

Berechnung von Wählerübergängen:

Die Wahlen zum katalanischen Parlament von 2010 bis 2012

Albert Corominas, Amaia Lusa und M. Dolors Calvet

Universitat Politècnica de Catalunya (Spanien)

albert.corominas@upc.edu, amaia.lusa@upc.edu, m.dolors.calvet@upc.edu

Eingegangen am Juni 2014

Akzeptiert: Februar 2015

Abstrakt:

Zweck: Schätzung der Übergangsraten für die Wahlen 2010 und 2012 zum katalanischen Parlament für die vier Wahlkreise, in die Katalonien zu diesem Zweck unterteilt ist. Die Hauptmerkmale der Ergebnisse, die mittels mathematischer Programmierung erhalten werden, werden kommentiert.

Design / Methodik / Ansatz: Optimierungsmodelle für die mathematische Programmierung werden formuliert, um die Übergangsraten zu ermitteln, die eine bessere Anpassung zwischen den tatsächlichen Ergebnissen im Jahr 2012 und denjenigen ergeben, die unter Anwendung der Übergangsraten auf die Ergebnisse von 2010 berechnet wurden. Die Übergangsratenmatrizen werden für jeden der vier Wahlkreise geschätzt, da der Satz von Optionen nicht für alle gleich ist. Keine anderen Annahmen, dass diejenigen mit numerischer Konsistenz übernommen werden.

Ergebnisse und Originalität / Wert: Die Übergangsratenmodelle bieten eine zufriedenstellende Anpassungsgüte. Die mathematische Programmierung erweist sich als einfach zu verwendendes Werkzeug zur Schätzung der Übergangsraten und gleichzeitig als sehr flexibel, da sie bei Bedarf die Berücksichtigung zusätzlicher Einschränkungen ermöglicht, die zusätzlichen Annahmen entsprechen.

Originalität / Wert: Die Übergangsraten von 2010 bis 2012 in Katalonien sind besonders interessant, da die Ergebnisse von 2012 eine signifikante Änderung der Zusammensetzung des katalanischen Parlaments implizierten. Nach unserem Kenntnisstand hat sich keine andere wissenschaftliche Zeitschrift damit befasst

Frage. Unsere Ergebnisse stehen den Forschern zur Verfügung, um die Veränderung zu interpretieren und zukünftige Wählerströme vorzusehen.

Schlüsselwörter: Wählerübergänge, Wahlwechsel, mathematische Programmierung

1. Einleitung

Wenn man die Ergebnisse von zwei aufeinanderfolgenden Wahlen im selben Wahlgebiet betrachtet, sieht man sie üblicherweise als Folge von Wählerübergängen von den Optionen, die sie in den ersteren bevorzugt haben. Politiker, Medien, Politikwissenschaftler und die meisten Bürger sind an den veränderten Präferenzen der Wahlberechtigten interessiert.

Laut Hawkes (1969) war der Historiker Trevor Lloyd der erste, der die Frage stellte. Vor 1970 wurde es in einigen seltenen Werken behandelt (Benewick, Birch, Blumler & Ewbank, 1969; Berrington, 1965; Butler, 1952, 1953; Butler & King, 1966;).

Formal angesichts der Ergebnisse von zwei aufeinanderfolgenden (oder sogar gleichzeitigen) Wahlen für jede der Wahlen *Abteilungen* (Wahlkreise, Gemeinden, Wahllokale oder eine andere Aufteilung) eines Wahlgebiets besteht das Problem darin, die Matrix der Übergangsraten von den bei der ersten Wahl verfügbaren Optionen (Zeilen) zu den Optionen bei der zweiten Wahl (Spalten) zu finden. Wenn man nur aggregierte Ergebnisse des gesamten Territoriums oder einer Reihe von Wahlkreisen berücksichtigt, gibt es natürlich im Allgemeinen unendlich viele Lösungen für die Matrix. Wenn andererseits eine eindeutige Übergangsratenmatrix auf verschiedene Wahlkreise oder Gruppen von Wahlkreisen angewendet wird, stimmen die berechneten Ergebnisse nicht immer mit den tatsächlichen überein. Es ist klar, dass die Elemente der Matrix nicht negativ sein müssen und diejenigen, die zu einer bestimmten Partei gehören, 1 ergeben müssen (diese beiden Bedingungen implizieren, dass die Elemente kleiner oder gleich 1 sein müssen).

Eine Umfrage kann verwendet werden, um die Elemente der Übergangsratenmatrix zu schätzen. Die Ergebnisse sind jedoch aus vielen Gründen, die beispielsweise in Brown und Payne (1986) sowie in Van der Ploeg, Van de Pol und Kampen (2006) diskutiert werden, höchst unzuverlässig. Darüber hinaus sind viele Elemente der Matrix (diejenigen, die kleinen Werten der Übergangsrate entsprechen) gleich Null, es sei denn, die Anzahl der Elemente in der Stichprobe ist sehr hoch. Daher ist die Verwendung der Ergebnisse beider Wahlen auf Kosten eines größeren Modellierungs- und Rechenaufwands ein zuverlässigerer Weg, um die Matrix zu erhalten.

Hawkes (1969) versuchte, "die Anzahl der Personen zu schätzen, die bei einer Wahl für eine bestimmte Partei stimmen und anschließend bei der nächsten Wahl für eine andere bestimmte Partei stimmen". Zu diesem Zweck wurden drei Methoden vorgeschlagen. Diese garantierten jedoch nicht, dass die Ergebnisse die oben genannten Bedingungen erfüllen. Daher kam der Autor zu dem Schluss, dass „der Versuch zwar nicht so erfolgreich war, wie man es sich wünscht, aber einige nützliche Ergebnisse erzielt werden können“. Miller (1972) und

Upton (1977) verfolgt einen Ansatz, der in denselben Strom wie Hawkes (1969) eingeschrieben sein kann. Andere verwandte Werke sind Hayes (1976) und Moores (1987).

Stattdessen verwenden Irwin und Meeter (1969) sowie McCarthy und Ryan (1977) eine quadratische Programmierung, um die Übergangsraten zu schätzen, und garantieren so von außen die Erfüllung der oben genannten Bedingungen, die durch Einschränkungen in der mathematischen Programmierung auferlegt werden. Tzifas (1986) verwendet einen ähnlichen Ansatz wie McCarthy und Ryan (1977) und eine Variante davon, bei der der absolute Wert der Abweichungen anstelle ihrer Quadrate verwendet wird.

Upton (1978), der den Ansatz von McCarthy und Ryan betrifft, stellt fest, dass er einen hohen Anteil an Nullen in der Matrix enthält, und kommt zu dem Schluss, dass der Anteil überschätzt wird. *Steher*

(Wähler, die ihre Präferenzen zwischen den Wahlen nicht ändern - tatsächlich Wähler, die für Optionen stimmen, deren Name bei beiden Wahlen gleich ist - im Gegensatz zu *Mover*). Diese Kritik, die wir nicht für völlig gerechtfertigt halten, wurde von anderen Autoren angenommen, wie zum Beispiel Johnston und Hay (1983).

Die Schätzung der Übergangsraten der Wähler wird häufig als ein besonderer Fall des ökologischen Inferenzproblems angesehen, dh um individuelle Verhaltensweisen von aggregierten Daten abzuleiten, ein Problem, das mit den damals verfügbaren Methoden in Robinson (1950) als unmöglich erachtet wurde. . Ungeachtet dessen wurden viele Methoden vorgeschlagen, um damit umzugehen. Einige von ihnen gehen möglicherweise implizit davon aus, dass das Verhaltensmuster in allen Bereichen gleich oder sehr ähnlich ist (ökologische Regressionen; siehe: Goodman, 1953; Goodman, 1959; zu Übergangsraten: Fülle, 1994; van der Ploeg et al. , 2006). Andere sind der Ansicht, dass das Verhaltensmuster von den Gebieten abhängen kann und normalerweise einen probabilistischen Ansatz verfolgt (ökologische Folgerung; siehe: Glynn & Wakefield, 2010; Greiner & Quinn, 2009; Grofman & Merrill, 2004; King, 1997; zu Übergangsraten - Wahrscheinlichkeiten -: Andreadis & Chadjipadelis, 2009; Antweiler, 2007; Brown & Payne, 1986; Johnston & Hay, 1983).

Der Zweck dieses Papiers besteht darin, für die Wahlen zum katalanischen Parlament 2010 und 2012 eine Übergangsmatrix für jeden Wahlkreis festzulegen, die (i) die nichtnegativen und Summe-zu-Eins-Beschränkungen erfüllt; (ii) auf die Gesamtergebnisse der ersten Wahl angewendet, geben Sie genau die Ergebnisse der zweiten für jede der später verfügbaren Optionen an und (iii) minimieren eine Funktion der Diskrepanzen zwischen den mit der Matrix erzielten Ergebnissen und den angegebenen durch die Anzahl der Stimmen in jeder Abteilung. Beachten Sie, dass wir weder eine Annahme über die Unterschiede oder Übereinstimmungen zwischen den Verhaltensmustern der Wähler formulieren, die verschiedenen Wahllokalen entsprechen, noch einen probabilistischen Standpunkt vertreten.

Daher kann das Problem als mathematisches Programmiermodell angegeben werden, das für einige Arten von Diskrepanzfunktionen leicht zu lösen ist. Obwohl unser Ziel darin besteht, Übergangsmatrizen für eine beliebige Gruppe von Abteilungen (und für verschiedene Arten von Abteilungen) zu finden, ohne eine einzuführen

Unter der Annahme der Werte der Übergangsraten von vornherein werden wir einige Ergebnisse der Modelle kommentieren, um ihre Interpretation zu erleichtern.

Das Layout des restlichen Artikels ist wie folgt. Abschnitt 2 stellt das Problem und seine mathematischen Programmierformulierungen vor. Die Daten und die erhaltenen Ergebnisse werden in Abschnitt 3 vorgestellt und kommentiert. Abschnitt 4 beendet das Papier mit einigen kurzen Schlussfolgerungen.

2. Erklärung des Problems und seiner mathematischen Programmierformulierung

Es wird davon ausgegangen, dass wir die Ergebnisse haben, die zwei Wahlen im selben Wahlgebiet entsprechen, so dass die erste bei stattfand t und der zweite bei t' ($\geq t$).

Wann t' ist sehr nah an t (oder sogar gleich t) es kann sein, dass die Volkszählungen, die beiden Wahlen entsprechen, identisch sind. Wenn dies jedoch nicht der Fall ist, ist es üblich, diese Schwierigkeit zu umgehen, wenn angenommen wird, dass sich das Verhalten der Wähler, die nicht zum Schnittpunkt beider Volkszählungen gehören, nicht von denen unterscheidet, die dazu gehören. In der Tat ist dies gleichbedeutend mit der Annahme, dass beide Volkszählungen identisch sind, und diese Annahme ist vernünftig, wenn t' ist nicht weit von t (Brown & Payne, 1986; Hawkes, 1969; McCarthy & Ryan, 1977), wie bei den beiden in diesem Papier betrachteten Wahlen, die nur zwei Jahre voneinander entfernt sind (2010, 2012).

Das Wahlgebiet ist in Wahlkreise und diese am Ende in Wahllokale unterteilt. Daher liegen die Ergebnisse für alle Wahllokale des Wahlgebiets vor. Es kann vorkommen, dass die Wahllokale eines bestimmten Wahlkreises nicht von einer Wahl zur nächsten fallen (weil einige erstellt, unterdrückt oder geteilt werden), und in diesem Fall kann man nur die Ergebnisse vergleichen, die den Wahllokalen entsprechen, die beiden Wahlen gemeinsam sind.

Andererseits können die verfügbaren Optionen (einschließlich Leerwahl, Nullstimme und Stimmenthaltung) von Wahlkreis zu Wahlkreis unterschiedlich sein (bei den Wahlen zum katalanischen Parlament sind sie unterschiedlich, da die Kandidaten für den Gewinn der Sitze unterschiedlich sind). auch für die gleichnamigen Optionen). Daher müssen die Wahlkreise getrennt betrachtet werden.

Daher müssen sich die Daten immer auf einen bestimmten Wahlkreis oder eine Teilmenge von Wahllokalen beziehen, die zu einem bestimmten Wahlkreis gehören. Die betrachteten Wahllokale können zu Abteilungen zusammengefasst werden (daher ist eine Division eine Menge von einem oder mehreren Wahllokalen; jedes betrachtete Wahllokal muss zu einer und nur einer Abteilung gehören). Die Abteilungen können beispielsweise Gemeinden, Bezirke oder beliebige Gruppen von Wahllokalen sein, die für die Analyse geeignet sind.

Die Notation, die wir für die Daten verwenden, lautet wie folgt:

m Anzahl der Divisionen (beiden Wahlen gemeinsam).

n, n' Anzahl der Optionen bei t und t' ; beziehungsweise.

p_{ichk} Stimmenanteil erhalten bei t durch die Option k in der Abteilung i ($i = 1, \dots, m; k = 1, \dots, n$).

p_{ij} Stimmenanteil erhalten bei t' durch die Option j in der Abteilung i ($i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n'$).

c_{ich} Volkszählung (dh Anzahl der stimmberechtigten Personen) der Teilung ich beim t' ; angenommen, dass gleich dem von t ($i = 1, \dots, m$).

Und für die Entscheidungsvariablen:

r_{kj} Übergangsrate von Option k beim t zur Option j beim t' ($k = 1, \dots, n; j = 1, \dots, n'$).

Die Matrix R , bestehend aus den Übergangsraten r_{kj} muss zum Set gehören F , definiert durch die folgenden Einschränkungen:

$$\sum_{j=1}^{n'} r_{kj} = 1 \quad k = 1, \dots, n \quad (1)$$

$$\sum_{i=1}^m c_i \cdot \sum_{k=1}^n p_{ik} \cdot r_{kj} = \sum_{i=1}^m c_i \cdot p_{ij}' \quad j = 1, \dots, n' \quad (2)$$

$$r_{kj} \geq 0 \quad k = 1, \dots, n; j = 1, \dots, n' \quad (3)$$

Gleichung 1 setzt voraus, dass die Übergangsraten von einer Option bei t zu jedem anderen bei t' muss zu eins summieren; Gleichung 2, dass die Gesamtzahl der Stimmen, die im Wahlkreis durch eine Option bei erhalten wurden t' entspricht der Anzahl, die sich ergibt, wenn die Übergangsraten auf die Anzahl der entsprechenden Stimmen angewendet werden t' (unter der Annahme, dass die Volkszählung bei t und bei t' sind gleich); Gleichung 3 erzwingt die offensichtliche Nicht-Negativitätsbedingung.

Die in McCarthy und Ryan (1977) und Tzifafetas (1986) vorgeschlagenen mathematischen Programmiermodelle umfassen die Einschränkungen (1) und (3). Die Einschränkungen (2) ähneln denen, die in Johnston und Hay (1983) vorgeschlagen wurden.

Diese Einschränkungen definieren einen Satz von Matrizen mit im Allgemeinen unendlich vielen Elementen. Eine Möglichkeit, eines dieser Elemente auszuwählen, besteht darin, die Diskrepanzen zwischen den tatsächlichen Wahlergebnissen bei t zu minimieren und diejenigen, die sich aus der Anwendung der Übergangsraten ergeben. Natürlich hängt die ausgewählte Matrix vom verwendeten Maß der Diskrepanzen ab.

Auf diese Weise definieren wir die folgenden vier Modelle:

$$\text{M1 minimise } \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n'} \left(c_i \cdot p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (c_i \cdot p_{ik} \cdot r_{kj}) \right)^2 = \sum_{i=1}^m c_i^2 \sum_{j=1}^{n'} \left(p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \right)^2 \quad \text{s.t. } R \in F$$

$$\text{M2 minimise } \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n'} \left(p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \right)^2 \quad \text{s.t. } R \in F$$

$$\text{M3 minimise } \max_{\substack{i=1,\dots,m \\ j=1,\dots,n'}} c_i \cdot \left| p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \right| \quad \text{s.t. } R \in F$$

$$\text{M4 minimise } \max_{\substack{i=1,\dots,m \\ j=1,\dots,n'}} \left| p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \right| \quad \text{s.t. } R \in F$$

Die Zielfunktionen der Modelle sind (M1) die Summe der quadratischen Diskrepanzen zwischen tatsächlicher und modellierter Stimmenzahl, (M2) die Summe der quadratischen Diskrepanzen zwischen tatsächlichen und modellierten Anteilen, (M3) der Wert der maximalen Diskrepanz zwischen tatsächlichen und modellierter Anzahl von Stimmen und (M4) den Wert der maximalen Diskrepanz zwischen tatsächlichen und modellierten Anteilen.

Da die Einschränkungen, die die Menge definieren F , sind linear, M1 und M2 sind quadratische Programme. M3 und M4 können ihrerseits wie folgt als lineare Programme umformuliert werden:

$$\begin{aligned} &\text{M3} \quad \text{minimise } \Delta \\ &\text{s.t. } R \in F, \Delta \geq c_i \cdot \left(p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \right), \Delta \geq c_i \cdot \left(-p_{ij}' + \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \right) \quad i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n' \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\text{M4} \quad \text{minimise } \delta \\ &\text{s.t. } R \in F, \delta \geq p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}), \delta \geq -p_{ij}' + \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \quad i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n' \end{aligned}$$

Bekanntlich jedoch *Minimal Maximal* Probleme haben normalerweise mehrere Optima, da die Zielfunktion die Werte der Diskrepanzen nicht berücksichtigt, die streng unter dem optimalen Wert liegen. Daher können nach dem Lösen von M3 und M4 zufriedenstellendere Lösungen unter Verwendung eines zweiten Kriteriums erhalten werden (die Summe der absoluten Werte aller Diskrepanzen); Dies führt zu den folgenden zwei quadratischen Programmiermodellen:

$$M3' \quad \text{minimise} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n'} \left(c_i \cdot p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (c_i \cdot p_{ik} \cdot r_{kj}) \right)^2 = \sum_{i=1}^m c_i^2 \sum_{j=1}^{n'} \left(p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \right)^2$$

s.t.

$$R \in F$$

$$\Delta^* \geq c_i \cdot \left(p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \right), \Delta^* \geq c_i \cdot \left(-p_{ij}' + \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \right) \quad i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n'$$

$$M4' \quad \text{minimise} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n'} \left(p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \right)^2$$

s.t.

$$R \in F$$

$$\delta^* \geq p_{ij}' - \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}), \delta^* \geq -p_{ij}' + \sum_{k=1}^n (p_{ik} \cdot r_{kj}) \quad i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n'$$

Wo •• und •• sind jeweils die optimalen Werte der Zielfunktion entsprechend M3 und M4.

3. Daten und Ergebnisse

Die im Computereperiment verwendeten Datensätze entsprechen den Wahlen zum katalanischen Parlament am 28. November 2010 und 25. November 2012.

Die Wahlkreise fallen mit den vier Provinzen Kataloniens zusammen: Barcelona, Girona, Lleida und Tarragona.

Jede Provinz ist unterteilt in *Comarques*, und seinerseits jeder *comarca* ist in Gemeinden unterteilt. Katalonien hat 41 *Comarques* und 947 Gemeinden.

Die Gemeinden sind zu Wahlzwecken in Abschnitte unterteilt, so dass in jedem Abschnitt die Anzahl der registrierten Wähler zum Intervall von 500 bis 2.000 gehört (mit der möglichen Ausnahme kleiner, relativ isolierter Dörfer, in denen die Anzahl der registrierten Wähler geringer sein kann als

500). Demnach kann aufgrund der Veränderungen in der Bevölkerung ein Abschnitt von einer Wahl zur nächsten in zwei oder mehr unterteilt oder in einen anderen eingegliedert werden. Natürlich sind die im Computereperiment verwendeten Daten nur diejenigen, die Abschnitten entsprechen, die unverändert bleiben.

Die Werte von m , n und n' entsprechend den vier Wahlkreisen im verwendeten Datensatz sind in Tabelle 1 enthalten.

Wahlkreis	Anzahl der Abteilungen (<i>m</i>)	Anzahl der Optionen im Jahr 2010 (<i>n</i>)	Anzahl der Optionen im Jahr 2010 (<i>n'</i>)
Barcelona	3573	32	19
Girona	523	29	19
Lleida	390	32	19
Tarragona	523	33	19

Tabelle 1. Größen der im Computereperiment verwendeten Datensätze. In allen Fällen die Anzahl der Optionen beinhaltet null und leere Stimmen und Stimmenthaltung

Um die sechs im vorhergehenden Abschnitt beschriebenen mathematischen Programmiermodelle für jeden der Wahlkreise zu lösen, wurde die Software CPLEX 12.2 verwendet. Die Rechenzeiten waren ohnehin nicht signifikant. Die mit den Modellen M3 und M4 erhaltenen Übergangsmatrizen können ignoriert werden, da diejenigen, die den Modellen M3 'bzw. M4' entsprechen, immer vorzuziehen sind; Es werden nur die optimalen Werte ihrer jeweiligen Zielfunktionen verwendet (als Eingaben für die Modelle M3 'bzw. M4').

Um die Anpassungsgüte der für die verschiedenen Modelle bereitgestellten Lösungen zu bewerten, verwenden wir die folgenden Kriterien, die sich jeweils auf die Zielfunktionen der Modelle M1, M2, M3 'und M4' beziehen:

- .. G_v^2 Bestimmungskoeffizient entsprechend der Anzahl der Stimmen, definiert wie folgt:

$$G_v^2 = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{n'} \sum_{i=1}^m \Delta_{ij}^2}{\sum_{j=1}^{n'} \sum_{i=1}^m (c_i \cdot p'_{ij} - c_i \cdot \bar{p}'_j)^2}$$

wo

$$\bar{p}'_j = \frac{\sum_{i=1}^m c_i \cdot p'_{ij}}{\sum_{i=1}^m c_i}$$

(dh der Anteil der Stimmen, die durch die Option weltweit erhalten werden *j* in der Reihe der Abteilungen).

- .. G_p^2 Bestimmungskoeffizient entsprechend den Anteilen:

$$G_p^2 = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{n'} \sum_{i=1}^m \delta_{ij}^2}{\sum_{j=1}^{n'} \sum_{i=1}^m (p'_{ij} - \bar{p}'_j)^2}$$

- \bullet_{\max} , die maximale Diskrepanz zwischen tatsächlicher und modellierter Stimmenzahl.
- \bullet_{\max} , die maximale Diskrepanz zwischen tatsächlichen und modellierten Stimmenanteilen.

Bestimmungskoeffizienten, die als ergänzende Informationen zur Beurteilung der Anpassungsgüte der Modelle nützlich sind, können ebenfalls für jede Option definiert werden:

$$g_v^2(j) = 1 - \frac{\sum_{i=1}^m \Delta_{ij}^2}{\sum_{i=1}^m (c_i \cdot p'_{ij} - c_i \cdot \bar{p}_j)^2}; \quad g_p^2(j) = 1 - \frac{\sum_{i=1}^m \delta_{ij}^2}{\sum_{i=1}^m (p'_{ij} - \bar{p}_j)^2}$$

$$j = 1, \dots, n'$$

Natürlich liefern die Modelle M1 und M2 immer die besten Werte von G_v^2 und G_p^2 , beziehungsweise

(da die Nenner bei der Definition dieser Kriterien Konstanten sind und die jeweiligen Zähler die Zielfunktionen von M1 und M2 sind). In ähnlicher Weise sind die Modelle M3-M3' und M4-M4' am besten geeignet \bullet_{\max} und \bullet_{\max} , beziehungsweise. Das Verhalten der genannten Modelle in Bezug auf die anderen Kriterien ist schwer vorherzusagen, mit der Ausnahme, dass M1 und M2 in Bezug auf Ausreißer robuster sind als M3' und M4'.

Die Übergangsratenmatrizen und die Werte aller oben beschriebenen Kriterien für Barcelona, Girona, Lleida und Tarragona finden Sie in:

<https://dl.dropboxusercontent.com/u/6741065/RESULTS%20BARCELONA.xlsx> ,

<https://dl.dropboxusercontent.com/u/6741065/RESULTS%20GIRONA.xlsx> ,

<https://dl.dropboxusercontent.com/u/6741065/RESULTS%20LLEIDA.xlsx> und

<https://dl.dropboxusercontent.com/u/6741065/RESULTS%20TARRAGONA.xlsx> , beziehungsweise.

Tabelle 2 zeigt die Werte der vier Kriterien, die den vier Modellen M1, M2, M3' und M4' und den vier Wahlkreisen entsprechen.

Man kann sehen, dass die Werte von Tarragona G_v^2 und G_p^2 sind gut (hoch). Letzterer erreicht mit M2 0,97 für 0,86 (Barcelona und während der beste Wert von G_v^2 Girona). In Bezug auf diese beiden

Kriterien sind die Ergebnisse sowohl für M1 als auch für M2 sehr ähnlich, obwohl M1 natürlich die besten Werte für erhält

G_v^2 und M2 für G_p^2 . Der schlechteste Wert von M1 von G_v^2 ist 0,77 (Tarragona) und das Schlimmste von G_p^2 von den durch M2 angegebenen ist 0,75 (Lleida).

Für ihre Seite sind die Werte von \bullet_{\max} und \bullet_{\max} sind hoch, selbst für M3' und M4' und, obwohl sie nicht sehr viel besser sind als diejenigen, die mit M1 und M2 erhalten werden, wenn das Ziel der Minimierung dieser Kriterien auferlegt wird (M3' und M4'), die Werte von

G_v^2 und G_p^2 verschlechtern.

	G_v^2		G_p^2		\bullet_{max}		\bullet_{max}	
M1	BAR	0,86	BAR	0,85	BAR	289,01	BAR	0,30
	GIR	0,86	GIR	0,83	GIR	123,60	GIR	0,19
	LLE	0,81	LLE	0,74	LLE	139,52	LLE	0,18
	TEER	0,77	TEER	0,97	TEER	175,80	TEER	0,27
M2	BAR	0,86	BAR	0,85	BAR	289,50	BAR	0,30
	GIR	0,85	GIR	0,83	GIR	129,16	GIR	0,18
	LLE	0,80	LLE	0,75	LLE	153,24	LLE	0,19
	TEER	0,76	TEER	0,97	TEER	177,38	TEER	0,26
M3 '	BAR	0,83	BAR	0,83	BAR	220,79	BAR	0,30
	GIR	0,85	GIR	0,82	GIR	112,06	GIR	0,19
	LLE	0,80	LLE	0,73	LLE	119,60	LLE	0,18
	TEER	0,74	TEER	0,97	TEER	151,23	TEER	0,27
M4 '	BAR	0,82	BAR	0,82	BAR	363,75	BAR	0,28
	GIR	0,84	GIR	0,82	GIR	140,13	GIR	0,15
	LLE	0,70	LLE	0,65	LLE	181,51	LLE	0,14
	TEER	0,63	TEER	0,96	TEER	223,96	TEER	0,23

Tabelle 2. Werte der vier Kriterien, die den vier Modellen und den vier Wahlkreisen entsprechen:

Barcelona (BAR), Girona (GIR), Lleida (LLE)

und Tarragona (TAR). Die besten Werte der Kriterien für jeden Wahlkreis sind fett

hervorgehoben. Natürlich sind sie es, z $G_v^2, G_p^2, \bullet_{max}$ und \bullet_{max} diejenigen, die jeweils mit den Modellen M1, M2, M3 'und M4' erhalten wurden.

Da die 16 Übergangsratenmatrizen, die für die vier Wahlkreise mit den vier Modellen erhalten wurden, ziemlich unterschiedlich sind, obwohl sie einige gemeinsame Merkmale aufweisen, ist es nicht möglich, sie hier im Detail zu analysieren, und wir werden uns auf einige allgemeine Kommentare beschränken und vertiefen ein wenig mehr in die Übergangsratenmatrix von M1 für den Wahlkreis Barcelona.

Im Jahr 2010 gewannen sieben Optionen Sitze im katalanischen Parlament. Im Jahr 2012 gab es im Parlament erneut sieben Optionen, die sich jedoch von denen des Jahres 2010 unterschieden, da SI (4 Sitze in 2010) wurde 2012 nicht vertreten, und CUP, das 2010 keine Kandidatenlisten vorlegte, gewann 2012 drei Sitze. Tabelle 3 zeigt für die Optionen, die 2010 oder 2012 Sitze gewonnen haben, und für die Stimmenthaltung: die Ergebnisse, die sie für die Gesamtheit der vier Wahlkreise bei beiden Wahlen erzielt haben. Für seine Seite zeigt Tabelle 4 analoge Daten für den Wahlkreis Barcelona.

MÖGLICHKEIT	% 2010	Sitzplätze 2010	% 2012	Sitzplätze 2012	% 2012 -% 2010	Sitzplätze 2012 - Sitzplätze 2010
CIU	22.91	62	21.16	50	- 1,75	- 12
PSC-PSOE	10.91	28	9.96	20	- 0,95	- 8
PP	7.35	18	8,95	19	1,60	1
ICV-EUiA	4.39	10	6.83	13	2.44	3
ERC	4.17	10	9.44	21	5.27	11
C's	2,02	3	5.22	9	3.20	6
SI	1,97	4	0,89	0	- 1,08	- 4
TASSE	--	--	2.40	3	2.40	3
Andere	4.05	--	3.10	--	- 0,95	--
Leer	1,75	--	1.01	--	- 0,74	--
Null	0,43	--	0,61	--	0,18	--
Enthaltung	40.05	--	30.43	--	- 9,62	--

Beachten Sie, dass die Prozentsätze über der Volkszählung liegen (nicht wie üblich über den gültigen Stimmen für die Kandidatenlisten).

Tabelle 3. Wichtigste globale Ergebnisse der Wahlen zum katalanischen Parlament in den Jahren 2010 und 2012

MÖGLICHKEIT	% 2010	Sitzplätze 2010	% 2012	Sitzplätze 2012	% 2012 -% 2010	Sitzplätze 2012 - Sitzplätze 2010
CIU	22.00 Uhr	35	19.45	26	- 2,55	- 9
PSC-PSOE	11.42	18	10.68	14	- 0,74	- 4
PP	7.67	12	9.21	12	1,54	0
ICV-EUiA	4.94	8	7.73	10	2.79	2
ERC	3,80	6	8.81	12	5.01	6
C's	2.30	3	5,85	8	3.55	5
SI	1,86	3	0,82	0	- 1,04	- 3
TASSE	--	--	2.36	3	2.36	3
Andere	3,94	--	3.44	--	- 0,50	--
Leer	1,74	--	0,97	--	- 0,77	--
Null	0,38	--	0,57	--	0,19	--
Enthaltung	39,95	--	30.11	--	- 9,84	--

Beachten Sie, dass die Prozentsätze über der Volkszählung liegen (nicht wie üblich über den gültigen Stimmen für die Kandidatenlisten).

Tabelle 4. Hauptergebnisse der Wahlen zum katalanischen Parlament im Wahlkreis Barcelona in Barcelona
2010 und 2012

In allen Wahlkreisen gibt es gemäß den Lösungen der Modelle einen positiven Fluss von CiU zu ERC, der in Girona, Lleida und Tarragona das Gleichgewicht darstellt, das sich aus einem bidirektionalen Fluss ergibt (von CiU zu ERC und von ERC zu CiU). . Auch in allen Wahlkreisen stimmen PSC-PSOE-Verluste für eine bestimmte Anzahl von Optionen (hauptsächlich ICV-EUiA, C und PP). Eine bestimmte Anzahl von PP-Wählern wechselte 2010 zu C im Jahr 2012. Mit Ausnahme von Barcelona weist ICV-EUiA einen geringen Anteil von Stehern auf, und die Umzugsunternehmen gehen zu CUP und ERC. C's hat einen hohen Anteil an Stehern und erhält Stimmen von PSC-PSOE und PP. SI hat in keinem Wahlkreis Steher und seine Umzugsunternehmen gehen hauptsächlich zur CiU und auch zum ERC. in Barcelona erhält es einen kleinen Anteil der

Stimmen von CiU im Jahr 2010. Die Stimmen für CUP stammen hauptsächlich von ICV-EUiA und zahlreichen kleineren Optionen, die weder 2010 noch 2012 den Sitz gewonnen haben; Darüber hinaus erhält CUP in Barcelona eine erhebliche Anzahl von Stimmen von CiU.

Der Wahlkreis Barcelona zeichnet sich durch einen hohen Anteil an Steher aus, die sich der Stimme enthalten, und über die Optionen, die 2010 und 2012 Sitze gewonnen haben (von M1: CiU 77%; PSCPSOE 82%; PP 91%; ICV-EUiA 94) %; ERC 100%; C 100%; Stimmenthaltung 75%). Abbildung 1 zeigt die Hauptströme von 2010 bis 2012, die von M1 in diesem Wahlkreis angegeben wurden.

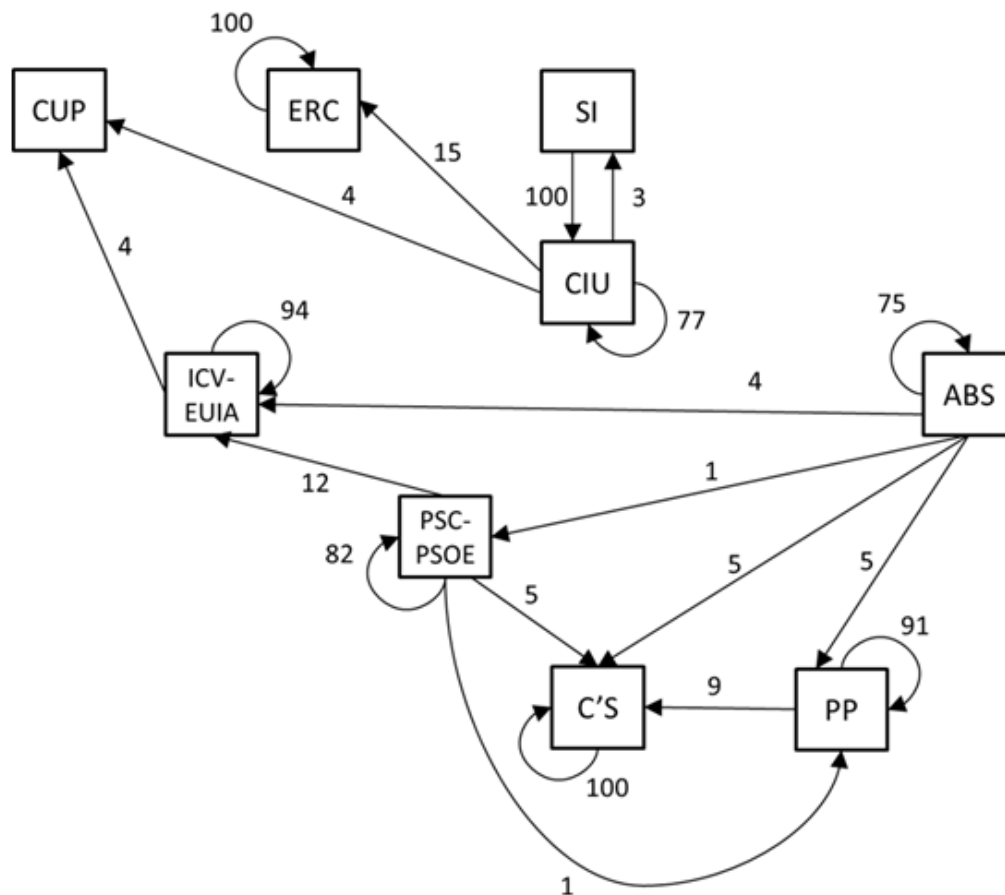


Abbildung 1. Hauptströme von 2010 bis 2012, angegeben von M1 für den Wahlkreis Barcelona,

für die Wahlen zum katalanischen Parlament. Die Zahlen neben den Pfeilen sind, ausgedrückt als Prozentsatz, die entsprechenden Übergangsraten (diejenigen unter 1% werden weggelassen). Alle in der Abbildung dargestellten Optionen, einschließlich Stimmenthaltung und mit der

Mit Ausnahme von CiU erhalten Sie auch Ströme aus einer bestimmten Anzahl kleinerer Optionen

4. Schlussfolgerung

Dieses Papier beschreibt das Problem der Berechnung der Übergangsraten für zwei aufeinanderfolgende Wahlen im selben Wahlgebiet. Zu diesem Zweck werden vier mathematische Programmiermodelle vorgeschlagen, die in Bezug auf die Wahlen 2010 und 2012 zum katalanischen Parlament auf die vier Wahlkreise angewendet werden, in die Katalonien zu diesem Zweck unterteilt ist.

Die Modelle enthalten Einschränkungen, um sicherzustellen, dass die Gesamtzahl der Stimmen, die im Wahlkreis durch eine Option bei erhalten werden t' entspricht der Anzahl, die sich ergibt, wenn die Übergangsraten auf die Anzahl der entsprechenden Stimmen angewendet werden t . Die Hauptmerkmale der erhaltenen Ergebnisse werden kommentiert. Die mathematische Programmierung zeigt sich als leistungsstarkes flexibles Werkzeug zur Berechnung von Übergangsratenmatrizen.

Wissen

Die Autoren bedanken sich für die freundliche Unterstützung des Instituts Català d'Estadística (IDESCAT), das sorgfältig alle Daten zu den Wahlen 2010 und 2012 für das katalanische Parlament und alle Erklärungen, die wir in Bezug auf sie benötigt haben, zur Verfügung gestellt hat diese Arbeit.

Verweise

Andreadis, I. & Chadjipadelis, T. (2009). Eine Methode zur Schätzung der Wählerübergangsraten.

Zeitschrift für Wahlen, öffentliche Meinung und Parteien, 19, 203 & ndash; 218.

<http://dx.doi.org/10.1080/17457280902799089>

Antweiler, W. (2007). Schätzung der Wählermigration in Kanada anhand des allgemeinen Maximums

Entropie. *Wahlstudien*, 26, 756 & ndash; 771. <http://dx.doi.org/10.1016/j.electstud.2007.07.005>

RJ Benewick, AH Birch, JG Blumler & A. Ewbank (1969). Der schwebende Wähler und die liberale Sicht der Repräsentation. *Politische*

Studien, 17, 177-195. [http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-](http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9248.1969.tb00634.x)

[9248.1969.tb00634.x](http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9248.1969.tb00634.x)

Berrington, HB (1965). Die Parlamentswahlen von 1964. *Zeitschrift der Royal Statistical Society*,

A 128, 17-51. <http://dx.doi.org/10.2307/2343436>

Brown, Ph. J. & Payne, CD (1986). Aggregierte Daten, ökologische Regression und Abstimmungsübergänge. *Zeitschrift der American*

Statistical Association, 81, 394, 452 & ndash; 460.

<http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1986.10478290>

Butler, DE (1952). *Die britischen Parlamentswahlen von 1951*. McMillan.

Butler, DE (1953). *Das Wahlsystem in Großbritannien: 1918 - 1951*. Clarendon Press.

Butler, DE, King, A. (1966). *Die britischen Parlamentswahlen von 1966*. McMillan.

Füle, E. (1994). Schätzung der Wählerübergänge durch ökologische Regression. *Wahlstudien*, 13,

313-330. [http://dx.doi.org/10.1016/0261-3794\(94\)90043-4](http://dx.doi.org/10.1016/0261-3794(94)90043-4)

- Glynn, AN & Wakefield, J. (2010). Ökologische Folgerung in den Sozialwissenschaften. *Statistisch Methodik*, 7, 307 & ndash; 322. <http://dx.doi.org/10.1016/j.stamet.2009.09.003>
- Goodman, LA (1953). Ökologische Regressionen und Verhalten von Individuen. *American Sociological Review*, 18 (6), 663 & ndash; 664. <http://dx.doi.org/10.2307/2088121>
- Goodman, LA (1959). Einige Alternativen zur ökologischen Korrelation. *Amerikanische Soziologie Rezension*, 64 (6), 610-625. <http://dx.doi.org/10.1086/222597>
- Greiner, DJ & Quinn, KM (2009). *R. x C.* ökologische Folgerung: Grenzen, Korrelationen, Flexibilität und Transparenz von Annahmen. *Zeitschrift der Royal Statistical Society*, 172, Teil 1, 67-81. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-985X.2008.00551.x>
- B. Grofman & S. Merrill (2004). Ökologische Regression und ökologische Folgerung. In King, G., Rosen, O, Tanner, MA, Hrsg., *Ökologische Folgerung. Neue methodische Strategien*. Cambridge University Press. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511510595.007>
- Hawkes, AG (1969). Ein Ansatz zur Analyse der Wahlschwankungen. *Zeitschrift des Royal Statistische Gesellschaft*, A 132, 68-79. <http://dx.doi.org/10.2307/2343756>
- Hayes, M. (1976). Swing-Analyse und Wahlprognose. *Operational Research Quarterly*, 27, 329 & ndash; 340. <http://dx.doi.org/10.1057/jors.1976.60>
- Irwin, G. & Meeter, D. (1969). Erstellen von Wählerübergangsmodellen aus aggregierten Daten. *Midwest Journal of Political Science*, 13, 545 & ndash; 566. <http://dx.doi.org/10.2307/2110071>
- Johnston, RJ & Hay, AM (1983). Schätzungen der Wählerübergangswahrscheinlichkeit: Ein EntropyMaximizing-Ansatz. *Europäische Zeitschrift für politische Forschung*, 11, 93 & ndash; 98. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-6765.1983.tb00045.x>
- King, G. (1997). *Eine Lösung für das ökologische Inferenzproblem*. Princeton University Press.
- McCarthy, C. & Ryan, TM (1977). Schätzungen der Wählerübergangswahrscheinlichkeiten aus den britischen Parlamentswahlen von 1974. *Zeitschrift der Royal Statistical Society*, A 140, 78-85. <http://dx.doi.org/10.2307/2344518>
- Miller, WL (1972). Maßnahmen zur Änderung der Wahlen unter Verwendung aggregierter Daten. *Zeitschrift des Royal Statistische Gesellschaft*, A 135, 122-142. <http://dx.doi.org/10.2307/2345042>
- Moore, B. (1987). Einige Konsequenzen einer Drei-Parteien-Spaltung bei einer britischen Parlamentswahl. *Zeitschrift der Operational Research Society*, 38, 569 & ndash; 576. <http://dx.doi.org/10.1057/jors.1987.99>
- Robinson, WS (1950). Ökologische Korrelation und das Verhalten von Individuen. *amerikanisch Soziologische Überprüfung*, 15, 351 & ndash; 357. <http://dx.doi.org/10.2307/2087176>

Tziafetas, G. (1986). Schätzung der Voter Transition Matrix. *Optimierung*, 17, 275 & ndash; 279.

<http://dx.doi.org/10.1080/02331938608843128>

Upton, C.JG (1977). Ein Speichermodell für Abstimmungsübergänge bei britischen Wahlen. *Zeitschrift der Royal Statistical Society, A* 140, 86-95. <http://dx.doi.org/10.2307/2344519>

Upton, C.JG (1978). Ein Hinweis zur Schätzung der Wählerübergangswahrscheinlichkeiten. *Zeitschrift der Royal Statistical Society, A* 141, 507-512. <http://dx.doi.org/10.2307/2344485>

C. Van der Ploeg, F. Van de Pol & J. Kampen (2006). *Ein Vergleich verschiedener Schätzmethoden mit einer Anwendung bei den niederländischen Nationalwahlen 2003 und 2006*. Diskussionspapier (09030). Statistik Niederlande, Den Haag / Heerlen.

Zeitschrift für Wirtschaftsingenieurwesen und Management, 2015 (www.jiem.org)



Der Inhalt des Artikels wird in einer Attribution-Non Commercial 3.0 Creative Commons-Lizenz bereitgestellt. Die Leser dürfen den Inhalt des Artikels kopieren, verteilen und kommunizieren, sofern die Namen des Autors und des Journal of Industrial Engineering and Management enthalten sind.

Es darf nicht für kommerzielle Zwecke verwendet werden. Den vollständigen Lizenzinhalt finden Sie unter

<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/>.