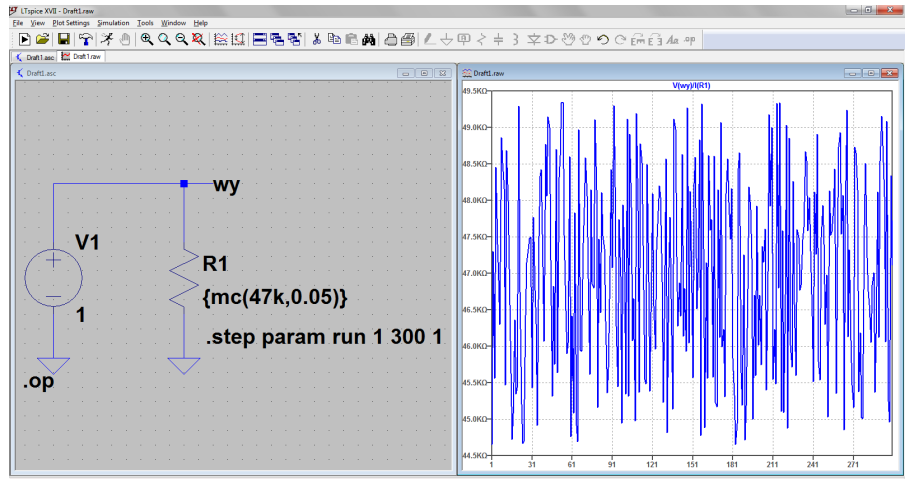


losowo. Z taką symulacją jest związany parametr **RUN**. W tym przypadku zmienia się on od 1 do 100 z krokiem równym 1.

Funkcja **mc** korzysta z wewnętrznego generatora liczb losowych (pseudolosowych) o rozkładzie równomiernym. W każdym razie można tak z grubsza o nim powiedzieć. Jak to działa? Przekonajmy się na prostym przykładzie. Na **rysunku 1** pokazano prosty układ, który zastosujemy do pomiaru rezystancji. Składa się ze źródła napięciowego i dołączonego do niego rezystora 47 kΩ o tolerancji 5%. Rezystancja jest więc zadana parametrycznie: `{mc(47k,0.05)}`. Wykonamy pomiary 300 takich rezystorów. W tym celu w oknie edytora schematów LTspice umieszczamy polecenie `.step param run 1 300 1`. Aby możliwy był pomiar rezystancji, należy kliknąć pr-

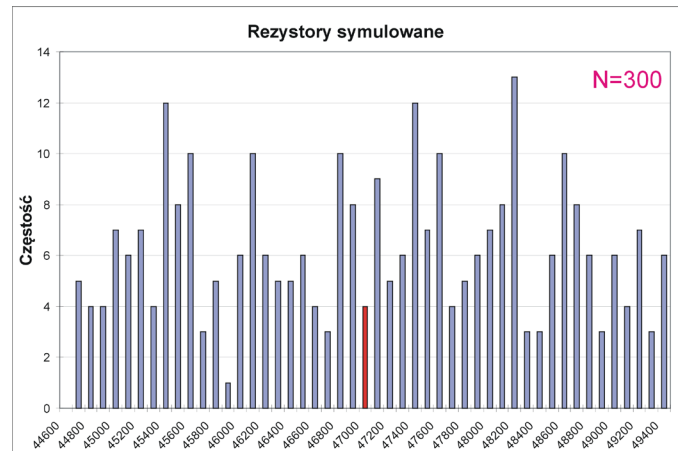


Rysunek 1. Układ do symulacji pomiaru rezystancji

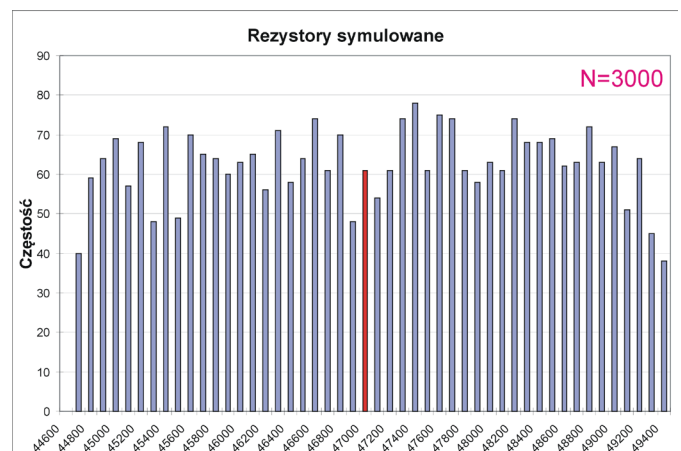
wym przyciskiem myszki na tytuł okna wykresu i wpisać wyrażenie: $V(wy)/I(R1)$. Uruchamiając symulację „DC op point” (.op), uzyskamy wykres wyników 300 pomiarów rezystancji. Widzimy, jak one się zmieniają, ale na razie nie możemy nic powiedzieć o statystyce tych zmian. Będzie to możliwe na podstawie analizy wyników w Excelu. Klikamy więc na okno wykresu i uruchamiamy polecenie *File* → *Export data as tekst*. Następnie wskazujemy folder docelowy (przycisk „Browse”), nadajemy nazwę plikowi, np. *pomiar_rezystancji.txt* i w oknie „Select Traces to Export” wskazujemy pozycję $V(wy)/I(R1)$. Teraz wystarczy uruchomić Excel, zamknąć wszystkie arkusze i z okna menedżera plików przeciągnąć nasz zapisany plik do Excela. Zostaje w nim otwarty arkusz z wynikami naszej symulacji. Nas będzie interesować tylko kolumna B zawierająca wartości 300 zmierzonych w programie LTspice rezystancji. Ponieważ mają one mało czytelny zapis naukowy, można go zmienić na ogólny. Można również usunąć pierwszy wiersz zawierający nagłówki kolumn. Nie będą nam potrzebne. W polu D1 wpisujemy polecenie `=min(b1:b300)`, które pokaże nam minimalną zmierzoną rezystancję. Podobnie w polu D2 podglądamy rezystancję maksymalną (`=max(b1:b300)`). Możemy już przystąpić do analizy statystycznej. W tym celu sporządzimy histogram pokazujący rozrzut wartości. W kolumnie F umieszczamy zakres zbioru. Są to liczby zmieniające się od 44600 do 49400, co 100, a więc w przybliżeniu od rezystancji minimalnej do maksymalnej. Z menu „Narzędzia” wybieramy „Analiza danych → Histogram”, podając zakres komórek od B1 do B300, które zawierają zmierzone w symulatorze rezystancje. Zaznaczamy również opcję „Wykres wyjściowy”. Arkusz znajdzie się w materiałach dodatkowych do artykułu w pliku *rezystory_sym_pom.xls*. Wyniki tej analizy pokazano na **rysunku 2**. Przy zastosowanej liczbie pomiarów rozkład jest rozmyty, ale z pewną rezerwą można go nazwać równomiernym. Dla przypomnienia, dla rozkładu równomiernego częstości występowania poszczególnych wartości powinny być teoretycznie równe, a w praktyce zbliżone do siebie. Wyniki analizy dla 3000 rezystorów zaprezentowano na **rysunku 3**. Ten rozkład ma wygląd znacznie bardziej podobny do rozkładu równomiernego. Na obu wykresach zaznaczono czerwonym słupkiem wartość nominalną.

Opisane doświadczenie doskonale pokazuje jakość generatora pseudolosowego użytego w symulatorze LTspice. Pytanie jednak, czy ono dobrze oddaje rzeczywistość? – na czym nam oczywiście bardzo zależy. I tu rodzi się pewna wątpliwość, gdyż rzeczywisty rozkład rezystancji rezystorów wybranych losowo z koszyka jest zupełnie inny. Jak Czytelnicy zapewne wiedzą, jest to rozkład tzw. normalny. Taki rozkład charakteryzuje się tym, że najlichniesze są elementy o wartościach zbliżonych do nominalnych. Liczność ta zmniejsza się w miarę oddalania się od nominalu symetrycznie w jedną i drugą stronę. Charakter tych zmian określa dobrze wszystkim znana, choćby ze słyszenia, krzywa Gaussa (**rysunek 4**). Nie będziemy tu wnikać w jej

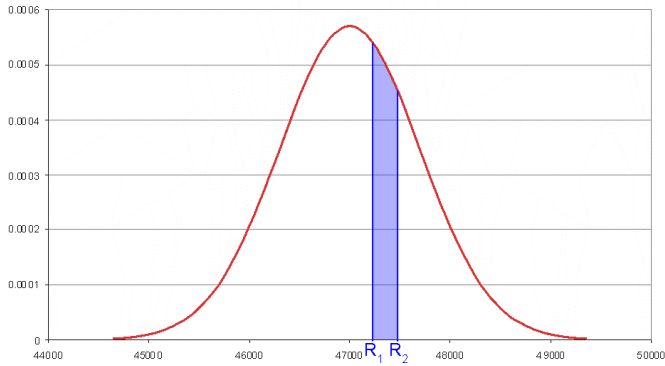
matematyczny zapis, byłby to temat trochę za ciężki na wakacyjną porę. Można tylko powiedzieć, że reprezentowana jest na niej gęstość prawdopodobieństwa pewnej zmiennej losowej, którą w naszym przypadku jest rezystancja rezystora wyciągniętego losowo z koszyka. Oznacza to, że prawdopodobieństwo np. wyciągnięcia rezystora o rezystancji z przedziału od R1 do R2 (**rysunek 4**) jest równe całce pod zakreślonym obszarem krzywej Gaussa. Pole od $-\infty$ do $+\infty$ jest oczywiście równe 1 jako prawdopodobieństwo całkowite (mówiąc uszczypliwie, tylko w wojsku może przekraczać ono wartość 1). Spokojnie, nie będziemy tego liczyć, wrócimy natomiast do świata realnego. Zobaczymy, jak to jest w praktyce.



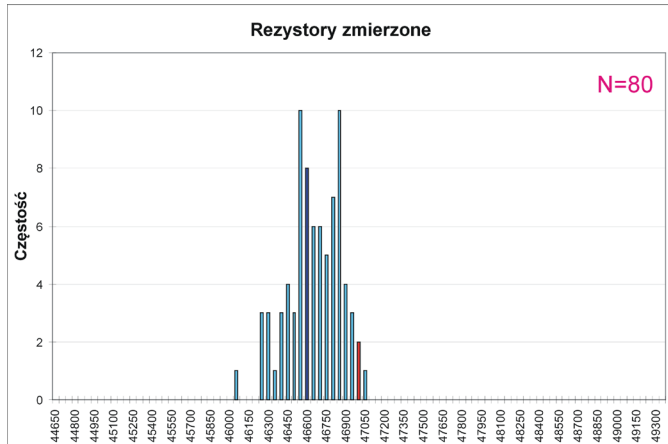
Rysunek 2. Histogram wyników symulacji pomiaru rezystancji metodą Monte Carlo na próbie liczącej 300 elementów



Rysunek 3. Histogram wyników symulacji pomiaru rezystancji metodą Monte Carlo na próbie liczącej 3000 elementów



Rysunek 4. Krzywa Gaussa ilustrująca prawdopodobieństwo wystąpienia rezystorów o rezystancji z przedziału R1...R2

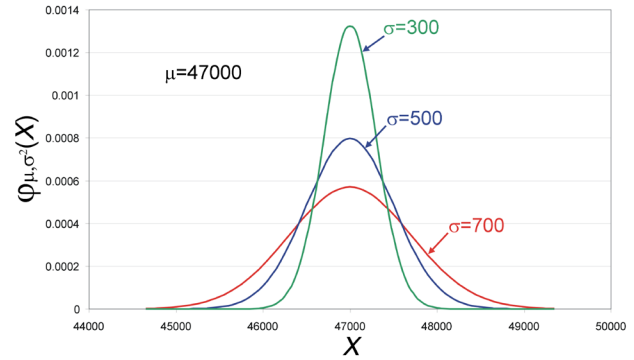


Rysunek 5. Histogram rezystancji 80 fizycznie zmierzonych rezystorów 47 kΩ

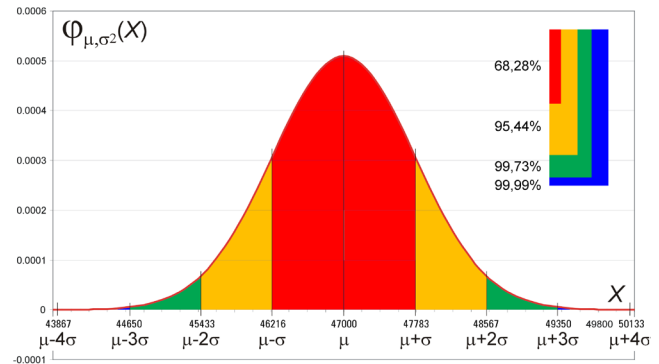
Wyciągnąłem z koszyka 80 sztuk 5-procentowych rezystorów 47 kΩ (tyle miałem pod ręką) i zmierzyłem ich rezystancje miernikiem Tektronix DMM914 o deklarowanej przez producenta dokładności $\pm(0,8\%+10)$. Dalsze czynności były podobne do tych z symulacji, z tym że dane były już prawdziwe, ale niestety było ich znacznie mniej. Wyniki rozkładu rzeczywistych rezystancji pokazano na **rysunku 5**. Na tej podstawie można wyciągnąć kilka wniosków. Po pierwsze, rozkład, mimo stosunkowo niewielkiej liczby danych, znacznie bardziej przypomina rozkład normalny niż rozkład równomierny. Po drugie, widoczne jest wyraźne przesunięcie rezystancji średniej od nominalnej, wynoszące 368 Ω. Jest to wprawdzie wartość prawie dokładnie równa dokładności miernika użytego do pomiaru rezystancji ($\pm 376,1 \Omega$), ale był on testowany też na rezystorach 1-procentowych i te pomiary wykazały poprawność wskazań. Wynika z tego, że to raczej seria produkcyjna rezystorów poddanych pomiarom charakteryzowała się wspomnianą odchyłką. Jest jeszcze trzeci wniosek: rezystory miały mniejszą odchyłkę od wartości nominalnej, niż wynikałoby z tolerancji podawanej przez producenta. W badanej serii odchyłka ta wynosiła $-2,11\%$, $+0,02\%$. Pozostaje pytanie, co z tym fantem zrobić?

Czy funkcja gauss jest lepsza od mc?

Nie stoimy na straconej pozycji. W programie LTspice jest dostępna inna funkcja, która powinna rozwiązać nasze problemy. Ma ona składnię: `gauss(stdv)`. Żeby ją zrozumieć, musimy jeszcze na chwilę powrócić do rozkładu normalnego i krzywej Gaussa. Rozkład ten jest opisany dwoma parametrami: wartością średnią (μ) i odchyleniem standardowym. Odchylenie standardowe, oznaczane grecką literą sigma σ , określa, w jakim stopniu wartości zmiennej losowej odbiegają od średniej. Im odchylenie standardowe jest mniejsze, tym krzywa jest węższa, ale też i wyższa (pamiętamy, że pole pod całą krzywą jest równe 1). Na **rysunku 6** pokazano 3 krzywe reprezentujące gęstość prawdopodobieństwa dla 3 zmiennych losowych o tej



Rysunek 6. Krzywe Gaussa zmiennej losowej o tej samej wartości średniej i różnych odchyleniach standardowych



Rysunek 7. Procentowy udział elementów populacji charakteryzowanej rozkładem normalnym w zależności od odległości od wartości średniej

samej wartości średniej (47000) i odchyleniach standardowych różnych: 300, 500 i 700. Geometryczną interpretacją odchylenia standardowego jest punkt przegięcia krzywizny krzywej Gaussa. Jakże ma to znaczenie praktyczne?

Z matematycznego opisu rozkładu normalnego wynika, jaki procent wszystkich wartości zmiennej losowej mieści się w określonym przedziale (**rysunek 7**). I tak dla:

- σ ... μ ... σ jest to 68,88%
- 2σ ... μ ... 2σ jest to 95,94%
- 3σ ... μ ... 3σ jest to 99,73%
- 4σ ... μ ... 4σ jest to 99,99%

Wynika z tego, że dla 5-procentowego rezystora 47 kΩ odchylenie standardowe przy założeniu, że co najmniej 99,73% wyprodukowanych elementów znajdzie się w przyjętej tolerancji, powinno być równe ok. 783 Ω. Powstaje tu pytanie, czy producenci biorą pod uwagę statystykę i sprzedają całą serię, ufając, że prawdopodobieństwo trafienia na element spoza gwarantowanej tolerancji jest tak małe, że nie warto sobie nim zawracać głowy, czy jednak mierzą każdy element przed zapakowaniem go do sprzedaży i odrzucają elementy niemieszczące się w tolerancji?

Sprawdźmy teraz funkcję `gauss(stdev)` w działaniu. Zwraca ona losową odchyłkę plus/minus od znormalizowanej wartości średniej równej zero, wygenerowaną zgodnie z rozkładem normalnym o zadanym parametrycznie odchyleniu standardowym. Zapewne większość Czytelników jeszcze nie wie, o co chodzi, ale przykład rozwieje wszelkie wątpliwości. Funkcja `mc(nominał, tolerancja)` zwraca gotową daną o losowej wartości (o rozkładzie równomiernym) mieszczącą się w tolerancji, napiszmy więc własną funkcję, która będzie działała podobnie, tylko użyty generator losowy będzie miał rozkład normalny. Naszą funkcję nazwiemy `mcg` i będzie ona miała takie same argumenty jak funkcja `mc`. Definicja jest więc następująca: `.func mcg(nomin, tol)=nomin*(1+gauss(tol/3))`

Założyliśmy tutaj, że 99,75% wylosowanych wartości zmieści się w tolerancji. Stąd w argumencie funkcji tolerancja jest dzielona przez 3.

Gdybyśmy chcieli mieć większą pewność, w mianowniku powinna się znaleźć większa liczba, np. dla $tol/4$, zgodnie z podanymi wcześniej wnioskami, 99,99% wylosowanych wartości zmieści się w tolerancji. Schemat układu pomiarowego i wyniki wirtualnego pomiaru rezystancji 1000 rezystorów przedstawiono na **rysunku 8**. Pozostała jeszcze analiza statystyczna z zastosowaniem Excela. Przeprowadzamy ją dokładnie tak samo jak poprzednio, a wyniki są widoczne na **rysunku 9**.

Dla porządku warto jeszcze zestawzić porównanie rozrzutu rezystancji 80 rzeczywistych rezystorów z analogiczną symulacją przeprowadzoną z użyciem funkcji *mcg*, a więc przyjmującą bliższy naturze rozkład normalny, nie równomierny (**rysunek 10**).

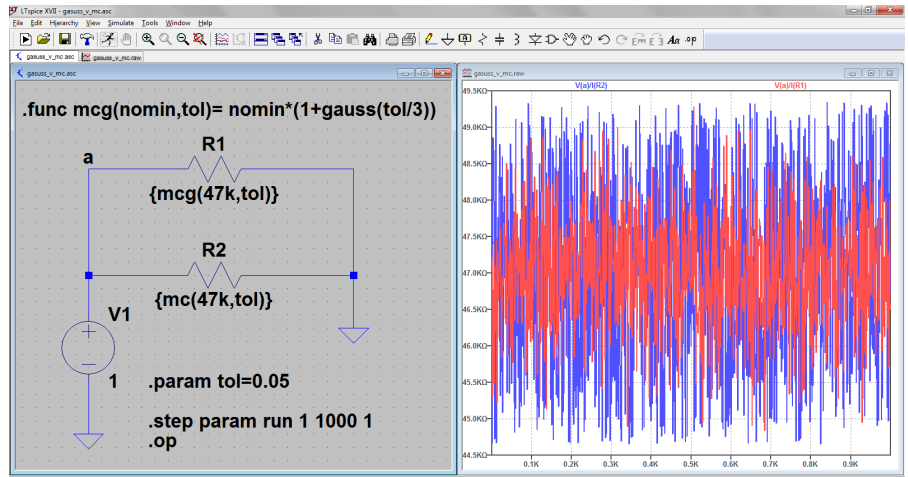
Opisane metody stworzono po to, by było możliwe szacowanie zachowania się danego urządzenia np. elektronicznego (bo są to metody stosowane nie tylko w elektronice) w pewnych przypadkach, które można uznać za skrajne. Wcześniej badaliśmy rozrzut rezystancji rezystorów, ale dużo bardziej interesujące będzie np. sprawdzenie zachowania się wzmacniacza zbudowanego z użyciem takich rezystorów, uwzględniające ponadto i inne parametry, takie jak temperatura, wahania napięcia zasilającego, współczynniki wzmocnienia prądowego tranzystorów czy wzmocnienia wzmacniaczy operacyjnych. Sprawdźmy, jak opisane metody sprawdzą się w takim zastosowaniu.

Symulacja wzmacniacza z filtrem TT w pętli sprzężenia zwrotnego

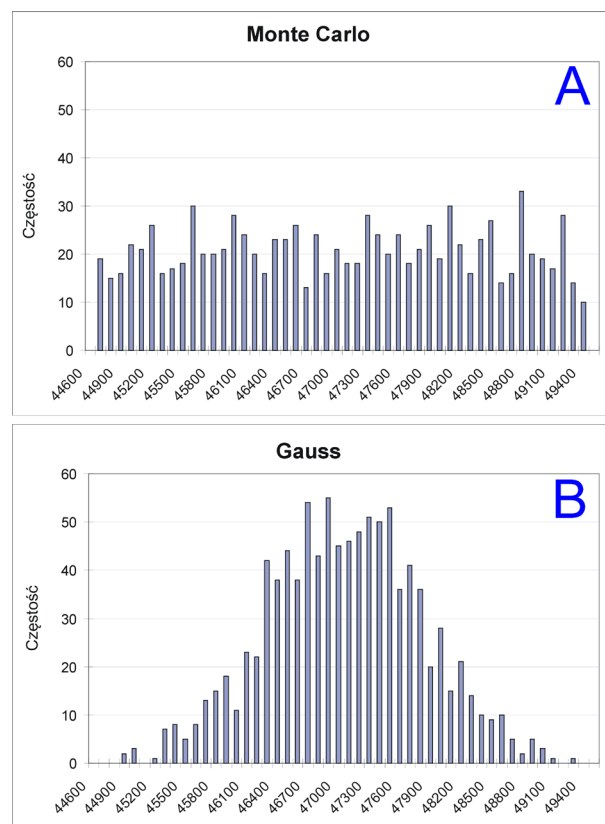
Tym razem naszym zadaniem jest symulacja wzmacniacza pokazanego na **rysunku 11**, a następnie praktyczna weryfikacja jego parametrów w pomiarach układu rzeczywistego. W układzie zastosowano pasmowozaporowy filtr selektywny typu „podwójne T” umieszczony w pętli ujemnego sprzężenia zwrotnego. Oznacza to, że uzyskamy wzmacniacz, o którym można powiedzieć, że jest w pewnym sensie selektywny o częstotliwości równej $1/(2 \cdot \pi \cdot R \cdot C)$. Dla elementów $R=47 \text{ k}\Omega$ i $C=100 \text{ nF}$ środkowa częstotliwość wzmacniana f_0 jest równa 33,9 Hz. To „w pewnym sensie” wynika z faktu, że dla prądu stałego i niskich częstotliwości wzmocnienie nie jest równe 0, czego oczekiwaliśmy od wzmacniacza selektywnego.

Ze względu na duże wzmocnienie dla częstotliwości mostka TT i możliwość przesterowania wzmacniacza świadomie popuszamy jego parametry, dołączając równolegle do mostka rezystor, a właściwie 4 rezystory 47 kΩ. Są to te same rezystory, które były wcześniej mierzone. Uzyskujemy w ten sposób dwie korzyści: zmniejszamy wzmocnienie i możliwość przesterowania, dodajemy 4 elementy decydujące o końcowych parametrach wzmacniacza. Dodanie rezystorów spowoduje również nieznaczne przesunięcie f_0 , ale w tym przypadku nie interesuje nas wartość bezwzględna f_0 , a rozrzut tego parametru wynikający z tolerancji zastosowanych elementów (rezystorów i kondensatorów). Zakładamy użycie rezystorów 5-procentowych i kondensatorów 10-procentowych.

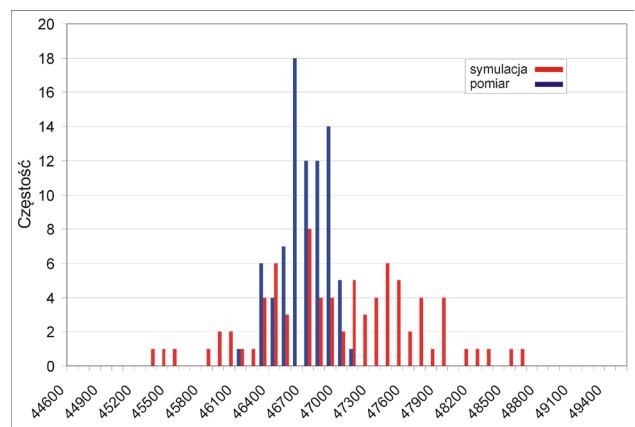
Rozpatrywany układ jest zbudowany na wzmacniaczu operacyjnym OP491. Jak widać na **rysunku 11**, w naszym wirtualnym świecie narysowaliśmy dwa identyczne wzmacniacze, każdy z nich będzie jednak inaczej symulowany. Górny układ poddamy symulacji metodą Monte Carlo, w dolnym zaś zastosujemy naszą własną funkcję *mcg*, która, jak wiemy, używa rozkładu normalnego liczb losowych. W jednej sesji wykonamy 200 przebiegów, mierząc w każdym z nich i zapisując częstotliwość f_0 odpowiadającą maksymalnemu wzmocnieniu. Naszym zadaniem będzie następnie określenie za pomocą Excela wartości minimalnej i maksymalnej dla każdej metody oraz wyznaczenie histogramów rozrzutu f_0 .



Rysunek 8. Schemat układu pomiarowego i wyniki wirtualnego pomiaru rezystancji 1000 rezystorów z zastosowaniem metody Monte Carlo i funkcji gauss



Rysunek 9. Porównanie rozrzutu rezystancji symulowanego pomiaru 1000 rezystorów metodą Monte Carlo i funkcją gauss



Rysunek 10. Porównanie rozrzutu wyników symulowanego i rzeczywistego pomiaru rezystancji 80 rezystorów 47 kΩ

Do wyznaczenia częstotliwości f_0 w każdym pomiarze, dla górnego układu, definiujemy polecenia:

```
.meas AC u0mc MAX mag(v(wy_mc))
.meas AC f0mc TARG mag(v(wy_mc))=u0mc
```

W pierwszej linii znajdowane jest i zapisywane w zmiennej $u0mc$ maksymalne napięcie wyjściowe w całym przebiegu analizy częstotliwościowej. W drugiej linii symulator zapisuje w zmiennej $f0mc$ aktualną częstotliwość pomiarową i czyni to aż do momentu, w którym napięcie wyjściowe będzie mniejsze od $u0mc$. Oznacza to, że w zmiennej $f0mc$ została zapisana częstotliwość napięcia maksymalnego i dalsza modyfikacja tej zmiennej jest już zablokowana (opcja TARG). Analogicznie postępujemy dla wzmacniacza dolnego:

```
.meas AC u0mcg MAX mag(v(wy_mcg))
.meas AC f0mcg TARG mag(v(wy_mcg))=u0mcg
mag(v(wy_mcg))=u0mcg
```

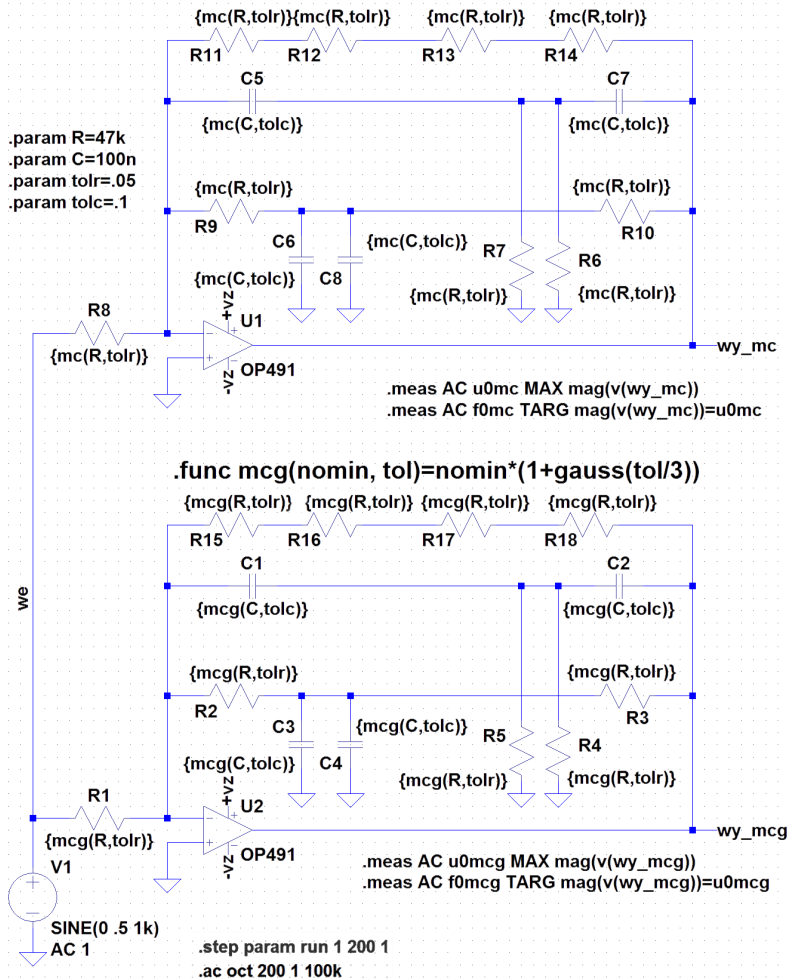
Wszystko gotowe, zatem do dzieła. Najpierw przeprowadzimy jeden pomiar, aby sprawdzić, jak wygląda ogólna charakterystyka częstotliwościowa (rysunek 12). Jak widać, potwierdza ona nasze założenia. Teraz możemy już wykonać pełną symulację składającą się z 200 przebiegów (.step param run 1 200 1). Zawężamy też zakres przemieszczenia częstotliwości do 10...100 Hz i przyjmujemy 200 pomiarów na oktawę. Uruchamiamy symulację .AC oct 200 1 100.

Na rysunku 13 pokazano wyniki. Górny wykres to symulacja Monte Carlo, dolny to gauss. Krzywe są dość rozmyte, więc trudno jest osądzić, który zakres zmian jest większy. Aby sprawdzić te różnice ilościowo, otwieramy okno View → SPICE Error Log i odszukujemy dane dotyczące f_0 dla obu metod (Measurement: $f0mcg$ i Measurement: $f0mc$). Przenosimy je do Excela np. przez clipboard, a następnie znanymi metodami sporządzamy histogramy i określamy inne parametry, takie jak wartości minimalne, maksymalne, średnie f_0 oraz zakres zmian f_0 dla obu metod. Wyniki tej analizy są widoczne na rysunku 14. Na ich podstawie można wyciągnąć wniosek, że obie metody wykazały w tym przypadku duże podobieństwo. Średnia częstotliwość f_0 dla metody Monte Carlo (mieszcząca się pomiędzy wartościami skrajnymi) jest równa 41,21 Hz, a pomiar z użyciem funkcji gauss dał wynik 41,26 Hz. Analogiczne rozrzuty tej częstotliwości są równe: 7,27 Hz i 4,71 Hz. Jak można się było spodziewać, uzyskiwane wartości w metodzie Monte Carlo są bardziej równomiernie rozrzucone w całym zakresie, w pomiarach z funkcją gauss są bardziej skupione wokół wartości średniej. Sprawdźmy teraz, jaka jest rzeczywistość.

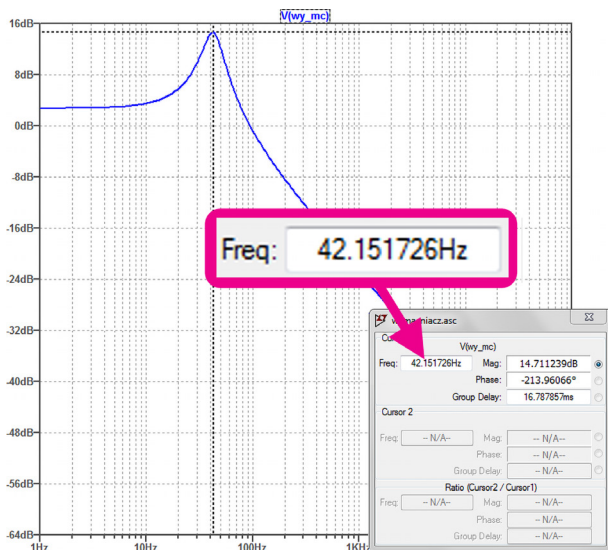
Pomiar wzmacniacza z mostkiem TT

Pomiar przebiega dokładnie tak, jak symulacja. Wykorzystujemy do tego narzędzie „Network Analyzer” w programie WaveForms. Wzmacniacz zasilamy napięciem +5 V i -5 V. Sygnał wejściowy podajemy z kanału W1 generatora arbitralnego i oglądamy go 1. kanałem oscyloskopowym. Kanał 2. dołączamy do wyjścia. Tradycyjnie już włączamy podgląd „Time” w analizatorze, aby mieć pewność, że wzmacniacz w czasie pomiaru nie został przesterowany. Napięcie wyjściowe o amplitudzie 800 mV powinno być bezpieczne.

Wstępny pomiar potwierdził wyniki symulacji. Zawężamy więc zakres badanych częstotliwości do takiego, jaki był w symulacji, a więc 10...100 Hz. Za każdym razem będziemy wymieniać rezystory i kondensatory, czeka nas więc sporo pracy...



Rysunek 11. Schemat wzmacniacza z mostkiem TT w pętli sprzężenia zwrotnego symulowanego metodą Monte Carlo i z zastosowaniem funkcji gauss



Rysunek 12. Pełna charakterystyka częstotliwościowa wzmacniacza rzeczywistego

Rezystorów (i czasu) wystarczyło na zmierzenie 9 wzmacniaczy. To trochę mało ze statystycznego punktu widzenia. Czy mogą więc dziwić uzyskane wyniki (rysunek 15)? Okazało się, że rozrzut częstotliwości f_0 zmieścił się w 2 krokach przemieszczenia częstotliwości w czasie pomiaru, a więc nie przekroczył 0,5 Hz (sic!). Różnice wzmocnienia dla częstotliwości f_0 zmieściły się natomiast w 0,25 dB. W symulacji otrzymaliśmy ok. 7,27 Hz (4,71 Hz) i 2,81 dB (1,63 dB) dla metod odpowiednio mc i mcg .

argumenty jak **mc**, czyli wartość nominalną (*nom*) i tolerancję (*tol*). Ponadto wszystkie elementy, które mają być uwzględnione w obliczeniach najgorszego przypadku, muszą być zaindeksowane. Unikatowy dla każdego elementu indeks jest podawany jako trzeci argument funkcji. Indeksowanie jest przeprowadzone ręcznie, trzeba więc bardzo uważać, aby się nie pomylić. Indeksy nie mogą się powtórzyć i muszą to być kolejne liczby całkowite, począwszy od zera. Rozpisując je binarnie, otrzymujemy tablicę zawierającą zbiór informacji o tym, czy dla danego przebiegu symulacji, podawanego za pośrednictwem zmiennej **RUN**, ma być obliczana dla danego elementu wartość minimalna (np. dla zera), czy maksymalna (dla jedynki). Dla **RUN=0** przyjmowana jest wartość nominalna. Algorytm można łatwiej zrozumieć, przyglądając się tabeli 1, sporządzonej dla 3 elementów. Przykładowo, dla przebiegu symulacji o numerze 6 element o indeksie 2 przyjmie wartość maksymalną (bo jest 1), element 1 przyjmie wartość minimalną (0), a element o indeksie 0 maksymalną (1). Funkcja **binary** ma zagnieżdżoną funkcję biblioteczną programu LTSpice o nazwie **floor(x)**. Oblicza ona liczbę całkowitą, która jest równa lub mniejsza od argumentu. Wygląda to dość zawile, ale po bliższej analizie zapisów funkcji wszystko powinno być jasne.

Definicja funkcji **binary** jest następująca:
`.func binary(i) floor(run/(2**i))-2*floor(run/(2**(i+1)))`

To już w zasadzie wszystko, co należało powiedzieć o metodzie Worst Case. Zmodyfikowany schemat przygotowany do symulacji pokazano na rysunku 16. Liczba przebiegów nie jest w tym przypadku obojętna, i tu zaczynają się problemy. W naszym przykładzie jest 13 elementów, które powinny być uwzględniane w analizie. Konieczna liczba iteracji jest więc równa $2^{13}=8192+1$ (+1 wynika z uwzględniania wartości nominalnych), czyli 8193. Aby maksymalnie przyspieszyć pracę symulatora, warto skorzystać z polecenia `.save(v(wy))`. Powoduje ono matrycowanie tylko wskazanego węzła, czyli wyjścia naszego wzmacniacza. Wadą takiego rozwiązania jest to, że po zakończeniu obliczeń widzimy tylko sygnał ze wskazanego węzła.

Pora jest późna, zapuszczam symulację i idę spać... Rano wyniki są już gotowe (rysunek 17). Okazuje się, że średnia częstotliwość f_0 jest równa 41,6 Hz, a różnica między minimalną a maksymalną częstotliwością f_0 jest równa aż 12,9 Hz. To 1,68 razy więcej niż w metodzie Monte Carlo i aż 2,3 razy więcej niż w symulacji z funkcją *gauss*.

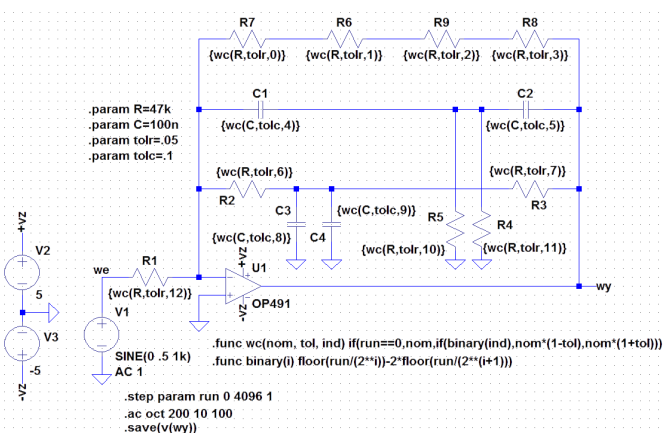
Wnioski

Gdybyśmy budowali urządzenie decydujące np. o czymś w życiu, należałoby rozpatrywać najgorszy przypadek. Zauważmy, że metody losowe nawet nie zbliżyły się do najgorszego przypadku. W produkcji, szczególnie wielkoseryjnej, nie można wykluczyć, że użyte elementy spełnią takie kryteria. Prawdopodobieństwo takiego zdarzenia jest jednak niewielkie. Bardziej życiowo parametry urządzenia oddaje symulacja z funkcją *gauss*.

Gdyby producent oparł się na tych wynikach i określił na ich podstawie parametry urządzenia w specyfikacji technicznej, musiałby się gęsto tłumaczyć z ewentualnych reklamacji zgłaszanych przez użytkowników w przypadku niespełnienia podawanych parametrów. Sytuacja trochę przypomina ubezpieczenia. Towarzystwa ubezpieczeniowe szacują na podstawie obserwacji statystycznych stawki ubezpieczeniowe i kwoty wypłat odszkodowań, zakładając, że określony procent

Tabela 1. Tablica zawierająca zbiór informacji o tym, czy dla danego przebiegu symulacji podawanego za pośrednictwem zmiennej RUN ma być obliczana dla danego elementu wartość minimalna (np. dla zera), czy maksymalna (dla jedynki)

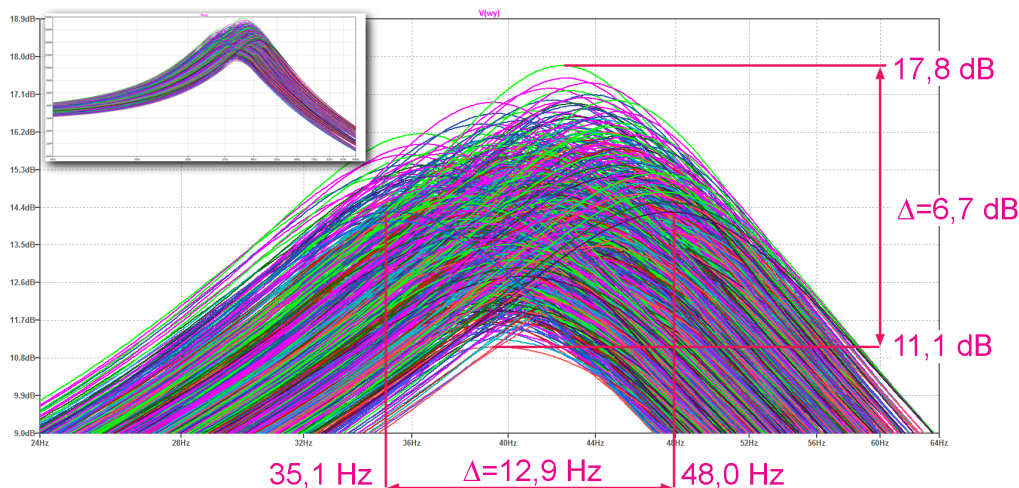
Indeks	2	1	0
RUN			
1	0	0	0
2	0	0	1
3	0	1	0
4	0	1	1
5	1	0	0
6	1	0	1
7	1	1	0
8	1	1	1
0	N	N	N



Rysunek 16. Schemat wzmacniacza z mostkiem TT w pętli sprzężenia zwrotnego symulowanego metodą Worst Case

poszkodowanych nie będzie dociekać swoich praw. A jeśli już trafi się jakiś bardzo uparty klient (mający rację, o czym dobrze wiedzą), to zgadzają się na stawiane warunki i nawet nie wysyłają swojego przedstawiciela na ewentualne rozprawy sądowe. To są prawa statystyki. Ich nadużywanie może jednak podważyć reputację firmy.

Jarosław Doliński, EP



Rysunek 17. Wykres przedstawiający rozrzut częstotliwości f_0 wzmacniacza symulowanego metodą Worst Case