



XIII
CONFERENZA

STATO O MERCATO?
Intervento pubblico e architettura dei mercati
Pavia, Università, 5 - 6 ottobre 2001

MICHELE SANTONI - FRANCESCO ZUCCHINI

**VETO PLAYERS E CORTE COSTITUZIONALE:
IL CASO ITALIANO**

pubblicazione internet realizzata con contributo della

COMPAGNIA
d i S a n P a o l o

Società italiana di economia pubblica

Dipartimento di economia pubblica e territoriale – Università di Pavia

Veto players e Corte costituzionale: il caso italiano

Michele Santoni* e Francesco Zucchini**

Settembre 2001

Preliminare e incompleto: non citare senza permesso dagli autori

Riassunto: Questo articolo considera il legame tra la capacità decisionale degli attori legislativi e l'indipendenza e discrezionalità della Corte costituzionale nel caso italiano. Sulla base del modello dei *veto players* di Tsebelis (2000, 2001) e delle caratteristiche del giudizio costituzionale nel sistema italiano (Rodotà, 1999), l'articolo caratterizza l'interazione tra arena legislativa e Corte come un gioco a più stadi. Nel primo stadio, i *veto players* legislativi decidono all'unanimità se modificare o mantenere lo status quo mediante l'approvazione di una legge, anticipando il possibile intervento della Corte nello stadio successivo. Nel secondo stadio, la Corte decide se modificare attraverso una sentenza d'illegittimità (o mediante l'interpretazione della legge) l'esito del processo decisionale degli attori legislativi, anticipando la possibile ulteriore reazione dei veto players alle sue scelte: se la decisione della Corte è interna all'insieme di Pareto degli attori legislativi, il gioco termina; se invece essa è esterna all'insieme di Pareto, il gioco ricomincia con il processo decisionale legislativo.

Il modello deriva una serie d'ipotesi testabili dal punto di vista empirico. In primo luogo, a parità di condizioni, e nell'ipotesi che le preferenze della Corte siano interne all'insieme di Pareto degli attori politici, come ci sembra vero per il caso italiano, il modello prevede che l'esistenza della Corte costituzionale riduca il mutamento legislativo. Sulla base di serie storiche temporali annuali per il periodo 1948-2000, si è verificato come l'introduzione della Corte, dal 1956, abbia, in effetti, ridotto la produzione legislativa, misurata dal numero di disegni di legge governativi approvati dal Parlamento, una volta controllato per le caratteristiche del sistema politico (numero di partiti in Parlamento, numero di governi, anno elettorale, come in Zucchini 2001, e distanza ideologica).

In secondo luogo, il modello-analogamente a Tsebelis (2001)-prevede che il livello d'intervento della Corte costituzionale aumenti al crescere del numero di *veto players* e della distanza ideologica tra gli stessi, poiché tali caratteristiche del sistema politico sono associate a una minore capacità degli attori legislativi di perseguire il mutamento di *policy*. Sulla base di serie storiche temporali annuali per il periodo 1956-2000, si è verificato come il numero di sentenze d'illegittimità della Corte, considerato come una *proxy* del livello d'interventismo della stessa, è positivamente correlato sia al numero di *veto players* di tipo parlamentare, sia alla distanza ideologica tra i partiti in Parlamento. Tali risultati sono robusti all'uso di variabili di controllo come il numero di sentenze d'illegittimità ritardato, il numero di sentenze totali, e il numero di partiti di governo come misura dei *veto players*. Tuttavia, i dati sembrano indicare un mutamento di tipo strutturale negli anni della Seconda Repubblica per quanto riguarda la relazione tra attori legislativi e Corte costituzionale.

Parole chiave: Veto players, Corte Costituzionale.

Codice JEL: D72.

* Dipartimento di Economia Politica e Aziendale, via Conservatorio 7, 20122 Milano; email: Michele.Santoni@unimi.it

** Dipartimento di Studi Sociali e Politici, via Conservatorio 7, 20122 Milano; email: Francesco.Zucchini@unimi.it

1. Introduzione

Quest'articolo considera il legame fra la capacità decisionale degli esecutivi e delle assemblee legislative nei sistemi politici e l'indipendenza e discrezionalità della Corte costituzionale nel caso italiano. Il quadro di riferimento teorico è la teoria razionale delle istituzioni, in particolare la teoria spaziale del voto. [Cfr. Krehbiel, 1988, Strom, 1990, Shepsle, 1979, Shepsle e Weingast, 1981, Tsebelis e Money, 1997.] In generale, secondo l'approccio razionale, le istituzioni, intese come regole del gioco, modificando la struttura di opportunità degli attori politici e in qualche misura contribuendo alla stessa costituzione di tali attori, influenzano le caratteristiche e la quantità di decisioni prese in un dato sistema politico. Fra i contributi più interessanti di questa letteratura possiamo annoverare il modello dei veto *players* di Tsebelis [1995a, 1995b, 1999, 2000, 2001].

Secondo Tsebelis, le differenze fra sistemi politici sono significative, se è possibile collegarle alla capacità decisionale degli stessi [cfr. Lijphart A. 1984, 1999, per un approccio di politica comparata alternativo]. Poiché ogni nuova decisione è anche un mutamento di una decisione presa in precedenza, ossia un mutamento dello status quo, la capacità decisionale di un sistema politico nel suo complesso è la capacità esistente in tale sistema di modificare lo status quo.

Tale capacità decisionale "generale" di un sistema politico, secondo Tsebelis, varierebbe principalmente al variare di una serie di caratteristiche strutturali del sistema stesso: il numero dei veto *players* legislativi, la distanza ideologica che li separa sullo spazio di *policy*, e, nel caso che gli attori legislativi siano collettivi, il loro grado di coesione e le regole di votazione. Con il termine *veto players legislativi*, Tsebelis indica gli attori legislativi (quali possono essere per esempio il governo, i partiti in parlamento, le due camere in un sistema bicamerale, il presidente nei regimi presidenziali) il cui accordo è necessario per modificare lo status quo. Dunque, il mutamento dello status quo richiede una decisione dei veto *players* all'unanimità. Se consideriamo ciascun attore legislativo come un attore individuale, la capacità decisionale del sistema politico declinerebbe all'aumentare del numero dei veto *players* e della distanza che li separa gli uni dagli altri.

L'incapacità decisionale (chiamata *policy stability*) derivante da una determinata configurazione di veto *players* legislativi avrebbe effetti rilevanti anche sul comportamento di altri attori istituzionali. In particolare, essa indurrebbe gli apparati burocratici e le magistrature a una maggiore indipendenza e discrezionalità [Tsebelis, 2000, 2001]. Infatti, quando i veto *players* legislativi sono numerosi, l'area dei possibili status quo rispetto ai quali il mutamento da parte degli stessi attori legislativi risulta impossibile è molto ampia. Inoltre, per le stesse ragioni, qualsiasi mutamento parziale dello status quo provocato da uno shock esterno o da un attore istituzionale "non legislativo" molto difficilmente sarebbe rimesso in discussione: anche quest'ultimo finirebbe per essere uno status quo al cui cambiamento almeno uno degli attori legislativi opporrebbe il

proprio veto. Queste condizioni favorirebbero le burocrazie e le magistrature. Infatti, entrambi questi attori nell'adempimento delle loro funzioni sono in grado, entro certi limiti, di modificare autonomamente le decisioni legislative: le magistrature attraverso l'interpretazione, le burocrazie nella fase dell'implementazione. Il frutto di tali modifiche, in altre parole il nuovo effettivo status quo, non può, invece, a sua volta essere facilmente modificato dagli attori legislativi. Le conseguenze di quest'assetto di relazioni tra attori legislativi da un lato e burocrazie e magistratura dall'altro sono duplici: una maggiore discrezionalità delle burocrazie e della magistratura, e una legislazione assai dettagliata da parte dei politici, al fine di imbrigliare il più possibile i comportamenti degli apparati burocratici e giudiziari.

Lavori precedenti hanno trovato dell'evidenza empirica sincronica per più paesi a favore di questa ipotesi, in particolare per quanto riguarda l'esistenza di una relazione positiva tra indipendenza della banca centrale e numero di veto *players* [cfr. per esempio Moser, 1999, e Keefer e Stasavate, 2000]. Un problema di questo tipo di analisi è che le misure d'indipendenza delle banche centrali utilizzate riflettono in larga misura il livello d'indipendenza istituzionale delle stesse, derivate dagli statuti, piuttosto che il loro grado di discrezionalità effettiva. Se gli indici legali d'indipendenza sono il risultato di scelte endogene dei politici all'inizio del periodo (nella fase costituzionale), essi non sono la misura appropriata del grado d'interventismo della burocrazia, in quanto riflettono più che altro le caratteristiche dei sistemi politici nel momento in cui sono stati scritti gli statuti, piuttosto che mutamenti strutturali degli stessi sistemi nel corso del tempo.¹

Quest'articolo si propone invece di presentare dell'evidenza empirica relativa al modello di Tsebelis (2000, 2001) per quanto riguarda il rapporto tra sistema politico e Corte costituzionale in Italia dal 1956 a oggi. In questo caso, il livello d'intervento della Corte può essere misurato direttamente, sia pur in modo approssimativo, attraverso il conteggio delle sentenze di illegittimità costituzionale emanate dalla stessa Corte a partire dal 1956, l'anno in cui è iniziata la sua attività.

Sulla base delle caratteristiche del giudizio costituzionale nel sistema italiano (cfr. per esempio Rodotà, 1999), l'articolo caratterizza l'interazione tra arena legislativa e Corte come un gioco a più stadi. Nel primo stadio, i veto *players* legislativi decidono all'unanimità se modificare o mantenere lo status quo mediante l'approvazione di una legge, anticipando il possibile intervento della Corte nello stadio successivo. Nel secondo stadio, la Corte decide se modificare attraverso una sentenza d'illegittimità (o mediante l'interpretazione della legge) l'esito del processo decisionale

¹ Le misure dell'indipendenza della banca centrale usate in letteratura seguono la metodologia di, per esempio, Cukierman, Webb e Neyapti (1992). Essa consiste nel costruire indici legali ponderati sulla base di quanto previsto negli statuti delle banche in relazione, per esempio, alla funzione del governatore della banca centrale (durata, nomina, procedura per le sue dimissioni), alla formulazione della politica monetaria (chi decide tra banca e governo), agli obiettivi statutari (se la stabilità dei prezzi è l'unico obiettivo o meno), alle limitazioni al finanziamento monetario del deficit del governo.

degli attori legislativi, anticipando la possibile ulteriore reazione dei veto *players* alle sue scelte: se la decisione della Corte è interna all'insieme di Pareto degli attori legislativi, il gioco termina; se invece essa è esterna all'insieme di Pareto, il gioco ricomincia con il processo decisionale legislativo.

Il modello deriva una serie d'ipotesi testabili dal punto di vista empirico. In primo luogo, a parità di condizioni, e nell'ipotesi che le preferenze della Corte siano interne all'insieme di Pareto degli attori politici, come ci sembra vero per il caso italiano, il modello prevede che l'esistenza della Corte costituzionale riduca il mutamento legislativo. Sulla base di serie storiche temporali annuali per il periodo 1948-2000, si è verificato come l'introduzione della Corte, dal 1956, abbia, in effetti, ridotto la produzione legislativa, misurata dal numero di disegni di legge governativi approvati dal Parlamento, una volta controllato per le caratteristiche del sistema politico (numero di partiti in Parlamento, numero di governi, anno elettorale, come in Zucchini 2001, e distanza ideologica).

In secondo luogo, come in Tsebelis (2000, 2001), il modello prevede che il livello d'intervento della Corte costituzionale aumenti al crescere del numero di veto *players* e della distanza ideologica tra gli stessi, poiché tali caratteristiche del sistema politico sono associate a una minore capacità degli attori legislativi di perseguire il mutamento di *policy*. Sulla base di serie storiche temporali annuali per il periodo 1956-2000, si è verificato come il numero di sentenze d'illegittimità costituzionale della Corte, considerato come una *proxy* del livello d'interventismo della stessa, è positivamente correlato sia al numero di veto *players* di tipo parlamentare, sia alla distanza ideologica tra i partiti in Parlamento. Tali risultati sono robusti all'uso di variabili di controllo come il numero di sentenze d'illegittimità ritardato, il numero di sentenze totali, e il numero di partiti di governo come misura alternativa dei veto *players*. Tuttavia, i dati sembrano indicare un mutamento di tipo strutturale negli anni della Seconda Repubblica per quanto riguarda la relazione tra attori legislativi e Corte costituzionale.

L'articolo è organizzato come segue. La sezione 2 illustra le caratteristiche principali del modello dei veto *players* di Tsebelis. La sezione 3 estende il modello all'interazione tra attori legislativi e Corte costituzionale in riferimento al caso italiano. La sezione 4 considera gli effetti dell'introduzione della Corte sul processo legislativo in Italia. La sezione 5 considera la relazione tra livello d'intervento della Corte e caratteristiche del sistema politico. La sezione 6 conclude.

2. Il modello dei veto players di Tsebelis²

Il modello dei veto *players* è un'applicazione della teoria spaziale del voto [Cfr. Krehbiel, 1988, per un'introduzione]. Lo scopo di tale modello è quello di determinare la probabilità e l'ampiezza di un

² L'esposizione del modello è basata in gran parte su Tsebelis (1995a, 1995b).

mutamento dello status quo, piuttosto che quello di selezionare un unico equilibrio decisionale, data la distribuzione dei punti ideali degli attori. Il modello ipotizza che il mutamento dello status quo richieda l'*unanimità* tra i veto players.³ L'ampiezza del potenziale mutamento è quindi data dal numero di alternative in grado di sconfiggere lo status quo in un voto all'unanimità. Per essere più precisi, essa è data dall'ampiezza del *winset* dello status quo, ovvero dall'insieme delle alternative superiori in senso paretiano allo status quo stesso.

Per illustrare questi concetti, si consideri la Figura 1 più sotto. Si supponga l'esistenza di due attori, A e C, il cui assenso è indispensabile per cambiare lo status quo SQ, e le cui preferenze sono rappresentate, in uno spazio di *policy* a due dimensioni, da curve d'indifferenza circolari o euclidee.⁴ Ciascun punto nello spazio cartesiano rappresenta una proposta politica alternativa, per esempio il bilancio destinato alle prestazioni sociali (*Issue 1*) e quello destinato ai consumi collettivi (*Issue 2*). A meno che lo status quo non si trovi sulla curva dei contratti AC, ovvero sul luogo dei punti di tangenza fra le curve d'indifferenza dei due attori, esiste sempre la possibilità che allo status quo SQ venga preferito qualche altro punto compreso nell'area delimitata dalle due curve di indifferenza passanti per lo status quo: nella Figura 1, l'area in grigio rappresenta appunto il *winset* dello status quo SQ.⁵

Quando ci sono più di due attori, l'insieme di Pareto corrisponde all'area delimitata da tutte le curve dei contratti, comprese le curve stesse.⁶ Dal momento che l'insieme di Pareto è l'insieme di tutti i punti (di tutte le alternative) che non possono essere modificati senza danneggiare almeno uno degli attori, risulta evidente che non è possibile mutare lo status quo con un voto all'unanimità se esso si trova nell'insieme di Pareto. Per illustrare questo concetto, si consideri la Figura 2 più sotto. Si ipotizzi di aggiungere un ulteriore attore B, anch'esso indispensabile perché si abbia un cambiamento dello status quo. In tal caso AB, BC, AC sono le tre curve dei contratti che delimitano un nuovo insieme di Pareto, ben più ampio di quello della Figura 1. Se lo status quo si trova dentro questo triangolo nessun scostamento dallo status quo sarà più possibile, poiché ciascuno verrebbe impedito dal veto di almeno un altro attore: il *winset* dello status quo SQ è nullo.

³ La regola di maggioranza vale, semmai, per determinare la volontà degli attori collettivi il cui assenso al mutamento è indispensabile perché lo stesso abbia luogo. Per esempio, in un sistema bicamerale, un disegno di legge è approvato se ottiene il benessere di entrambe le camere (regola dell'unanimità) che a loro volta decidono ciascuna a maggioranza.

⁴ Una curva d'indifferenza euclidea o circolare rappresenta il luogo dei punti equidistanti dal punto ideale di un attore e che sono associati a un livello di utilità costante: quanto maggiore è il raggio del cerchio, tanto minore è il livello di utilità costante corrispondente. Per semplicità, nella Figura 1 gli attori A e C hanno le stesse preferenze rispetto all'*Issue 2* (es. il bilancio destinato ai consumi collettivi), ma quest'assunto non è necessario per l'argomento.

⁵ Nonostante la sezione della curva dei contratti nell'area in grigio rappresenti l'insieme Pareto-ottimale di possibili mutamenti dello status quo (tale area corrisponde perciò al "nucleo dell'unanimità"), è spesso utile, per via dei costi di transazione, considerare l'intero *winset* delle allocazioni Pareto-superiori allo status quo.

⁶ Se ci sono soltanto due attori, l'insieme di Pareto (cioè il nucleo dell'unanimità) corrisponde alla curva dei contratti.

Figura 1. Insieme di Pareto e *winset* dello status quo in un gioco con due attori

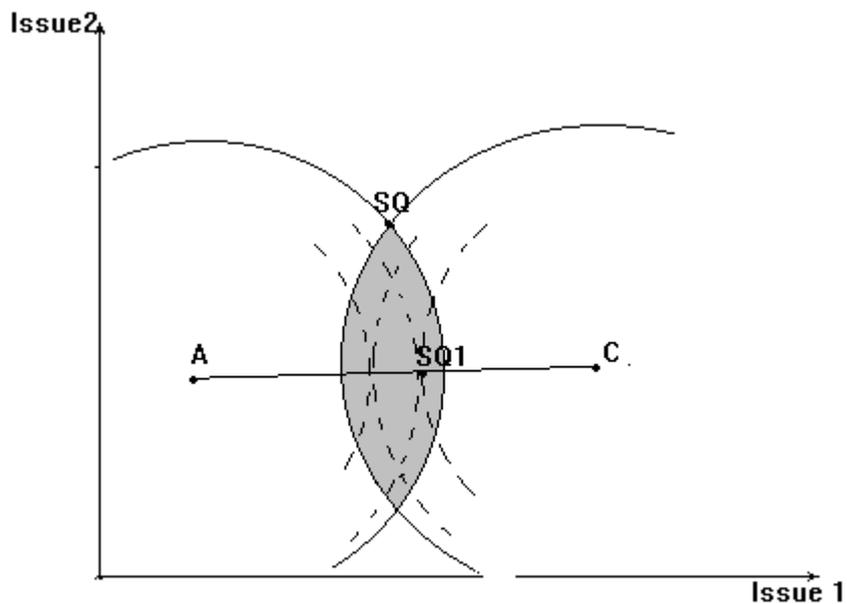
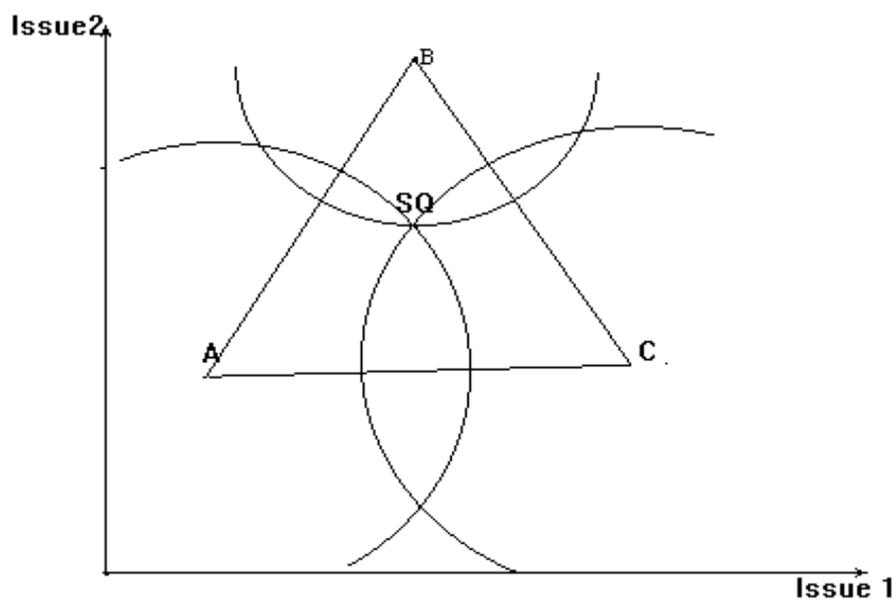


Figura 2. Insieme di Pareto e *winset* dello status quo vuoto in un gioco con tre attori



In generale si può affermare, a prescindere dal numero di dimensioni dello spazio politico e dalla posizione dello status quo, che :

Proposizione 1 (Tsebelis 2001, p. 38). All'aumentare di attori il cui consenso è richiesto per uno spostamento dallo status quo, il *winset* dello status quo non si allarga, ovvero la stabilità di *policy* non diminuisce.

Un'ulteriore regolarità, anch'essa indipendente dal numero di dimensioni dello spazio politico e dalla posizione dello status quo, è pertanto la seguente:

Proposizione 2 (Tsebelis 1995a, 1995b). All'aumentare lungo la stessa direttrice della distanza degli attori di cui è richiesto il consenso, il *winset* dello status quo non si accresce ovvero la stabilità di *policy* non diminuisce.

Le Proposizioni 1 e 2 traducono nel linguaggio della teoria spaziale del voto l'idea ben nota alla scienza politica tradizionale che frammentazione (qui, l'aumento nel numero dei veto *players*) e polarizzazione (qui, l'aumento della distanza ideologica tra i veto *players*) contano.⁷

Nell'analisi che segue, in linea con gli esempi appena presentati, si assumerà per semplicità che ciascun attore legislativo sia unitario, il che comporta che la sua volontà, il suo punto ideale, sia identificato da un'unica posizione nello spazio cartesiano.⁸ Si assumerà inoltre che ciascun veto *player* si muova simultaneamente: si escluderà quindi il potere di agenda nell'arena politica.

3. Attori legislativi e Corte costituzionale

Riassumendo quanto finora sostenuto, la capacità decisionale "generale" dei sistemi politici varierebbe principalmente, nel caso di attori unitari, al variare del numero di veto *players*, e della distanza che li separa sullo spazio di *policy*. Per veto *player*, si intende un attore decisivo nel processo legislativo, quali possono essere per esempio il governo, i partiti in parlamento, le due camere in un sistema bicamerale, il presidente nei regimi presidenziali. In questa sezione, si illustrerà come l'incapacità decisionale (cioè, la *policy stability*) derivante da una determinata configurazione di veto *players* possa avere effetti rilevanti anche su altre caratteristiche del sistema politico, in particolare essa potrebbe indurre a una maggiore indipendenza e discrezionalità gli apparati burocratici e la magistratura [cfr. Tsebelis 2000, 2001].

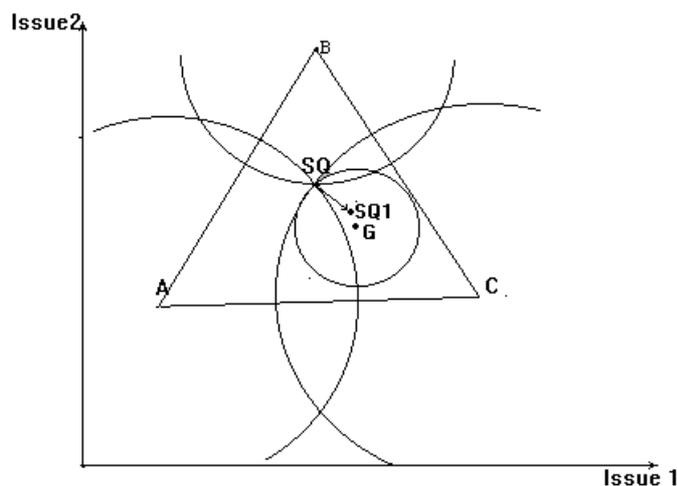
Secondo Tsebelis l'incapacità decisionale rende difficilmente modificabile qualsiasi mutamento parziale dello status quo provocato da uno shock esterno o da un attore "non legislativo". L'esito di tale mutamento finirebbe per essere un nuovo status quo al cui cambiamento

⁷ Polarizzazione e frammentazione sono in genere pensate nella scienza politica tradizionale come variabili esplicative della stabilità dei regimi democratici, e non della stabilità delle "politiche". Con la stabilità dei regimi democratici polarizzazione e frammentazione hanno una relazione di segno opposto a quella immaginata da Tsebelis per la stabilità delle "politiche": elevati livelli di polarizzazione e frammentazione accrescono l'instabilità dei regimi democratici.

⁸ Nel caso in cui i veto *players* siano attori collettivi, la probabilità di un mutamento dello status quo dipende principalmente dalla regola di votazione adottata al loro interno: quando le decisioni sono prese a maggioranza semplice, il mutamento di *policy* è più probabile di quando i veto *players* sono individuali; in questo caso, inoltre, un aumento delle posizioni all'interno può rendere più difficile il mutamento dello *status quo* da parte dell'attore collettivo senza renderlo tuttavia quasi mai impossibile. Con una maggioranza qualificata, invece, all'aumentare delle posizioni, il mutamento è ben presto precluso. Si noti tuttavia che non conta solo il numero di posizioni ma anche la loro distribuzione. Una distribuzione perfettamente simmetrica di una gran numero di posizioni attorno ad una posizione centrale rende il comportamento di voto di un attore collettivo in tutto simile al comportamento di voto di un attore unitario, cfr. Tsebelis (2001), cap. 2.

almeno uno degli attori “legislativi” opporrebbe il proprio veto. Si supponga che A, B e C siano attori legislativi decisivi per il mutamento dello status quo SQ. Come illustrato nella Figura 5 più sotto, poiché SQ è interno all’insieme di Pareto (l’area ABC), tale mutamento non dovrebbe aver mai luogo. Tuttavia, l’attore Corte costituzionale (indicato da G), può, sulla base della carta costituzionale, attribuire legittimità costituzionale solo a una particolare interpretazione della legge cui corrisponde SQ, oppure a solo una parte della stessa legge o ancora abrogare (considerandola illegittima) la legge stessa. Di fatto ciascuno di questi comportamenti modifica in diversa misura lo status quo e può condurlo a SQ1. SQ1, sebbene costituisca per alcuni degli attori legislativi (in quest’esempio A e B) un peggioramento rispetto a SQ, è ancora all’interno dell’insieme di Pareto ABC: nessuna ulteriore correzione legislativa di SQ1 all’unanimità sarà allora possibile da parte degli attori politici.

Figura 5. Corte costituzionale nell’insieme di Pareto e modifica dello status quo



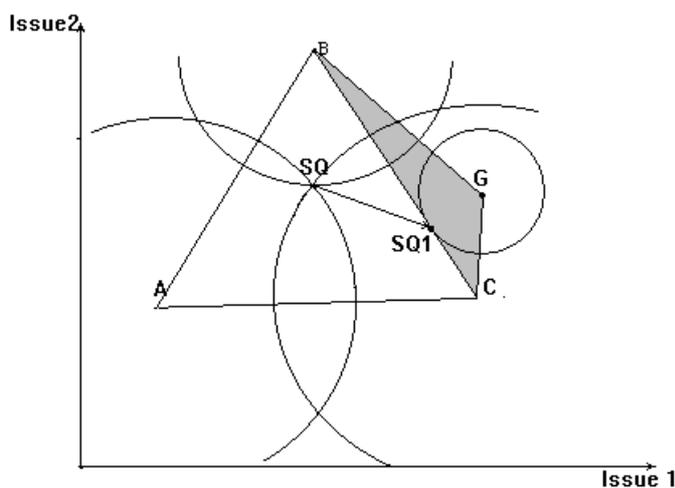
Non esiste alcuna ragione teorica per relegare la posizione della Corte all’interno dell’insieme di Pareto dei veto *players* legislativi. Se la Corte si trova all’esterno dell’insieme di Pareto degli attori legislativi l’interpretazione del suo ruolo nel funzionamento del sistema politico tuttavia si complica.

Si supponga che il Parlamento sia formalmente in ultima istanza sovrano, non solo perché può legiferare direttamente ma anche perché può in parte mutare il parametro costituzionale (attraverso le leggi costituzionali) di giudizio della Corte: allora il nuovo status quo sarà nel punto più prossimo al punto ideale della Corte fra quelli contenuti all’interno dell’insieme di Pareto degli attori legislativi (il punto SQ1 nella Figura 6 più sotto). Il nuovo status quo sarà sempre all’interno dell’insieme di Pareto degli attori legislativi perché solo al suo interno le decisioni della Corte non

possono essere nuovamente messe in discussione da questi ultimi. Nessun spostamento di uno status quo contenuto nell'area grigia BCG in direzione dell'insieme di Pareto ABC potrebbe essere impedito dalla Corte. (La Corte è sufficiente e necessaria al mutamento dello status quo nell'insieme di Pareto e sufficiente fuori.)

Se al contrario la Corte ha l'ultima parola, ossia può impedire un mutamento legislativo altrimenti possibile o ripristinare definitivamente lo status quo modificato da una legge, allora il nuovo status quo si troverà nei pressi del punto ideale della Corte (G) e nessun spostamento di uno status quo contenuto nell'area grigia BCG in direzione dell'insieme di Pareto ABC sarà consentito dalla Corte medesima. In questo ultimo caso la Corte è sempre come minimo un veto player quando non un vero e proprio *deus ex machina* del processo decisionale complessivo.

Figura 6. Corte costituzionale al di fuori dell'insieme di Pareto e modifica dello status quo



La probabilità che la Corte sia all'interno o all'esterno dell'insieme di Pareto dei veto *players* legislativi dipende principalmente dalle modalità di nomina e composizione della Corte stessa. Nel caso italiano è alquanto improbabile che la Corte sia al di fuori dell'insieme di Pareto dei veto *players* legislativi: cinque dei quindici giudici sono scelti dal Parlamento a maggioranza qualificata (due terzi) e altri cinque sono nominati dal Presidente della Repubblica.⁹

Si potrebbe obiettare a tal proposito che, poiché la Corte costituzionale italiana è un attore collettivo di nomina prevalentemente politica, il processo decisionale "giurisdizionale" italiano finirebbe per essere caratterizzato dal medesimo insieme di Pareto del processo decisionale legislativo. Le modifiche dello status quo che risultano difficili o impossibili al Parlamento (o se si

⁹ L'articolo 135 della Costituzione prevede che i rimanenti cinque giudici siano scelti all'interno delle "supreme magistrature ordinarie e amministrative" ed elette dalle stesse.

preferisce al sottosistema Parlamento-Governo) sarebbero altrettanto difficili o impossibili alla Corte. A questa obiezione si può replicare con 3 distinti argomenti:

- a) La posizione della Corte non rispecchia fedelmente quella degli attori legislativi in carica: la durata del mandato dei giudici è quasi doppia rispetto a quella dei parlamentari (nove anni contro cinque anni). L'insieme di Pareto dei primi potrebbe essere distante da quello dei secondi.¹⁰
- b) Il consesso dei giudici è assai più ristretto di quello parlamentare. E' probabile che posizioni estreme o assai minoritarie non vengano rappresentate e quindi l'insieme di Pareto della Corte sia comunque più piccolo.
- c) I giudici, sebbene di orientamento ideologico e culturale diverso condividono lo stesso sapere giuridico, spesso la stessa esperienza professionale e hanno un medesimo parametro (almeno) "linguistico" di giudizio: il dettato costituzionale. E' plausibile che le rispettive posizioni siano alquanto più vicine di quelle delle controparti "politiche".¹¹

Per queste ragioni nel prosieguo dell'articolo considereremo la Corte costituzionale italiana come un attore individuale che si posiziona all'interno dell'insieme di Pareto degli attori legislativi.

4. Come la presenza della Corte costituzionale influenza il processo legislativo in Italia

Poiché si suppone che la Corte costituzionale italiana sia situata all'interno dell'insieme di Pareto degli attori legislativi, per la regola di assorbimento (vedi la sezione 2 precedente) essa non è un veto *player*. Secondo Tsebelis la sua presenza non dovrebbe influire sulla capacità decisionale dell'arena legislativa, ma, piuttosto, dovrebbe esserne influenzata. Mentre, d'accordo con Tsebelis, siamo convinti che i comportamenti della Corte siano influenzati dalla configurazione dei veto *players* nell'arena legislativa (e cercheremo di dimostrarlo per il caso italiano nella sezione 5 successiva), siamo tuttavia anche convinti che a sua volta la stessa presenza di una Corte costituzionale, non importa in quale posizione dello spazio di policy, influenzi la capacità decisionale degli attori legislativi. Questa nostra convinzione dipende dalla scelta di considerare l'interazione fra Corte e veto *players* legislativi come una sequenza di mosse, in relazione anche alle caratteristiche istituzionali italiane (descritte per esempio da Rodotà 1999). Lo stesso Tsebelis, più o meno esplicitamente, ipotizza che tale interazione non sia simultanea. A ben vedere la sequenza supposta da Tsebelis non sembra (almeno per il caso italiano) molto realistica e conduce a risultati non solo paradossali ma pure in contrasto con l'ipotesi che la Corte il più delle volte non influenzi il mutamento di *policy* e la produzione legislativa.

¹⁰ Nota da aggiungere.

¹¹ L'articolo 135 della Costituzione prevede che i giudici della Corte siano "scelti tra i magistrati anche a riposo delle giurisdizioni superiori ordinaria e amministrative, i professori ordinari di università in materie giuridiche e gli avvocati dopo venti anni d'esercizio".

Secondo Tsebelis (2001), l'interazione fra arena legislativa e la Corte avviene in due tempi:

Tempo t1. La Corte decide se intervenire con una sentenza per modificare lo status quo.

Tempo t2. Se il prodotto della decisione della Corte è interno all'insieme di Pareto dei veto *players* legislativi allora la decisione della Corte è definitiva. Se l'esito della decisione della Corte è esterno all'insieme di Pareto allora i veto *players* legislativi decidono di modificarlo e condurlo all'interno dell'insieme di Pareto.

Se la Corte è un attore strategico al tempo t1, anticipando le possibili mosse dei veto *players* legislativi al tempo t2, sceglierà un (nuovo) status quo interno all'insieme di Pareto dei veto *players* (probabilmente il suo punto ideale). Al tempo t2 i veto *players* legislativi non potranno che prendere atto della decisione della Corte senza alcuna possibilità di mutarla. In questa rappresentazione a due stadi, in assenza di costi di transazione o di altri fattori di "vischiosità", gli unici mutamenti di *policy* introdotti nel sistema politico sono quelli introdotti dalla Corte attraverso le sentenze. Ovvero in presenza della Corte la produzione legislativa tenderebbe a zero.

Secondo la nostra ricostruzione nel caso italiano l'interazione fra arena legislativa e Corte avviene invece in tre tempi:

Tempo t1. I veto *players* legislativi decidono se modificare lo status quo esistente SQ o mantenerlo.

Tempo t2. La Corte decide se modificare attraverso una sentenza l'esito del processo decisionale al tempo t1.

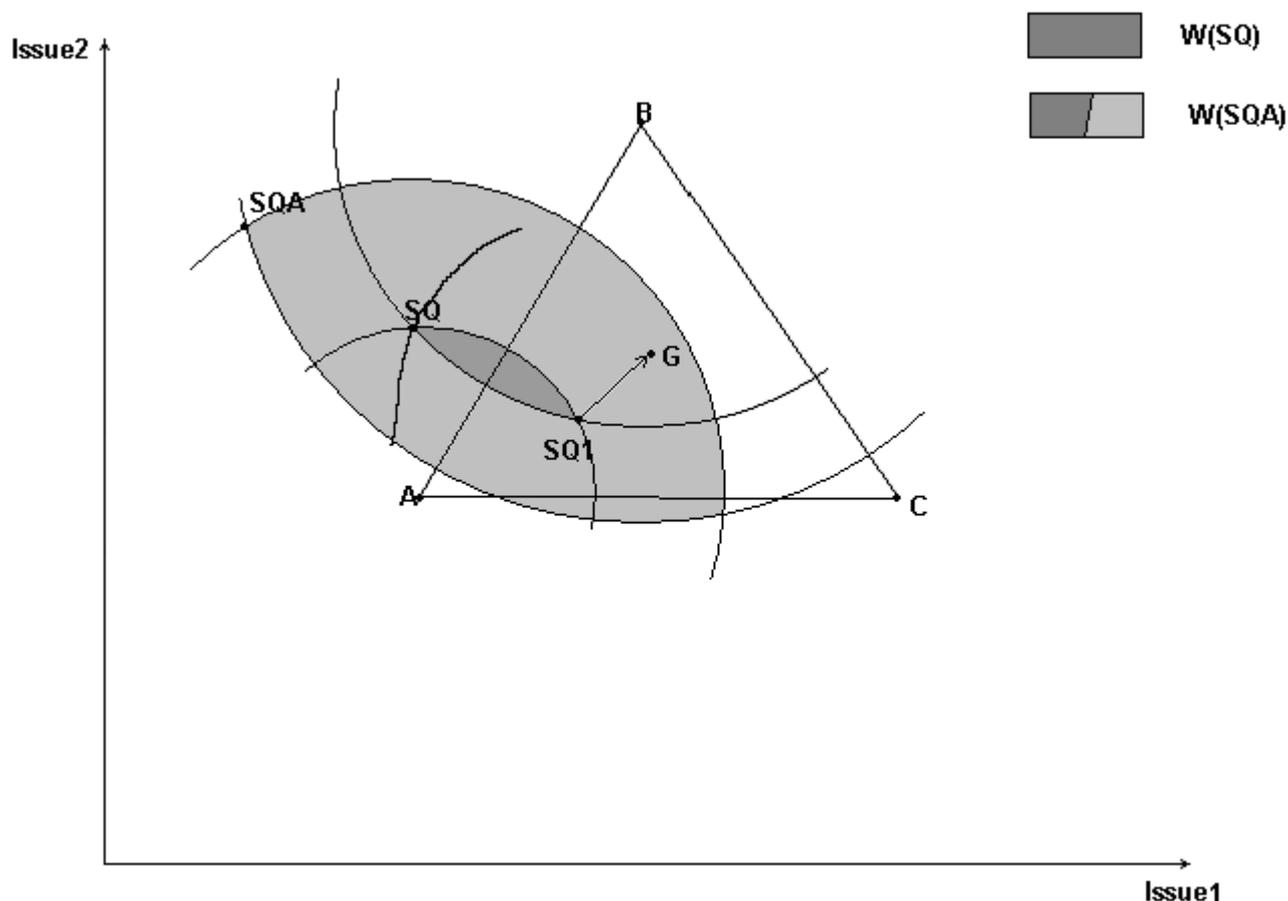
Tempo t3. Se gli esiti della decisione al tempo t2 sono interni all'insieme di Pareto allora il gioco finisce e gli esiti al tempo t2 sono definitivi. Se sono esterni all'insieme di Pareto il gioco ricomincia con il processo decisionale legislativo (come al tempo t1)

Se la Corte è un attore strategico al tempo t2 anticipa gli esiti possibili al tempo t3 e (come supposto da Tsebelis) sceglie sempre un nuovo status quo interno all'insieme di Pareto e il più vicino possibile al suo punto ideale. Quindi gli esiti possibili al tempo t2 sono interni all'insieme di Pareto. Poiché supponiamo che anche i veto *players* legislativi siano attori strategici allora sappiamo che al tempo t1 sceglieranno di modificare o meno lo status quo sulla base di quali esiti all'interno dell'insieme di Pareto si aspettano dalle decisioni della Corte al tempo t2, ovvero sulla base del confronto fra la distanza dei loro punti ideali dal punto ideale della Corte e la distanza che separa i loro punti ideali dallo status quo. Se almeno per un veto *player* la distanza dallo status quo è inferiore alla distanza dalla Corte, ed esiste un fattore di sconto temporale tale per cui è conveniente ritardare il mutamento verso la posizione della Corte, allora i veto *players* legislativi potrebbero non modificare in un voto all'unanimità lo status quo che avrebbero volentieri cambiato in assenza della Corte. Se viceversa la distanza dallo status quo è maggiore della distanza dalla Corte per tutti i veto *players* allora lo status quo verrà modificato da una legge. I risultati di questo modello di scelta sequenziale non sono paradossali come quelli di Tsebelis, perché consentono di rendere conto sia

dei mutamenti introdotti nel sistema politico attraverso le leggi che dei mutamenti introdotti attraverso le sentenze.

L'essenza di questo argomento appare ancora più chiara attraverso la rappresentazione spaziale della Figura 7.

Figura 7. Corte costituzionale e riduzione del mutamento di *policy*



Si supponga nella Figura 7 la presenza di uno status SQ cui tutti gli attori legislativi preferiscono uno qualsiasi dei punti compresi nell'area in grigio scuro $W(SQ)$. Se non esiste la Corte costituzionale il mutamento di *policy* è probabile. Si supponga che la Corte costituzionale esista e che il suo punto ideale G sia al centro dell'insieme di Pareto degli attori legislativi ma fuori del *winset* di SQ . Si supponga che una legge votata da A , B e C conduca a $SQ1$ (o anche a qualsiasi altro punto interno al *winset* $W(SQ)$). La Corte può ancora mutare questa collocazione del nuovo status quo e portarlo in G . Per costruzione G è esterno al $W(SQ)$ ossia G è per almeno uno dei veto *players* (nell'esempio A) peggio dello status quo iniziale SQ . Se questo esito viene anticipato all'inizio del processo decisionale legislativo non esiste una convenienza certa per A a consentire il

mutamento di SQ. E' pur vero che la Corte potrebbe modificare autonomamente SQ di fronte all'inerzia degli attori legislativi. Non è facile produrre tuttavia mutamenti di una certa entità come quello rappresentato nella figura da uno spostamento dello status quo da SQ a G, attraverso gli strumenti decisionali a disposizione della Corte costituzionale. Abrogazione totale, parziale e interpretazione conducono più facilmente a G a partire da SQ1. Prima o poi un mutamento di SQ, magari impreciso, verrebbe comunque realizzato dalla Corte ma fino a quel momento A godrebbe di una situazione a suoi occhi probabilmente preferibile. Tutte le volte in cui $W(SQ)$ non contenesse il punto ideale della Corte (G) ovvero, nell'ipotesi che la Corte sia collocata al centro dell'insieme di Pareto, tutte le volte che SQ fosse in prossimità dell'insieme di Pareto, il mutamento "legislativo" sarebbe impossibile o quantomeno meno probabile. In altre parole data una medesima configurazione di veto *players* secondo il nostro modello se esiste la Corte costituzionale l'area di indicibilità è più ampia dell'insieme di Pareto dei veto *players* e quindi il mutamento di *policy* attraverso le leggi è più difficile. L'analisi svolta consente di derivare la seguente ipotesi testabile:

Ipotesi 1. La presenza della Corte costituzionale riduce il mutamento legislativo a parità di condizioni.

La Corte costituzionale italiana inizia a funzionare solo nel 1956 ed è quindi possibile confrontare l'andamento della produzione legislativa dal 1956 fino al 2000 con il periodo immediatamente successivo alla nascita della Repubblica (1948-1955). A tal fine abbiamo utilizzato lo stesso data set di un articolo di Zucchini (Zucchini 2001) aggiornato al 2000. Analogamente a quanto già fatto nel medesimo articolo (e in Kreppel 1997) il numero di leggi di origine governativa all'anno è stato considerato un'accettabile approssimazione del mutamento di *policy*. Nella specificazione empirica, abbiamo usato il logaritmo del numero di leggi di origine governativa all'anno come variabile dipendente. Inoltre, per le medesime ragioni esposte in Zucchini, contraddicendo le ipotesi di Tsebelis sul funzionamento del processo legislativo in Italia che privilegiano i partiti membri della compagine governativa, abbiamo considerato come variabile indicatore del numero di veto *players* nel sistema politico italiano il numero di partiti effettivi in parlamento su base annua. Questo indice, derivato dall'indice di frammentazione di Rae, tiene conto contemporaneamente sia delle dimensioni dei gruppi parlamentari sia del loro numero.¹² Abbiamo inoltre utilizzato come proxy della distanza ideologica tra attori legislativi (una variabile non presente in Zucchini 2001) la differenza in valore assoluto fra i valori assunti dal PCI-PDS-DS e dall'MSI-AN lungo l'asse destra-sinistra secondo quanto riportato da Warwick (1994) e aggiornato fino al 2000 da Tsebelis. Dalle Proposizioni 1 e 2 della sezione 2, ci aspetteremmo che un aumento sia del numero di veto

players, sia della distanza ideologica tra gli stessi riduca la produzione legislativa. Le altre variabili di controllo considerate sono state la variabile *dummy* “anno di elezione” e la variabile “numero di governi all’anno”: sembra ragionevole assumere a priori che entrambe influiscano negativamente sulla produzione legislativa. Infine abbiamo inserito la variabile *dummy* presenza-assenza della Corte costituzionale.

I risultati della stima OLS con il pacchetto PCGive 8.0 confermano che l’inserimento della variabile Corte costituzionale riduce la produzione legislativa (valore-p 0.065), senza influire sul segno e sulla significatività delle altre variabili di controllo come descritto dalla Tabella 1a. Dai test diagnostici presentati nella Tabella 1b (si veda l’ultima colonna) risulta come la regressione senza la Corte costituzionale fallisca il test RESET per forma funzionale/variabili omesse; tale test non è invece più significativo una volta controllato per la Corte. Inoltre la presenza di eteroschedasticità in entrambi i modelli (si veda la terz’ultima e la penultima colonna nella Tabella 1b) suggerisce l’uso degli errori standard di White (in parentesi tonda e in grassetto nella Tabella 1a) per calcolare i test t: si può verificare come ciò non influisca sulla significatività delle variabili.

Tabella 1 Produzione legislative e Corte costituzionale in Italia (1948-2000)

	Costant	Numero di Partiti Effettivi	Distanza Ideologica	Numero di governi	Anno elettorale	Corte	R2	F test regress	SE regress	RSS
Senza Corte	12.267 (2.323) (5.280) [0.00] (2.077)	-0.36286 (0.09011) (-4.027) [0.0002] (0.08370)	-0.66085 (0.25210) (-2.621) [0.0117] (0.22271)	-0.068026 (0.05739) (-1.185) [0.2418] (0.05242)	-0.4184 (0.0926) (-4.517) [0.0000] (0.1185)	//	0.537635	F(4, 8)= 13.954 [0]	0.261844	3.2909929
Con Corte	9.9061 (2.5866) (3.830) [0.0004] (1.9212)	-0.24297 (0.10840) (-2.241) [0.0298] (0.079313)	-0.39896 (0.28217) (-1.414) [0.1640] (0.21096)	-0.056970 (0.056233) (-1.013) [0.3162] (0.047326)	-0.41997 (0.09027) (-4.652) [0.0000] (0.11917)	-0.23210 (0.12305) (-1.886) [0.0655] (0.12497)	0.570172	F(5, 47)= 12.469 [0.0000]	0.255135	3.0594009

Variabile endogena: Log produzione legislativa di origine governativa.

Nota: Ciascuna casella riporta in sequenza: Coefficiente stimato (in grassetto), Errori standard, valori t (in parentesi tonda), valori p (in parentesi quadra), errori standard controllati per l’eteroschedasticità secondo il metodo di White (in parentesi tonda in grassetto)

Tabella 1b. Test diagnostici delle regressioni della Tabella 1a

	DW	AR 1-2	ARCH 1	Normalità	Heterosc-1	Heterosc-2	RESET
Senza Corte	1.79	F(2, 46) = 0.060256 [0.9416]	F(1, 46) = 0.70327 [0.4060]	Chi ² (2)= 0.46364 [0.7931]	F(7, 40) = 6.5424 [0.0000]	F(13, 34) = 4.8101 [0.0001]	F(1, 47) = 6.6427 [0.0132]
Con Corte	1.92	F(2, 45) = 0.21652 [0.8061]	F(1, 45) = 1.342 [0.2528]	Chi ² (2)= 1.4284 [0.4896]	F(8, 38) = 4.3275 [0.0009]	F(17, 29) = 2.9072 [0.0056]	F(1, 46) = 3.9391 [0.0532]

Nota. DW: test Durbin-Watson per autocorrelazione degli errori. AR 1-2: test Lagrange Multiplier per autocorrelazione degli errori del secondo ordine. ARCH 1: test di eteroschedasticità autoregressiva condizionale degli errori di Engle. Normality: test LM di Doornik-Hansen per normalità degli errori. Heterosc-1: test di White per eteroschedasticità non condizionale. Heterosc-2: test di White per eteroschedasticità. RESET: test per specificazione scorretta della forma funzionale e variabili omesse.

¹² L’indice di frammentazione di Rae indica la probabilità congiunta che due parlamentari estratti casualmente appartengano al medesimo partito. Tale probabilità dipende dal numero dei partiti e dalla loro consistenza in seggi. Il numero dei partiti effettivi è l’inverso dell’indice di Rae.

5. Come la configurazione degli attori legislativi influenza i comportamenti della Corte costituzionale in Italia

Ricapitolando quanto finora esposto l'allargamento dell'insieme di Pareto degli attori nell'arena legislativa aumenta l'incapacità decisionale della stessa perché aumenta la probabilità che lo status quo si trovi all'interno dell'insieme di Pareto o nei suoi pressi. E proprio il crescere di situazioni che non possono essere modificate ulteriormente dai veto *players* legislativi aumenta le opportunità di intervento della Corte costituzionale. Inoltre, come abbiamo cercato di mostrare per il caso italiano nel precedente paragrafo, la stessa presenza di una Corte costituzionale con determinate prerogative amplifica l'incapacità decisionale dell'arena legislativa ben oltre i confini dell'insieme di Pareto dei veto *players* legislativi. Dall'analisi svolta, possiamo derivare la seguente ipotesi testabile empiricamente per il caso italiano

Ipotesi 2. Il livello di intervento della Corte costituzionale è probabile che sia tanto maggiore, quanto maggiore è l'incapacità decisionale dell'arena legislativa.

Dalle Proposizioni 1 e 2 della sezione 1 sopra, si può inferire che l'incapacità decisionale dell'arena legislativa è tanto più probabile che aumenti, quanto maggiore è il numero di veto *players* (effetto frammentazione) e quanto maggiore è la distanza ideologica tra gli stessi (effetto polarizzazione). Pertanto ci aspetteremmo che il livello d'intervento della Corte sia in media una funzione crescente del numero di veto *players* e dell'ampiezza dello spettro ideologico destra-sinistra.

La costruzione della variabile "livello di intervento della Corte" non è operazione semplice e esente da rischi di imprecisione ed arbitrarietà. Non è facile determinare in astratto quali sentenze della Corte possano essere considerate un mutamento dello status quo. Anche quando la Corte dichiara l'infondatezza di una questione di legittimità può circoscrivere l'infondatezza a una determinata interpretazione della norma oggetto del giudizio. In tal modo, precisando in che senso la norma debba essere ritenuta legittima, la Corte può invalidare l'interpretazione fino ad allora corrente e modificare di fatto lo status quo (cfr. per esempio Rodotà, 1999).

Analizzare compiutamente e integralmente le oltre 11.000 sentenze e ordinanze emesse dalla Corte Costituzionale¹³ dal 1956 al 2000 per poter distinguere all'interno delle sentenze di rigetto quelle che mutano comunque significativamente lo status quo era un compito al di sopra delle nostre forze. Abbiamo deciso di considerare una stima accettabile del livello di intervento della Corte il numero di sentenze di illegittimità Costituzionale in via incidentale all'anno (NEWILL). Abbiamo cioè espunto dal totale complessivo delle sentenze quelle che riguardavano le sentenze

¹³ Le sentenze della Corte costituzionale sono ordinate per anno nella banca dati della corte stessa, disponibile all'indirizzo <http://www.cortecostituzionale.it/pron/Pronunce/Default.htm>.

successive all'impugnazione di leggi regionali da parte dello Stato e di leggi statali da parte delle Regioni, e le decisioni sui referendum abrogativi: questi casi non ci sembravano pertinenti per il nostro problema di ricerca. Inoltre, abbiamo deciso di contare come una sentenza di illegittimità qualsiasi sentenza che avesse nel dispositivo almeno un'indicazione di illegittimità, evitando conteggi multipli se nel dispositivo fossero stati indicati come illegittime più parti di una o più leggi.

Il modello generale di regressione è specificato come un modello a ritardi distribuiti ed è il seguente:

$$NEWILL_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^2 \beta_i PARTEFF_{t-i} + \sum_{s=0}^2 \lambda_s DIST_{t-s} + \sum_{j=1}^2 \gamma_j NEWILL_{t-j} + \sum_{k=0}^2 \phi_{t-k} NEWSSENT_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$NEWILL_t$ è il numero di sentenze di illegittimità costituzionale emesse dalla Corte Costituzionale nell'anno t . Noi consideriamo questa variabile decisionale come una proxy del grado di discrezionalità della Corte Costituzionale nei confronti degli attori legislativi perché per lo più segnala un mutamento dello status quo che gli attori legislativi non sarebbero in grado di compiere e al quale non possono opporsi. Si noti che $NEWILL$ entra anche come variabile dipendente ritardata. Tale ipotesi ha una funzione duplice: da una parte, essa serve a specificare correttamente la dinamica del modello; d'altra parte, essa si può interpretare come una misura di persistenza nel comportamento della Corte costituzionale, che dipende dal fatto che il tipico consigliere della Corte rimane in carica per almeno nove anni, nel qual caso ci aspetteremmo un segno positivo del coefficiente stimato corrispondente.¹⁴

$PARTEFF_{t-i}$ indica il numero di veto *players* nell'anno $t-i$ ($i=0, 1, 2$) misurato come già detto dal numero dei partiti effettivi (Indice di Rae), cioè dal numero medio di partiti politici effettivamente presenti nel Parlamento italiano (cfr. Zucchini, 2001, e l'analisi svolta nella sezione precedente). In alternativa, noi abbiamo anche misurato il numero di veto *players* con la variabile $PARTGOV_t$, cioè con il numero medio di partiti di governo nell'anno $t-i$ (cfr. Tsebelis, 1995). In entrambi i casi, la nostra ipotesi iniziale è che un aumento nel numero dei veto *players*, a parità di ogni altra condizione, dal momento che aumenta il grado di stabilità di *policy*, dovrebbe aumentare il numero di decisioni di illegittimità costituzionale emesse dalla Corte e quindi il grado d'indipendenza della stessa. Valori ritardati della variabile veto *players* colgono la possibilità che le decisioni correnti da parte della Corte siano influenzate dal numero di veto *players* di anni precedenti. Tuttavia, dal momento che la stabilità di *policy* dipende sia dal numero di veto *players* (quanto maggiore è il numero dei veto *players*, tanto maggiore è il grado di stabilità politica, a

¹⁴ Si noti che la scelta del numero di ritardi nell'equazione (1) è stata guidata sia dal nostro giudizio teorico, che ci ha portato a specificare fino a nove ritardi, sia dall'uso del criterio di Schwartz (cfr. Greene, 2000, p. 306) la cui statistica è risultata minimizzata in corrispondenza di due ritardi per la maggior parte dei modelli specificati.

parità di condizioni), sia dalla distanza ideologica tra i veto *players* (quanto maggiore è la distanza ideologica, tanto maggiore è la stabilità politica, a parità di condizioni), un aumento nel numero di veto *players* che si accompagna a una riduzione della distanza ideologica tra i partiti potrebbe essere associato allo stesso grado o persino a un grado di stabilità di *policy* inferiore, il che a sua volta influenza il comportamento della Corte.

Per questa ragione, noi introduciamo la variabile $DIST_{t-i}$ (con $i=0, 1, 2$), che misura la distanza nelle posizioni ideologiche, in valore assoluto, tra i partiti parlamentari che si trovano all'estremità sinistra e destra dello spettro ideologico all'inizio della serie temporale, ovvero la differenza tra le posizioni ideologiche di PCI-PDS-DS e MSI-AN. (Si veda la sezione precedente per dettagli sulla costruzione della variabile.) L'ipotesi di partenza è che un aumento delle distanze ideologiche tra estrema sinistra ed estrema destra dovrebbe aumentare, a parità di condizioni, il grado di stabilità politica e quindi il grado di indipendenza della Corte dal sistema politico. Ciò significa che ci aspetteremmo che il coefficiente stimato della variabile $DIST$ sia di segno positivo. Si noti che i valori ritardati della variabile colgono nuovamente la possibilità che le decisioni correnti di illegittimità da parte della Corte siano influenzate dalle caratteristiche del sistema politico di anni precedenti.

$NEWSENT_{t-k}$ rappresenta il numero di sentenze emesse dalla Corte Costituzionale nell'anno $t-k$ ($k=0, 1, 2$), escluse quelle sui conflitti di competenza Stato-Regione e sui referendum. Questa variabile viene introdotta per controllare possibili "effetti di produttività", cioè il fatto che il numero delle sentenze di illegittimità potrebbe muoversi nella stessa direzione del numero di sentenze totali. Tuttavia, si noti che la variabile in questione potrebbe non essere debolmente esogena: in primo luogo, il numero di sentenze totali nell'anno t include anche quelle di illegittimità; in secondo luogo, il numero totale di sentenze è anch'esso endogeno, poiché dipende in qualche modo dalle caratteristiche del sistema politico parlamentare. Per questa ragione, ci concentreremo inizialmente su regressioni che omettono di considerare tale variabile (si veda la Tabella 2 più avanti).

Infine, ε_t è un errore casuale che, per assunto, è distribuito normalmente e identicamente, e soddisfa le proprietà usuali (assenza di autocorrelazione; omoschedasticità).

Il modello generale è stato stimato con OLS, mediante l'uso del pacchetto econometrico PC.GIVE 8.0. Dopo avere applicato la procedura "general-to-simple",¹⁵ noi presentiamo le nostre migliori stime nella Tabella 2, colonna 4. Si noti che in questo caso la regressione soddisfa i test diagnostici standard, come viene riportato dai risultati compresi fra le righe AR 1-2 e Reset nella colonna 4.

¹⁵ La procedura *general-to-simple*, come noto, prevede l'iniziale stima del modello in forma generale, che viene poi ridotto facendo cadere in sequenza i repressori che non sono significativi, mediante l'applicazione del test t per le restrizioni sulle singole variabili e del test F di Wald per le restrizioni su più variabili.

Tabella 2 Indipendenza della Corte costituzionale e sistema politico

Equazione	1	2	3	4	5
Serie	1956-2000	1956-2000	1958-2000	1958-2000	1958-2000
CONSTANT	2.5885 (8.3784) (0.309) [0.7588] (6.9490)	-379.34 (129.03) (-2.940) [0.0053] (152.60)	-220.81 (93.333) (-2.366) [0.0229] (104.01)	-346.72 (101.03) (-3.432) [0.0014] (88.486)	-246.11 (65.630) (-3.750) [0.0006] (63.742)
PARTEFF	6.4710 (1.9382) (3.339) [0.0017] (1.5452)	21.255 (5.2950) (4.014) [0.0002] (6.0374)	10.325 (4.0550) (2.546) [0.0148] (4.3686)	-	-
PARTEFF-1	-	-	-	15.482 (4.3130) (3.590) [0.0009] (3.9184)	-
PARTEFF-2	-	-	-	-	11.031 (2.8863) (3.822) [0.0005] (2.7132)
DIST	-	40.937 (13.805) (2.965) [0.0050] (16.395)	24.135 (9.9831) (2.418) [0.0203] (11.093)	-	-
DIST-2	-	-	-	37.982 (10.924) (3.477) [0.0013] (9.4138)	26.533 (7.0437) (3.767) [0.0006] (6.8667)
NEWILL-1	-	-	0.64577 (0.10351) (6.239) [0.0000] (0.11238)	0.49026 (0.11560) (4.241) [0.0001] (0.11960)	0.44032 (0.12121) (3.633) [0.0006] (6.8667)
NEWSENT	-	-	-	-	0.24024 (0.027657) (8.686) [0.0000] (0.027961)
NEWSENT-1	-	-	-	-	-0.14849 (0.037195) (-3.992) [0.0003] (0.036123)
R²	0.205866	0.343341	0.665066	0.690478	0.884877
ANOVA	F(1, 43) = 11.147 [0.0017]	F(2, 42) = 10.98 [0.0001]	F(3, 40) = 26.475 [0.0000]	F(3, 39) = 29 [0.0000]	F(5, 37) = 56.879 [0.0000]
SE regress	13.9329	11.985	8.38507	7.93162	4.96626
RSS	7295.868246	6032.856561	2812.373474	2453.514346	912.559403
AR 1-2	F(2, 41) = 18.426 [0.0000]**	F(2, 40) = 11.466 [0.0001]**	F(2, 38) = 1.6079 [0.2136]	F(2, 37) = 0.581 [0.5644]	F(2, 35) = 0.60432 [0.5520]
ARCH 1	F(1, 41) = 2.3535 [0.1327]	F(1, 40) = 0.31414 [0.5783]	F(1, 38) = 0.12661 [0.7239]	F(1, 37) = 0.18276 [0.6715]	F(1, 35) = 1.7319 [0.1967]
Normalità	Chi ² (2) = 1.7246 [0.4222]	Chi ² (2) = 0.47357 [0.7892]	Chi ² (2) = 1.4535 [0.4835]	Chi ² (2) = 0.24946 [0.8827]	Chi ² (2) = 1.686 [0.4304]
Heterosc-1	F(2, 40) = 1.8263 [0.1742]	F(4, 37) = 2.0564 [0.1064]	F(6, 33) = 1.2385 [0.3123]	F(6, 32) = 0.87621 [0.5232]	F(10, 26) = 1.158 [0.3609]
Heterosc-2	F(2, 40) = 1.8263 [0.1742]	F(5, 36) = 1.6499 [0.1719]	F(9, 30) = 0.81951 [0.6029]	F(9, 29) = 0.57511 [0.8062]	F(20, 16) = 0.44524 [0.9557]
RESET	F(1, 42) = 17.838 [0.0001]**	F(1, 41) = 1.3693 [0.2487]	F(1, 39) = 0.65699 [0.4225]	F(1, 38) = 0.36332 [0.5502]	F(1, 36) = 0.8875 [0.3524]

Nota: Variabile endogena: NEWILL (numero di sentenze di illegittimità costituzionale in via incidentale all'anno). Ciascuna casella riporta in sequenza: Coefficiente stimato, Errori standard, valori t (in parentesi tonda in corsivo), valori p (in parentesi quadra), errori standard controllati per l'eteroschedasticità secondo il metodo di White. Vedi Tabella 1b per ulteriori informazioni sui test diagnostici.

PARTEFF_{t-1} influenza positivamente il numero di sentenze di illegittimità costituzionale NEWILL nell'anno t, come ci si aspetterebbe: il coefficiente stimato è significativo al livello di significatività dell'1%. Se consideriamo i valori medi delle variabili per il periodo considerato, tale coefficiente stimato comporta che l'elasticità di NEWILL rispetto a PARTEFF_{t-1} sia pari a 2.18: se il numero di veto *players* aumenta del 10% in un anno precedente, partendo da valori medi delle variabili, il numero di sentenze di illegittimità costituzionale aumenta del 21.8% l'anno successivo.

Il secondo valore ritardato della variabile distanza ideologica DIST è anch'esso significativo e il coefficiente stimato è di segno positivo, come previsto dalla teoria, con un'elasticità stimata del numero di sentenze di illegittimità rispetto alla distanza ideologica pari a 9.93 (sempre usando valori medi): se la distanza ideologica aumenta in un anno del 10%, le sentenze di illegittimità dopo due anni dovrebbero quasi raddoppiare secondo questa stima. Tuttavia, si tenga presente che la variabile DIST rimane costante per tutto il periodo 1956-1991 (valore 8), per diminuire a partire dal 1992, e rimanere costante a un livello ancora inferiore successivamente fino al termine della serie temporale (assumendo valore 7). E' necessario pertanto essere cauti nell'interpretare l'impatto quantitativo di questa variabile sul grado di interventismo della Corte costituzionale in Italia. Il fatto che la variabile DIST-2 sia altamente significativa, pur agendo di fatto come una variabile *dummy* che sposta l'intercetta della regressione verso il basso a partire dal 1992, sembra anche suggerire che essa catturi un qualche mutamento strutturale intervenuto nel rapporto tra Corte costituzionale e sistema politico nella Seconda Repubblica (1993-2000). In particolare, questo risultato sembra suggerire che, dato il numero di veto *players*, il numero di sentenze di illegittimità della corte diminuisce negli anni successivi al 1993 (cioè la linea di regressione si sposta verso il basso), sebbene l'effetto marginale di un aumento nel numero di veto *players* rimanga invariato (cioè, l'inclinazione della linea di regressione rimane invariata, dato NEWILL-1). La riduzione della distanza ideologica tra i partiti presenti in Parlamento, che si sarebbe verificata a partire dai primi anni Novanta anche a seguito della caduta del Muro di Berlino e della fine della guerra fredda, potrebbe aver indotto la Corte a ridurre il grado di interventismo (anche se con un ritardo temporale), così come misurato dal numero delle sentenze di illegittimità costituzionale.¹⁶ Ritorneremo su questa questione più avanti.

¹⁶ Risultati qualitativi simili sono stati ottenuti utilizzando, invece della variabile distanza ideologica DIST, una variabile Seconda Repubblica, posta pari all'unità negli anni 1993-2000, e posta pari a zero altrimenti. In particolare, l'elasticità stimata di NEWILL rispetto al valore contemporaneo di PARTEFF è risultata pari a 1,46, mentre la variabile *dummy* è risultata di segno negativo e significativa al 3%. Questi risultati sono disponibili a richiesta dagli autori.

Il primo valore ritardato di NEWILL è anch'esso altamente significativo: dal momento che il coefficiente stimato ha un segno positivo, noi possiamo considerare questo fatto come evidenza a supporto dell'ipotesi di persistenza nel comportamento della Corte.¹⁷

La colonna 5 della Tabella 2 presenta i risultati della regressione dell'equazione (1), quando si controlla per il numero delle sentenze emesse dalla Corte costituzionale. Si noti che sia il numero delle sentenze nell'anno t , NEWSENT, sia il numero delle sentenze nell'anno $t-1$, NEWSENT-1, sono altamente significative e entrano con segno positivo e negativo, rispettivamente. Inoltre, si noti che sia PARTEFF sia DIST rimangono significativi e il coefficiente stimato non cambia di segno. Tuttavia, da una parte, è ora il secondo valore ritardato di PARTEFF a influenzare il numero di sentenze di illegittimità; dall'altra, l'effetto quantitativo del numero di veto *players* è inferiore a quello della regressione in colonna 4, dal momento che l'elasticità di NEWILL rispetto a PARTEFF-2, valutata ai valori medi e a parità di condizioni, è pari a 1.56. Sebbene questa stima passi i test diagnostici standard, noi dovremmo ricordarci che NEWILL è una variabile parzialmente endogena, quindi i risultati riportati dovrebbero essere considerati con cautela.¹⁸

Nella Tabella 2, per completezza, sono riportati anche i risultati della regressione semplice di NEWILL su PARTEFF, vedi colonna 1, di NEWILL su PARTEFF e DIST, vedi colonna 2, e di NEWILL su PARTEFF, DIST, e NEWILL-1, vedi colonna 3 (tutte le regressioni includono una costante). Si noti che in tutti i casi le variabili di interesse hanno coefficienti stimati di segno positivo, come previsto, e sono significative ai livelli di significatività usuali. Tuttavia, la regressione univariata della colonna 1 fallisce sia il test per l'assenza di autocorrelazione degli errori (vedi riga 14; il test Durbin-Watson, non riportato in tabella, è pari a 0.533, a ulteriore supporto dell'ipotesi di autocorrelazione degli errori), sia il test RESET per la forma funzionale/assenza di variabili omesse (vedi riga 19). Nella colonna 2, l'inclusione della variabile omessa DIST consente di soddisfare il test RESET. Tuttavia, dal momento che c'è ancora una forte evidenza di autocorrelazione degli errori (vedi riga 14; il test Durbin-Watson, non riportato in tabella, è pari a 0.723), i risultati di questa stima non sono credibili, poiché i test t e F , come noto, non sono validi quando gli errori sono autocorrelati. Nella colonna 3 si può notare che

¹⁷ La stima statica di lungo periodo del modello della colonna 4 nella tabella 1 è:

$$\text{NEWILL} = -680.2(176.3) + 30.37(6.762)\text{PARTEFF} + 74.51(19.08)\text{DIST}.$$

Gli errori standard sono riportati in parentesi. Tuttavia, si noti che un test di Wald non ha potuto rigettare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti di lungo periodo (a eccezione della costante) sono uguali a zero, dal momento che $\text{Chi}^2(2) = 20.759$ al livello di significatività dello 0%. Ciò suggerisce l'assenza di un relazione di lungo periodo tra il numero di sentenze di illegittimità e le caratteristiche del sistema politico (numero di veto *players*; distanza ideologica).

¹⁸ La stima statica di lungo periodo del modello della colonna 5 nella tabella 1 è:

$$\text{NEWILL} = -439.7(106.8) + 19.71(4.744)\text{PARTEFF} + 47.41(11.51)\text{DIST} + 0.1639(0.04445)\text{NEWSENT}$$

Gli errori standard sono riportati in parentesi. Sulla base del test di Wald, noi non possiamo rigettare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti di lungo periodo (a eccezione della costante) sono uguali a zero, dal momento che $\text{Chi}^2(3) = 70.447$ al livello di significatività dello 0%.

l'introduzione della variabile endogena ritardata, NEWILL-1, come regressore consente di eliminare il problema dell'autocorrelazione. Tuttavia, si noti che la colonna 4, che riporta le stesse variabili, ma sceglie quelle ritardate sulla base del metodo *general-to-simple*, è superiore a quello della colonna 3 sia nei termini della proporzione della variazione della variabile dipendente "spiegata" dalla regressione (si veda l' R^2 più alto), sia nei termini dell'errore standard della regressione (che nella colonna 4 rappresenta il 26.6% della media della variabile dipendente contro il 28.13% nella colonna 3).¹⁹

5.2 Analisi di robustezza del modello

In primo luogo abbiamo stimato il modello di base dell'equazione (1) usando come variabile per misurare il numero dei veto *players* PARTGOV, cioè il numero medio di partiti al governo in ciascun anno, al posto di PARTEFF. In questo modo noi possiamo verificare indirettamente se le caratteristiche del Parlamento, piuttosto che quelle del governo, sono più o meno significative nello spiegare il comportamento della Corte costituzionale. Le nostre stime migliori sono presentate nella Tabella 3, colonna 9, più sotto.

Si può notare come il coefficiente stimato del primo valore ritardato di PARTGOV sia significativo e abbia il segno positivo atteso, sebbene esso influenzi in maniera meno rilevante il comportamento della Corte costituzionale rispetto ai partiti effettivi in Parlamento: calcolato ai valori medi, un aumento del 10% nel numero di veto *players* nell'anno t-1 si prevede che aumenti il numero di sentenze di illegittimità costituzionale nell'anno t successivo del 3.6%. Nella colonna 9, il valore ritardato del coefficiente di NEWILL è ancora significativo e ha un segno stimato positivo; dal momento che la distanza ideologica DIST non entra in maniera significativa, essa è stata omessa dai risultati riportati.

Nella Tabella 3, le colonne 6, 7, 8 e 10 mostrano equazioni corrispondenti alle colonne 1, 2, 3 e 5 della Tabella 2 precedente: in tutti i casi comparabili, risulta che PARTGOV è meno significativo di PARTEFF, anche se entrambe le variabili hanno coefficienti stimati di segno positivo. Questi risultati ci suggeriscono che la relazione negativa tra livello di intervento della Corte e numero di veto *players* sia robusta a misure alternative di tale variabile.

¹⁹ Si ricordi che quanto è minore il rapporto tra l'errore standard della regressione e la media della variabile dipendente, tanto più i dati "calzano" la linea di regressione.

Tab. 3 Partiti di governo e indipendenza della Corte Costituzionale

Equation	6	7	8	9	10
Sample	1956-2000	1956-2000	1957-2000	1958-2000	1958-2000
CONSTANT	14.719 (5.1418) (2.863) [0.0065]	70.392 (43.472) (1.619) [0.1129]	-9.7498 (31.039) (-0.314) [0.7551]	2.0130 (3.5574) (0.566) [0.5747]	1.1031 (2.5968) (0.425) [0.6734]
PARTGOV	4.3685 (1.3768) (3.173) [0.0028]	3.7923 (1.4375) (2.638) [0.0116]	1.8051 (0.99744) (1.810) [0.0779]	-	-
PARTGOV-1	-	-	-	3.1292 (0.99261) (3.152) [0.0031]	1.4188 (0.74158) (1.913) [0.0633]
DIST	-	-6.8727 (5.3295) (-1.290) [0.2043]	1.6778 (3.7386) (0.449) [0.6560]	-	-
NEWILL-1	-	-	0.69867 (0.10252) (6.815) [0.0000]	0.59961 (0.099606) (6.020) [0.0000]	0.65872 (0.11648) (5.655) [0.0000]
NEWSENT	-	-	-	-	0.21860 (0.033348) (6.555) [0.0000]
NEWSENT-1	-	-	-	-	-0.17486 (0.039656) (-4.409) [0.0001]
R ²	0.189708	0.220569	0.640234	0.669721	0.852854
ANOVA	F(1, 43) = 10.067 [0.0028]	F(2, 42) = 5.9427 [0.0053]	F(3, 40) = 23.728 [0.0000]	F(2, 40) = 40.555 [0.0000]	F(4, 38) = 55.062 [0.0000]
SE regress	13.1576	13.0574	8.69035	8.09019	5.54027
RSS	7444.317615	7160.784927	3020.885289	2618.049023	1166.396525
AR 1-2	F(2, 41) = 13.553 [0.0000]	F(2, 40) = 13.539 [0.0000]**	F(2, 38) = 1.5348 [0.2286]	F(2, 38) = 0.26706 [0.7670]	F(2, 36) = 0.04459 [0.9564]
ARCH 1	F(1, 41) = 0.076851 [0.7830]	ARCH 1 F(1, 40) = 0.053169 [0.8188]	F(1, 38) = 0.49282 [0.4869]	F(1, 38) = 0.3233 [0.5730]	F(1, 36) = 1.6692 [0.2046]
Normalità	Chi ² (2) = 1.7304 [0.4210]	Chi ² (2) = 1.3162 [0.5178]	Chi ² (2) = 0.41949 [0.8108]	Chi ² (2) = 0.1372 [0.9337]	Chi ² (2) = 2.3665 [0.3063]
Heterosc-1	F(2, 40) = 0.30594 [0.7381]	F(4, 37) = 0.7473 [0.5661]	F(6, 33) = 1.2947 [0.2868]	F(4, 35) = 1.4788 [0.2296]	F(8, 29) = 1.6773 [0.1467]
Heterosc-2	F(2, 40) = 0.30594 [0.7381]	F(5, 36) = 0.58254 [0.7131]	F(9, 30) = 1.1996 [0.3314]	F(5, 34) = 1.2887 [0.2916]	F(14, 23) = 0.91394 [0.5577]
RESET	F(1, 42) = 2.0011 [0.1646]	F(1, 41) = 4.4348 [0.0414] *	F(1, 39) = 0.36319 [0.5502]	F(1, 39) = 0.0698 [0.7930]	F(1, 37) = 1.8556 [0.1814]

Variabile dipendente: NEWILL (numero di sentenze di illegittimità costituzionale in via incidentale all'anno). Si vedano le Tabelle 1b e 2 per definizioni.

Un'altra questione legata alla robustezza della nostra analisi è quella della stabilità nel tempo dei risultati riportati nella Tabella 2. La relazione tra indipendenza della Corte costituzionale e altre caratteristiche del sistema politico può essersi modificata negli anni della Seconda

Repubblica. In particolare, secondo alcuni studiosi, nella Seconda Repubblica si sarebbe accresciuto il ruolo dell'esecutivo e di riflesso anche il ruolo dei partiti della coalizione governativa rispetto a quello dei partiti presenti in parlamento. Se fosse vero questo mutamento strutturale, esso dovrebbe influenzare anche il comportamento della Corte. In effetti, se noi consideriamo la semplice correlazione tra il numero di sentenze di illegittimità costituzionale e il numero di veto *players*, sembra che essa abbia cambiato di segno negli anni 1993-2000, così come mostrato nella Tabella 4: negli anni compresi fra 1956-1992 c'è una forte correlazione positiva tra NEWILL e PARTEFF o PARTGOV; tale relazione diventa tuttavia negativa fra il 1993 e il 2000.

Tabella 4. Correlazione tra il numero di sentenze di illegittimità costituzionale e il numero di veto *players*

	1956-2000	1956-1992	1993-2000
NEWILL/PARTEFF	-0.045 (0.769)	0.651** (0)	-0.256 (0.54)
NEWILL/PARTGOV	0.040 (0.793)	0.481* (0.003)	-0.826* (0.012)

**Significativo al livello 0.01; *Significativo al livello 0.05

Allo scopo di investigare la presenza di un effetto Seconda Repubblica, abbiamo stimato nuovamente il modello con dati della serie temporale ristretta 1959-1994, allo scopo di verificare la coerenza del modello nel periodo successivo 1995-2000. Questi risultati sono riportati nella Tabella 5, colonna 11, più sotto. Si noti che nella colonna 11 il test di Chow per la costanza dei parametri e il test Forecast per la specificazione del modello consentono di rigettare rispettivamente l'ipotesi nulla di un *break* strutturale e di una scorretta specificazione del modello. Tuttavia, nel momento in cui stimiamo nuovamente il modello, ma omettiamo la variabile differenza ideologica DIST-2, non possiamo rigettare l'ipotesi nulla di scorretta specificazione del modello a livelli di confidenza convenzionali: questi risultati sono presentati nella colonna 12 della Tabella 5. Abbiamo anche stimato la stessa equazione sulla serie completa omettendo DIST-2 e poi calcolando il test LM per variabili omesse (DIST fino al secondo ritardo), che è significativo al livello convenzionale ($F(3, 37) = 4.477 [0.0089]$). Poiché la variabile DIST, per costruzione, cambia soltanto negli anni della Seconda Repubblica (si veda la nostra discussione sopra), interpretiamo questi risultati come evidenza della presenza di un effetto Seconda Repubblica nel nostro modello.

Infine, abbiamo regredito NEWILL su PARTEFF-2, NEWILL-1 e una costante per gli anni 1958-1991, e NEWILL su PARTGOV e una costante per gli anni 1992-2000. Come si può notare dai risultati delle colonne 13 e 14 nella Tabella 5, PARTEFF-2 è significativo e ha il segno positivo atteso, mentre PARTGOV ha segno negativo ed è fortemente significativo: in particolare, l'elasticità di NEWILL rispetto a PARTGOV è pari a -0.7.

Tabella 5. Seconda Repubblica, Corte costituzionale e sistema politico

Equazione	11	12	13	14
Serie	1958-1994 forecast 1995-2000	1958-1994 forecast 1995-2000	1958-1991	1992-2000
CONSTANT	-329.17 (203.17) (-1.620) [0.1147]	-22.682 (12.092) (-1.876) [0.0693]	-56.313 (19.208) (-2.932) [0.0063]	65.510 (7.3703) (8.888) [0.0000]
PARTEFF-1	14.546 (4.9126) (2.961) [0.0056]	9.3914 (3.6013) (2.608) [0.0134]	-	-
PARTEFF-2	-	-	19.611 (5.8037) (3.379) [0.0020]	-
PARTGOV	-	-	-	-6.1176 (1.6596) (-3.686) [0.0078]
DIST-2	36.165 (23.932) (1.511) [0.1403]	-	-	-
NEWILL-1	0.50885 (0.12864) (3.955) [0.0004]	0.57976 (0.12202) (-4.751) [0.0000]	0.44816 (0.14054) (3.189) [0.0033]	-
R ²	0.689452	0.667964	0.681032	0.659995
ANOVA	F(3, 33) = 24.421 [0.0000]	F(2, 34) = 34.199 [0.0000]	F(2, 31) = 33.094 [0.0000]	F(1, 7) = 13.588 [0.0078]
SE regress	8.38225	8.539	8.30511	4.83857
RSS	2318.650163	2479.0919	2138.222134	163.8823529
AR 1-2	F(2, 31) = 0.85639 [0.4345]	F(2, 32) = 0.76391 [0.4742]	F(2, 29) = 0.34843 [0.7087]	F(2, 5) = 0.16997 [0.8484]
ARCH 1	F(1, 31) = 0.11047 [0.7419]	F(1, 32) = 0.2419 [0.6262]	F(1, 29) = 0.85631 [0.3624]	F(1, 5) = 0.33014 [0.5905]
Normalità	Chi ² (2) = 0.11928 [0.9421]	Chi ² (2) = 0.12692 [0.9385]	Chi ² (2) = 0.49031 [0.7826]	Chi ² (2) = 0.60995 [0.7371]
Heterosc-1	F(5, 27) = 0.73869 [0.6011]	F(4, 29) = 0.84663 [0.5073]	F(4, 26) = 1.8157 [0.1561]	F(2, 4) = 1.6613 [0.2984]
Heterosc-2	F(6, 26) = 0.6107 [0.7196]	F(5, 28) = 0.69599 [0.6309]	F(5, 25) = 1.6249 [0.1900]	F(2, 4) = 1.6613 [0.2984]
RESET	F(1, 32) = 0.41072 [0.5262]	F(1, 33) = 1.5079 [0.2281]	F(1, 30) = 0.13831 [0.7126]	F(1, 6) = 0.072824 [0.7963]
Chow	F(6, 33) = 0.31991 [0.9219]	F(6, 34) = 1.68 [0.1560]	-	-
Forecast	Chi ² (6) = 1.976 [0.9219]	Chi ² (6) = 46.685 [0.0000] **	-	-

Variabile dipendente: NEWILL (numero di sentenze di illegittimità costituzionale in via incidentale all'anno). Si vedano le Tabelle 1b e 2 per definizioni.

I risultati di questa sezione sembrano suggerire che la relazione tra numero di sentenze di illegittimità e numero di veto *players* abbia cambiato di segno tra la Prima e la Seconda Repubblica. Questo effetto può dipendere in parte da una riduzione simultanea della distanza ideologica tra i

partiti, che può avere ridotto il livello di intervento della Corte, nonostante un aumento nel numero di veto *players*. Tuttavia, la variabile DIST utilizzata non consente di controllare esplicitamente tale effetto. Questo fatto suggerisce la necessità di utilizzare indicatori alternativi della distanza ideologica tra veto *players* per verificare l'ipotesi. E' anche necessario sottolineare come il numero di osservazioni limitato per la Seconda Repubblica non consenta di apprezzare se l'ipotizzata nuova relazione sia piuttosto un fenomeno transitorio osservato nel periodo di aggiustamento tra regimi.

6. Conclusioni

In questo articolo abbiamo indagato sul legame fra la capacità decisionale degli attori legislativi e l'indipendenza e discrezionalità della Corte costituzionale nel caso italiano. Sulla base del modello dei veto *players* di Tsebelis [Tsebelis 2000, 2001] e delle caratteristiche del giudizio costituzionale nel sistema istituzionale italiano [cfr. Rodotà 1999], abbiamo caratterizzato l'interazione tra arena legislativa e Corte come un gioco a più stadi. Nel primo stadio, i veto *players* legislativi decidono all'unanimità se modificare o mantenere lo status quo mediante l'approvazione di una legge, anticipando il possibile intervento della Corte costituzionale nello stadio successivo. Nel secondo stadio la Corte costituzionale decide se modificare attraverso una sentenza di illegittimità (o mediante l'interpretazione della legge) l'esito del processo decisionale degli attori legislativi, anticipando la possibile reazione dei veto *players*: se la decisione della Corte è interna all'insieme di Pareto degli attori, il gioco termina; se invece essa è esterna all'insieme di Pareto, il gioco ricomincia con il processo decisionale legislativo.

Dal modello, noi abbiamo derivato una serie di ipotesi testabili dal punto di vista empirico. In primo luogo, a parità di condizioni, il modello prevede che l'esistenza della Corte Costituzionale riduca il mutamento legislativo. In particolare, ciò si verifica quando le preferenze della Corte sono interne all'insieme di Pareto degli attori politici, come ci sembra vero per il caso italiano, e sono allo stesso tempo esterne al *winset* dello status quo (cioè agli equilibri politici alternativi che sconfiggono lo status quo in un voto all'unanimità). In questa situazione uno degli attori politici, infatti, potrebbe decidere di non accordarsi al mutamento dello status quo, anticipando la possibile mossa della Corte di spostare definitivamente l'equilibrio nel suo punto ideale, interno all'insieme di Pareto, ma esterno al *winset* dello status quo originario. Abbiamo verificato, sulla base di serie storiche temporali annuali per il periodo 1948-2000, come l'introduzione della Corte Costituzionale a partire dal 1956 abbia in effetti ridotto la produzione legislativa, misurata dal numero di disegni di legge governativi approvati, una volta controllato per le caratteristiche del sistema politico (numero di partiti effettivi in Parlamento, distanza ideologica, numero di governi, anno elettorale).

In secondo luogo, il nostro modello, analogamente a quello di Tsebelis (2000), prevede che il livello di intervento della Corte costituzionale aumenti al crescere del numero di veto *players* e della distanza ideologica tra gli stessi, in quanto tali caratteristiche del sistema politico sono presumibilmente associate a una minore capacità degli attori legislativi di perseguire il mutamento di *policy*.

Sulla base di serie storiche temporali annuali per il periodo 1956-2000, abbiamo a tal proposito verificato che, come previsto dalla teoria, il numero di sentenze di illegittimità della Corte costituzionale, considerata come una proxy del livello di intervento della stessa, è positivamente correlato sia al numero di veto *players* di tipo parlamentare,²⁰ sia alla distanza ideologica tra i partiti in Parlamento. Tali risultati sono robusti all'uso di variabili di controllo come il numero di sentenze di illegittimità ritardate, il numero di sentenze totali, e il numero di partiti di governo come misura dei veto *players*. Tuttavia, i nostri dati sembrano dimostrare che la relazione tra attori legislativi e Corte Costituzionale abbia subito una qualche modifica di tipo strutturale negli anni della Seconda Repubblica. Il nostro compito futuro sarà, da una parte, quello di specificare più formalmente il nostro modello teorico e, dall'altra, quello di investigare più da vicino se tale mutamento strutturale sia effettivamente avvenuto.

²⁰ La circostanza per cui il numero di veto *players* resta una variabile esplicativa significativa anche in presenza di misure di polarizzazione, quali appunto la distanza ideologica sull'asse destra-sinistra, dimostra implicitamente quanto lo spazio di *policy* italiano sia multidimensionale.

Riferimenti bibliografici

- Cukierman, A., Webb, S. e Neyapti, B. (1992). "Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes", *World Bank Economic Review*, 6:
- Greene W.H. (2000). *Econometric analysis*, Prentice Hall.
- Keefer P. and Stasavage D. (2000) "Bureaucratic delegation and political institutions: when are independent central banks irrelevant?" *World Bank Working Papers*, n. 2356.
- Krehbiel K. (1988). "Spatial models of legislative choice", *Legislative Studies Quarterly*, 13, 259-321
- Kreppel (1997).
- Lijphart A. (1984). *Democracies*, New Haven, Yale University Press, trad.it *Le democrazie contemporanee*, 1988, Bologna, Il Mulino.
- Lijphart A. (1999). *Patterns of democracy: government forms and performance in thirty-six countries*, New Haven ; London : Yale University Press.
- Moser P. (1999). "Checks and balances, and the supply of central bank independence" *European Economic Review*, 43: 1569-1593.
- Rodotà S. (1999). *Storia della Corte costituzionale italiana*, Bari, Laterza.
- Shepsle K.A. (1979). "Institutional arrangements and equilibrium in multidimensional voting models", *American Journal of Political Science*, 23, 1: 27-60.
- Shepsle K.A. e Weingast B.R. (1981). "Structure-induced equilibrium and legislative choice", *Public Choice*, 37: 503-519.
- Strom G.S. (1990). *The logic of lawmaking: A spatial theory approach*, Johns Hopkins University Press Baltimore.
- Tsebelis G. (1995a). "Decision making in political systems: Veto players in presidentialism, parliamentarism, multicameralism, and multipartyism" *British Journal of Political Science*, 25: 289-326.
- Tsebelis G. (1995b). *Veto players and law production in parliamentary democracies* in H. Doering, ed. *Parliaments in Western Europe: Majority rule and minority rights* (p. 83-111), New York: St. Martin's Press.
- Tsebelis G. (1999). "Veto players and law production in parliamentary democracies: an empirical analysis", *American Political Science Review* 93: 591-608.
- Tsebelis G. (2000). "Veto players and institutional analysis" *Governance* 13(4): 441-74.
- Tsebelis G. (2001). *Veto players: foundations of institutional analysis (Forthcoming)*.
- Tsebelis G. e Money J. (1997). *Bicameralism*, New York: Cambridge University Press.
- Warwick P. (1994). *Government survival in Western European parliamentary democracies*, New York CUP.
- Zucchini F. (2001). "Veto players e interazione fra esecutivo e legislativo: il caso italiano", *Rivista Italiana di Scienza Politica*, n. 1.