση και τη φύση των καταγεγραμμένων συμμεταβλητών. Η τελευταία παίζει μακράν ένα πιο κρίσιμο ρόλο από ότι στα τυχαιοποιημένα πειράματα, γιατί η προσαρμογή σε αυτά είναι βασική για να μειώσει ή να αποφύγει την μεροληψία.

Οι καλές μελέτες παρατήρησης, όπως τα καλά πειράματα, σχεδιάζονται, δεν βρίσκονται, δεν ανακαλύπτονται. Όταν σχεδιάζεται ένα πείραμα, δεν έχουμε καμία ιδέα για τα δεδομένα αποτελέσματος, αλλά σχεδιάζεται η συλλογή, η οργάνωση και η ανάλυση των δεδομένων για να βελτιωθούν οι πιθανότητες με την απόκτηση έγκυρων, αξιόπιστων και σε ακρίβεια αιτιώδεις απαντήσεις. Η ίδια αρχή, θα μπορούσε να εφαρμοστεί σε μια μελέτη παρατήρησης. Σε μια μελέτη παρατήρησης συγκρίνοντας δύο θεραπείες, το βήμα κλειδί είναι να συναρμολογηθούν τα δεδομένα έτσι ώστε, μέσα στα μπλοκς, η κατανομή των συμμεταβλητών για εκείνους με την ομάδα ελέγχου είναι προσεγγιστικά η ίδια με την ομάδα θεραπείας, όταν τα μπλοκς έχουν ακριβώς έναν έλεγχο και μια μονάδα μεταχείρισης, αυτό ανταποκρίνεται σε ένα αντιστοιχισμένο ζευγάρι σχεδιασμού.

Μέθοδοι για μετρημένους και μη μετρημένους συγχυτικούς παράγοντες

Όταν ο μηχανισμός ανάθεσης μπορεί να θεωρηθεί σαν ένας συγχυτικός παράγοντας μετά την υπόθεση των παρατηρούμενων συγχυτικών παραγόντων, όπως στην Εξίσωση 3, οι έγκυρες αιτιώδεις συμπερασματολογίες μπορούν να αποκτηθούν με τη ρύθμιση εκτιμώμενων επιδράσεων θεραπείας για τις συμμεταβλητές X . Οι μέθοδοι για την προσπάθεια αυτής της επίτευξης περιλαμβάνουν τα ακόλουθα:

3.1. ΑΙΤΙΩΔΕΙΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΕ ΚΛΙΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΗΜΙΟΛΟΓΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΜΕΣΩ ΕΝΔΕΧΟΜΕΝΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

1. Η παλινδρόμηση του αποτελέσματος στις πλαστές μεταβλητές για τις θεραπείες και στις συμμεταβλητές, συμπεριλαμβανομένου των αλληλεπιδράσεων αν αυτές θεωρούνται σημαντικές. Αυτή η μέθοδος είναι πολύ κοινή στις επιδημιολογικές μελέτες. Μπορεί να είναι αρκετά μη αξιόπιστο όταν η θεραπεία και οι ομάδες ελέγχου διαφέρουν σημαντικά στις κατανομές συμμεταβλητών γιατί η παρέκταση υπονοηθήθηκε από το μοντέλο παλινδρόμησης που στηρίζεται ισχυρά από τις υποθέσεις όπως και η γραμμικότητα.
2. Οι μέθοδοι που προσαρμόζονται για μια εκτίμηση για το αποτέλεσμα ροπής $p(W = 1|X)$, τυπικά αποκτάται από την ανάλυση διακρίνουσα ή της λογιστικής παλινδρόμησης των δεικτών θεραπείας στις συμμεταβλητές. Αυτές οι μέθοδοι περιλαμβάνουν πρόσθεση της εκτιμώμενης έκβασης ροπής σαν μια συμμεταβλητή σε ένα μοντέλο παλινδρόμησης, που είναι επίσης αντικείμενο στα προβλήματα της παρέκτασης, ή καλύτερης αντιστοίχισης ή της υποταξινόμησης των μονάδων που αντιμετωπίζονται και των ελέγχων που βασίζονται στο εκτιμώμενο αποτέλεσμα ροπής, ή στο ζύγισμα περιπτώσεων από τις εκτιμήσεις της έκβασης ροπής. Για παράδειγμα, τα ζευγάρια που είναι μεταχειρισμένα από έλεγχο, μπορεί να θεωρούνται με παρόμοιες τιμές της έκβασης ροπής (και ίσως οι συμμεταβλητές). Εναλλακτικά, τα αντικείμενα μπορεί να είναι στοιχισμένα από μια ομάδα θεραπείας και από τα πεντάγωνα της εκτιμώμενης έκβασης ροπής, διαχωρισμένες εκτιμήσεις των επιδράσεων θεραπείας γίνονται με κάθε αποτέλεσμα ροπής υποκατηγορίας και τότε συνδιάζονται απέναντι από πέντε υποκατηγορίες, για παράδειγμα, χρησιμοποιώντας άμεση σταθεροποίηση. Ένα σημαντικό πλεονέκτημα αυτών των μεθόδων σύμφωνα με την παλινδρόμηση προσαρμογής δηλαδή ο ερευνητής μπορεί να ανακαλύψει ότι δεν υπάρχει βασικά επικάλυψη στις κατανομές των συμμεταβλητών σε ομάδες μεταχείρισης και ελέγχου. Σε αυτή την περίπτωση, δεν υπάρχει ελπίδα σχεδιασμού έγκυρων αιτιωδών συμπερασματολογιών από αυτά τα δεδομένα χωρίς να γίνονται ισχυρές εξωτερικές υποθέσεις που εμπλέκονται στην παρέκταση. Σε τέτοιες περιπτώσεις, είναι σημαντικό σε αυτό το σύνολο δεδομένων να θεωρείται ότι δεν μπορεί να στηριχθεί μια αιτιώδη ισχυρή συμπερασματολογία.
3. Οι συνδιασμοί των μεθόδων ροπής αποτελέσματος και της μοντελοποίησης παλινδρόμησης. Τα παραδείγματα είναι για να προσαρμόζονται σε ένα μοντέλο παλινδρόμησης με κάθε υποκατηγορία έκβασης ροπής και όταν συνδιάζει αυτές τις εκτιμήσεις ή προσαρμόζεται σε ένα μοντέλο παλινδρόμησης σε αντιστοιχισμένα ζευγάρια διαφορών. Οι προσομοιώσεις και οι ενεργές εφαρμογές δείχνουν ότι οι στρατηγικές που συνδιάζονται είναι γενικά ανώτερες για κάθε μια στρατηγική από μόνη της, για κάθε στόχο που αποδεικνύεται βασικά στην ίδια απάντηση από μια μελέτη παρατήρησης σαν ένα παράλληλο τυχαιοποιημένο πείραμα.
4. Οι μέθοδοι βασίζονται στην υπόθεση της διαδοχικής ικανότητας αγνόησης που μπορεί να εφαρμοστεί σε διαμηκείς μελέτες παρατήρησης όταν αυτό χρειάζεται.

Οι αναλύσεις ευαισθησίας και τα όρια

Τυπικά στις επιδημιολογικές μελέτες, δεν είναι γνωστό ότι είναι διαθέσιμο ένα σύνολο των συμμεταβλητών που είναι επαρκές ώστε να υποστηριχθεί ο ισχυρισμός ενός μη συγχυτικού μηχανισμού ανάθεσης. Κατά συνέπεια, ακόμα κι αν επιτυχώς έχουν ρυθμιστεί όλες τις συμμεταβλητές στο χέρι, δεν είναι βέβαιο ότι δεν υπάρχει κρυμμένη μη μετρήσιμη συμμεταβλητή, αν περιλαμβάνεται, που θα μπορούσε να αλλάξει τα αποτελέσματα.

Μια ανάλυση ευαισθησίας προϋποθέτει την ύπαρξη μιας τέτοιας συμμεταβλητής και πως σχετίζεται και στην ανάθεση θεραπείας και στην έκβαση, και εξετάζει πως τα αποτελέσματα αλλάζουν. Ένα κλασσικό παράδειγμα είναι η ανάλυση του Cornfield et al της σχέσης μεταξύ του καρκίνου του πνεύμονα και του καπνίσματος. Η πιο πρόσφατη δουλειά περιλαμβάνει μεθόδους που βασίζονται στη μέγιστη πιθανοφάνεια, οι μέθοδοι που βασίζονται στην κατανομή τυχαιοποίησης και την οριοθέτηση μεθόδων.

3.2 Περιπλοκές

Υπάρχουν αρκετές περιπλοκές που προκύπτουν στις μελέτες πραγματικού κόσμου για τις αιτιώδεις επιδράσεις, πολλές από τις οποίες μπορούν να αντιμετωπιστούν πιο ελαστικά από την προσέγγιση κατά Bayesian από τις μεθόδους που βασίζονται στις αναθέσεις. Φυσικά, τα μοντέλα που εμπλέκονται, περιλαμβάνουν προγενέστερες κατανομές, και μπορεί να είναι πολύ απαιτητικές για να διατυπωθούν σε έναν πιο πρακτικά αξιόπιστο τρόπο. Επίσης, οι κατά Neymanian αξιολογήσεις είναι ακόμα σημαντικές.

3.2.1 Πολλαπλές θεραπείες

Όταν υπάρχουν περισσότερες από δύο θεραπείες, η έννοια γίνεται πιο πολύπλοκη αλλά είναι ακόμα απλή σύμφωνα με την SUTVA. Χωρίς την SUTVA, ωστόσο, και η έννοια και η ανάλυση αναμιγνύονται περισσότερο. Ο ραγδαίος αριθμός των ενδεχόμενων αποτελεσμάτων μπορεί να γίνει ένα βασικά σοβαρό ζήτημα στις μελέτες όπου οι μονάδες εκτίθενται σε μια ακολουθία από επαναλαμβανόμενες θεραπείες στο χρόνο, κάθε ευδιάκριτη ακολουθία ανταποκρίνεται σε μια πιθανή ευδιάκριτη θεραπεία. Περισσότερα για την περιοχή του κλασσικού σχεδιασμού πειράματος αφιερώνεται σε ζητήματα που προκύπτουν με περισσότερες από δύο συνθήκες θεραπείας, αν και οι σχεδιασμοί ακολουθιών είναι προφανώς πιο προκλητικοί.

3.2.2 Απρομελέτητα ελλιπή δεδομένα

Τα ελλιπή δεδομένα, που ενδεχομένως οφείλονται στην εγκατάλειψη μονάδων ή την αποτυχία μηχανών, μπορούν να περιπλέξουν τις αναλύσεις περισσότερο από ότι θα περίμενε κάποιος, με βάση μια βιαστική εξέταση ενός προβλήματος. Ευτυχώς, τα εργαλεία πιθανοφάνειας κατά Bayesian για τη διευθέτηση ελλειπών δεδομένων, όπως ο πολλαπλός καταλογισμός, η ο EM αλγόριθμος, και τα σχετικά του, συμπεριλαμβανομένου την αύξηση δεδομένων

3.2. ΠΕΡΙΠΛΟΚΕΣ

και τη δειγματοληπτική συσκευή του Gibbs, είναι πλήρως συμβατά με την προσέγγιση του κατά Bayesian στην αιτιώδη συμπερασματολογία, που έχει περιγραφεί παραπάνω.

Περισσότερα ελλιπή δεδομένα

Το πρόβλημα των ελλειπών δεδομένων, και στις συμμεταβλητές και στα αποτελέσματα, είναι πολύ κοινό στην πράξη. Οι τυπικές μέθοδοι είναι ιδιαίτερα πολύτιμες εδώ, και οι ειδικές μέθοδοι, για παράδειγμα, για την εξέταση με ελλειπείς συμμεταβλητές στις αναλύσεις αποτελεσμάτων ροπής είναι επίσης σχετικές. Τα αποτελέσματα που λογοκρίνονται, όπως τα δεδομένα επιβίωσης, μπορούν να αντιμετωπιστούν σαν μια ειδική αλλά σημαντική περίπτωση από αραιότερα δεδομένα. Επιπλέον, η ενασχόληση με τις συνδυασμένες περιπλοκές, όπως τα ελλιπή αποτελέσματα με την μη πληρότητα, είναι σημαντική, όπως συγκεντώνεται στα ζητήματα σχεδίου. Αυτά τα θέματα δημιουργούν μια υπέροχη περιοχή για έρευνα, με άμεσες εφαρμογές στην επιδημιολογία και τα ιατρικά πειράματα.

3.2.3 Η μη πληρότητα με την θεραπεία που ανατίθεται και η αποκοπή των αποτελεσμάτων σύμφωνα με τον θάνατο

Μια άλλη περιπλοκή, κοινή με εκείνη στην οποία οι μονάδες είναι οι άνθρωποι, είναι η μη πληρότητα. Για παράδειγμα, μερικά από τα αντικείμενα που ανατίθενται να λάβουν ενεργή θεραπεία, λαμβάνουν αντ' αυτού θεραπεία ελέγχου, και μερικά λαμβάνουν τον έλεγχο για να λάβουν την ενεργή θεραπεία. Το αρχικό ενδιαφέρον εστιάζεται στην επίδραση της θεραπείας για το υποσύνολο των ανθρώπων που θα συμμορφωθούν με τις αναθέσεις θεραπείας. Η πρόσφατη σχετική δουλειά σε αυτό το ζήτημα μπορεί να βρεθεί στα οικονομικά. Αρχική πρόοδος έχει γίνει σε αυτό το θέμα την τελευταία δεκαετία. Σε αυτή την περίπτωση, η ευαισθησία της συμπερασματολογίας στις προγενέστερες υποθέσεις μπορεί να είναι εύαισθητη, και η κατά Bayesian προσέγγιση είναι καλοσυναισθημένη, όχι μόνο να αποκαλύψουν την ευαισθησία, αλλά να διατυπώσουν λογικούς προγενέστερους περιορισμούς

Σε άλλες περιπτώσεις, η μονάδα μπορεί «να πεθάνει» πριν από το τελικό αποτέλεσμα που είναι για να μετρηθεί. Για παράδειγμα, σε ένα πείραμα, με νέα λιπάσματα, ένα φυτό μπορεί να ξεραθεί πριν θεριστεί η σοδειά, και το ενδιαφέρον μπορεί να εστιαστεί και στην επίδραση του λιπάσματος στην επιβίωση φυτών και στην επίδραση του λιπάσματος στην παραγωγή φυτών όταν το φυτό επιζεί. Ή με μια ιατρική παρέμβαση που σχεδιάζεται για να βελτιώσει την ποιότητα ζωής, οι ασθενείς που πεθαίνουν πριν μετρηθεί η ποιότητα ζωής τους, αποτελεσματικά έχουν τα δεδομένα τους «αποκομμένα εξαιτίας του θανάτου». Αυτό το πρόβλημα είναι πιο λεπτό από όταν εμφανίστηκε πρώτα, και οι έγκυρες προσεγγίσεις έχουν μόνο πρόσφατα διατυπωθεί. Προς έκπληξη, τα μοντέλα έχουν επίσης τις εφαρμογές στα οικονομικά, και στην αξιολόγηση προγραμμάτων εκπαίδευσης εργασίας.

3.2.4 Άμεσες και έμμεσες αιτιώδεις επιδράσεις και η κύρια στρωματοποίηση

Ένα άλλο λεπτό θέμα που εμφανίζεται είναι αυτό που εμπλέκει άμεσες και έμμεσες αιτιώδεις επιδράσεις. Για παράδειγμα, ο διαχωρισμός της άμεσης επίδρασης σε έναν εμβολιασμό μιας ασθένειας από την έμμεση επίδραση του εμβολιασμού που είναι σύμφωνα απο μόνη της η επίδραση στα αντισώματα αίματος και η άμεση επίδραση των αντισωμάτων στην ασθένεια. Αυτή η γλώσσα καταλήγει να είναι αρκετά ανακριβής για να είναι χρήσιμη με το πλαίσιο επίσημης αιτιώδους επίδρασης. Αυτό το πρόβλημα είναι ώριμο για την μοντελοποίηση κατά Bayesian όπως εν συντομία περιγράφεται στο Rubin. Αυτό το θέμα είναι ένα στο οποίο ο Fisher που έδωσε συμβουλές που δεν στέκουν αρκετά, όπως αναφέρει ο Rubin, πιθανόν γιατί απέφυγε τη χρήση των ενδεχόμενων αποτελεσμάτων κατά Neyman.

Τα κύρια στρώματα ορίζονται από κατά τμήματα μη παρατηρούμενα ενδιάμεσα ενδεχόμενα αποτελέσματα, η συμπεριφορά πληρότητας σύμφωνα και με τις αναθέσεις θεραπείας, της επιβίωσης σύμφωνα και με τις αναθέσεις θεραπείας, και του επιπέδου αντισωμάτων σύμφωνα με τις αναθέσεις θεραπείας. Αυτό εμφανίζεται να είναι μια εξαιρετικά εύφορη περιοχή για την έρευνα και την εφαρμογή των μεθόδων κατά Bayesian για την αιτιώδη συμπερασματολογία.

3.2.5 Συνδιασμοί περιπλοκών

Στον πραγματικό κόσμο, τέτοιες περιπλοκές τυπικά δεν εμφανίζονται απλώς στο χρόνο. Για παράδειγμα, το ολικό τυχαιοποιημένο πείραμα στην Ιατρική, αξιολογώντας την θεραπεία αποκατάστασης ορμονών για τις μετεμμηνοπαυστικές γυναίκες, υποφέρουν από τα ελλιπή δεδομένα και στις συμμεταβλητές και στα διαμηκή αποτελέσματα, επίσης, το αποτέλεσμα ήταν πολυσυστατικό, σε κάθε σημείο του χρόνου, επιπροσθέτως, υποφέρει από την μη πληρότητα, και περισσότερο, είχε τη λογοκρισία λόγω θανάτου σε κάποια αποτελέσματα. Μερικοί συνδιασμοί περιπλοκών συζητώνται στο πλαίσιο του παραδείγματος σχολικής επιλογής, στο πλαίσιο ενός ιατρικού πειράματος.

Παρά το γεγονός, ότι η κατά Bayesian ανάλυση είναι κάπως δύσκολο, όταν έρχεται αντιμέτωπη με αυτούς τους συνδιασμούς περιπλοκών, πιστεύω ότι παραμένει πολύ πιο ικανοποιητική επίθεση στα πραγματικά επιστημονικά προβλήματα αιτιώδους συμπερασματολογίας αντί της απέραντης πλειοψηφίας των ειδικών προσεγγίσεων συχνότητας που είναι σε χρήση σήμερα.

3.2. ΠΕΡΙΠΛΟΚΕΣ

Βιβλιογραφία

- [1] Hill, A.B (1965). The environment and disease : Association or causation. *Proceedings of the Royal Society of Medicine* **58**, 295 – 300.
- [2] Aalen, O. (1987). Dynamic modelling and causality. *Scand. Actuarial J.* **13**, 177–190.
- [3] Angrist J.D., Imbens G.W., Rubin D.B. (1996). Identification of causal effects using instrumental variables (with discussion and rejoinder). *The Journal of the American Statistical Association* **91**, 444–472.
- [4] Barnard, G. A. (1982). Causation in encyclopedia of statistical sciences, vol. 1. eds. S. Kotz, N. Johnson, and C. Read, New York: John Wiley .
- [5] Baron, R. M. and Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic and statistical considerations. *J. Personality Socl Psychol.* **51**, 1173 – 1182.
- [6] Box, G. E. P., and Bisgaard (1987). The scientific context of quality improvement. *Quality progress* **20**, 54–61.
- [7] Box, G.E.P. (1966). Use and abuse of regression. *Technometrics* **8**, 625 – 629.
- [8] Brooner, RK and M. Kirdorf (2002). Using behavioral reinforcement to improve methadone treatment participation. *Science and Practice Perspectives* **1**, 38–48.
- [9] Cochran, W.G. The planning of observational studies in human populations (with discussions). *J.R. Statist. Soc. A* **128**, 234–265.
- [10] Cochran,W.G. (1983). Planning and analysis of observational studies. New York : John Wiley .
- [11] Cook, R.,D. Smoking and lung cancer. in R.A. Fisher : An Appreciation, eds. S. Fienberg and D. Hinkley, New York: Springer - Verlag .
- [12] Cox, D. R. (1958). London: Chapman and Hall .

- [13] Cox, D. R. and Snell, E.J. (1981). Applied statistics. *London: Chapman and Hall* .
- [14] Dasgupta, T. and Mandal, A. (2008). Estimation of process parameters to determine the optimum diagnosis interval for control of defective items. *Technometrics* **50**, 167–181.
- [15] Dempster, A.P. (1988). Causality and statistics. *J.Statistical Planning and Inference* **25**, 261–278.
- [16] Doll, R. (2002). Proof of causality. *Perspectives in biology and medicine* **45**, 499 – 515.
- [17] Doll,R., and Hill,B. (1950). Smoking and carcinoma of the lung. *British Medical Journal* **2**, 739–748.
- [18] Doll,R. and Hill,B. (1952). A study of the aetiology of carcinoma of the lung. *British Medical Journal* **2**, 1272–1286.
- [19] Doll,R. and Hill,B. (1956). Lung cancer and other causes of death in realltion to smoking. *British Medical Journal* **2**, 1071 – 1081.
- [20] Fisher, R. A. (1942). The design of experiments. *3rd ed. New York: Hafner - Publishing* .
- [21] Fisher, R.,A. (1935). Design of experiments. *Endinburgh: Oliver and Boyd.And subsequent editions* .
- [22] Fisher,R.A. (1926). The arrangement of field experiments. *Journal of Ministry of Agriculture* **33**, 503 – 513.
- [23] Fisher,R.A. (1957). Letter to the editor. *British Medical Journal* **2**.
- [24] Folkman J. (1996). Tumor angiogenesis and tissue factor. *Nature Med.* **2**, 167–168.
- [25] Frangakis C, Rubin D. B. (1999). Addressing complications of intention-to-treat analysis in the combined presence of all-or-none treatment-noncompliance and subsequent missing outcomes. *Biometrika* **86**, 366–379.
- [26] Frangakis C, Rubin D.B., Zhou X-H (1999). The clustered encouragement design. *Proc. Biomet. Sec. Am. Stat. Assoc. Alexandria, VA:American Statistical Association* .
- [27] Freedman,D. (2003). From association to causation : some remarks on the history of statistics. *In Stochastic musings, Eds. J. Panaretos, Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum* .

- [28] Goldthorpe, J. (1998). Causation, statistics and sociology. *29th Geary lecture. Dublin : ESRL* .
- [29] Good, I.J. (1961). A causal calculus, i. *British J. Philosophy of Science* **11**, 305–318.
- [30] Good, I.J. (1962). A causal calculus, ii. *British J. Philosophy of Science* **12**, 43–51.
- [31] Granger C.W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* **37**, 424 – 438.
- [32] Hainmueller Jen and M. Hiscox (2010). Attitudes towards highly skilled and low skilled immigration: Evidence from a survey experiment. *American Political Science Review* .
- [33] Holland, P. W., and Rubin, D.,B. (1983). On lord’s paradox. *in Principals of Modern Psychological Measurement, eds. H. Wainer and S. Messick, Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum* .
- [34] Holland, P.W., and Rubin,D.B. (1980). Causal inference in prospective and retrospective studies. *address given at the Jerome Cornfield Memorial Session of the American Statistical Association Annual Meeting* .
- [35] Holland,P.W. (1986). Statistics and causal inference(with discussion). *J.Amer.Statist.Assoc.* **81**, 945 – 970.
- [36] Hoover, K.D. (2002). Causality in macroeconomics. *Cambridge University Press* .
- [37] Horvitz D. G., Thompson D. J. (1952). A generalization of sampling without replacement from a finite population. *J. Am. Stat. Assoc.* **47**, 663 – 685.
- [38] Hu, F and WF Rosenberger (2006). The theory of response-adaptive randomization in clinical trials. *Hoboken, NJ: John Wiley and Sons,Inc* .
- [39] Hume,D. (1740). A treatise on human nature .
- [40] Hume,D. (1748). An inquiry concerning human understanding .
- [41] Imai,K., Keele, L. and Yamamoto, T. (2010). A general approach to causal mediation analysis. *Psychol. Meth.* **15**, 309–334.
- [42] Imbens, G. W. and Rubin, D. B. (2012). Causal inference in statistics and social sciences. *in press* .
- [43] Imbens G.W., Rubin D.B. (1997). Bayesian inference for causal effects in randomized experiments with noncompliance. *Ann. Stat.* **25**, 305–327.

-
- [44] Kempthorne, O. (1952). The design and analysis of experiments. *New York : John Wiley* .
- [45] Lavori, PW, R Dawson and AJ Rush (2000). Flexible treatment strategies in chronic disease: Clinical and research implications. *Biological Psychiatry* **48**, 605–614.
- [46] Lewis K.B. (1973). Counterfactuals. *Oxford: Blackwell publishers and cambridge* .
- [47] Little R. J., Yau, L. (1998). Statistical techniques for analyzing data from prevention trials: treatment of no - shows using rubin’s causal model. *Psychol. Methods* **3**, 147 – 159.
- [48] Little R.J. , Yau L. (1996). Intent-to-treat analysis in longitudinal studies with drop-outs. *Biometrics* **52**, 1324 – 1333.
- [49] Locke,J. An essay concerning human understanding. *Book II Chapter XXVI*.
- [50] Loughin, T. M. and Noble, W. (1997). A permutation test for effects in an unrepliated factorial design. *Technometrics* **39**, 469–473.
- [51] Mackie J.L. (1974). The cement of the universe. *Oxford: Oxford University Press* .
- [52] Mattei, A. and Mealli, F. (2011). Augmented designs to assess principal strata direct effects. *J. R. Statist. Soc. B* **73**, 729 – 752.
- [53] McCurdy,R. (1957). Letter to the editor. *British Medical Journal* **2**.
- [54] Mill,J.S (1843). A system of logic .
- [55] Montgomery, D. C. (2000). Design and analysis of experiments. *New York: John Wiley and Sons* .
- [56] Murphy S. A. (2003). Optimal dynamic treatment regimes. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (with discussion)* **65(2)**, 331–366.
- [57] Murphy, SA, van der Laan MJ, Robins JM and CPPRG (2001). marginals mean models for dynamic regimes. *JASA* **96**, 1410 – 1423.
- [58] Neyman J. (1990). On the application of probability theory to agricultural experiments:essay on principles, section 9. *Translated in Stat. Sci.* **5**, 465–472.
- [59] Neyman,J. (1923). On the application of probability theory to agricultural experiments.essay on principles. *Statistical Science* **5(4)**, 465 – 480.
- [60] Pearl,J. Comment on a.p. dawid’s,causal inference without counterfactuals. *Journal of the American Staastistical Association* **95**, 428–431.

- [61] Pearl, J. (2001). Direct and indirect effects. *In Proc. 17th Conf. Uncertainty in Artificial Intelligence* (eds J.S. Breese and D. Koller. San Francisco: Morgan Kaufmann) .
- [62] Robins, J. M. (1987). Addendum to a new approach to causal inference in mortality studies with sustained exposure periods - application to control of the healthy worker survivor effect. *Computers and Mathematics with Applications* **14**, 923–345.
- [63] Robins, J. M. (2003). Semantics of causal dag models and the identification of direct and indirect effects. *In Highly Structured Stochastic Systems* (eds P. J. Green, N.L. Hjort and S. Richardson), Oxford: Oxford University Press .
- [64] Robins, J.M. (1986). A new approach to causal inference in mortality studies with sustained exposure periods-application to control of the healthy worker survivor effect. *Computers and Mathematics with Applications* **14**, 1393 – 1512.
- [65] Robins JM (2004). Optimal structural nested models for optional sequential decisions. in dy lin and p heagerty (eds), proceedings of the second seattle symposium on biostatistics. *New York. Springer* .
- [66] Robins, J. (1997). Causal inference in complex longitudinal data. *Latent variable modeling with applications to causality*, Ed. M. Berkane, New York: Springer .
- [67] Rosenbaum, P.R. (2002). Observational studies. *Second ed. New York: Springer* .
- [68] Rubin , D. B. (2008). Statistical inference for causal effects, with emphasis on applications in epidemiology and medical statistics. *Handbook of Statistics, Volume 27, Elsevier, Oxford, UK* .
- [69] Rubin, D. B. (1975). Bayesian inference for causality: the importance of randomization. *Proc. Socl Statist. Sect. Am. Statist. Ass.* , 233 – 239.
- [70] Rubin, D. B. (1980). Discussion of randomization analysis of experimental data in the fisher randomization test by basu. *J. Am. Statist. Ass.* **75**, 591–593.
- [71] Rubin, D. B. (1984). Bayesianly justifiable and relevant frequency calculations for the applied statistician. *The Annals of Statistics* **12**, 1151–1172.
- [72] Rubin D. B. (1990). Comment: Neyman (1923) and causal inference in experiments and observational studies. *Stat. Sci.* **5**, 472–480.
- [73] Rubin, D. B. (2010). Reflections stimulated by the comments of shadish (2009) and west and thoemmes (2009). *Psychol. Meth.* **15**, 38–46.

- [74] Rubin D.B. (1999). Teaching causal inference in experiments and observational studies. *Proc. Stat. Educ. Sec. Am. Stat. Assoc. Alexandria, VA: American Statistical Association* .
- [75] Rubin D.B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies. *Journal of Educational Psychology* **66**, 688–701.
- [76] Rubin D.B. (1977). Statistical inference. *The International Encyclopedia of Neurology, Psychiatry, Psychoanalysis, and Psychology* **X**, 445–447.
- [77] Rubin D.B. (1978). Bayesian inference for causal effects: The role of randomization. *The Annals of Statistics* **6**, 34–58.
- [78] Rubin D.B., Schenker N. (1986). Multiple imputation for interval estimation from simple random samples with ignorable nonresponse. *The Journal of the American Statistical Association* **81**, 366–374.
- [79] Rubin D.B., Schenker N. (1991). Multiple imputation in health care databases: an overview and some applications. *The Journal of the American Statistical Association* **10**, 585–598.
- [80] Saris W.E., Stronkhorst H. (1984). Causal modeling in nonexperimental research: An introduction to KISREL approach. *The Netherlands: Sociometric Research Foundation* .
- [81] Schewder, T. (1970). Composable markov processes. *J. Appl. Prob.* **7**, 400–410.
- [82] Smith, R. Jeffrey (1980). Government says cancer rate is increasing. *Science* **227**, 998 – 1002.
- [83] Suppes,P. (1970). A probabilistic theory of causation. *Amsterdam : North Holland* .
- [84] Tirthankar Dagupta, Ma, C., Joseph, V.R., Wang, Z.L., Wu, C.F.J. (2008). Statistical modelling and analysis for robust synthesis of nanostructures. *Journal of the American Statistical Association* **103**, 594 – 603.
- [85] Van der Laan,M.J. and Robins, J.M. (2002). Unified methods for censored longitudinal data and causality. *New York : Springer* .
- [86] VanderWeele, T. J. (2008). Simple relations between principal stratification and direct and indirect effects. *Statist. Probab. Lett.* **78**, 2957 –2962.
- [87] Wilk, M. B. The randomization analysis of a generalized randomized block design. *Biometrika* **42**, 70 – 19.

-
- [88] William R. Shadish, Thomas D. Cook, Donald T. Campbell. Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference .
- [89] Wright,S. (1921). Correlation and causation. *Journal of Agricultural Research* **20**, 557–585.
- [90] Wu, C. F. J., and Hamada, M. S. (2009). Experiments: Planning, analysis and optimization. *New York: Wiley* .
- [91] Wu JFC and M Hamada (2000). Experiments: Planning, analysis, and parameter design optimization. *New York: John Wiley and Sons,Inc* .
- [92] Yates,F. (1937). The design and analysis of factorial experiments. *Imperial Bureau of Soil Sciences - Technical Communication No. 35, Harpenden* .
- [93] Yule G.U. (1900). On the association of attributes in statistics. *Phil. Trans. Roy. Soc. (London) A* **194**, 257–319.
- [94] Zacks S (1996). Adaptive designs for parametric models in s. ghosh and c.r. rao. eds, *Handbook of Statistics, Vol. 13 Elsevier Science B.V. Amsterdam* .