

# **La réélection des Conseillers fédéraux : Sanctions ciblées ou résultats prédéterminés ?**

## **Une analyse économétrique<sup>1</sup> des réélections au Conseil fédéral<sup>2</sup>**

Hansueli Bacher<sup>3</sup> et Jean-Christian Lambelet<sup>4</sup>

Avec la collaboration de José Anson<sup>5</sup>

### **Sommaire**

<b>1. Résumé et remerciements</b>	1
<b>2. Introduction.</b>	2
2.1 Le but de l'étude	2
2.2 Le déroulement des réélections	3
<b>3. Etudes précédentes</b>	5
<b>4. Le modèle</b>	6
4.1 La fonction déterminant les résultats du candidat X	7
4.2 La fonction pour les bulletins blancs, non rentrés ou nuls et les absents	13
4.3 Estimation simultanée des deux fonctions	15
4.4 L'ensemble du modèle	17
<b>5. Les résidus comme indicateurs des sanctions ciblées</b>	19
Analyse des 'résidus' pour quelques Conseillers fédéraux	23
<b>6. Conclusion</b>	26
 <b>Bibliographie</b>	 29
 <b>Appendice technique</b>	 30

© Hansueli Bacher et Jean-Christian Lambelet, Institut Créa, Lausanne

---

<sup>1</sup> Ou, si l'on préfère, 'politométrie'.

<sup>2</sup> Une première version de cette étude a été élaborée et présentée par Hansueli Bacher dans le cadre du cours de 'modèles macroéconomiques' donné en 2000-2001 au Département d'économétrie et d'économie politique (DEEP), Ecole des HEC, Université de Lausanne (UNIL) ; professeur : J.-Ch. Lambelet ; assistant : José Anson.

<sup>3</sup> Étudiant en quatrième année de licence en sciences économiques, DEEP/HEC/UNIL.

<sup>4</sup> Professeur d'économie au DEEP/HEC/UNIL.

<sup>5</sup> Assistant au DEEP/HEC/UNIL.

## 1. Résumé et remerciements

La réélection des membres du gouvernement de la Confédération par l'Assemblée fédérale est une procédure unique au monde, du moins à notre connaissance. Ses particularités, notamment le renouvellement individuel des candidats par ordre d'ancienneté, ont pour effet que les Conseillers fédéraux obtiennent souvent des résultats très variables.

Cette étude cherche à analyser et à modéliser cette procédure. Nous montrons que les facteurs suivants, donnés dans un ordre décroissant d'importance<sup>6</sup>, exercent une influence systématique et statistiquement significative sur les résultats des réélections :

- Un trend négatif dans le temps : toutes autres choses égales,<sup>7</sup> les réélections tendent de manière générale à devenir de plus en plus difficiles, et cela pour diverses raisons discutées plus loin. Si ce trend se poursuit, on pourrait bientôt avoir des non réélections.
- L'ordre de réélection : les candidats étant réélus individuellement et par ordre d'ancienneté dans la fonction, le premier à être réélu a de meilleures chances d'obtenir un bon score que le deuxième, le deuxième que le troisième, etc.
- La citoyenneté d'un des trois grands Cantons (ZH, BE, VD), laquelle a un effet positif.
- La taille du groupe parlementaire dont est issu le candidat<sup>8</sup> à réélection, avec effet positif.
- Son appartenance à une minorité linguistique, avec effet négatif.
- Son appartenance au Parti socialiste, avec effet négatif.

Notre modèle fait clairement ressortir que ces facteurs 'objectifs', sur lesquels les Conseillers fédéraux soumis à réélection n'ont pas prise, ont une influence considérable sur leurs résultats. Contrairement à l'opinion dominante, en particulier médiatique, qui voudrait que ces résultats dépendent essentiellement de la politique, de l'action et de la personnalité des Conseillers fédéraux, nous montrons que les scores des réélections sont en réalité largement prédéterminés – à raison d'environ 50% dans les années récentes.

Une analyse des 'résidus' de nos estimations et simulations économétriques suggère cependant que ceux-ci peuvent servir d'indicateurs de l'appréciation personnelle portée sur les Conseillers fédéraux et leur politique par les membres de l'Assemblée fédérale.

Cette dernière partie de l'étude ainsi que la spécification de notre modèle ont grandement bénéficié des analyses et commentaires – et aussi de nombreuses anecdotes – dus aux anciens présidents de l'Assemblée fédérale, MM. Peter Hess (PDC, ZG), Ernst Leuenberger<sup>9</sup> (PS, SO) et Hanspeter Seiler (UDC, BE), ainsi qu'à M. Peter Vollmer, Conseiller national (PS, BE). Nous tenons à leur exprimer ici notre profonde gratitude pour leur disponibilité et pour l'aide fournie.

---

<sup>6</sup> Cet ordre est celui des coefficients bêta ( $\beta$ ) pour la première équation 'SUR' - voir plus loin.

<sup>7</sup> Chacun des facteurs s'entend toujours « toutes autres choses égales ».

<sup>8</sup> Des mots comme 'candidat', 'Conseiller fédéral', 'lecteur', etc. sont toujours utilisés ici dans un sens générique.

<sup>9</sup> Membre du Conseil des États depuis 1999.

## 2. Introduction

- « Excellent résultat d'Ogi »<sup>10</sup>
- « Camouflet à Couchepin »<sup>11</sup>

Des titres et manchettes de ce genre sont monnaie courante après la réélection du Conseil fédéral, comme ici au lendemain de celle du 15 décembre 1999, c'est-à-dire la dernière en date. Mais, au fond, comment se fait-il que deux membres du même gouvernement, réélus le même jour, obtiennent des résultats aussi différents ? Selon nous, c'est avant tout le fruit d'un système de réélection unique en son genre. Une des particularités de ce système est en effet la réélection individuelle de tous les membres du gouvernement fédéral par le Parlement, et cela par ordre d'ancienneté.<sup>12</sup> La question ne se poserait évidemment pas si le Conseil fédéral était réélu en bloc, de sorte que son score collectif pourrait être interprété comme une appréciation générale de sa politique et de son action.<sup>13</sup>

### 2.1 Le but de l'étude

Lors de sa réélection au Conseil fédéral en décembre 1995, la Conseillère fédérale socialiste Mme Ruth Dreifuss a obtenu 124 voix alors que la majorité à atteindre était de 107 voix<sup>14</sup> – un résultat qui fut jugé « déplorable » par les médias. Quatre ans plus tard, lors des réélections de 1999, le Conseiller fédéral radical M. Pascal Couchepin a, lui aussi, recueilli 124 voix – en apparence un score tout aussi peu brillant.<sup>15</sup> M. Couchepin aurait-il refait les erreurs ou fautes commises par Mme Dreifuss quatre ans plus tôt, pour autant que l'un et l'autre en aient commises ? Sinon, pourquoi ces résultats identiques ?

Le but de la présente étude est d'analyser et d'expliquer, pour la période de 1947 à 1999, les résultats des différents Conseillers fédéraux lors de leur réélection. Plusieurs questions se posent :

- Quels sont les facteurs qui expliquent que certains résultats soient « bons » et d'autres « mauvais » – ou, en tout cas, jugés comme tels ? Dans le cas de Mme Dreifuss et de M. Couchepin, s'est-il agi uniquement de la manifestation d'une égale mauvaise humeur envers ces deux magistrats ? Ou ces résultats ont-ils plutôt été prédéterminés, en tout ou en partie, par le système de réélection et par d'autres facteurs objectifs sur lesquels les intéressés n'avaient pas d'influence ?

<sup>10</sup> *Facts* n° 50, 16 décembre 1999.

<sup>11</sup> Traduction de l'affichette du *Tagesanzeiger* du 16 décembre 1999 : « Abfuhr für Couchepin ».

<sup>12</sup> Ce système est remis en question par la Commission qui a élaboré la nouvelle « Loi sur le Parlement » qui devrait remplacer la « Loi fédérale sur la procédure de l'AF » à partir de 2003.

<sup>13</sup> Ceci ne veut pas dire qu'une réélection en bloc serait nécessairement préférable au système actuel, lequel a l'avantage de laisser une certaine marge aux membres de l'AF pour sanctionner, négativement ou positivement, la politique et l'action des Conseillers fédéraux pris individuellement.

<sup>14</sup> Résultat de sa réélection : 241 bulletins délivrés, 240 bulletins rentrés, 24 blancs, 4 nuls, 212 bulletins valables (majorité absolue 107) ; voix obtenues par Mme Dreifuss : 124.

<sup>15</sup> Résultat de sa réélection : 245 bulletins délivrés, 245 bulletins rentrés, 20 blancs, 1 nul, 224 bulletins valables (majorité absolue 113) ; voix obtenues par M. Couchepin : 124.

- Le fait que Mme Dreifuss et M. Couchepin aient obtenu le même nombre de voix, signifie-t-il que les deux ont été aussi « mal » jugés l'un que l'autre par l'Assemblée fédérale (ci-après : **AF**) ? En d'autres termes, ces scores identiques ont-ils la même signification ?

Notre but est de proposer des réponses à ces questions et de vérifier à l'aide d'un modèle économétrique ou politométrique notre hypothèse fondamentale : les résultats des réélections sont largement dus au système de réélection en vigueur et à d'autres facteurs sur lesquels les candidats n'ont pas prise. Cette hypothèse va clairement à l'encontre du paradigme actuel, selon lequel les scores individuels s'expliquent par la politique et la personnalité de chaque Conseiller fédéral. De plus, nous essayerons d'identifier et, le cas échéant, d'expliquer des changements éventuels de comportement à travers le temps : les candidats étaient-ils généralement mieux réélus autrefois qu'aujourd'hui ?

Il n'y a que très peu d'études qui ont été faites dans ce domaine. Notre travail cherche donc à contribuer à une meilleure compréhension de cette procédure apparemment unique au monde, qui est un élément important du système politique suisse et qui suscite en général un très grand intérêt de la part des médias et du public.<sup>16</sup>

## 2.2 Le déroulement des réélections

Voici les règles les plus importantes qui régissent la réélection des Conseillers fédéraux :<sup>17</sup>

- Lors de la première session des Chambres après l'élection du Conseil national, l'AF (Chambres réunies) élit les membres du Conseil fédéral pour la prochaine législature (Constitution fédérale, art. 175.2 et 3 et 168.1).
- En principe peuvent être élues toutes les personnes ayant le droit de vote national (Constitution fédérale, art. 143).
- Les Conseillers fédéraux sont élus individuellement et à la majorité absolue (règlement de l'AF, art. 4.1).
- Ils sont réélus ou élus dans l'ordre de leur ancienneté (règlement de l'AF, art. 4.2).
- Selon l'article l'art. 4.5 du même règlement, les bulletins blancs et nuls ne sont pas comptés pour établir la majorité absolue requise pour être réélu (ou élu). Cet article et le précédent sont importants pour notre analyse.

Au plan arithmétique, on a donc les identités ou définitions suivantes :

---

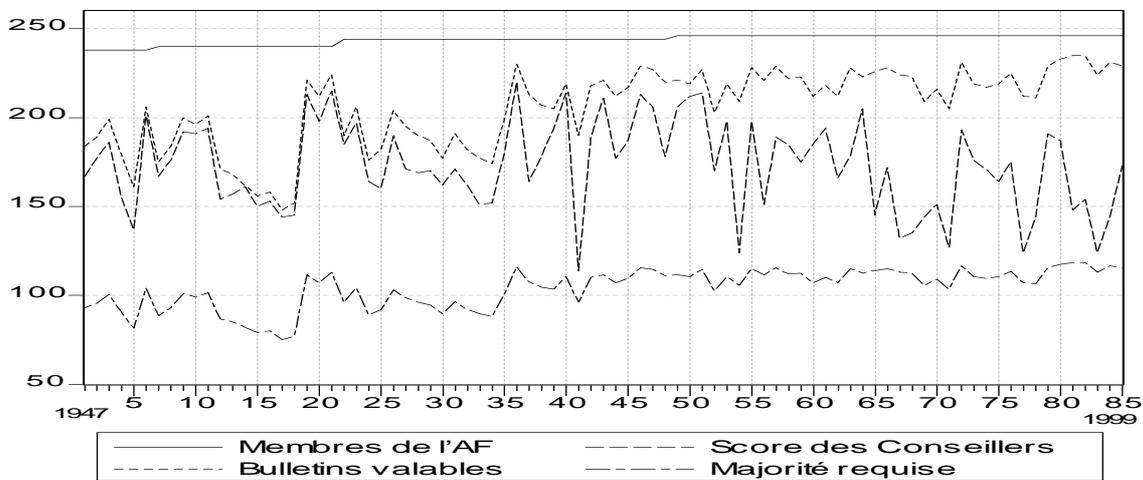
<sup>16</sup> Voir par exemple l'article « Bundesratswahlen als Quotenknüller » dans la *Berner Zeitung* du 17 décembre 1999. Selon l'ATS (agence télégraphique suisse), environ 520 000 personnes ont suivi, le 15 décembre et sur la chaîne alémanique (SF1), les réélections du Conseil fédéral diffusées en direct. Cela correspondait à une part de marché d'environ 81%. En Suisse romande, à peu près 94 000 personnes étaient devant leur télévision (part de marché de la TSR1 : 56%).

<sup>17</sup> Cf. le *Manuel des chambres fédérales*.

- (1) Nombre total de membres de l'AF  $\equiv$  bulletins délivrés + membres absents
- (2) Bulletins délivrés  $\equiv$  bulletins rentrés + bulletins non rentrés
- (3) Bulletins rentrés  $\equiv$  bulletins blancs + bulletins nuls + bulletins valables
- (4) Bulletins valables  $\equiv$  voix obtenues par le candidat X + voix pour d'autres personnes
- (5) Majorité absolue nécessaire<sup>18</sup> pour la réélection du candidat X  $\equiv$  [(bulletins valables)/2] + 1.

Pour la période considérée (1947-1999), la distribution de ces différentes catégories est reproduite dans les trois graphiques suivants. Sur cette période, il y a eu 85 réélections, un même Conseiller fédéral ayant bien entendu pu se présenter à plus d'une réélection. Au total, on a compté 14 sessions de réélection.<sup>19</sup>

Graphique 1



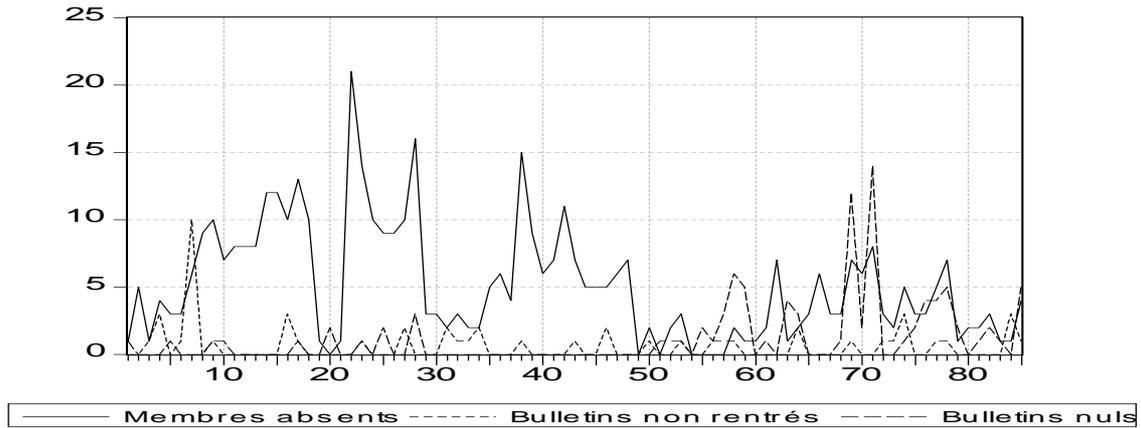
Trois choses frappent dans ce graphique :

- Jusqu'à la réélection n° 41 (celle de M. Pierre Graber en 1971), les Conseillers fédéraux ont été réélus avec des majorités généralement très confortables : la courbe pour les scores est proche de celle pour les bulletins valables. Par la suite, les choses deviennent de plus en plus difficiles pour les candidats à réélection : il y a clairement un trend négatif dans la courbe pour les scores et cette courbe devient aussi plus 'agitée'.
- La courbe pour les majorités requises se caractérise par un trend positif, pas très marqué, mais régulier : la majorité requise tend à augmenter. On verra que la raison pour cela est que les votes blancs, qui n'entrent pas dans le calcul des majorités requises, tendent à diminuer alors que les voix pour d'autres personnes que le candidat soumis à réélection tendent à augmenter.
- Les deux courbes pour les scores obtenus et celle pour les majorités requises tendent à se rapprocher, sujet sur lequel nous reviendrons dans la conclusion.

<sup>18</sup> Arrondie à l'unité supérieure, si nécessaire.

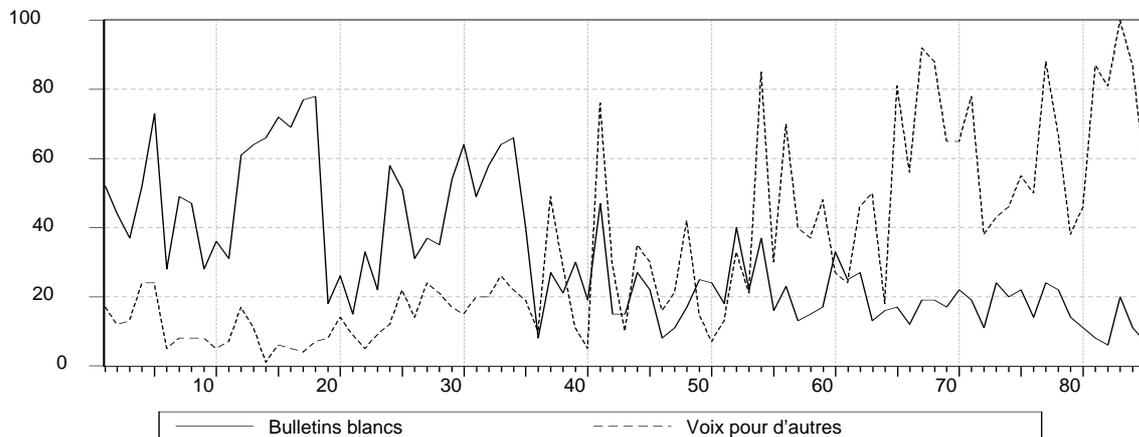
<sup>19</sup> Étant entendu que certaines sessions de réélection peuvent aussi comprendre des élections *in fine*.

Graphique 2



On remarque que les membres de l'AF absents lors des sessions étaient en nombre non négligeable jusque vers la réélection n° 50 (celle de M. Ritschard en 1979), mais plus après cela.

Graphique 3



Comme indiqué plus haut, les votes pour d'autres personnes que le candidat à réélection augmentent régulièrement et cette manière de voter tend à se substituer aux votes blancs, lesquels sont en diminution constante.

### 3. Études précédentes

Il existe plusieurs études et travaux sur les nouvelles *élections* au Conseil fédéral. Malheureusement, les *réélections* n'ont pas, à ce jour, suscité le même intérêt. C'est probablement la raison pour laquelle nous n'avons trouvé, après de longues recherches, que deux travaux importants qui traitent de ce sujet.

Dans son étude « *Freiheit und Bindung in den Bundesratswahlen* », Erich Gruner (1967) se penche surtout sur la question de savoir si les élections (et les réélections) au Conseil fédéral ont été 'ouvertes' ou non. Par élections ouvertes, il entend le fait que le Parlement ait eu le choix entre différents candidats 'valables'. Il divise un échantillon allant de 1848 à 1966 en trois périodes : une première (elle-même subdivisée en deux sous-périodes) va de 1848 à 1887, une deuxième de 1890 à 1917 et une troisième de 1919 à 1966.

Dans une première partie de la première période, il constate que les candidats n'ont obtenu que 51-60% des voix. En 1851, pour la première fois, un Conseiller fédéral (Ulrich Ochsenbein, BE) n'a pas été réélu. Un changement de comportement a eu lieu dans les décennies 1870 et 1880 où la plupart des conseillers ont été réélus avec 60-80% des voix. Seule exception : en 1872, Jean-Jacques Challet-Venel, GE, n'a pas été réélu. Ce fut la deuxième et, à ce jour, la dernière fois que l'AF a refusé de réélire un Conseiller fédéral. Pendant la deuxième période (1890-1917), tous les Conseillers ont été réélus avec de bons résultats. Il y a eu un nouveau changement de comportement dans la troisième période (1919-1966) où les Conseillers fédéraux n'ont plus atteint d'aussi bons résultats, ce qui conduit Gruner à conclure que les réélections étaient devenues plus ouvertes.

Dans son livre « Der Weg zur Zauberformel », Arthur Fritz Reber (1979) fournit une analyse serrée du déroulement et des résultats de toutes les élections et réélections au Conseil fédéral pour la période 1919-1959. Il propose entre autres une estimation du nombre minimum et maximum de voix auquel les candidats peuvent s'attendre lors du premier tour de scrutin de leur élection. Pour ses calculs, Reber se base surtout sur les décisions des groupes parlementaires et non pas sur un modèle formalisé (économétrique ou politométrique).

#### 4. Le modèle

La présente étude couvre toute la période après la Deuxième Guerre mondiale, soit 1947-1999. Dans cette période, il y a eu 85 réélections individuelles, réparties en 14 sessions et concernant 45 personnes distinctes. L'échantillon complet comprend donc 85 observations.

Le modèle se compose de deux équations et de quatre identités :<sup>20</sup>

$$(1) V1_{Xt} = f_1(\dots) \quad \text{où } V1_{Xt} = [(\text{Résultat}^{21} \text{ du candidat } X)_{Xt} / (\text{Bulletins valables})_{Xt}] \times 100$$

$$X = 1, \dots, 85 ; t = 1947, \dots, 1999$$

$$(2) V2_{Xt} = f_2(\dots) \quad \text{où } V2_{Xt} = [Y_{Xt} / (\text{Total des membres de l'AF}^{22})_t] \times 100$$

$$Y_{Xt} \equiv (\text{absents} + \text{bulletins non rentrés, blancs ou nuls})_{Xt}$$

$$(3) (\text{Résultat du candidat } X)_{Xt} \equiv [V1_{Xt} \times (\text{Nombre de bulletins valables})_{Xt}] / 100$$

$$(4) (\text{Bulletins valables})_{Xt} \equiv [(\text{Nombre total des membres de l'AF})_t - Y_{Xt}]$$

$$(5) Y_{Xt} \equiv [(V2_{Xt}) \times (\text{Nombre total des membres de l'AF})_t] / 100$$

$$(6) \text{Majorité}_{Xt} \equiv [(\text{Bulletins valables})_{Xt} / 2] + 1$$

Les identités (3) à (6) ne demandent pas à être discutées, car ce sont des définitions qui sont toujours vérifiées.<sup>23</sup> En revanche, il s'agira de spécifier et d'estimer la fonction (1), laquelle

<sup>20</sup> V1 = « variable dépendante 1 » ; V2 = « variable dépendante 2 ».

<sup>21</sup> Nombre de voix obtenues par le candidat X lors de sa réélection en t.

<sup>22</sup> De 1947 à 1999, ce nombre a passé de 238 à 246.

détermine le nombre de voix obtenues par le candidat X en pour cent des bulletins valables, ainsi que la fonction (2), laquelle détermine une catégorie ‘résiduelle’ ou ‘fourre-tout’ comprenant les absents, les bulletins non rentrés, blancs ou nuls, cette catégorie étant exprimée en pour cent du nombre total de membres de l’AF.

#### 4.1 La fonction déterminant les résultats du candidat X : $V1_{Xt} = f_1(\dots)$

Quelles sont les influences *systématiques* qui peuvent expliquer les résultats du candidat X à la réélection au Conseil fédéral ? En d’autres termes, quelles sont les variables à inclure dans les parenthèses de l’expression  $V1_{Xt} = f_1(\dots)$  ? A ce stade, c’est l’imagination et des considérations a priori qui conduisent à formuler des hypothèses. Voici la liste de celles que nous avons retenues, dans un ordre décroissant d’importance plausible. Cet ordre se vérifiera statistiquement.

1/ Le climat politique général, l’esprit de coopération ou de rivalité entre les partis représentés au Conseil fédéral, la discipline de votes parmi les membres de ces partis ainsi que l’adhésion à la ‘formule magique’ ne sont pas choses nécessairement constantes dans le temps. L’observation générale de la scène politique fédérale suggère que, dans la période sous considération, ces facteurs et peut-être d’autres de même nature ont plutôt tendu à se dégrader, ce qui signifierait une tendance *générale* à des résultats de moins en moins bons et affectant *tous* les candidats. Cette hypothèse sera testée en incluant dans la première équation une variable codée « TREND21 ». <sup>24</sup> Comme on verra, son influence négative et significative se vérifie statistiquement.

2/ Autre hypothèse : le ‘numéro d’ordre’ du candidat dans la session de réélection, l’hypothèse spécifique étant que, toutes autres choses égales, le premier candidat à réélection a de meilleures chances que le deuxième, le deuxième que le troisième, etc. Pourquoi ? Cela tient avant tout au fait que le Conseil fédéral a été, pendant toute la période 1947-99, un gouvernement de coalition, une caractéristique qui a été consacrée ou renforcée par l’adoption de la ‘formule magique’ en 1959. Imaginons que le premier candidat à réélection appartienne au parti A et le deuxième au parti B, les deux partis étant membres de la coalition gouvernementale et donc représentés au Conseil fédéral. Imaginons en outre que, pour une raison quelconque, les membres de l’AF qui appartiennent au parti B n’apprécient pas trop le candidat du parti A et qu’ils préféreraient peut-être, au fond d’eux-mêmes, que ce candidat ne soit pas réélu. Mais s’ils votaient contre lui, de sorte qu’il ne serait peut-être pas réélu, le risque serait grand que les membres du parti A ‘se vengent’ au moment de la réélection suivante, celle où ce sera le candidat du parti B qui se présentera à leurs suffrages. Par conséquent, les membres du parti B voteront probablement, lors de la première réélection, pour le candidat de A quand

<sup>23</sup> Les définitions (3) à (5) ont cependant été ‘réécrites’. Dans leur forme originale, (3) définit  $V1_{Xt}$  et (4) définit  $Y_{Xt}$  alors que (5) définit  $V2_{Xt}$ .

<sup>24</sup> Divers tests ont montré qu’il faut adopter un trend *tronqué*. En effet, ce n’est qu’après l’observation 21 (première réélection lors de la session de 1963) qu’on détecte un trend négatif et significatif, d’où le label « TREND21 ». Comme l’introduction de ce trend tronqué peut modifier la constante, il faut également introduire

bien même ils préféreraient, par hypothèse, qu'il ne soit pas réélu. Le risque d'un 'vote-vengeance'<sup>25</sup> augmente cependant au fur et à mesure qu'on se rapproche du dernier candidat à réélection alors que ce risque est évidemment nul pour le premier. On s'attend donc à ce que la variable 'numéro d'ordre' du candidat X, codée « ORDRE », ait une influence systématique et *négative* sur les résultats : plus un candidat est proche de la fin de la liste, moins il aura de chances d'obtenir un bon score, toutes autres choses égales. On verra plus loin que cette hypothèse ou cette attente se vérifie statistiquement.

**3/** Comme l'AF se compose des membres du Conseil national et du Conseil des États, ceux représentant des grands Cantons y sont évidemment plus nombreux que ceux des petits Cantons. Dans la mesure où les membres tendent à s'identifier avec un candidat issu de leur Canton respectif, on s'attend à ce que les candidats venant de grands Cantons aient de meilleures chances que ceux venant de petits Cantons. Il s'avère que l'effet en question est statistiquement significatif pour les candidats provenant des trois plus grands Cantons (ZH, BE, VD). La variable en question est codée « GRCANTON » et elle prend la valeur 1 pour les candidats issus de ces trois grands Cantons et 0 pour les autres.<sup>26</sup>

**4/** Autre hypothèse qui paraît toute naturelle : la taille relative, dans l'AF, du groupe parlementaire auquel le candidat se rattache devrait avoir un effet positif sur ses chances de réélection – toutes autres choses égales, comme toujours. Cela se vérifiera statistiquement. La variable en question est codée « GROUPE ».<sup>27</sup>

**5/** L'appartenance du candidat X à une minorité linguistique (non germanophone), avec effet négatif sur ses chances d'obtenir un bon score, est une hypothèse plus délicate, mais qui se vérifie également. Avant d'y voir nécessairement l'effet du prétendu 'Röstigraben' ou même d'un certain 'racisme' ethnico-linguistique (et donc avant de vouloir invoquer le code pénal), il faut noter une explication à la fois plus simple, plus innocente et plus plausible ; à savoir l'effet des rapports personnels et contacts familiers entre les candidats à réélection et les membres de l'AF. Il tombe en effet sous le sens qu'un candidat qui, par exemple, pratique en priorité l'allemand sera en général mieux connu et peut-être mieux apprécié de l'ensemble

---

une dummy (ou 'variable muette') codée « DUMM21 » qui prend la valeur 0 jusqu'à l'observation 21 et la valeur 1 après cela. On verra que cette dummy est significative.

<sup>25</sup> En allemand, on parle de « Retourkutschen ». Selon les parlementaires interrogés, les derniers Conseillers fédéraux à être réélus subissent souvent la vengeance des partis dont les Conseillers fédéraux ont été réélus précédemment avec un résultat décevant.

<sup>26</sup> Les opinions des parlementaires interrogés divergent quelque peu quant à l'interprétation de cette variable. Selon les uns, elle exerce bien une influence, mais surtout en ce qui concerne les Cantons de Berne et Vaud (un exemple souvent cité est M. Jean-Pascal Delamuraz). D'après ces parlementaires, cette influence a moins d'importance pour les Conseillers fédéraux zurichois. Pour d'autres, l'effet d'un grand Canton jouerait avant tout lors des élections, tandis que pour les réélections cette variable serait moins déterminante. Les parlementaires interrogés sont unanimes sur le fait que cette variable n'exprime pas une prétention des grands Cantons à être représentés au Conseil fédéral.

<sup>27</sup> Le cas du Conseiller fédéral Moritz Leuenberger peut servir d'exemple. Lors de sa première élection, environ deux tiers du groupe parlementaire socialiste ont voté en faveur de l'autre candidat du parti socialiste, M. Otto Piller. A peine trois mois plus tard, le même groupe parlementaire votait d'une manière unanime pour M. Leuenberger. Quelques-uns des parlementaires pensent que l'effet de cette variable est moins important pour l'UDC (un parti souvent divisé entre son groupe bernois et le reste).

des membres alémaniques de l'AF que de ceux d'une autre langue. Et c'est bien entendu un fait que le groupe linguistique dominant, en Suisse comme dans l'AF, est le groupe germanophone, ce qui avantage les candidats parlant en priorité l'alémanique. La variable correspondante, codée « MINORITE », prend la valeur 1 pour les candidats non germanophones et la valeur 0 pour les autres. Cette variable devrait exercer un effet négatif sur les chances que le candidat X a d'obtenir un bon score et on verra que cela se vérifie statistiquement.

6/ On peut supputer que l'appartenance du candidat X au Parti socialiste pourrait avoir, en soi, un effet négatif sur ses chances. En raison de sa taille et de la petitesse des autres formations de gauche, le PS est le seul parti de gauche représenté au gouvernement. Par ailleurs, l'AF est évidemment dominée par les formations du centre et de la droite, autrement dit par le bloc bourgeois. La discipline de vote, l'identification personnelle avec le candidat X et d'autres facteurs risquent donc de jouer un moindre rôle si ce candidat appartient au PS, quand bien même ce dernier est membre de la coalition gouvernementale.<sup>28</sup> Cette variable, dont l'effet est statistiquement significatif, est codée « PS ».

7/ Ici s'arrête la liste des variables dont l'effet est statistiquement significatif. D'autres hypothèses faisant appel à d'autres variables sont cependant concevables, mais elles ne se vérifient pas statistiquement. Voici la liste de ces variables :

- Le sexe du candidat X. – A cet égard, il faut noter un point de méthodologie : si une variable s'avère non significative (au seuil habituel de 5%), cela peut être dû au fait qu'elle n'a pas sa place dans l'équation ; autrement dit, que cette variable ne saurait exercer d'influence en aucunes circonstances. Mais cela peut aussi être dû au fait que cette influence n'est *pas détectable dans l'échantillon à disposition* (mais pourrait l'être dans un échantillon plus complet). Dans le cas présent, l'absence d'un 'sexisme politique' détectable pourrait donc être liée au fait qu'il n'y a eu que trois réélections où le candidat était une femme.<sup>29</sup> Mais attention quand même aux préconceptions à l'emporte-pièce : cette absence pourrait aussi être due à une authentique neutralité (d'une majorité) des membres de l'AF quant au sexe des candidats à réélection. On ne pourra se prononcer *scientifiquement* sur cette question que lorsqu'on disposera d'un échantillon comprenant suffisamment de cas où le candidat X a été une femme.
- L'âge du candidat X.
- Le fait qu'après la fin des réélections X soit candidat à la présidence ou à la vice-présidence de la Confédération.
- Le fait que ce soit la première, deuxième, énième réélection du candidat X.

---

<sup>28</sup> Cela se manifeste régulièrement lors des élections au Conseil fédéral où, à plusieurs reprises, le Parlement a élu quelqu'un d'autre que le candidat officiel du parti socialiste. Par exemple, M. Tschudi au lieu de M. Bringolf en 1959, M. Stich au lieu de Mme Uchtenhagen en 1983 et M. Matthey au lieu de Mme Brunner en 1993. Cela arrive quelquefois aussi à des candidats bourgeois, mais plus rarement ; ainsi, M. Chevallaz a été élu avec l'appui de la gauche et contre le candidat officiel du bloc bourgeois. – Cette interprétation est également partagée par les parlementaires interrogés.

<sup>29</sup> Il s'agit de Mmes Kopp (une fois) et Dreifuss (deux fois).

- Les années qu'il a passées au Conseil fédéral ou, si l'on préfère, son ancienneté dans la fonction.<sup>30</sup>
- Le Département fédéral dont il a la charge.<sup>31</sup>

Comme il est habituel, on admettra que la fonction pour  $V1_{Xt}$  est linéaire :<sup>32</sup>

$$V1_{Xt} = \alpha_1 + \alpha_2 \text{TREND21}_t + \alpha_3 \text{ORDRE}_{Xt} + \alpha_4 \text{GRCANTON}_{Xt} + \alpha_5 \text{GROUPE}_{Xt} + \alpha_6 \text{MINORITE}_{Xt} + \alpha_7 \text{PS}_{Xt} + \alpha_8 \text{DUMM21}_t + \varepsilon_{1,Xt} \quad \alpha_i = \text{paramètre ou coefficient} \quad (1)$$

Le terme aléatoire  $\varepsilon_{1,Xt}$  rend compte de l'influence conjointe des variables non significatives (voir ci-dessus) ainsi que des autres sources de 'bruit' – par exemple, les humeurs changeantes et autres idiosyncrasies plus ou moins passagères des membres de l'AF.<sup>33</sup> Par exemple, on peut imaginer qu'un membre qui, pour une raison quelconque, se trouve avoir un différend avec le leadership de son parti votera peut-être autrement qu'en l'absence de ce différend. On verra cependant que quand les paramètres  $\alpha_i$  de l'équation (1) sont estimés par une méthode économétrique donnée, comme par exemple les moindres carrés ordinaires, les valeurs calculées de  $\varepsilon_{1,Xt}$  (c'est-à-dire les  $e_{1,Xt}$  ou 'résidus' de l'estimation) sont très vraisemblablement dominées par les appréciations que les membres de l'AF portent sur la personnalité, l'action et la politique du candidat individuel X. D'un point de vue économétrique, ces appréciations peuvent cependant être considérées comme aléatoires, ce qui justifie de les inclure dans  $\varepsilon_{1,Xt}$ .<sup>34</sup>

Dans l'équation (1), les paramètres  $\alpha_i$  sont à interpréter comme des probabilités : par exemple,  $\alpha_4$  est la probabilité supplémentaire, mesurée en pour cent, que l'AF vote pour le candidat X si ce dernier vient d'un grand Canton. L'équation appartient donc au type « modèle linéaire de probabilité ». L'avantage de ce modèle est qu'il est simple, mais il soulève un problème : ainsi qu'il est bien connu, il est possible que les estimations de ses paramètres  $\alpha_i$  donnent, pour tel ou tel candidat, une probabilité d'être élu de plus de 100% ou de moins de 0%... Pour contraindre les probabilités à ne pas dépasser ces limites, il existe une méthode d'estimation, dite *gprobit*, qui transforme l'équation en une forme non linéaire.<sup>35</sup> Il s'avère cependant que si cette méthode est utilisée (voir l'appendice technique), les résultats sont pratiquement les

<sup>30</sup> L'ancienneté est cependant fortement corrélée avec la variable « ORDRE ».

<sup>31</sup> Selon les membres de l'AF auxquels nous avons pu parler, ce serait dû au fait que ce sont les dossiers qui comptent, plus que les Départements. En outre, ces derniers ont une importance variable dans le temps ; ainsi, les Affaires étrangères sont plus importantes aujourd'hui qu'il y a trente ou quarante ans.

<sup>32</sup> Cette forme fonctionnelle se justifie en raison de l'expansion dite de Taylor dont les premiers termes sont linéaires. Elle suppose que l'effet de chaque variable est indépendant de l'effet des autres. Précisons qu'il n'y a pas d'indications de non linéarité ou d'effets croisés.

<sup>33</sup> En principe, le terme aléatoire rend aussi compte de la possibilité d'erreurs de mesure affectant la variable dépendante. En l'occurrence, il est toutefois hautement invraisemblable que le score des candidats ainsi que le nombre de bulletins valables n'aient pas été enregistrés exactement.

<sup>34</sup> En d'autres termes, la distribution des appréciations personnelles sur les candidats, leur personnalité et leur politique est considérée comme aléatoire, car ces appréciations dépendent d'une foule de facteurs qu'il n'est pas possible d'identifier individuellement et dont aucun n'exerce d'influence significative.

<sup>35</sup> Le modèle de probabilité *gprobit*, lequel estime la proportion des membres de l'AF qui ont voté pour ou contre un candidat, utilise la fonction de répartition de la loi normale standardisée (*cumulative normal probability function*).

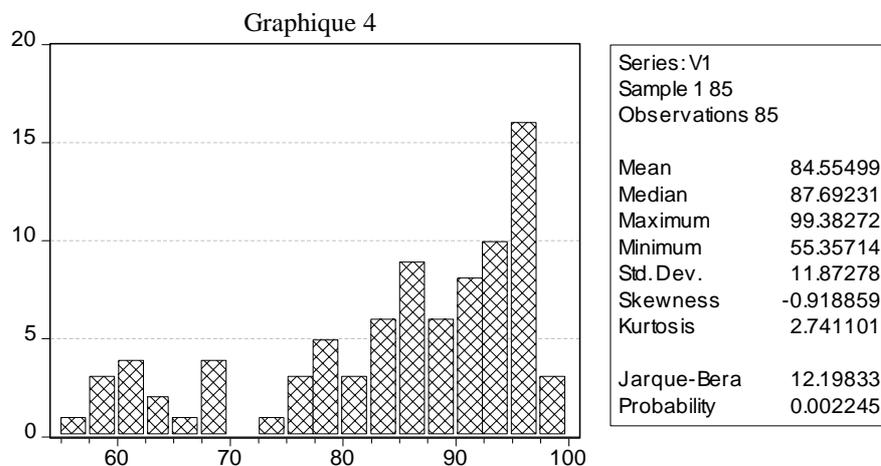
mêmes que ceux obtenus au moyen des moindres carrés ordinaires (MCO),<sup>36</sup> et cela parce que les observations constituant notre échantillon se situent toutes sur la partie centrale de la fonction *gprobit*, une partie qui est quasiment linéaire. Voici les résultats qu'on obtient en estimant (1) au moyen des MCO.

Dependent Variable: V1  
Method: Ordinary Least Squares  
Sample: 1 85  
Included observations: 85

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	89.530	4.559	19.60	0.0000
TREND21	-2.524	0.290	-8.70	0.0000
ORDRE	-1.396	0.403	-3.46	0.0009
GRCANTON	4.608	1.638	2.81	0.0062
GROUPE	0.166	0.071	2.37	0.0215
MINORITE	-4.742	1.678	-2.83	0.0060
PS	-4.418	1.897	-2.33	0.0225
DUMM21	12.751	3.297	3.87	0.0002
R-squared	0.69	Mean dependent var		84.55
Adjusted R-squared	0.66	S.D. dependent var		11.87
S.E. of regression	6.88	Akaike info criterion		6.78
Sum squared resid	3646.2	Schwarz criterion		7.01
Log likelihood	-280.36	F-statistic		24.72
		Prob(F-statistic)		0.000

On remarque que tous les paramètres (ou coefficients)  $\alpha_i$  sont significatifs au seuil de 5%, c'est-à-dire que, dans la dernière colonne du tableau, leur probabilité est inférieure à 0,05.<sup>37</sup> On remarque aussi que le  $R^2$  ajusté est de 0,66, ce qui est assez satisfaisant en soi, étant donné un échantillon qui est partiellement en coupe transversale ou quasi transversale : les résultats des réélections sont donc *prédéterminés à raison de 66%* (deux tiers !), du moins lorsque le nombre de bulletins valables est considéré comme donné ou, si l'on préfère, comme exogène.

Pour interpréter le sens des coefficients estimés, il convient de considérer d'abord la distribution de la variable dépendante  $V1_{Xt}$ , c'est-à-dire le nombre de voix obtenues par le candidat X en pour cent des bulletins valables.



<sup>36</sup> C'est-à-dire que les rapports des coefficients et des statistiques de  $t$  sont pratiquement les mêmes dans le modèle linéaire et dans le modèle *gprobit*.

<sup>37</sup> Une probabilité inférieure à 0,05 pour un coefficient donné signifie qu'il y a moins de 5% de chances de se tromper en rejetant « l'hypothèse nulle » que le coefficient est égal à zéro.

On constate que le score moyen des candidats à réélection a été de 84,6% sur la période 1947-1999 ; que le meilleur score a été de 99,4% des bulletins valables et le moins bon de 55,4% (ce qui signifie que tous les candidats ont été réélus jusqu'ici) ; et enfin, ce qui ne surprend pas, que la distribution des scores ne suit pas la loi normale (test de Jarque-Bera). Étant donné cette distribution, les coefficients  $\alpha_i$  estimés peuvent être interprétés de la manière suivante.

On a mentionné plus haut que « TREND21 » est un trend tronqué, c'est-à-dire qu'il débute en 1963 avec la cinquième session de réélection. Depuis cette date, le score attendu pour *tous* les candidats diminue régulièrement – toutes autres choses égales – à raison de 2,5% par période de quatre ans. Les raisons de cette tendance négative générale et hautement significative ont été discutées plus haut.<sup>38</sup> On notera que *si* ce trend devait se poursuivre à l'avenir, on pourrait en arriver avant longtemps à des sessions où certains candidats risqueraient de *ne pas être réélus...*<sup>39</sup>

Par ailleurs, être candidat en deuxième position réduit le score attendu de 1,4% par rapport au premier candidat en. En outre cet effet est cumulatif : le candidat réélu en troisième position doit s'attendre à un score diminué de 2,8% par rapport à celui en première position, etc.<sup>40</sup>

Être ressortissant d'un des trois grands Cantons (ZH, BE, VD) est un avantage important puisque cela augmente de 4,6% la probabilité d'obtenir un bon résultat. La variable « GROUPE » est exprimée en nombre de parlementaires appartenant à un groupe donné. Un candidat issu d'un groupe qui est plus grand qu'un autre à raison de 10 membres voit donc son score attendu augmenter de 1,7% ( $0,17 \times 10$ ).

Appartenir à une minorité linguistique est un handicap important pour un candidat puisque cela diminue son score attendu de 4,7%. Il en va enfin de même s'il appartient au PS, le handicap étant de 4,4%.<sup>41</sup>

<sup>38</sup> La variable muette « DUMM21 » fait partie du trend : ce dernier débute aussi en 1963, ce qui signifie que la constante générale doit être ajustée. En d'autres termes, la constante générale est de 89.5 jusqu'en 1963, puis de  $89.5 + 12.8$  après cette date. La valeur de 12.8 peut sembler élevée, mais elle s'explique par le fait que « TREND21 » est égal à 0 jusqu'à l'observation 21 (dernière de la 4<sup>e</sup> session), après quoi cette variable prend la valeur de 5 (et non pas de 1 !) et augmente ensuite d'une unité par session.

<sup>39</sup> Cette tendance pourrait notamment représenter un mécontentement croissant envers la « formule magique ». Certains parlementaires interrogés ne seraient pas étonnés par une prochaine non réélection d'un membre du gouvernement, peut-être déjà lors des réélections de 2003. Le rôle des médias qui contribuent de plus en plus à polariser le climat politique est aussi souvent mentionné. Une explication supplémentaire pourrait être le fait que les petits partis, non représentés au Conseil fédéral, utilisent de manière croissante la possibilité de voter pour un autre candidat comme moyen de protestation.

<sup>40</sup> La variable « ORDRE » est égale à 1 pour le premier candidat à se présenter, à 2 pour le deuxième, etc. Le nombre de candidats se présentant à réélection varie cependant selon les sessions, allant de 3 à 7. Au vu des explications données auparavant (grand risque d'un 'vote-vengeance' pour le dernier et risque nul pour le premier), on pourrait se demander s'il ne conviendrait pas plutôt de procéder en sens inverse, c'est-à-dire d'attribuer la valeur 0 au candidat en dernière position, de 1 à celui avant lui, etc. Cette manière de faire donne cependant des résultats moins satisfaisants (le coefficient, qui alors change bien sûr de signe, passe de  $-1,4$  à  $+1,1$  et le  $t$  tombe de 3,5 à 2,6). Nous avons aussi cherché à identifier un éventuel « effet candidat final » au moyen d'une dummy repérant les derniers candidats dans chaque session ; elle n'est cependant jamais significative. Il semble donc bien que la définition retenue pour « ORDRE » soit la meilleure.

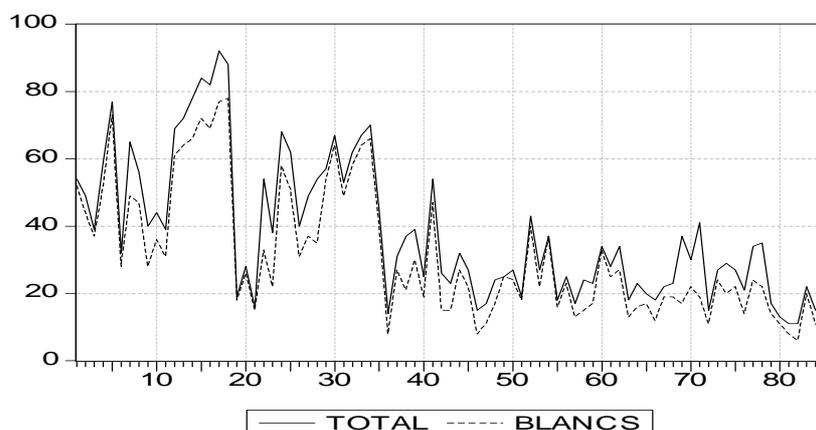
<sup>41</sup> Ajoutons encore, sur un plan plus technique, que l'équation estimée passe tous les tests habituels (sur les résidus et la stabilité des coefficients), à cela près qu'il y a des indications d'hétéroscédasticité. En appliquant la

#### 4.2 La fonction pour les bulletins blancs, non rentrés ou nuls et les absents : $V2_{Xt} = f_2(\dots)$

Dans l'équation (1), la variable dépendante  $V1_{Xt}$  est définie comme les voix obtenues par le candidat X en pour cent des bulletins valables. Lorsque le nombre de ces derniers est connu, l'équation estimée permet alors de calculer le nombre attendu (ou 'espéré') de voix pour le candidat X, étant donné ses caractéristiques.

Il n'est cependant pas acceptable de traiter les bulletins valables comme une variable donnée ou, si l'on préfère, comme une variable exogène, car c'est *un choix* que de voter blanc ; ou de rendre un bulletin nul ; ou de ne pas rendre son bulletin ; ou même, au moins dans certains cas, d'être absent de la session. Pour rendre cette variable composite endogène, il faut une équation expliquant la différence entre les bulletins valables et le nombre total de membres de l'AF, lequel nombre est une variable authentiquement exogène. Cette différence se compose donc des membres absents ainsi que des bulletins non rentrés, blancs et nuls.

Graphique 5



On constate que le total de ces diverses catégories est massivement dominé par les bulletins blancs. En outre, la 'stratégie' qui consiste à voter blanc, quel que soit son fondement, est tout aussi clairement une option de moins en moins utilisée, sans qu'on sache exactement pourquoi.<sup>42</sup> L'équation pour  $V2_{Xt}$ , c'est-à-dire le total de ces diverses catégories en pour cent du nombre total des membres de l'AF, sera donc dominée par un simple trend linéaire sur toute la période (« TREND »). En outre, ont un effet significatif l'ordre des réélections ainsi que le fait que le candidat X est prévu pour la vice-présidence de la Confédération (variable codée

---

méthode de White pour en tenir compte, on trouve que la plupart des statistiques de  $t$  s'améliorent quelque peu (les coefficients ne changent bien sûr pas) ; voir l'appendice technique. Étant donné la nature de l'échantillon, nous avons procédé à un test spécifique pour la corrélation sérielle ; voir également l'appendice technique.

<sup>42</sup> L'attitude individualiste et protestataire qui consiste à voter blanc parce qu'on n'aime pas le candidat X, mais pas au point de voter contre lui, a-t-elle de moins en moins cours ? Ou bien ceux qui adoptent cette attitude tendent-ils de plus en plus à voter non pas blanc, mais pour d'autres personnes ? La discipline de vote est-elle devenue plus stricte ou la polarisation politique plus grande ? Les membres de l'AF se sont-ils de plus en plus rendu compte que voter blanc est un acte gratuit, puisque les bulletins blancs n'interviennent pas dans le calcul de la majorité requise pour que X soit réélu ? – *Qui lo sa ?*

« VICEPR »).<sup>43</sup> L'équation aura donc la forme suivante et son estimation par les MCO donne les résultats qui figurent dans le tableau ci-dessous.

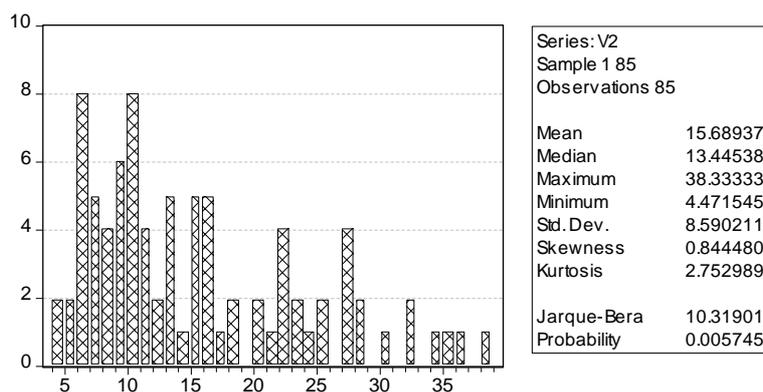
$$V2_{Xt} = \alpha_9 + \alpha_{10}TREND_t + \alpha_{11}ORDRE_{Xt} + \alpha_{12}VICEPR_{Xt} + \varepsilon_{2,Xt} \quad (2)$$

Dependent Variable: V2  
Method: Ordinary Least Squares  
Sample: 1 85  
Included observations: 85

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	23.013	1.945	11.8	0.0000
TREND	-1.475	0.162	-9.1	0.0000
ORDRE	0.981	0.361	2.7	0.0081
VICEPR	3.398	1.950	1.7	0.0852
R-squared	0.52	Mean dependent var		15.69
Adjusted R-squared	0.51	S.D. dependent var		8.59
S.E. of regression	6.04	Akaike info criterion		6.48
Sum squared resid	2952.3	Schwarz criterion		6.59
Log likelihood	-271.4	F-statistic		29.69
		Prob(F-statistic)		0.000

On remarque que l'équation arrive à expliquer 50% de la variation de cette catégorie : les votes blancs, puisque c'est essentiellement d'eux qu'il s'agit, sont prédéterminés pour une moitié. Le trend est hautement significatif et assez puissant. L'équation passe les tests de stabilité des paramètres estimés, mais il y a des signes clairs d'hétéroscédasticité. Si l'on réestime l'équation par la méthode de White (voir l'annexe technique), le trend devient un tout petit peu moins significatif, mais la variable "VICEPR" le devient. Si la lectrice ou le lecteur souhaite interpréter les coefficients de (2) de la même manière que cela a été fait pour (1), voici la distribution de la variable dépendante qui est en pour cent des membres de l'AF :

Graphique 6



L'importance de l'équation (2) est manifeste si l'on devait souhaiter déterminer, quelque temps *avant une future session*, les scores attendus (ou 'espérés') des candidats à la réélection, comme ce sera le cas la prochaine fois en décembre 2003. Dans cette hypothèse, il faudra en

<sup>43</sup> On pourrait trouver surprenant que la candidature de X à la *présidence* se soit révélée non significative. C'est cependant l'élection à la *vice-présidence* qui représente le véritable choix, l'élection à la présidence pour l'année suivante étant pratiquement toujours une formalité honorifique. Le *t* pour la variable « VICEPR » n'est ici que de 1,7 et donc non significatif au seuil de 5%. Mais il le devient quand les deux équations sont estimées simultanément ou lorsque (2) est estimé par la méthode de White – voir plus loin.

effet aussi calculer le nombre probable de bulletins valables, ce qui requiert l'équation (2). Dès le scrutin clos et le nombre de bulletins valables connu, il sera cependant possible de donner une estimation plus précise des scores attendus à partir de la seule équation (1), laquelle a une meilleure qualité d'ajustement que l'équation (2).

### 4.3 Estimation simultanée des deux équations

On remarque que, dans les équations (1) et (2), toutes les variables explicatives<sup>44</sup> sont exogènes. On pourrait donc penser que les MCO sont une méthode d'estimation appropriée pour les deux équations. Ce n'est pas faux, mais ignore le fait que les deux termes aléatoires,  $\varepsilon_{1,X_t}$  et  $\varepsilon_{2,X_t}$ , pourraient ne pas être indépendants. Dans le cas présent, il est fort vraisemblable que certaines perturbations et certains chocs affectent à la fois  $V1_{X_t}$  et  $V2_{X_t}$ . C'est donc là une information qu'il convient d'utiliser si l'on veut optimiser la procédure d'estimation. La méthode de Zellner dite des 'équations apparemment non apparentées' (*Seemingly Unrelated Equations* ou 'SUR') permet de le faire. Voici les résultats qu'elle donne, où l'on doit préciser que C(1) correspond à  $\alpha_1$ , C(2) à  $\alpha_2$  et ainsi de suite jusqu'à C(12) et  $\alpha_{12}$ .

Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression (SUR)

Sample: 1 85

Included observations: 85

Total system (balanced) observations 170

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	88.95	4.24	21.0	0.0000
C(2)	-2.52	0.27	-9.3	0.0000
C(3)	-1.39	0.38	-3.6	0.0004
C(4)	4.87	1.519	3.2	0.0016
C(5)	0.18	0.066	2.7	0.0081
C(6)	-4.95	1.56	-3.2	0.0018
C(7)	-4.06	1.76	-2.3	0.0223
C(8)	12.61	3.06	4.1	0.0001
C(9)	22.85	1.89	12.1	0.0000
C(10)	-1.47	0.16	-9.3	0.0000
C(11)	1.00	0.35	2.8	0.0051
C(12)	3.79	1.86	2.0	0.0429

Determinant residual covariance 1409.8

Equation: V1 = C(1) + C(2)\*TREND21 + C(3)\*ORDRE + C(4)  
\*GRCANTON + C(5)\*GROUPE + C(6)\*MINORITE + C(7)\*PS +  
C(8)\*DUMM21

Observations: 85

R-squared	0.69	Mean dependent var	84.55
Adjusted R-squared	0.66	S.D. dependent var	11.87
S.E. of regression	6.88	Sum squared resid	3649.2

Equation: V2 = C(9) + C(10)\*TREND + C(11)\*ORDRE + C(12)\*VICEPR

Observations: 85

R-squared	0.52	Mean dependent var	15.69
Adjusted R-squared	0.51	S.D. dependent var	8.59
S.E. of regression	6.04	Sum squared resid	2953.8

On constate que les  $R^2$  ajustés restent les mêmes que ceux des équations MCO et aussi que les coefficients estimés changent très peu. En revanche, tous les  $t$  augmentent lorsque les équations sont estimées par la méthode SUR et que toute l'information est utilisée. Pour notre modèle final, ce seront donc les équations SUR qui seront retenues.

<sup>44</sup> C'est-à-dire à droite du signe = .

Dans le tableau ci-dessus, les coefficients C(1) à C(12) expriment les effets ‘marginiaux’ des variables explicatives sur la variable dépendante. Par exemple, si l’on prend C(5), c’est-à-dire le coefficient de la variable “GROUPE”, dix membres de plus dans le groupe parlementaire dont le candidat X est issu augmenteront ses chances d’obtenir un bon score à raison de 1,8% ( $0,18 \times 10$ ). Les différents coefficients ‘marginiaux’ ne peuvent cependant être comparés directement entre eux pour déterminer quelles sont les variables les plus ‘importantes’, car les variables sont en général mesurées dans des unités différentes. Par conséquent, ce sont les valeurs *absolues* des coefficients dits ‘bêta’ ( $\beta$ ) qui nous renseignent le mieux sur l’importance relative des différentes variables.<sup>45</sup>

Coefficients bêta pour la première équation SUR

Variable	Coefficient bêta
TREND21	-1.05
DUM21	+0.45
ORDRE	-0.23
GRCANTON	+0.20
MINORITE	-0.20
GROUPE	+0.18
PS	-0.15

Ce sont ainsi les deux variables exprimant le trend qui ont l’effet le plus important sur V1, suivies de la variable “ORDRE”, etc.

Coefficients bêta pour la deuxième équation SUR

Variable	Coefficient bêta
TREND	-0.71
ORDRE	+0.23
VICEPR	+0.15

On remarque que la variable “ORDRE” a pratiquement la même importance relative dans la première et la deuxième équation. Se trouver en deuxième position au lieu d’être en premier diminue les chances d’obtenir un bon score non seulement de façon directe (en probabilité moins de membres de l’AF voteront pour le candidat), mais aussi de façon indirecte en

---

<sup>45</sup> Le coefficient bêta d’une variable explicative donnée est calculé en multipliant son paramètre estimé par le ratio de l’écart-type de cette variable à l’écart-type de la variable dépendante, les deux écarts-types étant ceux de l’échantillon. Par exemple, un coefficient bêta de 2 pour une variable donnée signifie qu’un changement dans cette variable égal à son écart-type entraînera un changement dans la variable dépendante égal à deux écarts-types de cette dernière. Les différents coefficients bêta peuvent donc être comparés directement entre eux et ils donnent aussi une idée de l’importance ‘historique’ (sur la durée de l’échantillon) des différentes variables explicatives.

augmentant le nombre de ceux qui voteront blanc, etc., ce qui représente autant de voix en moins pour le candidat.<sup>46</sup>

#### 4.4 L'ensemble du modèle

Comme on l'a vu précédemment, le modèle comprend deux équations et quatre identités. Dans le logiciel *Eviews*, il prend donc la forme que voici :

$$V1 = 88.95236924 - 2.52447968 * \text{TREND21} - 1.393660439 * \text{ORDRE} + 4.869455272 * \text{GRCANTON} \\ + 0.1758188815 * \text{GROUPE} - 4.949260304 * \text{MINORITE} - 4.057546227 * \text{PS} + \\ 12.61302784 * \text{DUMM21}$$

$$V2 = 22.8511622 - 1.4698067 * \text{TREND} + 0.999913783 * \text{ORDRE} + 3.788936048 * \text{VICEPR}$$

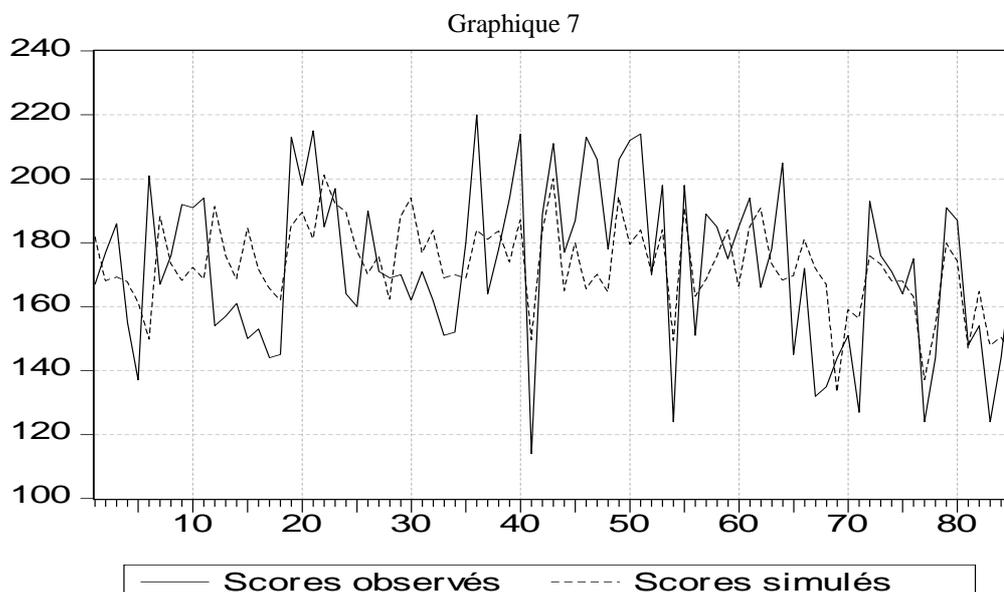
$$\text{RESULTATS} = (V1 * \text{BULLETINV}) / 100$$

$$\text{BULLETINV} = \text{ASSEMBLEE} - Y$$

$$Y = (V2 * \text{ASSEMBLEE}) / 100$$

$$\text{MAJORITE} = (\text{BULLETINV} / 2) + 1$$

Ce modèle, dans lequel les bulletins valables ainsi que les bulletins blancs, etc. sont maintenant des variables endogènes, permet de calculer des valeurs simulées, en particulier pour les scores des candidats.



Le coefficient de corrélation simple entre les scores observés et les scores simulés est de 0,53 et donc le  $r^2$  de 0,29 seulement, alors que les  $R^2$  non ajustés étaient de 0,69 pour l'équation SUR (1) et de 0,59 pour l'équation SUR (2). Il apparaît donc que la qualité de l'ajustement (le *fit*) chute considérablement quand l'ensemble du modèle est simulé, et cela pour deux raisons:

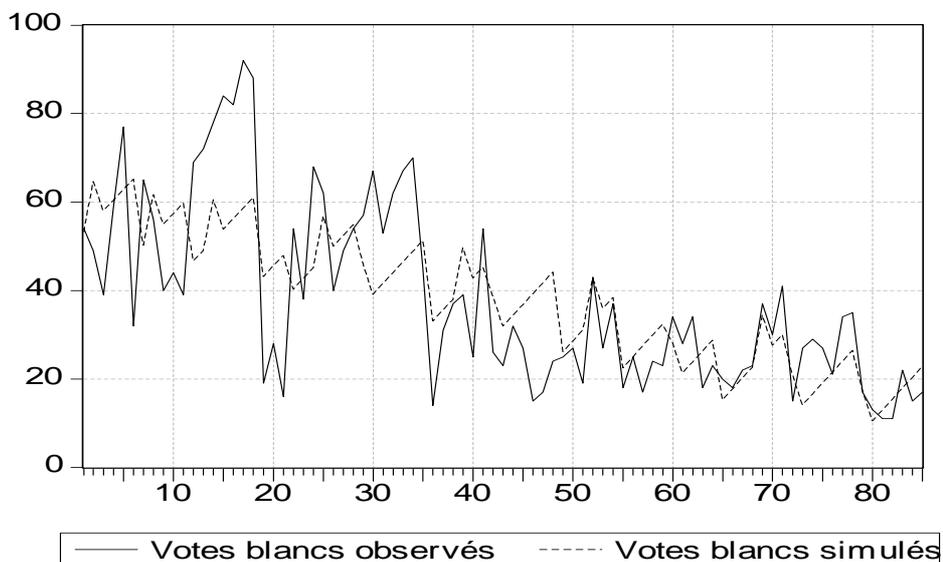
<sup>46</sup> Il est vrai qu'un vote blanc, etc. diminue également la majorité requise. Cependant, il diminue cette majorité d'une demi voix (puisque la majorité se calcule en divisant par deux le nombre de bulletins valables) alors que c'est une voix entière qui ne va pas au candidat X.

premièrement, les erreurs  $\varepsilon_{1,X_t}$  et  $\varepsilon_{2,X_t}$  peuvent tendre à s'additionner plutôt qu'à se compenser lorsque le modèle est considéré dans son ensemble ; deuxièmement, les équations (1) et (2) déterminent des pourcentages – et de petites erreurs en pour cent peuvent se trouver magnifiées lorsqu'elles s'appliquent à une variable, comme le score, qui est mesurée en nombre de voix. Plus généralement, un modèle qui n'explique que 29% de la variation dans les scores, soit entre un quart et un tiers, pourrait être jugé décevant.

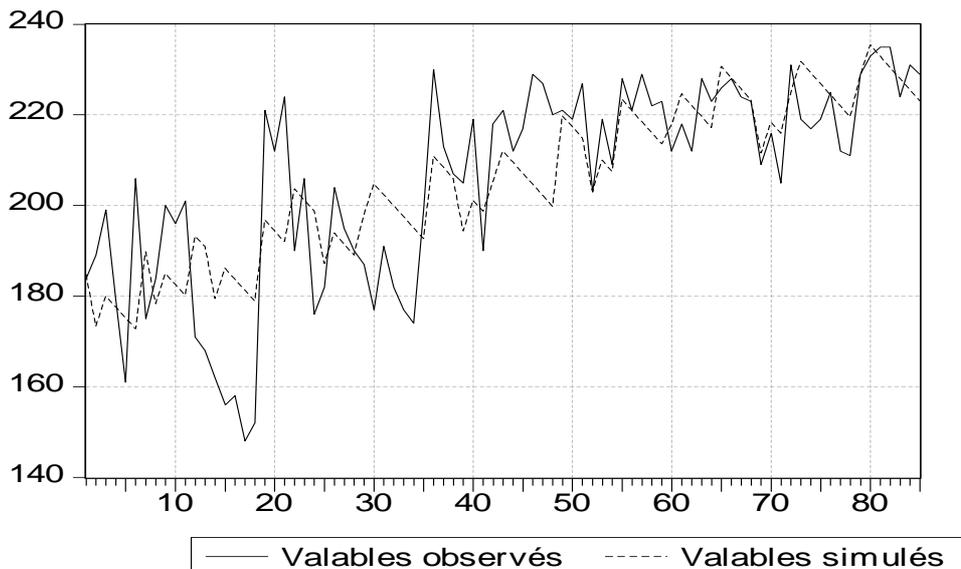
Heureusement, un examen attentif montre que les deux courbes sont beaucoup plus proches dans la moitié de droite du graphique précédent que dans sa moitié de gauche. Avec un total de 85 observations, c'est à partir de l'observation 49 (première réélection de la session de 1979) que la qualité de l'ajustement s'améliore tout à coup grandement. Pour les observations 49 à 85, le  $r$  (coefficient de corrélation simple) entre la série observée pour les résultats et la série simulée est de 0,72, pour un  $r^2$  de 0,51. C'est pourquoi nous avons écrit dans le résumé introductif que « les scores des réélections sont en réalité largement prédéterminés – à raison d'environ 50% dans les années récentes ».

La raison principale pour laquelle la qualité de l'ajustement s'améliore grandement dès l'observation 49 tient au comportement des bulletins blancs, etc. après cette date – et donc à celui des bulletins valables, comme les deux graphiques suivants le montrent.

Graphique 8



Graphique 9



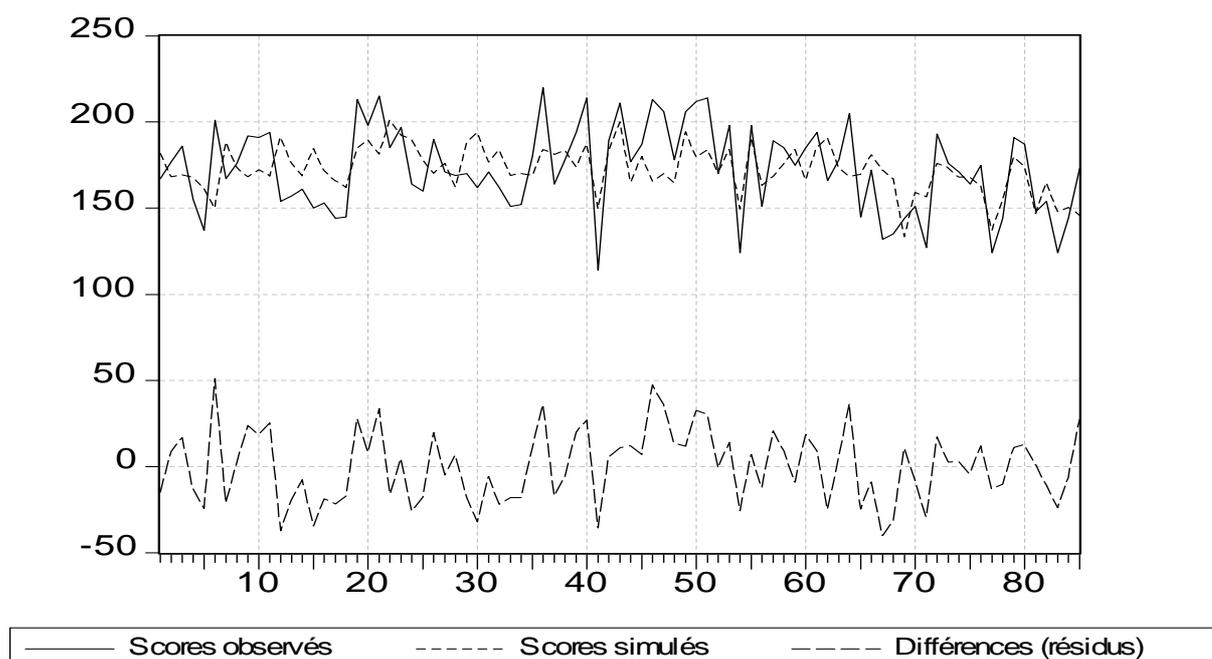
Pour le premier graphique, le  $r^2$  entre la série observée et la série simulée est de 0,29 pour toute la période et de 0,51 pour les observations 49 à 85. Dans le cas du deuxième graphique, ces statistiques prennent respectivement les valeurs de 0,31 et de 0,58.

## 5. Les résidus comme indicateurs des sanctions ciblées<sup>47</sup>

Si notre analyse montre – de manière concluante, croyons-nous – que les scores des candidats au Conseil fédéral soumis à réélection sont grandement influencés par des facteurs systématiques sur lesquels ils n’ont pas prise, cela ne veut pas dire que les appréciations des membres de l’AF sur leur personnalité, action et politique ne jouent aucun rôle. Dans le modèle, l’effet de ces appréciations ou sanctions (négatives ou positives) n’est pas pris explicitement en compte parce que ces dernières dépendent d’une foule de facteurs dont la distribution est très vraisemblablement aléatoire et qu’il n’est en tout cas pas possible d’identifier individuellement. Cela étant, on peut penser que les termes aléatoires  $\varepsilon_{1,X_t}$  et  $\varepsilon_{2,X_t}$  sont dominés par ces appréciations ou sanctions. Par conséquent, les « résidus » générés par l’ensemble du modèle, c’est-à-dire les différences ou écarts entre les scores observés et les scores simulés, peuvent servir d’indicateurs approximatifs du signe et de la taille de ces appréciations ou sanctions. Il ne faudrait cependant pas s’exagérer la précision de ces indicateurs, car ils comprennent bien entendu une part due à d’autres facteurs, plus contingents, que les appréciations personnelles. C’est pourquoi nous ne commenterons que les écarts les plus grands et aussi les plus récents, vu que la qualité du modèle s’améliore beaucoup à partir de 1979.

<sup>47</sup> Pour ce chapitre, nous tenons à réitérer nos vifs remerciements à MM. Peter Hess, Ernst Leuenberger, Hanspeter Seiler et Peter Vollmer dont les commentaires éclairés nous ont été indispensables.

Graphique 10



Une différence ou un résidu positif signifie que le score du candidat X est plus élevé que ce que prédit le modèle. Le raisonnement inverse s'applique aux résidus négatifs. Puisque les résidus ne reflètent pas que des appréciations ou sanctions personnelles, nous allons nous concentrer sur ceux qui dépassent de 15% la moyenne des bulletins valables, ce qui correspond à une différence d'au moins 26 voix. Ces résidus sont indiqués **en gras** dans le tableau des deux pages ci-après, avec en plus quelques autres cas intéressants qui demandent à être commentés. Pour la période avant 1979, nous nous limiterons aux réélections de MM. Petit-pierre et Ritschard.

Tableau 1

Année	N°	Résultat Observé	Résultat simulé	Différence (ou résidu) en nombre de voix	Différence en % de la moy. des bulletins valables	Nom du Conseiller fédéral	Parti
1947	1	167	182	-15	-8.1	Etter	PDC
1947	2	177	168	9	4.7	Celio	PDC
1947	3	186	169	17	8.4	Von Steiger	UDC
1947	4	155	168	-13	-7.1	Kobelt	PRD
1947	5	137	161	-24	-15.2	Nobs	PS
<b>1947</b>	<b>6</b>	<b>201</b>	<b>150</b>	<b>51</b>	<b>24.8</b>	<b>Petitpierre</b>	<b>PRD</b>
1951	7	167	188	-21	-12.1	Etter	PDC
1951	8	176	173	3	1.4	Kobelt	PRD
<b>1951</b>	<b>9</b>	<b>192</b>	<b>168</b>	<b>24</b>	<b>11.9</b>	<b>Petitpierre</b>	<b>PRD</b>
1951	10	191	172	19	9.5	Rubattel	PRD
1951	11	194	169	25	12.6	Escher	PDC
1955	12	154	191	-37	-21.9	Etter	PDC
<b>1955</b>	<b>13</b>	<b>157</b>	<b>176</b>	<b>-19</b>	<b>-11.2</b>	<b>Petitpierre</b>	<b>PRD</b>
1955	14	161	169	-8	-4.8	Feldmann	UDC
1955	15	150	185	-35	-22.2	Streuli	PRD
1955	16	153	172	-19	-11.8	Holenstein	PDC
1955	17	144	166	-22	-14.7	Chaudet	PRD
1955	18	145	162	-17	-11.2	Lepori	PDC
<b>1959</b>	<b>19</b>	<b>213</b>	<b>185</b>	<b>28</b>	<b>12.6</b>	<b>Petitpierre</b>	<b>PRD</b>
1959	20	198	190	8	3.9	Chaudet	PRD
1959	21	215	181	34	15.0	Wahlen	UDC
1963	22	185	201	-16	-8.5	Chaudet	PRD
1963	23	197	192	5	2.2	Wahlen	UDC
1963	24	164	190	-26	-14.6	Spühler	PS
1963	25	160	178	-18	-9.8	Von Moos	PDC
1963	26	190	170	20	9.7	Tschudi	PS
1963	27	171	176	-5	-2.5	Schaffner	PRD
1963	28	169	162	7	3.5	Bonvin	PDC
1967	29	170	188	-18	-9.7	Spühler	PS
1967	30	162	194	-32	-18.1	Von Moos	PDC
1967	31	171	177	-6	-3.0	Tschudi	PS
1967	32	162	184	-22	-12.0	Schaffner	PRD
1967	33	151	169	-18	-10.2	Bonvin	PDC
1967	34	152	170	-18	-10.4	Gnägi	UDC
1967	35	180	169	11	5.6	Celio	PRD
1971	36	220	184	36	15.7	Tschudi	PS
1971	37	164	181	-17	-8.0	Bonvin	PDC
1971	38	178	184	-6	-2.7	Gnägi	UDC
1971	39	194	174	20	9.8	Celio	PRD
1971	40	214	187	27	12.3	Brugger	PRD
1971	41	114	150	-36	-18.8	Graber	PS
1975	42	189	184	5	2.5	Gnägi	UDC
1975	43	211	200	11	4.9	Brugger	PRD
1975	44	177	165	12	5.6	Graber	PS
1975	45	187	180	7	3.2	Furgler	PDC
<b>1975</b>	<b>46</b>	<b>213</b>	<b>166</b>	<b>47</b>	<b>20.7</b>	<b>Ritschard</b>	<b>PS</b>
1975	47	206	170	36	15.8	Hürlimann	PDC

Année	N°	Résultat Observé	Résultat simulé	Différence (ou résidu) en nombre de voix	Différence en % de la moy. des bulletins valables	Nom du Conseiller fédéral	Parti
1975	48	178	165	13	6.0	Chevallaz	PRD
1979	49	206	194	12	5.3	Furgler	PDC
<b>1979</b>	<b>50</b>	<b>212</b>	<b>179</b>	<b>33</b>	<b>14.9</b>	<b>Ritschard</b>	<b>PS</b>
1979	51	214	184	30	13.3	Hürlimann	PDC
1979	52	170	171	-1	-0.4	Chevallaz	PRD
1979	53	198	184	14	6.4	Honegger	PRD
<b>1979</b>	<b>54</b>	<b>124</b>	<b>150</b>	<b>-26</b>	<b>-12.2</b>	<b>Aubert</b>	<b>PS</b>
1983	55	198	191	7	3.1	Furgler	PDC
<b>1983</b>	<b>56</b>	<b>151</b>	<b>163</b>	<b>-12</b>	<b>-5.5</b>	<b>Aubert</b>	<b>PS</b>
1983	57	189	168	21	9.0	Schlumpf	UDC
1983	58	185	176	9	4.2	Egli	PDC
1983	59	175	184	-9	-4.1	Friederich	PRD
<b>1987</b>	<b>60</b>	<b>185</b>	<b>166</b>	<b>19</b>	<b>8.7</b>	<b>Stich</b>	<b>PS</b>
1987	61	194	185	9	4.1	Delamuraz	PRD
1987	62	166	191	-25	-11.7	Kopp	PRD
<b>1987</b>	<b>63</b>	<b>178</b>	<b>173</b>	<b>5</b>	<b>2.0</b>	<b>Koller</b>	<b>PDC</b>
<b>1987</b>	<b>64</b>	<b>205</b>	<b>168</b>	<b>37</b>	<b>16.4</b>	<b>Cotti</b>	<b>PDC</b>
<b>1991</b>	<b>65</b>	<b>145</b>	<b>170</b>	<b>-25</b>	<b>-10.9</b>	<b>Stich</b>	<b>PS</b>
1991	66	172	181	-9	-4.0	Delamuraz	PRD
<b>1991</b>	<b>67</b>	<b>132</b>	<b>172</b>	<b>-40</b>	<b>-17.9</b>	<b>Koller</b>	<b>PDC</b>
<b>1991</b>	<b>68</b>	<b>135</b>	<b>167</b>	<b>-32</b>	<b>-14.3</b>	<b>Cotti</b>	<b>PDC</b>
1991	69	144	133	11	5.1	Felber	PS
1991	70	151	159	-8	-3.8	Ogi	UDC
<b>1991</b>	<b>71</b>	<b>127</b>	<b>156</b>	<b>-29</b>	<b>-14.3</b>	<b>Villiger</b>	<b>PRD</b>
1995	72	193	176	17	7.4	Delamuraz	PRD
<b>1995</b>	<b>73</b>	<b>176</b>	<b>173</b>	<b>3</b>	<b>1.2</b>	<b>Koller</b>	<b>PDC</b>
<b>1995</b>	<b>74</b>	<b>171</b>	<b>168</b>	<b>3</b>	<b>1.3</b>	<b>Cotti</b>	<b>PDC</b>
1995	75	164	168	-4	-1.8	Ogi	UDC
<b>1995</b>	<b>76</b>	<b>175</b>	<b>163</b>	<b>12</b>	<b>5.3</b>	<b>Villiger</b>	<b>PRD</b>
<b>1995</b>	<b>77</b>	<b>124</b>	<b>137</b>	<b>-13</b>	<b>-6.2</b>	<b>Dreifuss</b>	<b>PS</b>
1995	78	144	154	-10	-4.8	Leuenberger	PS
1999	79	191	180	11	4.9	Ogi	UDC
<b>1999</b>	<b>80</b>	<b>187</b>	<b>174</b>	<b>13</b>	<b>5.5</b>	<b>Villiger</b>	<b>PRD</b>
<b>1999</b>	<b>81</b>	<b>148</b>	<b>147</b>	<b>1</b>	<b>0.5</b>	<b>Dreifuss</b>	<b>PS</b>
1999	82	154	165	-11	-4.6	Leuenberger	PS
<b>1999</b>	<b>83</b>	<b>124</b>	<b>148</b>	<b>-24</b>	<b>-10.7</b>	<b>Couchepin</b>	<b>PRD</b>
1999	84	144	150	-6	-2.8	Metzler	PDC
<b>1999</b>	<b>85</b>	<b>173</b>	<b>146</b>	<b>27</b>	<b>11.9</b>	<b>Deiss</b>	<b>PDC</b>

Cette liste complète des scores observés et simulés ainsi que des résidus pour toutes les élections est utilement complétée par le tableau suivant.

Tableau 2

Nom	Parti	1 <sup>ère</sup> réélection			2 <sup>e</sup> réélection			3 <sup>e</sup> réélection			4 <sup>e</sup> réélection		
		N <sup>o</sup>	Diff.	Année	N <sup>o</sup>	Diff.	Année	N <sup>o</sup>	Diff.	Année	N <sup>o</sup>	Diff.	Année
Petitpierre	PRD	6	+ 51	1947	9	+ 24	1951	13	- 19	1955	19	+ 28	1959
Ritschard	PS	46	+ 47	1975	50	+ 12	1979						
Aubert	PS	54	- 26	1979	56	- 12	1983						
Stich	PS	60	+ 19	1987	65	- 25	1991						
Cotti	PDC	64	+ 37	1987	68	- 32	1991	74	+ 3	1995			
Koller	PDC	63	+ 5	1987	67	- 40	1991	73	+ 3	1995			
Villiger	PRD	71	- 29	1991	76	+ 12	1995	80	+ 13	1999			
Dreifuss	PS	77	- 13	1995	81	+ 1	1999						
Couchepin	PRD	83	- 24	1999									
Deiss	PDC	85	+ 27	1999									

Ces tableaux ont été analysés et commentés par plusieurs membres de l'Assemblée fédérale. Ce qui suit résume leurs réactions. Précisons que, comme un malentendu est toujours possible, nous portons seuls la responsabilité de ces explications et jugements.

### Analyse des 'résidus' pour quelques Conseillers fédéraux

#### M. Max Petitpierre (PRD, NE)

Réélu une première fois en 1947 de manière très 'anormalement' brillante,<sup>48</sup> l'évolution négative des résidus de M. Petitpierre lors de ses deux réélections suivantes reflète avant tout, selon les parlementaires, une certaine usure du pouvoir. Lors de sa quatrième et dernière réélection, l'Assemblée fédérale s'attendait à une démission en cours de législature. Son résidu positif aurait donc été une sorte de cadeau d'adieu anticipé.

#### M. Willi Ritschard (PS, SO)

M. Ritschard, qui avait été élu au Conseil fédéral contre la volonté de son parti, est devenu rapidement très populaire non seulement parmi les parlementaires, mais aussi et surtout dans la population. Selon M. E. Leuenberger, qui le connaissait bien, M. Ritschard a été populaire à tel point qu'après sa mort en 1983 le Parti radical du Canton de Soleure lui a dédié un monument avant même que le Parti socialiste ait eu l'occasion de faire connaître son avis à ce sujet ; chose que M. Leuenberger a qualifiée de « vol de cadavre » (*Leichenraub*). Etant donné sa popularité, la première réélection de M. Ritschard en 1975 a été presque aussi anormalement brillante que la première réélection de M. Petitpierre en 1947, mais sa deuxième, en 1979, l'a été nettement moins.

#### M. Pierre Aubert (PS, NE)

M. Aubert, qui était aux affaires étrangères, s'est vu confronté à une résistance importante non seulement de la part du corps diplomatique suisse, mais aussi de la part d'une grande partie du

<sup>48</sup> Le 'résidu' de M. Petitpierre, soit +51 voix, est le plus élevé de l'échantillon. Effet de la normalisation des relations avec l'URSS conduite par M. Petitpierre ou de la « neutralité active » prônée par lui ?

peuple et du Parlement. Sa politique d'ouverture internationale a notamment provoqué de fortes réactions et émotions qui expliquent sans doute l'important résidu négatif enregistré lors de sa première réélection en 1979. A cela s'est ajouté le fait qu'il maîtrisait à peine la langue allemande et qu'on lui reprochait, à tort ou à raison, d'être distant envers les parlementaires. Le résidu moins négatif de sa deuxième réélection en 1983 pourrait refléter une réaction de soutien de la part des parlementaires bourgeois après que le président d'alors du Parti socialiste, M. Helmut Hubacher, eut publiquement exigé sa démission.

#### **M. Otto Stich** (PS, SO)

Elu au Conseil fédéral contre la volonté de son parti, M. Stich a enregistré un résidu nettement positif lors de sa première réélection en 1987, ce qui s'explique probablement par plusieurs facteurs. D'une part, cette réélection concrétisait une autre manifestation de réprobation envers M. Hubacher. En outre, sa politique et la situation financière de la Confédération étaient généralement appréciées par le Parlement. Le Parti socialiste s'était aussi réconcilié avec lui. Lors de sa deuxième réélection, les choses avaient changé fondamentalement. La Confédération connaissait alors de graves problèmes financiers, il y avait un petit (ou un gros) problème avec la caisse de pension fédérale et on lui reprochait de plus en plus d'être excessivement têtu. En plus, bien qu'il ait été élu au Conseil fédéral par la droite, cette dernière s'était détournée de lui, l'accusant de poursuivre une politique par trop socialisante. Son deuxième résidu, fortement négatif, se laisse donc également expliquer aisément.

#### **M. Flavio Cotti** (PDC, TI)

M. Cotti, qui avait été brillamment élu en 1986, a encore profité de ce bonus lors de sa première réélection en 1987, soit l'année suivante. Cela a changé de manière vraiment dramatique lors de sa deuxième réélection en 1991. Ministre de l'intérieur, il s'était opposé au 'splitting' de la rente AVS, objet de la 10<sup>ème</sup> révision de l'AVS, fâchant ainsi une bonne partie des membres féminins de l'Assemblée fédérale. En plus, le Conseil fédéral avait adopté, au printemps de la même année, l'objectif d'une demande d'adhésion à l'Union européenne, lequel objectif était fortement soutenu par M. Cotti. Aux femmes s'ajoutaient donc tous les parlementaires 'nationaux-conservateurs' qui étaient farouchement opposés à l'adhésion. Lors de sa troisième réélection en 1995, et après un changement de portefeuille, les choses s'étaient arrangées et il obtint un score pratiquement 'normal'. M. Cotti était alors considéré comme un 'bon' Ministre des affaires étrangères, qui contrôlait bien les diplomates<sup>49</sup> et qui avait atteint un certain prestige international pendant sa présidence de l'Organisation pour la sécurité et la coopération en Europe (OSCE).

#### **M. Arnold Koller** (PDC, SG)

Après une première réélection 'normale' en 1987, le résidu très fortement négatif lors de la deuxième réélection de M. Koller en 1991<sup>50</sup> s'explique avant tout par « l'affaire des fiches » qui a incité la gauche, les chrétiens-sociaux et nombre de radicaux romands à ne pas voter pour lui. En plus, une bonne partie de la droite désapprouvait sa politique d'asile. Cette

<sup>49</sup> Lesquels n'appréciaient guère ce « contrôle », mais ce n'étaient pas à eux qu'il incombait de réélire leur chef.

<sup>50</sup> Ce résidu de -40 voix est le plus fortement négatif de tout l'échantillon.

politique était devenue moins brûlante en 1995, lors de sa troisième réélection. Comme l'affaire des fiches avait en outre été oubliée dans l'intervalle par beaucoup de parlementaires, il n'est dès lors pas surprenant de voir apparaître un résidu positif.

### **M. Kaspar Villiger (PRD, LU)**

M. Villiger, qui au moment de sa première réélection en 1991 était à la tête de l'ancien DMF, souffrait alors encore, selon certains parlementaires, de la votation sur la Suisse sans armée. En même temps s'annonçait déjà la prochaine 'lutte' contre les chasseurs F/A-18. Cela lui a fait perdre le soutien de la gauche. Plus important a probablement été le fait que M. Villiger a été réélu en dernier et qu'il a donc peut-être été victime d'une vengeance *inhabituellement* féroce de la part du Parti démocrate-chrétien et du Parti socialiste, lesquels étaient vexés par les mauvais résultats antérieurs de leurs candidats. Lors de sa deuxième réélection en 1995, M. Villiger dirigeait alors d'une main ferme le Département des finances, ce qui lui a assuré le soutien quasiment inconditionnel de la droite ; en même temps, les réticences ou résistances de la gauche étaient en diminution, toutes choses qui expliquent un résidu clairement positif. Lors de sa troisième réélection en 1999, tous les parlementaires interrogés confirment qu'on lui était reconnaissant de sa bonne gestion des finances de la Confédération. Certains parlementaires pensent qu'il y a aussi eu une manifestation de solidarité et de sympathie envers M. Villiger qui était alors victime d'une rumeur calomnieuse autant qu'infondée.

De manière générale, on constate que les résidus de la plupart des Conseillers fédéraux réélus en décembre 1991 sont fortement négatifs. Plusieurs parlementaires pensent qu'un mécontentement *général* du Parlement envers le Conseil fédéral a été à l'origine de ces mauvais résultats. Il y avait non seulement l'affaire des fiches, mais aussi l'objectif de l'ouverture internationale de la Suisse, lequel suscitait la résistance d'une partie importante du Parlement. En plus, le mauvais résultat de M. Stich, réélu en premier ce jour-là, a peut-être provoqué par la suite une cascade de vengeances *inhabituellement* féroces.

### **Mme Ruth Dreifuss (PS, GE)**

Réélue pour la première fois en 1995 par 124 voix, avec cependant un résidu négatif assez faible de 13 voix (6,7%<sup>51</sup>), Mme Dreifuss n'a clairement pas réalisé un score aussi « déplorable » qu'on l'a dit à l'époque. Cela illustre un résultat fondamental de notre analyse, à savoir que le score n'est pas, en lui-même, un bon indicateur de l'appréciation personnelle d'un candidat, de sa politique et de sa personnalité, et qu'il faut juger les scores par rapport à une norme objective. Le résidu pratiquement nul enregistré lors de la deuxième réélection de Mme Dreifuss en 1999 est difficile à interpréter pour quelques-uns des parlementaires interrogés ; pour d'autres, il s'expliquerait par le fait que Mme Dreifuss est, en réalité, appréciée ou même aimée de beaucoup d'entre eux.<sup>52</sup>

<sup>51</sup> Pour cent de la moyenne des bulletins valables.

<sup>52</sup> M. Hanspeter Seiler (UDC) l'a exprimé de la manière suivante : « Bien que je ne sois souvent pas d'accord avec elle, je l'apprécie toutefois. J'ai l'impression qu'elle serait prête à nous donner sa dernière pièce de cinq centimes pour nous aider. »

### **M. Pascal Couchepin (PRD, VS)**

Les tableaux 1 et 2 montrent que le résidu enregistré lors de la réélection de M. Couchepin en 1999 est clairement négatif (24 voix ou 10,7%), mais aussi que son ‘déficit’ a quand même été beaucoup moins marqué que ne l’ont affirmé les commentaires diffusés à l’époque. Bien que certains parlementaires attribuent ce résidu négatif à son « agressivité naturelle », nous pensons que le cas de M. Couchepin illustre bien notre principale thèse selon laquelle les résultats sont générés en bonne partie par le système lui-même. Si l’on s’était basé sur les commentaires dans les journaux au moment de sa réélection, M. Couchepin aurait dû avoir un résidu beaucoup plus négatif que celui calculé par le modèle.

### **M. Joseph Deiss (PDC, FR)**

Entré au Conseil fédéral neuf mois avant sa première réélection, M. Deiss a encore profité, lors de cette dernière et selon les parlementaires interrogés, d’un « effet lune de miel ». En plus et toujours selon les parlementaires, il n’avait pas commis de ‘fautes’ pendant ses neuf premiers mois de fonction et il était considéré comme ‘sociable’, ce qui explique un premier résultat assez remarquable.

## **6. Conclusion**

En conclusion, nous souhaitons commenter et souligner deux points mis en lumière par les analyses et la modélisation ci-dessus.

Premièrement, les résultats des réélections au Conseil fédéral mériteraient, dorénavant, d’être considérés et jugés avec *un peu plus de recul* que jusqu’ici par les parlementaires, la classe politique, les médias<sup>53</sup>, les citoyens en général et peut-être – *last but not least* – les principaux intéressés eux-mêmes. Un candidat à réélection qui (1) en est à sa première réélection et se trouve donc en queue de liste, (2) vient d’un Canton autre que ZH, BE ou VD, (3) appartient à une minorité linguistique et (4) se rattache au PS a des chances beaucoup plus petites d’obtenir un bon score qu’un autre candidat avec les caractéristiques opposées – pour des chiffres, voir le paragraphe suivant. L’avantage de notre modèle est précisément qu’il permet de *calculer* le score attendu ou ‘espéré’ des différents candidats à réélection, c’est-à-dire une norme approximative par rapport à laquelle leur score effectif devrait être évalué. Si les dieux le veulent bien, nous avons donc l’intention de calculer et de faire connaître les scores attendus pour les candidats à réélection en décembre 2003 dès que la liste en sera connue.<sup>54</sup> Ces scores ‘normaux’ seront ensuite affinés immédiatement après la session quand sera connu le nombre de bulletins valables pour chacune des réélections.

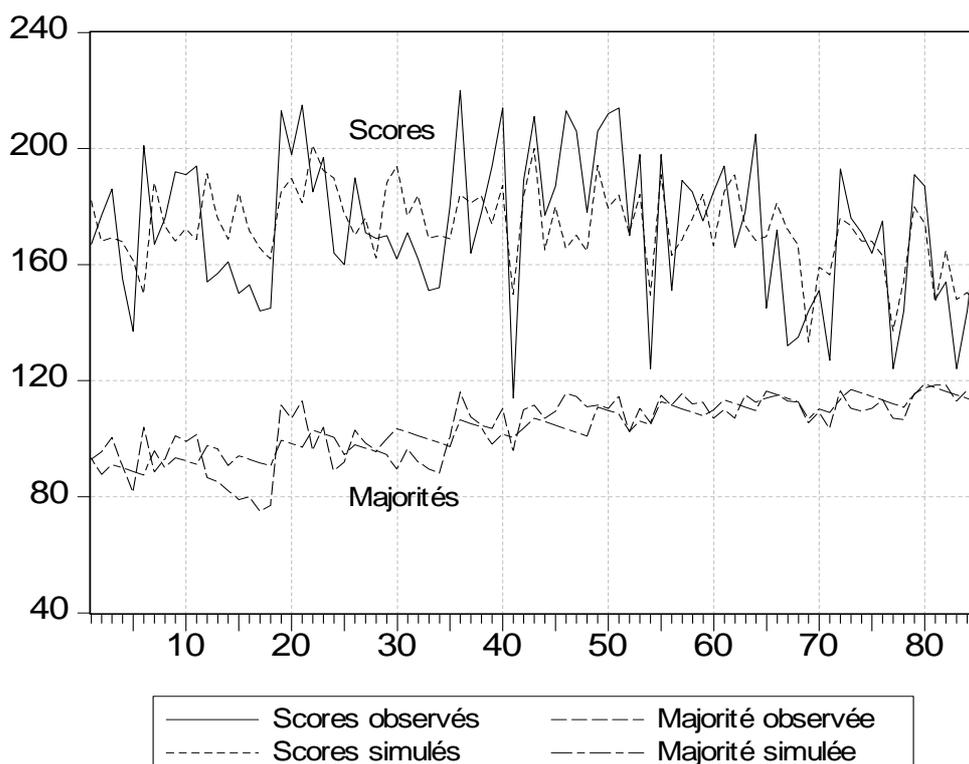
Deuxièmement, la présence d’un assez puissant trend dans l’équation (1) signifie qu’il n’est pas impossible qu’on assiste, avant très longtemps, à la première non réélection depuis plus d’un siècle. A cet égard, le modèle permet de simuler pour la session de 1999 quelque chose de fort intéressant, voire d’un peu alarmant. Si, lors de cette session, il s’était présenté un candidat à la fois non germanophone, issu d’un Canton autre que ZH, BE ou VD, membre du

<sup>53</sup> Il n’est pas interdit de rêver...

<sup>54</sup> Et en admettant, bien sûr, que le système de réélection reste inchangé.

didat à la fois non germanophone, issu d'un Canton autre que ZH, BE ou VD, membre du PS et en queue de liste<sup>55</sup>, il aurait obtenu en probabilité, selon le modèle, 129 voix pour une majorité requise de 113 voix – soit une avance de seulement 16 voix. Or, l'écart-type des différences entre scores observés et scores calculés par le modèle est de 21 voix pour tout l'échantillon et de 19 voix pour les années récentes<sup>56</sup>, ce qui donne une idée de l'importance des perturbations ponctuelles et autres accidents qui peuvent affecter un score individuel.<sup>57</sup> Par conséquent, il est tout à fait possible que ce candidat hypothétique aurait pu recevoir, en réalité, moins de 113 voix et qu'il n'aurait donc pas été réélu... Toujours en 1999, un deuxième candidat hypothétique avec des caractéristiques à l'opposé de celles du premier pouvait s'attendre à recevoir 194 voix pour une majorité requise de 120 voix. Pour 2003, le modèle permet enfin de calculer qu'un candidat du premier type (avec le maximum de désavantages objectifs) recevra en probabilité 125 voix (129 en 1999) pour une majorité requise de 114 voix (113 en 1999), soit un écart de **seulement 11 voix**, contre 16 en 1999. Le graphique suivant illustre le fait que la courbe descendante des scores et celle, montante, des majorités tendent à se rapprocher du point où, dans un avenir pas trop lointain, elles pourraient peut-être se croiser – et le temps passe vite !

Graphique 11



<sup>55</sup> Spécifiquement : en septième position, ce qui suppose le renouvellement complet du Conseil fédéral. Par ailleurs, on suppose aussi que le candidat hypothétique en question n'était pas prévu pour la vice-présidence de la Confédération.

<sup>56</sup> Observations 49 à 85, soit les sessions de 1979 à 1999.

<sup>57</sup> L'écart-type pour les scores observés est de 25 voix et de 14 pour les scores simulés. Il est normal que la série simulée ait un écart-type plus petit que la série observée, car par définition la première est exempte de tout 'bruit'.

La scène politique suisse pourrait bien se trouver à la veille de profondes mutations : remise en cause de la formule magique ; déclin du PDC et montée de l'UDC ; cohésion de plus en plus branlante de la coalition gouvernementale ; influence à notre sens déplorable, mais grandissante, des médias du genre de 'Blick' ainsi qu'emprise croissante et non moins déplorable du 'politically correct', qu'il soit de gauche ou de droite ; en politique extérieure, relatif isolement de la Suisse en Europe, sinon nécessairement dans le monde, et mise en question de sa neutralité traditionnelle ; etc. Se pourrait-il qu'il faille avant longtemps ajouter à cette liste le déraillement d'un système de réélection du Conseil fédéral qui, somme toute, avait au moins l'avantage d'être à la fois titillant et relativement 'confortable' ?

Enfin, pour terminer sur une note auto-ironique, on se souvient peut-être d'une des 'lois' de Parkinson, celle de la relation inverse entre la qualité des résidences officielles des gouvernants et leurs fortunes politiques. Ainsi, au temps de ses grandes victoires, Louis XIV campait habituellement dans de petits châteaux de campagne et autres modestes demeures. Le monarque une fois installé dans la splendeur de Versailles, ses messagers ne lui apportèrent plus que des nouvelles de défaites. Par analogie, il n'est pas impossible que maintenant qu'on dispose d'une modélisation du système des réélections au Conseil fédéral, ce système devienne obsolète dans un avenir relativement proche.<sup>58</sup>

---

<sup>58</sup> Cette version modifiée de la loi de Parkinson s'explique aisément : pour analyser une institution quelconque, il faut disposer d'un échantillon (d'un *record*, dirait-on en anglais) suffisamment long, ce qui signifie qu'au moment de l'analyse on peut se trouver près de la "mort naturelle" de l'institution.

## Bibliographie

### Livres

Bourbonnais, Régis – *Econométrie*, 2000, 3<sup>ième</sup> édition, Dunod, Paris

Greene, William H. – *Econometric Analysis*, 4<sup>th</sup> edition, 2000, Upper Saddle River N.J.

Hubacher, Helmut, *Tatort Bundeshaus*, 1994, Zytglogge Verlag, Bern

Kennedy, Peter – *A guide to econometrics*, 3<sup>rd</sup> edition, 1992, Oxford: B. Blackwell

Intriligator, Michael D ; Bodkin, Ronald G. ; Hsiao, Cheng – *Econometric models, techniques, and applications*, 2<sup>nd</sup> edition, 1996, Upper Saddle River N.J

Maddala, G. S. – *Introduction to Econometrics*, 3<sup>rd</sup> edition, 2001, John Wiley & Sons Ltd.

Pyndick, Robert S. ; Rubinfeld, Daniel L. – *Econometric Models and Economic Forecasts*, 3<sup>rd</sup> edition, 1991, McGraw-Hill Book Co.

Reber, Arthur Fritz – *Der Weg zur Zauberformel – Die Bundesratswahlen der Vereinigten Bundesversammlung seit der Wahl des Nationalrates nach dem Verhältniswahlrecht 1919 bis zur Verwirklichung eines « freien Proporz » für die parteipolitische Zusammensetzung der Regierung 1959*, 1979, Verlag Peter Lang AG

### Articles

Petitpierre, Max – « De quelques problèmes concernant le Conseil fédéral », *Annuaire Suisse de Science Politique*, n° 7, 1967, p. 7 – 16

Gruner, Erich – « Freiheit und Bindung in den Bundesratswahlen », *Annuaire Suisse de Science Politique*, n° 7, 1967, p. 17 – 38

Frey, René L. – « Kombinatorik der Bundesratswahl », *Wirtschaft und Recht*, n° 21, 1969, p. 95 – 101

### Autres publications

*La Confédération en bref - 2000*, Chancellerie fédérale, février 2000

*Manuel des Chambres fédérales*, 8 octobre 1999

## APPENDICE TECHNIQUE

### I. Sources des données

Les données ont été prises dans les sources suivantes :

- a) *Résultats des élections du Conseil fédéral, du Chancelier et du Général dès 1919*, Services du Parlement, 1999, p. 32 – 50.
- b) *Bulletin officiel de l'AF*, 15 décembre 1999, 99.209, p. 2687 – 2689.
- c) « Wahlergebnisse der National- und Ständeratswahlen, Parteien in der Bundesversammlung seit 1999 » – Dossier « Zauberformel », *Neue Zürcher Zeitung*, 29.11.1999.
- d) *La Confédération en bref – 2000*, Chancellerie fédérale, février 2000.

Le tableau suivant donne la liste de toutes les variables qui ont été utilisées et testées, y compris celles qui se sont révélées non significatives, mais non celles qui sont construites (p.ex. V1, V2 et Y).

Code pour la variable	Source <sup>59</sup>	Commentaires	Variable explicative	Variable binaire <sup>60</sup>
age	d)	Age du candidat X	Oui	
annee	d)	Ancienneté dans la fonction		
blancs	a,b)	Bulletins blancs lors de la réélection du candidat X Données pour les années 1947–1995, observations 1-78 : a) Données pour 1999, observations 79-85 : b)		
bulletind	a,b)	Idem		
bulletinr	a,b)	Idem		
bulletinv	a,b)	Idem		
nuls	a,b)	Idem		
resultat	a,b)	Idem		
autres	a,b)	Idem; voix pour d'autres candidats		
grcanton	d)		Oui	Oui
group	c)		Oui	
hf	a,b)	Données pour les années 1947-1995, observations 1 - 78 : a) Données de 1999, observations 79-85 : b)	Oui	Oui
minorité	d)		Oui	Oui

<sup>59</sup> La lettre correspond à la lettre dans l'énumération précédente.

<sup>60</sup> Ou « dummy », variable binaire, auxiliaire ou qualitative.

ordre	d)		Oui	
ps	d)		Oui	Oui
presid	d)		Oui	Oui
vicepresid	d)		Oui	Oui
trend		= 1 pour les réélections de 1947 (première session), = 2 pour la session suivante, etc.	Oui	
trend21		= 0 pour les sessions 1 à 4, = 5 pour la suivante, = 6 pour celle d'après, etc.	Oui	
dumm21		= 0 pour les sessions 1 à 4, = 1 pour les suivantes	Oui	

## II. Matrice de corrélation des variables explicatives pour l'équation (1)

	trend21	ordre	grcanton	group	minorite	ps	dumm21
trend21	1.0000						
ordre	0.0791	1.0000					
grcanton	-0.0453	0.0259	1.0000				
group	-0.1076	0.0982	-0.2555	1.0000			
minorite	-0.0474	0.1290	0.1235	0.2908	1.0000		
ps	0.1945	-0.0044	-0.1863	-0.0764	0.0041	1.0000	
dumm21	0.8458	0.0954	-0.0472	-0.0934	-0.0760	0.2419	1.0000

## III. Équation (1) estimée par la méthode de White (hétéroscédasticité)

Dependent Variable: V1

Method: Least Squares

Sample: 1 85

Included observations: 85

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

V1 = C(1) + C(2)\*TREND21 + C(3)\*ORDRE + C(4)\*GRCANTON + C(5)\*GROUPP + C(6)\*MINORITE + C(7)\*PS + C(8)\*DUMM21

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	89.52912	3.431166	26.09292	0.0000
C(2)	-2.524972	0.261899	-9.641020	0.0000
C(3)	-1.395913	0.398292	-3.504744	0.0008
C(4)	4.608137	1.539676	2.992926	0.0037
C(5)	0.165953	0.053682	3.091416	0.0028
C(6)	-4.741988	1.744212	-2.718700	0.0081
C(7)	-4.418487	2.110525	-2.093549	0.0396
C(8)	12.75144	2.590209	4.922941	0.0000
R-squared	0.692064	Mean dependent var		84.55499
Adjusted R-squared	0.664070	S.D. dependent var		11.87278
S.E. of regression	6.881400	Akaike info criterion		6.784911
Sum squared resid	3646.232	Schwarz criterion		7.014807
Log likelihood	-280.3587	F-statistic		24.72175
		Prob(F-statistic)		0.000000

#### IV. Test spécial pour la corrélation sérielle dans l'équation (1) estimée par MCO et SUR

On calcule tout d'abord la moyenne des résidus pour chaque session de réélection. Comme il y a eu 14 sessions, on a donc une série de 14 résidus moyens. En appliquant la méthode des moindres carrés ordinaire, on teste si les résidus sont corrélés entre eux dans le temps.

##### Equation estimée par les MCO

Dependent Variable: MOYRESID

Method: Ordinary Least Squares

Sample(adjusted): 2 14

Included observations: 13 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MOYRESID(-1)	-0.488529	0.242847	-2.011676	0.0673
R-squared	0.245026	Mean dependent var		0.284500
Adjusted R-squared	0.245026	S.D. dependent var		3.025465
S.E. of regression	2.628804	Akaike info criterion		4.844739
Sum squared resid	82.92734	Schwarz criterion		4.888196
Log likelihood	-30.49080	Durbin-Watson stat		2.093073

Comme on le voit, si le  $t$  n'est pas significatif au seuil des 5%, il l'est à celui des 10%. Il s'agit cependant d'un test avec seulement 13 observations. Même commentaire pour le tableau ci-dessous.

##### Equation estimée par SUR

Dependent Variable: MOYRESID

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2 14

Included observations: 13 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MOYRESID(-1)	-0.484119	0.242746	-1.994348	0.0693
R-squared	0.241187	Mean dependent var		0.291999
Adjusted R-squared	0.241187	S.D. dependent var		2.991278
S.E. of regression	2.605699	Akaike info criterion		4.827082
Sum squared resid	81.47598	Schwarz criterion		4.870540
Log likelihood	-30.37603	Durbin-Watson stat		2.095261

#### V. Équation (1) estimée par la méthode *gprobit*

Weighted least squares probit estimates for grouped data

Source	SS	df	MS	Number of obs =	85
Model	13.6773947	7	1.95391352	F( 7, 77) =	23.66
Residual	6.35926276	77	.082587828	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.6826
				Adj R-squared =	0.6538
Total	20.0366574	84	.238531636	Root MSE =	.28738

Probit	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
trend21	-.0962178	.0116144	-8.28	0.000	-.1193449 - .0730906
ordre	-.0573821	.016732	-3.43	0.001	-.0906997 - .0240644
grcanton	.1730806	.0673911	2.57	0.012	.0388879 .3072734
grouppe	.0063914	.0030505	2.10	0.039	.0003172 .0124656
minorite	-.1886652	.0684398	-2.76	0.007	-.3249462 -.0523842
ps	-.1572189	.0743134	-2.12	0.038	-.3051959 -.009242
dumm21	.3733976	.152873	2.44	0.017	.0689887 .6778066
_cons	1.365822	.2044884	6.68	0.000	.9586337 1.77301

## VI. Equation (2) estimée par la méthode de White (hétéroscédasticité)

Dependent Variable: V2

Method: Least Squares

Sample: 1 85

Included observations: 85

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

$V2 = C(9) + C(10)*TREND + C(11)*ORDRE + C(12)*VICEPR$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(9)	23.013	2.097	11.0	0.0000
C(10)	-1.475	0.168	-8.8	0.0000
C(11)	0.981	0.373	2.6	0.0101
C(12)	3.398	1.427	2.4	0.0196
R-squared	0.52	Mean dependent var		15.68
Adjusted R-squared	0.51	S.D. dependent var		8.59
S.E. of regression	6.04	Akaike info criterion		6.48
Sum squared resid	2952.3	Schwarz criterion		6.59
Log likelihood	-271.4.	F-statistic		29.69
		Prob(F-statistic)		0.000000

## VII. Test pour la corrélation sérielle dans l'équation (2) estimée par MCO et SUR

Equation estimée par les MCO

Dependent Variable: MOYRESID

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2 14

Included observations: 13 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MOYRESID(-1)	-0.352736	0.263715	-1.337568	0.2058
R-squared	0.125186	Mean dependent var		-0.365989
Adjusted R-squared	0.125186	S.D. dependent var		5.261989
S.E. of regression	4.921617	Akaike info criterion		6.098955
Sum squared resid	290.6678	Schwarz criterion		6.142413
Log likelihood	-38.64321	Durbin-Watson stat		2.342323

Equation estimée par SUR

Dependent Variable: MOYRESID

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2 14

Included observations: 13 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MOYRESID(-1)	-0.352571	0.263804	-1.336488	0.2062
R-squared	0.125063	Mean dependent var		-0.362361
Adjusted R-squared	0.125063	S.D. dependent var		5.244633
S.E. of regression	4.905728	Akaike info criterion		6.092488
Sum squared resid	288.7940	Schwarz criterion		6.135945
Log likelihood	-38.60117	Durbin-Watson stat		2.342642

Il n'y a pas d'indication de corrélation sérielle, bien que l'échantillon soit fort petit.